

江苏省成人高等教育精品资源共享课程建设

申报书

学 校 名 称 南京农业大学

课 程 名 称 土地经济学

课 程 层 次 高起专 高起本 专升本

课 程 类 型 公共基础课 专业基础课 专业课

课 程 基 础 校级精品 省级精品

所属一级学科名称 管理学

所属二级学科名称 公共管理类

课程负责人 冯淑怡

申报日期 2016年12月08日

填写要求

1. 本表限用 A4 纸双面打印。
2. 表格文本中外文名词第一次出现时，要写清全称和缩写，再次出现时可以使用缩写。
3. 涉密内容不填写，有可能涉密和不宜大范围公开的内容，请在说明栏中注明。
4. 课程所属学科按教育部规定的方式分类：本科专业按照《普通高等学校本科专业目录》（教高〔2012〕9号）填报，专科专业按照《普通高等学校高等职业教育（专科）专业目录》（教职成〔2015〕10号）填报。
5. 本表中填写内容可以根据情况进行扩充；本表有关统计内容截止时间为 2016 年 8 月 31 日。

1. 课程负责人

基本信息	课程负责人	冯淑怡	性 别	女	出生年月	1973.10
	最终学历	研究生	专业技术职务	教授		
	学 位	博士	行政职务	无		
	所在院系	公共管理学院土地资源管理				
	通信地址(邮编)	江苏省南京市玄武区卫岗1号, 210095				
	研究方向	土地经济、土地制度、资源与环境经济				
教学情况	<p>1. 近五年来讲授的主要课程</p> <p>(1) 土地经济学、专业基础课(本科生)、5届学生共200人。</p> <p>(2) 资源环境经济与土地资源管理研究进展(全英文)、选修课(留学生)、18周36学时、5届学生共35人。</p> <p>(3) 制度经济与土地制度、选修课(硕士生)、5届学生共200人。</p> <p>(4) 资源与环境经济学(双语)、研究类课程、5届学生共200人。</p> <p>(5) Seminar II: 文献选读(双语)、研究类课程、3届学生共100人。</p> <p>2. 近五年来承担的实践性教学任务</p> <p>(1) 大学生创新训练计划(简称SRT计划) 每届1组 3届, 共3组;</p> <p>(2) 本科毕业论文 每届2-6人 5届, 共18人;</p> <p>(3) 硕士毕业论文 每届2-5人 5届, 共15人;</p> <p>(4) 博士毕业论文 每届1-2人 5届, 共4人。</p> <p>3. 获得的教学表彰/奖励</p> <p>(1) 长江学者(青年学者), 1/1, 2015, 土地资源管理学, 教育部;</p> <p>(2) “江苏省优秀教育工作者”, 1/1, 2016, 江苏省教育厅;</p> <p>(3) 农林高校公共管理拔尖人才能力提升的实践与创新, 2013年江苏省教学成果奖(高等教育类)一等奖, 5/5, 2013, 江苏省教育厅;</p> <p>(4) 新世纪优秀人才支持计划, 1/1, 2010, 教育部;</p> <p>(5) 中国高校十佳青年土地资源管理学家, 1/1, 2011, 教育部高等学校公共管理学科教育指导委员会。</p> <p>4. 在本课程建设中承担的工作: 主要负责《土地经济学》整体的课程设计、教案编写、课程录制以及联络组织等基本工作。与此同时, 还致力于持续建设和更新课程内容、改革和创新教学模式、转换和提升教学方法。为了实现更完善的教学机制, 在网络教学、双语教学、实践教学以及考核方式等方面做了大量的工作。</p>					

学术
研究

1. 近五年来承担的学术研究课题

(1) 农地规模经营研究：驱动机理、绩效评价、政策设计，国家自然科学基金面上项目，2010-2017，主持；

(2) 农地流转的模式、影响因素及其绩效研究——以江苏省为例，江苏省第四期“333高层次人才培养工程”科研项目，2014-2016，主持；

(3) Erasmus Mundus Action 2 - Erasmus Mundus Partnerships, ALFABETE, Asia: Life, Food, Agriculture, Biotechnology, Engineering, Technology, Economics, 2014-2017，参加；

(4) 农村集体经营性建设用地流转权益实现与保护研究，江苏省土地资源调查中心，2014-2015，主持；

(5) 农村土地制度与资源配置，国家自然科学基金优秀青年科学基金项目，2014-2016，主持；

2. 在国内外公开发行的著作和学术论文

(1) 秸秆还田对稻田温室气体排放的影响：Meta 分析——以长江中下游地区为例，中国人口·资源与环境，第二作者，2016；

(2) 农地规模经营影响因素的实证研究——基于江苏省村庄调查数据，中国土地科学，第二作者、通讯作者，2015；

(3) 我国城乡建设用地增减挂钩政策与美国土地发展权转移政策的比较研究，经济地理，第二作者、通讯作者，2015；

(4) Identifying entry points to improve fertilizer use efficiency in Taihu Basin, China, Land Use Policy, 第二作者、通讯作者，2014(SSCI)；

(5) Consumer preferences for micronutrient strategies in China. A comparison between folic acid supplementation and folate biofortification, Public Health Nutrition, 第二作者，2013(SCI)。

3. 获得的学术研究表彰/奖励

(1) 江苏省社科应用研究精品工程一等奖，江苏农村农业生产经营发展报告 2014，江苏省哲学社会科学界联合会，独立，2016


(2) 江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖一等奖，农村发展中环境管理研究，江苏省人民政府，冯淑怡、曲福田、周曙东、诸培新等，2014

(3) 江苏省哲学社会科学界第六届学术大会优秀论文二等奖，江苏省“万顷良田建设工程”宅基地置换模式区域差异及其原因分析，江苏省哲学社会科学界联合会，冯淑怡、上官彩霞、曲福田，2012

(3) 江苏省第十二届哲学社会科学优秀成果奖三等奖，从日本经验看我国耕地保护的
压力及应对建议，江苏省人民政府，曲福田、冯淑怡，2012

(5) 第二届全国农林高校哲学社会科学论坛优秀论文一等奖，太湖流域上游地区不同施肥技术下水稻生产对环境的影响分析：基于生命周期评价方法，全国农林高校哲学社会科学协作组，卢娜、曲福田、冯淑怡，2011

2. 课程团队

主讲教师、教学 辅助人员基本 信息	姓名	性别	出生年月	单位	职称	学科专业	在课程建设中承担的工作	签字
	冯淑怡	女	1973.10	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计、主讲、组织联络	
	曲福田	男	1962.08	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计	曲福田
	吴群	男	1964.06	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计	吴群
	石晓平	男	1973.11	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计、主讲	石晓平
	诸培新	男	1968.05	南京农业大学	教授	土地资源管理	主讲、课件设计	诸培新
	唐焱	女	1968.03	南京农业大学	教授	土地资源管理	主讲、课件设计	唐焱
	邹伟	男	1972.10	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计	邹伟
	郭贯成	男	1977.09	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计	郭贯成
	马贤磊	男	1981.04	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计	马贤磊
	姜海	男	1978.09	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计	姜海
	刘向南	男	1976.11	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计	刘向南
高平	女	1982.04	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计	高平	

<p>师队伍 整体素 质</p>	<p>1. 知识结构：课程团队由 13 名教授组成，均来自土地资源管理系。研究方向虽以土地经济为核心，但又各具特色。其中，课程负责人冯淑怡教授的研究方向是土地经济、土地制度、资源与环境经济；曲福田教授的研究方向是土地经济与管理、资源与环境经济管理；吴群教授的研究方向是土地经济与管理、地价与不动产管理；石晓平教授的研究方向是资源环境经济与政策、土地经济与政策；诸培新教授的研究方向是土地经济与政策，土地可持续利用管理，资源、环境经济与政策；唐焱教授的研究方向是土地经济与管理、不动产经济与评估；邹伟老师的研究方向是土地财税与金融、土地经济与管理；郭贯成教授的研究方向是土地经济与政策、不动产评估与管理；马贤磊教授的研究方向主要是土地经济与政策，资源经济与管理，农业发展；姜海教授的主要研究方向是土地经济、土地规划、土地行政、环境政策；刘向南副教授的研究方向是土地经济与资源管理；蓝菁副教授的研究方向为资源环境经济与可持续发展、土地经济与政策分析；高平讲师的研究方向是城市经济学与房地产市场。</p> <p>2. 年龄结构：课程团队比较年轻，其中 50 岁以上 2 人；45-50 岁 2 人；40-45 岁 4 人；30-40 岁 5 人。</p> <p>3. 配置情况：13 名教师各司其职，圆满完成《土地经济学》教学设计和课程讲授。其中，课程负责人冯淑怡教授主要负责整体的课程设计、教案整理、课程录制以及联络组织等工作，与此同时主讲并录制了第一章、第二章、第三章、第七章、第九章的内容；曲福田教授主要参与该课程的设计指导，并开展了相关的专题讲座；吴群教授主要对课程设计给予中肯的修改建议，开展了专题讲座；石晓平教授对课程设计进行了针对性地指导，并主讲和录制了第十一章、第十二章的内容；诸培新教授主要负责讲授和录制第四章、第五章、第八章内容；唐焱教授主要负责讲授和录制第六章的内容；邹伟教授主要负责课程设计以及搜集相关案例和课程资料；郭贯成教授、马贤磊教授、姜海教授、刘向南副教授、蓝菁副教授和高平讲师主要负责辅讲部分章节内容、制作和完善教学课件并且负责整理题库、试卷及答案。在师资配置上，土地经济学作为土地资源管理专业的专业基础课，每学期上课人数在 80 左右，教师与学生之比在 1：12。</p>
--------------------------	--

学术研究与教学研究	<p>1. 近五年来承担的学术研究、教学研究课题(含课题名称、来源、年限、本人所起作用)</p> <p>石晓平</p>
	<p>(1) 我国土地出让制度改革及收益共享机制研究, 教育部社会科学司, 2013-2016, 主持;</p>
	<p>(2) Erasmus Mundus Action 3-Agriculture, Skills, Knowledge in Asia: competences and employability of Erasmus Mundus graduates in Agriculture on the Asian professional Market ,2013, 参与;</p>
	<p>(3) 完善江苏农村土地制度改革研究, 江苏省哲学社会科学界联合会, 2014, 主持;</p>
	<p>(4) Erasmus Mundus Action 2 - Erasmus Mundus Partnerships, ALFABETE, Asia: Life, Food, Agriculture, Biotechnology, Engineering, Technology, Economics, 2014-2017, 参加;</p>
	<p>诸培新</p>
	<p>(1) 政府主导下农地流转对农户收入不平等影响研究: 作用机制与政府调控, 国家自然科学基金委员会, 2014-2017, 主持,</p>
	<p>(2) 农村土地增值收益分配机制研究: 以江苏省为例, 教育部社会科学司, 2012-2015, 主持;</p>
	<p>邹伟</p>
	<p>(1) 农村居民点整理对农户土地利用变化影响研究: 以长江三角洲地区典型村庄为例, 国家自然科学基金委员会, 2012-2015, 主持;</p>
<p>唐焱</p>	
<p>(1) 农地流转、农民社会保障与农业转移人口迁移——作用机制与政策调控, 国家自然科学基金委员会, 2015-2019, 主持;</p>	
<p>(2) 江苏省农地流转、农民社会保障对农业转移人口迁移的作用机制与政策调控研究, 高校哲学社会科学研究重大重点项目, 2015, 主持;</p>	
<p>(3) 江苏构筑产业竞争新优势的路径与策略研究, 省社科基地, 2015, 支持;</p>	
<p>(4) 城市土地空间资源再开发研究, 南京市发展和改革委员会, 2014, 主持;</p>	
<p>(5) 快速城市化地区农民社会保障和农地制度协同创新的公共政策选择, 教育部人文社会科学研究规划基金、青年基金、自筹经费项目, 2012, 主持;</p>	
<p>马贤磊</p>	
<p>(1) 农地流转模式、流转契约与农业规模经营模式组合: 驱动力、绩效与机制设计, 国家自然科学基金委员会, 2014-2017, 支持;</p>	
<p>(2) 二次调查“不稳定耕地”试点综合分析报告, 中国土地勘测规划院, 2014, 主持;</p>	
<p>(3) 2014 年度全国城镇土地利用强度分析和生态环境效应研究, 中国土地勘测规划院, 2014-2015, 主持;</p>	
<p>(4) 2013 年度城镇土地利用变化的生态环境影响分析, 中国土地勘测规划院, 2013-2014, 主持;</p>	
<p>(5) 2011 年全国城镇土地利用强度与规模分析, 中国土地勘测规划院科技处, 2011-2012, 主持;</p>	
<p>刘向南</p>	
<p>(1) 泰州市农村闲置宅基地退出机制研究, 泰州市国土资源局, 2016-2017, 参与;</p>	
<p>(2) 武汉市批而未用土地高效利用对策研究, 武汉市规划研究院, 2016, 参与;</p>	
<p>(3) 泰州市国土资源“十三五”专项规划, 泰州市国土资源局, 2015-2016, 主持;</p>	
<p>(4) 我国生态用地规划管理制度变迁及改革研究, 2014 年度南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金, 2014, 主持;</p>	

(5) 土地出让制度及收益分配机制的历史演变与现状特征研究(子课题), 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目子课题, 2014-2016, 主持;

2. 在国内外公开发行的著作和论文(含题目、刊物名称、署名次序与时间)

吴群

(1) 分税制下地方政府增值税偏好对工业用地供给的影响——基于全国 35 个大城市的实证, 求索, 第一作者, 2015;

(2) 税收偏好与我国城市用地结构演变——基于 35 个大城市的实证, 东南学术, 第一作者, 2015;

(3) 供地制度变革前后我国主要城市的住房供给弹性——基于 20 个城市面板数据的实证研究, 上海财经大学学报, 第二作者, 2014;

(4) 中国式分权与城市扩张: 基于公地悲剧的解释, 南京农业大学学报(社会科学版), 第二作者, 2013;

(5) 城市化与城市土地利用结构的相关研究, 中国人口·资源与环境, 第二作者, 2013;

石晓平

(1) Land tenure (in)security and crop-tree inter cropping in rural Xinjiang, China, Land Use Policy, 通讯作者, 2016;

(2) Household-level effects of China's Sloping Land Conversion Program under price and policy shifts, Land Use Policy, 第二作者, 2014;

(3) 农业产业化背景下农户水资源利用效率影响因素分析——基于甘肃省民乐县的实证分析, 中国人口·资源与环境, 第二作者、通讯作者, 2013;

(4) 农地经营规模与农业生产率研究综述, 南京农业大学学报(社会科学版), 第一作者, 2013;

(5) 《农村发展中土地资源保护机制》, 科学出版社, 第二作者, 2014;

诸培新

(1) 农户兼业阶段性分化探析, 中国人口·资源与环境, 第一作者, 2016;

(2) 集体建设用地流转增值收益共享机制研究——以昆山市为例, 中国土地科学, 第二作者, 2016;

(3) 农地流转对农户收入影响研究——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析, 中国土地科学, 第一作者, 2015;

(4) 农村土地整治的区域条件与微观农户意愿研究——以南京市万顷良田工程为例, 南京农业大学学报, 第一作者, 2015;

(5) 完善重庆地票制度的思考——基于地票性质及功能的视角, 中国土地科学, 第二作者, 2013;

邹伟

(1) 土地保有税对工业企业土地利用效率影响研究——基于江苏省的典型企业调查, 中国土地科学, 第一作者, 2014;

(2) 关于我国开征农地使用税的探析, 农村经济, 第一作者, 2011;

唐焱

(1) 留地安置政策下农户的土地增值收益共享性研究——以杭州市三义社区为例, 中国土地科学, 第一作者, 2016;

(2) 农地保障功能被替代程度的地区差异及对农户农地转出意愿的影响研究, 农业现代化研究, 第一作者, 2015;

(3) 沪宁杭三市土地市场与区域经济协调发展评价研究, 资源开发与市场, 第二作者、通讯作者, 2014;

(4) 基于 Hedonic 模型的城市住宅地价影响因素研究——以南京市为例, 地域研究与开发, 第二作者、通讯作者, 2014;

(5) 我国住房保障制度变迁与政策选择: 一个文献评述, 中国行政管理, 第一作者, 2014;

郭贯成

(1) 经济新常态下产业转型引致土地利用管理的新矛盾及其应对——基于“经济新常态下产业转型与土地利用管理改革”研讨会的思考, 中国土地科学, 第一作者, 2016;

(2) 土地细碎化对粮食生产规模报酬影响的量化研究——基于江苏省盐城市、徐州市的实证数据, 自然资源学报, 第一作者, 2016;

(3) 地整治推进城乡统筹的国内外探索, 中国土地, 第一作者, 2015;

(4) 环境约束下工业用地生产效率研究, 中国人口·资源与环境, 第一作者, 2014;

(5) 城市工业用地效率区域差异及影响因素研究, 中国土地科学, 第一作者, 2014;

马贤磊

(1) Land tenure (in)security and crop-tree inter cropping in rural Xinjiang, China, Land Use Policy, 第三作者, 2016;

(2) Land tenure security and land investments in Northwest China, Tenure security

and investments, 第一作者, 2015;

(3) Farmland tenure in China: Comparing legal, actual and perceived security, Land Use Policy, 第一作者, 2015;

(4) 农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查的实证分析, 中国农村经济, 第一作者, 2015

(5) Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China, Papers in Regional Science, 第一作者, 2014;

姜海

(1) 不同征地合作模式社会成本分析简, 中国土地科学, 第二作者, 2016;

(2) 不同类型地区畜禽养殖废弃物资源化利用管理模式选择——以江苏省太湖地区为例, 资源科学, 第一作者, 2015;

(3) 土地利用计划管理绩效分析与制度改进, 南京农业大学学报(社会科学版), 第一作者, 2014;

(4) 基于多情景分析的中国建设用地总量控制目标选择, 中国人口·资源与环境, 第二作者, 2014;

(5) 江苏省区域经济增长方式对农地非农化影响研究, 中国土地科学, 第一作者, 2011;

刘向南

(1) 征地过程中程序性权利保障与农民满意度研究——基于辽宁省6市30村的调研, 中国土地科学, 第一作者, 2016;

(2) 农业转移人口迁移的影响因素研究综述, 江苏农业科学, 第一作者, 2015;

(3) 经济全球化背景下欠发达地区土地利用规划响应研究, 江苏农业科学, 第一作者, 2012;

(4) 保障房用地规划现存问题影响因素分析, 城市问题, 第二作者, 2012;

(5) 集体建设用地的“准自发性”流转及其制度安排——基于江苏省常州市的调查, 农村经济, 第一作者, 2011;

高平

(1) Housing Supply Elasticity in China: Differences by Housing Type, 社会制

度研究, 第一作者, 2014;

(2) An Empirical Study on Housing Supply in Chinese Cities : Using the Urban Growth Model The Ritsumeikan Economic Review, 第一作者;

(3) The Housing Supply Elasticity And Its Determinants: Evidence From China ,Journal of Applied Economics In Developing Countries, 第一作者, 2014;

3. 获得的学术研究、教学研究表彰/奖励 (含奖项名称、授予单位、署名次序、时间)
曲福田

(1) 第五届“中国农村发展研究奖”专著奖, 农村发展研究专项基金管理委员会, 专著, 2012;

(2) 国家发改委优秀成果奖-二等奖, 国家发展和改革委员会, 独立, 2012;

(3) 《资源与环境经济学》(第2版) 获2014年度全国农业教育优秀教材项目资助, 中华农业科教基金会, 主编, 2014。

石晓平

(1) 江苏省高校第八届哲学社会科学研究优秀成果奖一等奖, 江苏省教育厅, 第一作者, 2012;

(2) 《土地资源管理专业学生参与式科学创新能力培养模式研究》获南京农业大学2012年度校级教学成果二等奖, 南京农业大学, 第二完成人, 2012;

(3) 江苏省第四期“333 高层次人才培养工程”第三层次培养对象, 江苏省人才工作领导小组, 独立, 2011;

诸培新

(1) 《村镇节地控制关键技术研究 with 示范效应》获国土资源科学技术奖二等奖, 国土资源科学技术奖励评审委员会, 独立, 2015;

(2) 《农村发展中环境管理研究》获江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖一等奖, 江苏省人民政府, 参与, 2014;

(3) 江苏省高校第八届哲学社会科学研究优秀成果奖三等奖, 江苏省教育厅, 参与, 2012;

邹伟

(1) 入选“新世纪优秀人才支持计划”, 中华人民共和国教育部, 独立, 2013;

(2) “中国土地税费的资源配置效应与制度优化”获江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖二等奖, 江苏省人民政府, 第一完成人, 2014;

(3) 江苏省高校第九届哲学社会科学研究优秀成果奖三等奖, 江苏省教育厅, 第一完成人, 2014;

唐焱:

(1) 《苏南农民土地承包经营权置换城镇社会保障研究》获“社科应用研究精品工程”优秀成果奖一等奖, 省社科联科研中心, 第二完成人, 2012;

(2) 《保障性住房用地供给效率评价体系的建立与应用研究》获第三届全国农林高校哲学社会科学论坛论文一等奖, 全国农林高校哲学社会科学协作组, 第一完成人, 2012;

(3) 《保障性住房用地供给效率评价体系的建立与应用研究》获第六届中国房地产学术研讨会暨高等院校房地产学者研究会论文三等奖, 中国房地产估价师与房地产经纪人学会、中国高等院校房地产学者联谊会, 第一完成人, 2012;

马贤磊

(1) For the paper entitled “Land tenure security and land investments—a Case Study for Minle county Northwest China” is awarded the High Citation Award

学术研究与教学研究	<p>1. 近五年来承担的学术研究、教学研究课题(含课题名称、来源、年限、本人所起作用) 石晓平</p>
	<p>(1) 我国土地出让制度改革及收益共享机制研究, 教育部社会科学司, 2013-2016, 主持;</p>
	<p>(2) Erasmus Mundus Action 3-Agriculture, Skills, Knowledge in Asia: competences and employability of Erasmus Mundus graduates in Agriculture on the Asian professional Market , 2013, 参与;</p>
	<p>(3) 完善江苏农村土地制度改革研究, 江苏省哲学社会科学界联合会, 2014, 主持;</p>
	<p>(4) Erasmus Mundus Action 2 - Erasmus Mundus Partnerships, ALFABETE, Asia: Life, Food, Agriculture, Biotechnology, Engineering, Technology, Economics, 2014-2017, 参加;</p>
	<p>诸培新</p>
	<p>(1) 政府主导下农地流转对农户收入不平等影响研究: 作用机制与政府调控, 国家自然科学基金委员会, 2014-2017, 主持,</p>
	<p>(2) 农村土地增值收益分配机制研究: 以江苏省为例, 教育部社会科学司, 2012-2015, 主持;</p>
	<p>邹伟</p>
	<p>(1) 农村居民点整理对农户土地利用变化影响研究: 以长江三角洲地区典型村庄为例, 国家自然科学基金委员会, 2012-2015, 主持;</p>
<p>唐焱</p>	
<p>(1) 农地流转、农民社会保障与农业转移人口迁移——作用机制与政策调控, 国家自然科学基金委员会, 2015-2019, 主持;</p>	
<p>(2) 江苏省农地流转、农民社会保障对农业转移人口迁移的作用机制与政策调控研究, 高校哲学社会科学研究重大重点项目, 2015, 主持;</p>	
<p>(3) 江苏构筑产业竞争新优势的路径与策略研究, 省社科基地, 2015, 支持;</p>	
<p>(4) 城市土地空间资源再开发研究, 南京市发展和改革委员会, 2014, 主持;</p>	
<p>(5) 快速城市化地区农民社会保障和农地制度协同创新的公共政策选择, 教育部人文社会科学研究规划基金、青年基金、自筹经费项目, 2012, 主持;</p>	
<p>马贤磊</p>	
<p>(1) 农地流转模式、流转契约与农业规模经营模式组合: 驱动力、绩效与机制设计, 国家自然科学基金委员会, 2014-2017, 支持;</p>	
<p>(2) 二次调查“不稳定耕地”试点综合分析报告, 中国土地勘测规划院, 2014, 主持;</p>	
<p>(3) 2014 年度全国城镇土地利用强度分析和生态环境效应研究, 中国土地勘测规划院, 2014-2015, 主持;</p>	
<p>(4) 2013 年度城镇土地利用变化的生态环境影响分析, 中国土地勘测规划院, 2013-2014, 主持;</p>	
<p>(5) 2011 年全国城镇土地利用强度与规模分析, 中国土地勘测规划院科技处, 2011-2012, 主持;</p>	
<p>刘向南</p>	
<p>(1) 泰州市农村闲置宅基地退出机制研究, 泰州市国土资源局, 2016-2017, 参与;</p>	
<p>(2) 武汉市批而未用土地高效利用对策研究, 武汉市规划研究院, 2016, 参与;</p>	
<p>(3) 泰州市国土资源“十三五”专项规划, 泰州市国土资源局, 2015-2016, 主持;</p>	
<p>(4) 我国生态用地规划管理制度变迁及改革研究, 2014 年度南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金, 2014, 主持;</p>	

(5) 土地出让制度及收益分配机制的历史演变与现状特征研究(子课题), 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目子课题, 2014-2016, 主持;

2. 在国内外公开发行的著作和论文(含题目、刊物名称、署名次序与时间)

吴群

(1) 分税制下地方政府增值税偏好对工业用地供给的影响——基于全国 35 个大城市的实证, 求索, 第一作者, 2015;

(2) 税收偏好与我国城市用地结构演变——基于 35 个大城市的实证, 东南学术, 第一作者, 2015;

(3) 供地制度变革前后我国主要城市的住房供给弹性——基于 20 个城市面板数据的实证研究, 上海财经大学学报, 第二作者, 2014;

(4) 中国式分权与城市扩张: 基于公地悲剧的解释, 南京农业大学学报(社会科学版), 第二作者, 2013;

(5) 城市化与城市土地利用结构的相关研究, 中国人口·资源与环境, 第二作者, 2013;

石晓平

(1) Land tenure (in) security and crop-tree inter cropping in rural Xinjiang, China, Land Use Policy, 通讯作者, 2016;

(2) Household-level effects of China's Sloping Land Conversion Program under price and policy shifts, Land Use Policy, 第二作者, 2014;

(3) 农业产业化背景下农户水资源利用效率影响因素分析——基于甘肃省民乐县的实证分析, 中国人口·资源与环境, 第二作者、通讯作者, 2013;

(4) 农地经营规模与农业生产率研究综述, 南京农业大学学报(社会科学版), 第一作者, 2013;

(5) 《农村发展中土地资源保护机制》, 科学出版社, 第二作者, 2014;

诸培新

(1) 农户兼业阶段性分化探析, 中国人口·资源与环境, 第一作者, 2016;

(2) 集体建设用地流转增值收益共享机制研究——以昆山市为例, 中国土地科学, 第二作者, 2016;

(3) 农地流转对农户收入影响研究——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析, 中国土地科学, 第一作者, 2015;

(4) 农村土地整治的区域条件与微观农户意愿研究——以南京市万顷良田工程为例, 南京农业大学学报, 第一作者, 2015;

(5) 完善重庆地票制度的思考——基于地票性质及功能的视角, 中国土地科学, 第二作者, 2013;

邹伟

(1) 土地保有税对工业企业土地利用效率影响研究——基于江苏省的典型企业调查, 中国土地科学, 第一作者, 2014;

(2) 关于我国开征农地使用税的探析, 农村经济, 第一作者, 2011;

唐焱

(1) 留地安置政策下农户的土地增值收益共享性研究——以杭州市三叉社区为例, 中国土地科学, 第一作者, 2016;

(2) 农地保障功能被替代程度的地区差异及对农户农地转出意愿的影响研究, 农业现代化研究, 第一作者, 2015;

(3) 沪宁杭三市土地市场与区域经济协调发展评价研究, 资源开发与市场, 第二作者、通讯作者, 2014;

(4) 基于 Hedonic 模型的城市住宅地价影响因素研究——以南京市为例, 地域研究与开发, 第二作者、通讯作者, 2014;

(5) 我国住房保障制度变迁与政策选择: 一个文献评述, 中国行政管理, 第一作者, 2014;

郭贯成

(1) 经济新常态下产业转型引致土地利用管理的新矛盾及其应对——基于“经济新常态下产业转型与土地利用管理改革”研讨会的思考, 中国土地科学, 第一作者, 2016;

(2) 土地细碎化对粮食生产规模报酬影响的量化研究——基于江苏省盐城市、徐州市的实证数据, 自然资源学报, 第一作者, 2016;

(3) 地整治推进城乡统筹的国内外探索, 中国土地, 第一作者, 2015;

(4) 环境约束下工业用地生产效率研究, 中国人口·资源与环境, 第一作者, 2014;

(5) 城市工业用地效率区域差异及影响因素研究, 中国土地科学, 第一作者, 2014;

马贤磊

(1) Land tenure (in)security and crop-tree inter cropping in rural Xinjiang, China, Land Use Policy, 第三作者, 2016;

(2) Land tenure security and land investments in Northwest China, Tenure security and investments, 第一作者, 2015;

(3) Farmland tenure in China: Comparing legal, actual and perceived security, Land Use Policy, 第一作者, 2015;

(4) 农地产权安全性与农地流转市场的农户参与——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省(区)调查的实证分析, 中国农村经济, 第一作者, 2015

(5) Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China, Papers in Regional Science, 第一作者, 2014;

姜海

(1) 不同征地合作模式社会成本分析简, 中国土地科学, 第二作者, 2016;

(2) 不同类型地区畜禽养殖废弃物资源化利用管理模式选择——以江苏省太湖地区为例, 资源科学, 第一作者, 2015;

(3) 土地利用计划管理绩效分析与制度改进, 南京农业大学学报(社会科学版), 第一作者, 2014;

(4) 基于多情景分析的中国建设用地总量控制目标选择, 中国人口·资源与环境, 第二作者, 2014;

(5) 江苏省区域经济增长方式对农地非农化影响研究, 中国土地科学, 第一作者, 2011;

刘向南

(1) 征地过程中程序性权利保障与农民满意度研究——基于辽宁省6市30村的调研, 中国土地科学, 第一作者, 2016;

(2) 农业转移人口迁移的影响因素研究综述, 江苏农业科学, 第一作者, 2015;

(3) 经济全球化背景下欠发达地区土地利用规划响应研究, 江苏农业科学, 第一作者, 2012;

(4) 保障房用地规划现存问题影响因素分析, 城市问题, 第二作者, 2012;

(5) 集体建设用地的“准自发性”流转及其制度安排——基于江苏省常州市的调查, 农村经济, 第一作者, 2011;

高平

(1) Housing Supply Elasticity in China: Differences by Housing Type, 社会制

度研究, 第一作者, 2014;

(2) An Empirical Study on Housing Supply in Chinese Cities : Using the Urban Growth Model The Ritsumeikan Economic Review, 第一作者;

(3) The Housing Supply Elasticity And Its Determinants: Evidence From China ,Journal of Applied Economics In Developing Countries, 第一作者, 2014;

3. 获得的学术研究、教学研究表彰/奖励 (含奖项名称、授予单位、署名次序、时间)
曲福田

(1) 第五届“中国农村发展研究奖”专著奖, 农村发展研究专项基金管理委员会, 专著, 2012;

(2) 国家发改委优秀成果奖-二等奖, 国家发展和改革委员会, 独立, 2012;

(3) 《资源与环境经济学》(第2版) 获2014年度全国农业教育优秀教材项目资助, 中华农业科教基金会, 主编, 2014。

石晓平

(1) 江苏省高校第八届哲学社会科学研究优秀成果奖一等奖, 江苏省教育厅, 第一作者, 2012;

(2) 《土地资源管理专业学生参与式科学创新能力培养模式研究》获南京农业大学2012年度校级教学成果二等奖, 南京农业大学, 第二完成人, 2012;

(3) 江苏省第四期“333 高层次人才培养工程”第三层次培养对象, 江苏省人才工作领导小组, 独立, 2011;

诸培新

(1) 《村镇节地控制关键技术与示范效应》获国土资源科学技术奖二等奖, 国土资源科学技术奖励评审委员会, 独立, 2015;

(2) 《农村发展中环境管理研究》获江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖一等奖, 江苏省人民政府, 参与, 2014;

(3) 江苏省高校第八届哲学社会科学研究优秀成果奖三等奖, 江苏省教育厅, 参与, 2012;

邹伟

(1) 入选“新世纪优秀人才支持计划”, 中华人民共和国教育部, 独立, 2013;

(2) “中国土地税费的资源配置效应与制度优化”获江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖二等奖, 江苏省人民政府, 第一完成人, 2014;

(3) 江苏省高校第九届哲学社会科学研究优秀成果奖三等奖, 江苏省教育厅, 第一完成人, 2014;

唐焱:

(1) 《苏南农民土地承包经营权置换城镇社会保障研究》获“社科应用研究精品工程”优秀成果奖一等奖, 省社科联科研中心, 第二完成人, 2012;

(2) 《保障性住房用地供给效率评价体系的建立与应用研究》获第三届全国农林高校哲学社会科学发展论坛论文一等奖, 全国农林高校哲学社会科学协作组, 第一完成人, 2012;

(3) 《保障性住房用地供给效率评价体系的建立与应用研究》获第六届中国房地产学术研讨会暨高等院校房地产学者研究会论文三等奖, 中国房地产估价师与房地产经纪人学会、中国高等院校房地产学者联谊会, 第一完成人, 2012;

马贤磊

(1) For the paper entitled “Land tenure security and land investments—a Case Study for Minle county Northwest China” is awarded the High Citation Award

<p>of 2013-2015, China Agricultural Economic Review, 第一完成人; 姜海</p> <p>(1) 《土地利用计划管理: 理论反思与体系重构》被评为 2013 年度江苏省优秀土地学术研究成果一等奖, 江苏省土地学会, 第一完成人, 2014;</p> <p>(2) 经济发达地区土地行政管理绩效评价体系研究——以无锡市为例, 江苏省国土资源厅, 独立, 2014;</p> <p>(3) 《基于土地非农化机制的我国差别化土地计划管理方法研究》获国土资源科学技术奖二等奖, 国土资源科学技术奖励评审委员会, 独立, 2012;</p> <p>刘向南</p> <p>(1) 中国耕地保护的体制与政策研究(著作), 获江苏省第十二届哲学社会科学优秀成果一等奖, 江苏省人民政府, 参与, 2012;</p>
--

3. 教学理念与课程设计

3-1 教学理念

1. 课程设计中的教学理念: 资源共享课的核心是从以老师“讲”为主转变为以学生“学”为主, 其根本的教学理念就是“以学生为本, 以学习为主”。因此, 在课程设计过程中, 基于学生自主学习和培养学生将知识融于能力的需要, 本课程力图将教学内容简明化、教学框架清晰化、教学资源共享化, 教学目标精准化, 课堂形式多样化。课程内容配合教材, 将知识点高度概括; 教学框架更加清晰, 助于学生形成直观的认识; 教学资源网络共享, 培养学生自主学习的兴趣; 突出教学目标, 敦促学生进行有效地学习; 加入丰富的教学形式, 树立学生学以致用的意识。

2. 在实施过程中的教学理念: 实践中, 我们将“资源共享课”教学理念运用到土地经济学课程的实践教学, 通过转变观念、创设情境、引出问题、有效引导、协作探究、对接考核等基本教学策略, 为学生营造一个自主交流、多元协作、互动探究、释疑解惑、自我评价的学习机会。使学生通过自主学习的摸索和老师的指导, 在问题中质疑, 在质疑中交流, 在交流中合作, 在合作中体验, 在体验中反思, 在反思中探究, 在探究中创新。

3-2 课程总体设计

1. 教学内容的组织: 本课程共 54 学时, 课堂讲授 42 学时, 讨论和实践教学 12 学时, 具体内容、结构、知识点和课时安排如下表:

章	主要内容	知识点	课时安排
第一章	绪论	土地的综合概念与特性功能、土地问题以及土地经济学相关概念	3
第二章	人地关系及土地供求原理	人地关系理论研究的历史趋向、人口可持续发展原理、土地的供给与需	3

		求、土地资源人口承载力分析	
第三章	土地报酬与土地集约经营	土地报酬规律、生产要素配合原理与生产函数理论在土地报酬运动三阶段分析中的应用、土地集约经营	3
第四章	规模经济原理与土地规模经营	规模经济和规模经营、农业土地规模经营、城乡一体化与城市土地规模经营	3
第五章	地租理论	地租、西方古典地租理论、马克思主义地租理论、我国的社会主义地租理论	3
第六章	地价理论	土地价值与价格理论、影响土地价格的因素及土地价格变动的规律、土地估价方法、土地价格机制与管理	3
第七章	土地资源优化配置	土地资源优化配置的概念与基本模式、生产资源优化配置的理论及其应用	6
第八章	土地利用分类与空间配置	土地利用的分类、土地利用的区域规划、土地利用区位选择	3
第九章	土地可持续利用概论	土地可持续利用及其制约因素、管理评价标准与指标体系、我国土地利用问题与可持续利用战略	3
第十章	讨论与实践课	资源优化配置、土地热点问题讨论、教学实践	12
第十一章	土地制度概述	制度因素对土地利用的影响、土地制度、我国及不同类型国家土地制度、土地制度改革及其理论趋向	5
第十二章	土地产权制度	土地产权制度的改革与创新、农村集体土地产权制度、城市国有土地产权制度	7
第十三章	土地使用制度	土地使用制度概论、城市土地使用制度、农村土地使用制度	3 (自主学习)

第十四章	土地用途分区管制制度	土地用途分区管制制度、典型国家或地区的土地用途分区管制制度比较、我国土地用途管制概况	3(自主学习)
第十五章	土地市场与土地市场制度	土地市场、我国土地市场的现状与发展趋势、我国土地市场制度建设	2(自主学习)
第十六章	土地金融制度	土地金融、典型国家土地金融制度与政策比较、我国土地金融制度改革与建设	2(自主学习)
第十七章	土地税收制度	土地税收的概念与功能、各国(或地区)土地税收制度与土地税收政策比较、我国土地税制的改革与建设	3(自主学习)

2. 学习活动的组织: 学习形式不仅是单一的课堂授课, 本课程加入了丰富的教学活动, 使得整个课程内容更详实。

(1) 进行案例教学。为了提高学生的思考能力与理论联系实际的能力, 教师为每一章选配了相应的教学案例, 在教学过程中结合案例对有关知识和相关经济理论进行深入分析; 强化社会经济调查教学环节的实施, 充分利用校外教学实习基地进行实践教学, 将学生毕业论文的选题与地方土地管理工作的实践结合起来。让学生以小组为单位搜集数据、整理案例素材, 进而形成一个比较规范的案例文本, 以学生亲身参与学习活动的方式促进学生更有效地学习。

(2) 采用双语教学。采用当今世界《土地经济学》最为权威、经典的英文原版教材——《Land Resource Economics》(最新的第四版), 该教材由美国著名土地经济学家 Raleigh Barlowe 编著。为了体现素质教育的思想, 激发学生学习的主动性, 先将英文材料复印给同学, 对部分章节请同学自己先翻译, 通过批改学生的翻译和课堂的讲解、讨论来纠正、提高学生的专业英语水平。在课堂教学中, 对于简单易懂的部分, 尽量用英文讲解, 特别强调本学科的专有名词与基本理论的英文表达, 帮助学生积累词汇量。此外, 针对学生的英文水平, 还会设计一小段比较简单而又轻松的会话, 创造轻松的语言氛围, 让学生慢慢地适应。

(3) 组织课外实践。合理安排时间组织土地社会经济调查, 结合人地关系原理、土地规模经营、地价理论、土地可持续利用理论以及土地市场制度等内容, 开展相应的土地社会经济调查, 调查结束后让学生对调查的内容进行评价和总结, 让学生充分展现自己的思维能力、动手能力和分析能力。学生调查主要包括农村土地承包制改革现状调查、经济发达地区农村土地经济质量评价调查等。此外, 还拟安排学生参与团队老师的课题研究, 如耕地保护的制度研究、土地规划实施的生态效益评价等。在社会调查的过程中, 学生需要积极参与到户外调查中去, 通过与调查者的沟通获得自己想要的的数据, 帮助学生深刻认识到如何将课堂上所学的知识运用到实际生活中。

(4) 搭建网络学习平台。采用多媒体课件和网上教学, 信息量大, 生动、形象, 极大地提

高课堂教学效果。此外，学生可以通过上网浏览获取大量课外知识，加深对教学内容的理解，注重理论联系实践，关注社会、关注土地管理实践、关注身边的土地经济问题；也可以通过网站上设立的专用信箱以及老师搭建的讨论平台，及时向教师反映学习动态和学习中遇到的困难，教师可以及时给予解答，师生在课堂之外的互动教学延伸了教学空间，提高时间的利用率。

3. 学习评价方式：本课程十分注重对学生创新能力的培养，将学习的理论知识应用到实践中，努力培养学生的独立思考和动手能力，运用土地经济理论来分析、解决社会经济中的实际问题，使同学们系统掌握土地经济知识和土地经济分析方法体系。因此，建立一套科学、合理的综合考核评价方式与体系具有十分重要的意义。《土地经济学》课程考核方式主要包括以下几部分：

(1) 课堂讨论。课堂讨论是提高学生学习积极性和活学活用能力的有效方式。在《土地经济学》教学中，每学期采取 3-5 次课堂讨论，给学生表明自己观点、与老师进行平等交流的机会。根据学生的发言、提问情况打分，并作为平时成绩的一部分。实践表明：学生课堂发言积极，效果显著。

(2) 社会经济调查。结合人地关系原理、土地规模经营、地价理论、土地可持续利用理论以及土地市场制度等内容，开展相应的土地社会经济调查，调查结束后让学生对调查的内容进行评价和总结，让学生充分展现自己的思维能力、动手能力和分析能力。学生们需要对自己所调查的内容结合课堂上的理论知识，拟写出一份调查报告。报告内容的真实性、逻辑性、理论知识地运用情况、研究问题的合理性和创新性以及结论的正确性等将作为考核的主要标准。

(3) 面试与笔试相结合。笔试主要考核学生对土地经济学基本理论与方法的把握程度，面试着重考核学生应用理论知识分析、解决实际问题的能力以及创新能力等。通过面试与笔试相结合的方式，可以全面、综合评价学生的学习水平。通过课程分组讨论、安排学生进行土地经济社会调查、课程论文、面试与笔试相结合等方式对学生进行综合考核，不仅考察学生对理论知识的掌握，还注重对学生动手能力、表达能力、逻辑思考能力、应用能力以及创新能力的的考察。在考核成绩的评定上，建立两级评分体系，总评成绩由平时成绩（40%）和期末成绩（60%）构成，平时成绩又由考勤（20%）、课堂提问（30%）、集体作业成绩（20%）、平时作业（30%）等四部分构成，全面考核学生的综合成绩。

4. 共享思路：（1）进一步完善土地经济学教学内容。在我们已有的课程资源基础上，按照成人教育精品资源共享课的要求，加入更贴近现实生活的教学材料；邀请国内外知名的教授和学者进行授课，为本课程注入更加主流的理念。（2）优化和丰富土地经济学课程网站。在南京农业大学课程中心网站上完全共享教学大纲、电子教案、教学录像、各章习题等教学内容；除此之外，还实时更新和发放案例分析、专家讲座视频等内容。采用反映现实社会中土地经济问题的新闻、专题片、电视访谈等影像作品，使学生在关注社会经济活动的同时感受到课程的价值和学习的乐趣。

4. 课程建设规划

4-1 课程建设目标及预期效果

1. **课程建设目标：**具体而言，以问题或任务为载体，以学生自主学习为主体，以教师引导启发为主导，以情境创设、反思质疑、交流互动为教学策略，以自主、探索、合作为组织形式，以民主、合作、和谐的教学关系为基础，以提高学生兴趣、综合素质、创新能力为目标的教学形式。这种教学模式主张教师不再主宰课堂，教师的任务转为引导学生进行知识的创造活动，教师要给学生更多的自由时间和空间，让学生成为教学的主角，注重让学生在教学活动中合作、共享、探究，在合作、共享、探究中学会学习、展现个性、获取知识、实现创新和促进发展。

2. 预期效果：

(1) **转换教学理念，促进师生和谐的教学关系。**开放式和自由化的教学使得教师和学生转变观念，转换角色，教师是教学活动的组织者、指导者、参与者和研究者，学生是学习活动的实践者、讨论者、交流者和评价者，使师生在角色转变中不断重构民主、健康、合作、和谐的新型师生关系，逐步形成师生、生生之间合作学习的共同体。

(2) **创造教学情境，激发学生参与学习的积极性。**将呆板的理论知识融入形象生动的情节中，学生在一定的场景里按照既定情节，扮演着不同的角色，完成具体的情景操作。这种生动直观、愉悦和谐、民主平等的互动情境，为学生搭建了一个自由交流、平等繁衍、畅所欲言的开放式互动平台，能够在一种开放的情境中，重塑学生的知、情、意、行，极大地激发了学生学习积极性。

(3) **鼓励提出问题，营造主动思考探索共享的氛围。**通过设置灵活多样、循序渐进、分类分层、结果多元的开放式学习问题或学习任务，鼓励学生多问几个为什么，引导学生从不同的角度、不同的层次去分析同一个问题。开放式的问题为学生留下了广阔自我反思、自我质疑、自我探索的空间，激起学生的好奇、好问与求知欲望；激起学生的探索、发现、想象和表现的欲望；拓宽了学生的开放性思维，训练学生的逆向思维、发散思维和聚敛思维、求同思维和求异思维，能够使围绕相关任务或问题进行自主思考、积极分析与深入探究，使学生学会带着问题进行学习，能够不断培养学生的创新精神和探究性思维能力。

(4) **改善教学策略，提高学生的综合能力。**教学模式采取开放、交互、多元、协作的教学运行机制，在小组合作学习中，充分展示与发展了学生的个性，训练与培养了学生的合作意识，培育与增强了学生的团队精神，锻炼与提高了学生的组织、分析、表达、沟通、合作、创新等多方面的综合能力。

4-2 课程建设实施步骤、方法

1. 实施步骤:

- (1) 拟定土地经济学课程建设知识点及视频制作计划;
- (2) 根据知识点及视频制作的计划, 设计知识点的内容, 确定教学大纲、作业及题解;
- (3) 查找确定作为补充知识点的扩展资料;
- (4) 基于知识点的设计、作业及题解、扩展资料等, 完成 PPT 等多媒体课件制作;
- (5) 录制教学视频;
- (6) 设计教学测试;
- (7) 网站运行。

2. 方法:

《土地经济学》教学团队在课程内容更新、完善以及网站的建设与维护上做了细致的分工。制定课程研讨制度, 就课程内容、教学方法、教学手段、教学计划等的修订与改革以及备课教案等定期进行交流, 加深对课程建设的认识。同时, 制定教学团队教师轮流上课制度, 形成了课程建设有效的运作机制。面向高校师生和社会大众, 通过新媒体等渠道推广《土地经济学》, 提供《土地经济学》系统的学习资源, 鼓励和吸引更多不同背景的成员自主加入《土地经济学》课程学习, 满足不同层次的学习者自主学习的需求, 尽可能扩大《土地经济学》课程的利用率。

4-3 课程建设的创新点

土地资源管理学科作为我国该领域的第一个也是唯一的国家重点学科, 拥有最具实力的师资力量, 形成以一批优秀学术带头人和中青年专家为骨干的优秀学术梯队。土地资源管理专业作为国家特色专业和江苏省品牌专业, 现已建成国家精品资源共享课 2 门, 其中就包括了土地经济学该门课程。总的来说, 《土地经济学》该课程的建设具有非常良好和扎实的基础。其完整的研究体系和广泛的国际交流与合作使本学科更具特色和优势, 社会影响力也日趋增强。作为南京农业大学的专业核心课, 同时也是国家级精品课程, 一直广受校内学生的重视。一直以来, 本课程在稳步建设的同时, 也在积极学习校内外优秀的教学理念和教学方式, 不断地加入新的教学元素, 丰富课程内容、挖掘研究深度, 让同学们在课程中学习, 在学习中思考。

5. 课程基础及教学资源

5-1 课程建设基础（含课程现状、课程评价及教学效果）

1. 课程现状

(1) **课程基本介绍：**土地经济学是土地资源管理专业的核心课程，它属于土地科学学科体系的一个分支学科，具有十分重要的作用和地位。经过对课程体系、教学内容、教材建设、教学组织与手段、教学评价与成果应用等方面的系统探索和改革，本课程的教学建设和教学效果已发展到了一个崭新的水平。《以教育创新为目标的土地经济学系列课程建设与改革》曾获江苏省优秀教学成果一等奖。如今，本课程也打造成为国家级精品资源共享课程，也是南京农业大学精品资源共享课。

(2) **授课情况：**本课程授课对象以南京农业大学土地资源管理本科生为主，每学期上课人数在 120 人左右，教师与学生之比在 1: 8。

(3) **课程视频情况：**土地经济学课程视频一直处于不断建设与完善中。最早于 2005 年，曲福田教授作为该门课程的负责人在南京农业大学课程中心网站上主持建设了最早的一批网络视频课程。该网络课程涵盖了 34 个课程视频、14 个教案课件，并收集了大量的课后习题、案例分析、外文选读、外文教材等教学资料。2012 年，由冯淑怡教授负责进一步建设和管理，并于 2013 年获得国家级精品资源共享课立项。同年，土地经济学课程在爱课程资源共享课网站上正式上线。课程网站提供了包括课程教学大纲、教学日历、课程内容、各章习题等教学内容，还设有案例分析、教学录像、相关链接、互动园地等辅助教学栏目。其中积累课堂视频共 47 个，包括课堂讲授视频，专题讲座视频以及实地观摩视频，全方位地记录本课程的教学过程。除了丰富的课堂视频，与视频相配套的 PPT 等教学材料共计 136 个。2016 年以来，根据南京农业大学精品在线课程建设项目的要求，本课程再次合理地调整教学内容及课时，并按照新的教学设计再次录制视频。本次视频录制以一个知识点为一个课时进行录制，共计 48 个视频，总时长约 425 分钟。

(4) **面向社会开放情况：**2005 年，该门课程在南京农业大学课程中心建设完成后，参加学习的学生人数为 105 人，访问量高达 53348 人次。2013 年 11 月土地经济学作为资源共享课在爱课程上线以后，根据 2015 年数据统计，学习该门课程人数 158 人，课程访问量 4890 人次，因而于 2015 年 11 月顺利通过审核。目前学习该课程人数达 179 人，课程访问量 7708 人次，学生提问数 34 次，学生评论 19 次，学生笔记数 23 个，老师答疑 36 次。

2. 课程评价

(1) **自我评价：**本课程强调训练学生理论思维能力和创新意识，做到每章节目标明确、重难点清楚，紧紧扣住课程目标，理论联系实际，针对培养学生分析问题和解决问题的能力；强调教学方法从传统的“讲课”向“综合性教学系统”转变，本课程正在形成一套理论联系实际、不断更新和不断自我完善的教学系统。

(2) **同行专家评价：**校内外专家对课程组任课教师能够生动地结合实际来讲授土地经济学的相关内容给予较好的评价。主讲教师教学经验丰富，讲课重点突出，深入浅出，内容生

动，能很好调动学生的学习积极性。在教学内容发生阶段性变化时，能简要的总结前一阶段内容，并对下一阶段学习内容的特点及注意问题作出明确提示。以上做法不仅深化了教材内容，更有助于对教材内容的透彻理解，也教给了学生正确的学习方法。课程中开出相关课程系列讲座，组织、指导学生课外学术讲座和科技社会活动，也有较好的成果或书面报告。

(3) 学校评价：有符合教学要求的完备的教学大纲、教学日历和教学总结及教学辅助资料，且执行严格。授课教师备课认真、充分、规范，工作负责；而且绝大多数教师能了解掌握学生情况，严格要求并主动开展教育工作，效果明显。授课内容有启发性，有深度，有利于学生创新精神和实践能力的培养，给予学生留有钻研余地。

(4) 学生评价：课程教学团队各位教师，学识渊博，治学严谨，讲课深入浅出，思路清晰，重点突出；理论联系实际，将科研成果凝练为教学案例融入教学并促进教学；以德教人，以德育人，将知识传授与人才培养结合为一体，注重培养学生的创新能力和综合素质；平易近人，经常与学生进行思想交流，是学生的良师益友。

(5) 社会使用评价

课题教学团队教师讲课有感染力，重点突出、思路清晰、内容娴熟、信息量大；教学内容能反映或联系学科发展的新思想、新概念、新成果，能启迪学生的思考、联想及创新思维，与学生的互动与交流好；普通话标准，用字规范；深入浅出的教学方式适应了社会学习者的学习需求。

4. 教学效果：教学资源愈加丰富，同学们能够方便及时地获取自己感兴趣的教学内容，培养了学生自主学习的意识；知识点及教学框架的清晰化，让同学们能够所有侧重地学习，极大地提高了学习效率，学习成绩有明显的提高；课堂讲授与网络教学相结合，一方面学生更愿意花时间自主学习，另一方面推进了教师的教学理念、减轻了教师的授课压力；课外实践活动和专家讲座等教学方式的多样化，极大地调动了学生的积极性和求知欲，拓宽眼界提高认识的同时增强了学生对理论联系实际的理解。

5-2 基本资源清单

- | | | | |
|--------------|----------|---------------|-------------|
| 1. 课程介绍； | 2. 教学大纲； | 3. 教学日历； | 4. 考评方式与标准； |
| 5. 教学要求； | 6. 重点难点； | 7. 教材及参考资料目录； | 8. 演示文稿； |
| 9. 课程全程教学录像； | 10. 作业； | 11. 文献资料； | 12. 教学案例。 |

5-3 拓展资源建设及使用情况

1. 拓展资源清单

- (1) 专题讲座库（专家讲座、专家课程）；
- (2) 素材资源库（视频素材）；
- (3) 其他网络资源（国外大学链接、中英文期刊链接）。

2. 建设使用情况

定期更新案例、双语资料、专题讲座，网络课程网站运行良好，通过学生网上注册使用，访问量达到 17783 次。

6. 自编教材

主编 基本 信息	姓 名	曲福田	性 别	男	出生年月	1962.08
	最终学历	研究生	专业技术职务	教授	电 话	025-84396531
	学 位	博士	职 务	中国土地 问题研究中 心主任	传 真	025-84395700
	工作单位	南京农业大学		E-mail	ftqu@njau.edu.cn	
	通信地址（邮编）	江苏省南京市玄武区卫岗1号，210095				
	研究方向	土地经济与管理，资源与环境经济管理				
	教材 基本 信息	教材名称	土地经济学（第三版）			
出版社		中国农业出版社				
书 号		978-7-109-15751-4				
版 次		3				
印 数						
该教材是否为成人高等教育专门编写？ 是（ ） 否（ <input checked="" type="checkbox"/> ）						
教材 使用 情况	<p>本教材自2011年发行以来，一直作为南京农业大学土地资源管理专业的核心教材，配合专业核心课《土地经济学》使用。除此之外，本教材还被江苏师范大学、内蒙古农业大学等高校作为主要教材，并列入各高校考研的主要参考目录。由于其教材的内容涉猎广泛，前后联系紧密，本教材除了供土地资源管理专业的本科生、研究生和教师学习和参考外，还提供给农业经济管理、不动产经济等相关专业的学生和研究</p> <p>人员使用和参考。</p>					

注：如果本课程使用自编教材，需要填写本栏目信息。

7. 学校政策支持

学校将对该课程后续建设提供足够的人力、财力、物力保障及政策支持，严格按照江苏省《关于开展成人高等教育重点专业(含精品资源共享课程)建设工作的通知》(苏教高[2016]21号)文件及校发《南京农业大学关于开展江苏省成人高等教育重点专业(含精品资源共享课程)立项申报工作的通知》(校继发[2016]499号)的要求进行后续建设，不断开展教学改革，丰富课程网络资源，及时更新相关内容，确保课程建设的高水平和高质量。

(学校立项建设文件见附件)

8. 承诺与责任

学校和课程负责人保证：

1. 课程资源内容不存在政治性、思想性、科学性和规范性问题；
2. 申报所使用的课程资源知识产权清晰，无侵权使用的情况；
3. 课程资源及申报材料不涉及国家安全和保密的相关规定，可以在网络上公开传播与使用；

课程负责人签字：

学校公章：

日期：



南京农业大学文件

校继发〔2016〕499号

南京农业大学关于开展江苏省成人高等教育重点专业(含精品资源共享课程)立项申报工作的通知

各相关学院及单位:

为贯彻落实《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010-2020年)》关于“加快发展继续教育”的要求和2015年全省高等学校学历继续教育改革发展推进会精神,根据江苏省教育厅《关于开展成人高等教育重点专业(含精品资源共享课程)建设工作的通知》(苏教高[2016]21号)文件要求,不断提高我校成人高等教育人才培养质量,更好地服务“强富美高”新江苏建设,学校决定开展江苏省成人高等教育重点专业(含精品资源共享课程,下同)立项申报工作。现就有关事项转发与通知如下。

一、指导思想

全面贯彻党的十八大和十八届三中、四中、五中全会精神，深入学习贯彻习近平总书记系列讲话特别是视察江苏重要讲话精神，坚持立德树人根本宗旨，以服务经济社会发展和人民群众学习需求为导向，创新成人高等教育人才培养模式，优化专业结构，强化内涵建设，深化教学内容、课程体系、教学方法改革，着力打造一批综合实力强、内涵积淀深、人才培养质量高、社会声誉好的成人高等教育重点专业与精品资源共享课程，切实提高在职从业人员理论知识、职业道德、实践能力和综合素质，更好地发挥成人高等教育在终身学习体系建设中的骨干引领作用。

二、建设目标

今年重点建设 3 个校级成人高等教育重点专业，每个重点专业至少建成 2 门主干课程作为精品资源共享课程。充分发挥重点专业及精品资源共享课程的品牌示范效应，促进我校成人高等教育专业建设水平和人才培养质量的整体提升。

三、建设原则

1. 服务发展，需求导向。依据经济社会发展需求和成人高等教育资源状况，集中力量，重点建设具有行业特色、区域优势和符合市场需求，支撑江苏支柱产业、优势产业、新兴产业发展的专业与课程，充分发挥其骨干示范和引领作用，进一步增强我校成人教育的社会服务能力。

2. 彰显特色，打造品牌。引导我校树立品牌意识，强化优势特色，切实加强成人高等教育专业的内涵建设，优化人才培养结构，创新人才培养模式，提升人才培养质量，努力培养经济社会发展急需的高素质、应用型、复合型人才。

3. 标准引领，好中选优。重点专业应以完备的课程体系和优质的资源共享课程为支撑，依据遴选条件和建设标准，同时参考各学院成人教育专业建设的整体水平、建设成效、社会声誉和市场需求，择优遴选。以标准为引领，切实加强我校成人高等教育专业建设。

四、遴选立项

(一) 遴选程序

成人高等教育重点专业建设点遴选，按照学院申报、专家评审、结果公示、文件认定的程序进行。学校依据遴选条件和建设标准(见附件 1)择优申报。

(二) 经费来源

我校成人高等教育专业建设工作纳入学校专业发展整体规划并给予相应的资金支持，对通过学校遴选的专业按不低于 20 万元/个的标准予以资助，其中精品资源共享课程按不低于平均 5 万元/门的标准予以资助。

五、申报要求

(一) 书面材料

申报材料确保内容真实、数据准确、文字精练、装订规范，按专业或课程装袋（详见附件 7、8）。申报书、汇总表均须加盖学校公章。申报材料不予退回，请自行备份。

1. 成人高等教育重点专业建设点申报材料。请各学院对照申报条件和遴选标准，推荐名额进行申报，并认真准备以下申报材料：

（1）重点专业建设点申报书（3 份，详见附件 3）；

（2）重点专业建设点申报汇总表（1 份，详见附件 5），并将 Excel 格式的汇总表电子文档发送至 lijuan@njau.edu.cn；

（3）相关证明材料（含教师学历、职称、论文、教学科研成果等）复印件一套。教材、论著，请提供封面及版权页复印件。

2. 成人高等教育精品资源共享课程申报材料。请各院校对照申报条件和遴选标准（详见附件 2），推荐名额进行申报，并认真准备以下申报材料：

（1）精品资源共享课程申报书（3 份，详见附件 4）；

（2）精品资源共享课程申报汇总表（1 份，详见附件 6），并将电子文档发送至 lijuan@njau.edu.cn；

（3）包含课程基本资源与拓展资源的 CD-ROM 光盘。存储路径：一级目录为“申报院校”，如“南京农业大学”等；二级目录为“申报课程”，如“不动产估价”等；三级目录为“基本资源”，如“课程介绍”、“网络课件或演示文稿”、“教学录像”等。

(4) 相关证明材料(含教师学历、职称、论文、教学科研成果等)复印件一套。教材、论著, 请提供封面及版权页复印件。

3. 报送时间。各学院申报材料请集中于2016年11月28日前提交; 联系人: 李娟、周波、徐风国; 联系电话: 84395131、84396043, 13382021215、15850574769; 电子邮箱: lijuan@njau.edu.cn。

(二) 电子材料

1. 重点专业建设点申报书与相关证明材料(附件3, 合并为一个PDF文件, 文件命名规则为“学校名称+专业名称”); 精品资源共享课程申报书与相关证明材料(附件4, 合并为一个PDF文件, 文件命名规则为“学校名称+专业名称+课程名称”)。

2. 重点专业建设点申报汇总表与精品资源共享课程申报汇总表(附件5与附件6, Excel格式)。

(三) 网站材料

1. 在本校校园网站或继续教育网站上建设成人高等教育重点专业(精品资源共享课程)建设网页(专栏), 采用文字、图片与视频相结合的方式介绍成人高等教育重点专业建设情况。网页(专栏)内容从项目申报、过程管理、阶段性成果展示、总结验收等方面系统考虑, 参照《江苏省成人高等教育重点专业建设标准》一、二级指标设计, 包括项目申报书和相关佐证材料, 便于江苏省教育厅进行过程监控和校际间交流学习。专家通讯评议期间需保证网站畅通运行。

2. 网上精品资源共享课程展示应含课程基本资源与拓展资源,基本资源包括课程介绍、教学大纲、网络课件或演示文稿、作业、参考资料目录和课程教学录像(按照教学单元录制)等反映教学活动必需的资源;拓展资源指反映课程特点,应用于各教学与学习环节,支持课程教学和学习过程,较为成熟的多样性、交互性辅助资源,包括素材资源库、专题讲座库、试题库系统、作业系统、在线自测/考试系统,课程教学、学习和交流工具及综合应用多媒体技术建设的网络课程等。提交的所有课程资源须符合《国家级精品资源共享课建设技术要求》。凡申报江苏省成人高等教育精品资源共享课的全部资源必须具有清晰的知识产权,不存在侵犯其他公民、法人、组织知识产权的问题。

具体附件及相关要求可从继续教育学院网站(chjw.njau.edu.cn)的“资料下载”栏目内下载。



南京农业大学校长办公室

2016年11月22日印发

附件 6

江苏省成人高等教育精品资源共享课程申报汇总表



学校名称 (盖章) 江苏师范大学

填表人: 冯淑怡

联系电话: 13605156775

电子邮箱: shuyifeng@njau.edu.cn

序号	学校	课程名称	所属学科专业	所属学科类代码	课程层次	办学形式	课程类型	课程负责人	总课时数	是否为省级成人高等教育精品课程
1	南京农业大学	土地经济学	公共管理类	110304	专升本	函授	专业基础课	冯淑怡	40	否

说明:

- 1.“所属学科专业”为《普通高等学校本科专业目录》中的学科门类下设的二级类名称、《普通高等学校高职高专教育指导性专业目录》中的专业类名称;
2. 课程层次为: 高起专, 高起本, 专升本;
3. 办学形式为: 函授, 业余, 脱产;
4. 课程类型为: 公共课, 基础课, 专业基础课, 专业课。

课程平台登录路径: <http://yc.njau.edu.cn:801/e/ces/login/rel-ogin.jsp>

用户名: jpzyskck

密码: 123456

江苏省成人高等教育精品资源共享课程

《土地经济学》

相关证明材料

(含教师学历、职称、论文、教学科研成果等)



目录

主讲教师、教学 辅助人员 基本信息	姓名	性别	出生年月	单位	职称	学科专业	在课程建设中承担的工作
	冯淑怡	女	1973.10	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计、主讲、组织联络
	曲福田	男	1962.08	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计
	吴群	男	1964.06	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计
	石晓平	男	1973.11	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计、主讲
	诸培新	男	1968.05	南京农业大学	教授	土地资源管理	主讲、课件设计
	唐焱	女	1968.03	南京农业大学	教授	土地资源管理	主讲、课件设计
	邹伟	男	1972.10	南京农业大学	教授	土地资源管理	教学设计
	郭贯成	男	1977.09	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计
	马贤磊	男	1981.04	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计
	姜海	男	1978.09	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计
	刘向南	男	1976.11	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计
高平	女	1982.04	南京农业大学	教授	土地资源管理	辅讲、课件设计	

中承
作
主讲、

主讲

设计

设计

设计

设计

设计

设计

to whom it may concern

This is to certify that on **December 5, 2006**
the Academic Board of Wageningen University awarded the degree of

doctor (Ph. D.) in Social Sciences

to **Shuyi Feng**
born **October 24, 1973** in **Dongtai, Jiangsu Province, P.R. China**

after the defence of thesis:

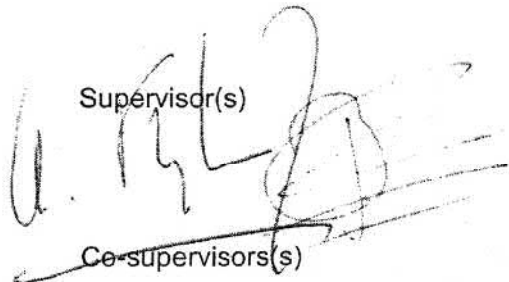
**LAND RENTAL MARKET AND OFF - FARM EMPLOYMENT :
RURAL HOUSEHOLDS IN JIANGXI PROVINCE, P.R. CHINA**

in presence of the thesis-committee appointed by the Academic Board.

(Dep.) Rector Magnificus



Supervisor(s)



Co-supervisor(s)



WAGENINGEN UNIVERSITY
WAGENINGEN UR



教育部留学服务中心

国外学历学位认证书

教留服认荷[2007]0538号

冯淑怡，女，中国国籍，1973年10月24日生于江苏省。

冯淑怡2001年9月至2006年12月在荷兰瓦赫宁根大学（WAGENINGEN UNIVERSITY）从事社会学专业博士研究生阶段研究工作，论文答辩通过，于2006年12月5日获得瓦赫宁根大学颁发的博士学位证书。

经核查，瓦赫宁根大学系荷兰正规高等学校。冯淑怡所获博士学位证书经查无误。

教育部留学服务中心

二〇〇七年十二月十四日

長江學者者獎勵計劃

中華人民共和國教育部
MINISTRY OF EDUCATION, PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

長江學者獎勵計劃

CHANG JIANG SCHOLARS PROGRAM

青年學者
Chang Jiang Scholars

馮淑怡



中華人民共和國教育部
MINISTRY OF EDUCATION, PEOPLE'S REPUBLIC OF CHINA

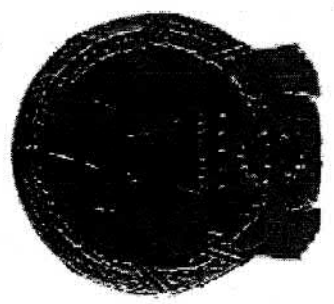
编号: Q2015107

2016年4月

曲福田系山東萊州人，
 一九六二年八月廿一日生。在
 我校已通過博士學位的課程考
 試和論文答辯，成績合格。根據
 《中華人民共和國學位條例》的
 規定，授予農學博士學位。

學位評定
 委員會主席
 劉大鈞

證書編號 90-19
 一九九〇年十二月卅日



博士學位證書

CERTIFICATE

Qu Futian, from Laizhou (Yexian), Shandong Province, was born on August
 , 1962. He has finished the Ph. D. courses and passed the examinations and Ph.D.
 per in Nanjing Agricultural University. According to the criteria of "Regulations of
 gree of P.R. of China", he is awarded the Doctorate of Agricultural Economics.

90-19
 Liu Dajun

博士研究生毕业文凭



DIPLOMA

... from Shandong Province, born in August 1962, was
College of Agricultural Economics and Trade in Nanjing Ag-
ersity in March 1987. Having majored in Agricultural Econom-
jement for the duration of four years and passed the examina-
D. Paper, he is allowed, as a postgraduate student for
duate in October 1990.

Liu Dajun
President of Nanjing Agricultural University

研究生由福田于一九八七年三月
至一九九〇年十月在本校
农业经济与管理专业(肆
年制)学习,
现已学完全部课程,成绩及格,并通过
博士论文答辩,准予毕业.

南京农业大学
校长 刘大钧

一九九〇年十月九日



姓名：曲福田

性别：男

出生年月：1962. 8

学 科：土地资源管理

工作单位：南京农业大学

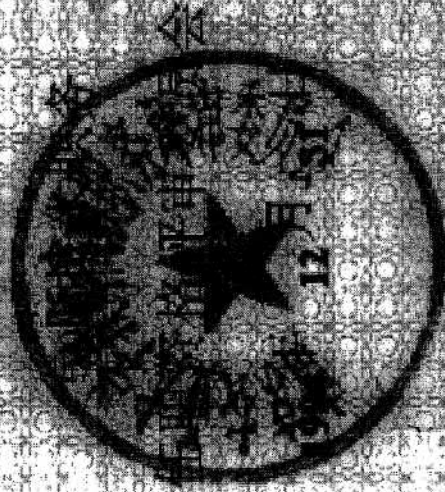
编 号：G-617

经 南京农业大学高级专业技术

职务任职资格评审委员会评审，

曲福田 同志已具备教 授

任 职 资 格。



任 职 资 格 审 批 部 门

年 月 日

吴群系江苏兴化人，一九六四年六月十日生。在我校



土地资源管理学科(专业)已通过博士学位的课程考试和论文答辩，成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规定，授予管理学博士学位。

南京农业大学校长

郑小波

学位评定委员会主席

郑小波

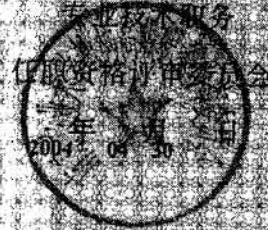
二〇〇二年七月十五日

证书编号 103072020016



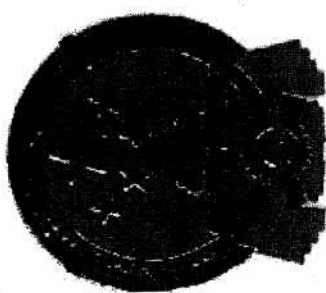
姓名 吴群
 性别 男
 出生年月 1964.06
 学 科 土地资源管理
 工作单位 南京农业大学
 编 号 C-715

经 南京农业大学高级专业技术
职务任职资格评审委员会 评审，
吴群 同志已具备
任职资格。



任职资格审批部门
 年 月 日

博士学位证书



石晓平系河南林州人，一九七三年十一月六日生。在我校

土地资源管理学科(专业)已通过博士学位的课程考试和论文答辩，成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规定，授予管理学博士学位。

南京农业大学校长

郑小波

学位评定委员会主席

郑小波

博士研究生 毕业证书



中华人民共和国教育部制

No. 00024265

研究生 **石晓平** 性别 **男**，
一九七三年十一月六日生，于一九九七
年九月至二〇〇一年八月在 **土地资源管理** 专业
学习，学制三年，修完博士研究生培
养计划规定的全部课程，成绩合格，毕业
论文答辩通过，准予毕业。

校(院、所)长: **郑小波**
培养单位: **南京农业大学**
二〇〇一年八月廿三日

编号: 10307120010100066

学位评定委员会主席 **郑小波**



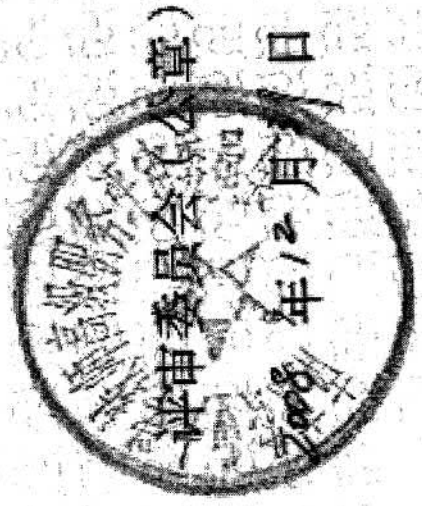
姓名: 石晓平
 性别: 男
 出生年月: 1973. 11
 学科: 土地资源管理
 工作单位: 南京农业大学
 编号: G-884

经 南京农业大学高级专业

技术资格 评审委员会评审,

石晓平 同志已具备 教授

任职资格。



审批部门(公章)

年 月 日

博士研究生 毕业证书



研究生 诸培新 性别男 一九六八年五月十日 生于二〇〇一年九月
至二〇〇五年十月在 土地资源管理 专业

学习，学制三年，修完博士研究生培养计划规定的全部课程，成绩合格，毕业
论文答辩通过，准予毕业。

培养单位：南京农业大学 校(院、所)长：郑小波

证书编号：103071200501000165 二〇〇五年十二月三十日

查询网址：<http://www.chsi.com.cn>

中华人民共和国教育部监制

诸培新 系 江苏南京

人，一九六八年五月

十七日生。在我校

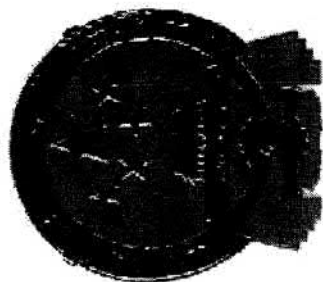
土地资源管理 学科（专业）已通过

博士学位的课程考试和论文答辩，成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规定，授予 管理学 博士学位。

博士学位证书

南京农业大学 校长
学位评定委员会 主席

郑小波



2011年专业技术职务高（中）级评审委员会评审通过人员名单

一、正高级专业技术职务

（一）教学科研系列

1、教授

农学院：赵团结 杨守萍
 植保学院：李元喜
 资环学院：蔡天明 王世梅
 园艺学院：吴俊 乔玉山 渠慎春
 动科学院：黄瑞华
 动医学院：戴建君 刘家国 孙卫东
 食品学院：吕凤霞
 经管学院：韩纪琴 许朗
 公管学院：诸培新 孙华
 外语学院：顾飞荣（送教育厅评审）
 生科学院：何健 宋小玲
 工学院：周俊

2、破格晋升教授

公管学院：冯淑怡

（二）教育管理研究系列研究员

农学院：李昌新
 组织部：王春春

（三）编审

科技处：沈波（送出版社评审）

二、副高级专业技术职务

（一）教学科研系列

1、副教授

农学院：王州飞 王强盛 庄丽芳 朱利群 李刚华 赵志刚 薛树林 汤亮
 植保学院：范加勤 武淑文 董莎萌 夏爱
 资环学院：刘玲 隆小华 杨新萍 陈立伟 焦加国 梁明祥
 园艺学院：管志勇 陈宇 王长林 杨立飞
 动科学院：苏勇 周波 李惠侠 李娟

动医学院： 苏 娟 宋小凯 周 斌 何成华
 经管学院： 潘军昌 刘 华 耿献辉
 公管学院： 刘向南 吴红梅 马贤磊 张艾荣
 理 学 院： 张春永 蒋红梅
 人文学院： 路 璐（送教育厅评审）
 外语学院： 丁夏林 马秀鹏 石 松 曹新宇 钱叶萍
 信息学院： 伍艳莲
 生科学院： 黄 星 谭明普 陈世国
 体 育 部： 林 军（送教育厅评审）
 工 学 院： 赵国柱 李 建 王浩滢 张海军 赵贤林 李 静 赵吉坤 刘 伟
 金德智 马宏伟 刘 杨

2、破格晋升副教授

资环学院： 余光辉

3、自然科学副研究员

农 学 院： 陈亮明

4、博士后流动站副研究员

农 学 院： 倪 军

（二）其他系列

1、教育管理研究系列副研究员

校 办： 陈如东

工 学 院： 张和生

2、专职学生思想政治教育副教授

学 工 处： 姚志友

3、高级审计师

审 计 处： 朱靖娟（送审计厅评审）

三、中级专业技术职务

（一）讲师

园艺学院： 郑 华

外语学院： 戈嫣嫣 苏 瑜

体 育 部： 段海庆 耿文光

工 学 院： 杨建明

（二）专职学生思想政治教育讲师

团 委： 王 超

工学院： 马先明

(三) 馆员

工学院： 鞠海燕 罗宇辉 王凌云

(四) 实验师

植保学院： 慕莉莉

生科学院： 成丹

(五) 工程师

工学院： 俞海平

(六) 会计师

计财处： 李 佳

(七) 编辑

发展规划办： 周 献

(八) 主治医师

资后处： 秦华丽



博士学位证书



姓名: 唐焱
 性别: 女
 出生年月: 1968.03
 学 科: 土地资源管理
 工作单位: 南京农业大学
 编 号: G-1200

唐焱 系四川蓬溪
 人,一九六八年三月
 二十日生。在我校



土地资源管理 学科(专业)已通过
 博士学位的课程考试和论文答辩,成
 绩合格。根据《中华人民共和国学位
 条例》的规定,授予 管理学 博士
 学位。

南京农业大学校长

郑小波

学位评定委员会主席

二〇〇四年七月二日

证书编号 103072040023

经 南京农业大学高级专业

技术资格 评审委员会评审,

唐焱 同志已具备 教授

任职资格。



审批部门(公章)

年 月 日



姓名：邹伟
 性别：男
 出生年月：1972.10
 学 科：土地管理
 工作单位：南京农业大学
 编 号：G-1301

经 南京农业大学高级专业

技术资格 评审委员会评审，

邹伟 同志已具备 教授

任职资格。



审批部门 (公章)

年 月 日

博士研究生 毕业证书



研究生 邹伟 性别男，一九七二年十月二十五日生，于

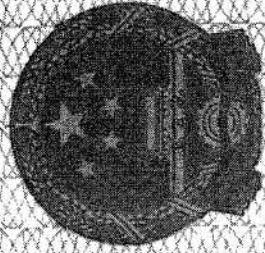
二〇〇五年九月至二〇〇九年六月在 土地资源管理

专业学习，学制三年，修完博士研究生培养计划规定的全部课程，成绩合格，
毕业论文答辩通过，准予毕业。

培养单位：南京农业大学 校(院、所)长：**郑小波**

证书编号：103071200901000023

二〇〇九年六月十六日



博士学位证书

邹伟，男，1972年10月25日生。在南京农业大学
 土地资源管理
 学科（专业）已通过博士学位的课程
 考试和论文答辩，成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规
 定，授予管理学博士学位。

南 京 农 业 大 学

校 长

邵 波

学位评定委员会主席



证书编号: 1030722009000023

二〇〇九年六月二十六日



博士学位证书

郭贯成,男,1977年9月28日生。在南京农业大学
土地资源管理 学科(专业)已通过博士学位的课程
考试和论文答辩,成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规
定,授予管理学博士学位。



南京农业大学 校 长 郑小波
学位评定委员会主席

证书编号: 1030722008000233

二〇〇八年十二月三十一日



经 南京农业大学高级专业
技术资格 评审委员会评审，
郭贯成 同志已具备 教授

任职资格。



审批部门 (公章)
 年 月 日

姓名: 郭贯成
 性别: 男
 出生年月: 1977.09
 学科: 土地资源管理
 工作单位: 南京农业大学
 编号: G-1359

博士研究生 毕业证书



研究生 马贤磊 性别男，一九八一年四月十六日生，于

二〇〇五年九月至二〇〇八年十二月在 土地资源管理

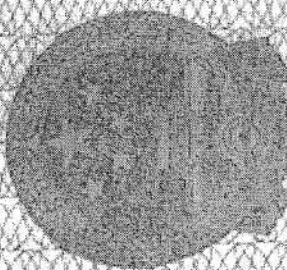
专业学习，学制三年，修完博士研究生培养计划规定的全部课程，成绩合格，
毕业论文答辩通过，准予毕业。

培养单位：南京农业大学 校(院、所)长：郑永波

证书编号：103071200801000232 二〇〇八年十二月十五日

二〇〇八年十二月十九日

证书编号: 103071200801000232



博士学位证书



马贤磊，男，1981年4月16日生。在南京农业大学
土地资源管理学科(专业)已通过博士学位的课程

考试和论文答辩，成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规
定，授予管理学博士学位。

南京农业大学

校长

郑小斌

学位评定委员会主席

证书编号: 103072008000230

二〇〇八年十二月三十一日

WUJIANG UNIVERSITY
WUJIANG UNIVERSITY

Xianlei Ma

16 April 1985, Beijing, China

Doctor

Does Tenure Security Matter?
Rural Household Responses to Land Tenure Reforms in Northwest China

09 December 2013

Prof. J. van den Brink, Wageningen University

Copromotor(s)
Promotor(en)

Promotor(s)
Promotor(en)



Xianlei Ma

EXAMINER



教育部留学服务中心

国外学历学位认证书

教留服认证[2015]00453号

马贤磊，男，中国国籍，1981年4月16日出生于江苏

省。马贤磊2005年9月起在南京农业大学学习，2007年3月起在荷兰瓦赫宁根大学（Wageningen University）从事资源环境经济学专业研究，论文通过，于2013年12月获得荷兰瓦赫宁根大学颁发的博士学位证书。

经核查，瓦赫宁根大学系荷兰正规高等学校。马贤磊所持获博士学位证书表明其具有相应的学历。

教育部留学服务中心
二〇一五年六月三日

官网网址: www.cscse.edu.cn

经 南京农业大学高级专业

技术资格 评审委员会评审

马贤磊 同志已具备 副教授

任职资格。



审批部门 (公章)

年 月 日



姓名: 马贤磊

性别: 男

出生年月: 1981.04

学 科: 土地资源管理

工作单位: 南京农业大学

编 号: G-1170

博士研究生 毕业证书



研究生 姜海 性别 男，一九七八年九月十三日生，于

二〇〇三年九月至二〇〇六年十二月在 土地资源管理

专业学习，学制三年，修完博士研究生培养计划规定的全部课程，成绩合格，
毕业论文答辩通过，准予毕业。

培养单位：南京农业大学

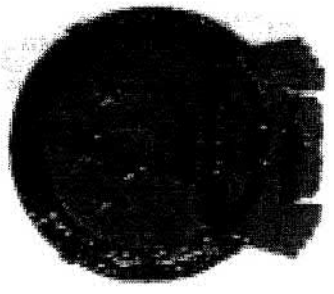
校(院、所)长：

郑小波

证书编号：103071200601000205

二〇〇六年十二月二十三日

博士学位证书



姜海 系 四川峨眉山

人，一九七八年九月

十三日生。在我校

土地资源管理 学科(专业)已通过

博士学位的课程考试和论文答辩，成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规定，授予 管理学 博士学位。



南京农业大学 校长
学位评定委员会 主席

郑小波

博士研究生 毕业证书



研究生 刘向楠 性别 男，一九七六年十一月二十九日生，于
二〇〇七年九月至二〇一三年六月在 土地资源管理

专业学习，学制三年，修完博士研究生培养计划规定的全部课程，成绩合格，
毕业论文答辩通过，



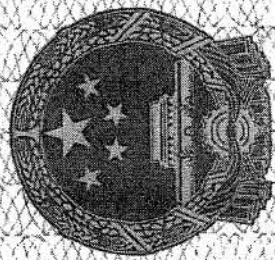
培养单位：南

校(院、所)长：

刘光宏

证书编号：103071201301001370

二〇一三年六月六日



博士学位证书

刘向南，男，1976年11月29日生。在南京农业大学

土地资源管理学科（专业）已通过博士学位的课程

考试和论文答辩，成绩合格。根据《中华人民共和国学位条例》的规

定，授予管理学博士学位。



校长 刘先宏

学位评定委员会主席



刘向南
200722013001532

证书编号：1030722013001532

二〇一三年六月二十五日

2011年专业技术职务高（中）级评审委员会评审通过人员名单

一、正高级专业技术职务

（一）教学科研系列

1、教授

- 农学院：赵团结 杨守萍
- 植保学院：李元喜
- 资环学院：蔡天明 王世梅
- 园艺学院：吴俊 乔玉山 渠慎春
- 动科学院：黄瑞华
- 动医学院：戴建君 刘家国 孙卫东
- 食品学院：吕凤霞
- 经管学院：韩纪琴 许朗
- 公管学院：诸培新 孙华
- 外语学院：顾飞荣（送教育厅评审）
- 生科学院：何健 宋小玲
- 工学院：周俊

2、破格晋升教授

- 公管学院：冯淑怡

（二）教育管理研究系列研究员

- 农学院：李昌新
- 组织部：王春春

（三）编审

- 科技处：沈波（送出版局评审）

二、副高级专业技术职务

（一）教学科研系列

1、副教授

- 农学院：王州飞 王强盛 庄丽芳 朱利群 李刚华 赵志刚 薛树林 汤亮
- 植保学院：范加勤 武淑文 董莎萌 夏爱
- 资环学院：刘玲 隆小华 杨新萍 陈立伟 焦加国 梁明祥
- 园艺学院：管志勇 陈宇 王长林 杨立飞
- 动科学院：苏勇 周波 李惠侠 李娟

五
二
五
八
二
〇
一
一

动医学院： 苏 娟 宋小凯 周 斌 何成华
 经管学院： 潘军昌 刘 华 耿献辉
 公管学院： 刘向南 吴红梅 马贤磊 张艾荣
 理 学 院： 张春永 蒋红梅
 人文学院： 路 璐（送教育厅评审）
 外语学院： 丁夏林 马秀鹏 石 松 曹新宇 钱叶萍
 信息学院： 伍艳莲
 生科学院： 黄 星 谭明普 陈世国
 体 育 部： 林 军（送教育厅评审）
 工 学 院： 赵国柱 李 建 王浩滢 张海军 赵贤林 李 静 赵吉坤 刘 伟
 金德智 马宏伟 刘 杨

2、破格晋升副教授

资环学院： 余光辉

3、自然科学副研究员

农 学 院： 陈亮明

4、博士后流动站副研究员

农 学 院： 倪 军

（二）其他系列

1、教育管理研究系列副研究员

校 办： 陈如东

工 学 院： 张和生

2、专职学生思想政治教育副教授

学 工 处： 姚志友

3、高级审计师

审 计 处： 朱靖娟（送审计厅评审）

三、中级专业技术职务

（一）讲师

园艺学院： 郑 华

外语学院： 戈嫣嫣 苏 瑜

体 育 部： 段海庆 耿文光

工 学 院： 杨建明

（二）专职学生思想政治教育讲师

团 委： 王 超

工学院： 马先明

(三) 馆员

工学院： 鞠海燕 罗宇辉 王凌云

(四) 实验师

植保学院： 慕莉莉

生科学院： 成 丹

(五) 工程师

工学院： 俞海平

(六) 会计师

计财处： 李 佳

(七) 编 辑

发展规划办： 周 献

(八) 主治医师

资后处： 秦华丽



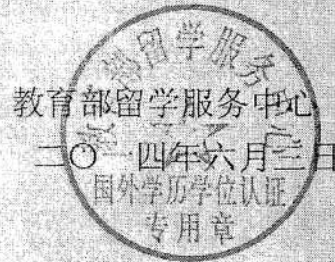
教育部留学服务中心

国外学历学位认证书

教留服认日[2014]01753号

高平，女，中国国籍，1982年4月21日生于山东省。
高平2010年9月起在日本立命馆大学学习经济学专业，成绩合格，于2014年3月获得该校颁发的经济学博士学位证书。

经核查，立命馆大学系日本文部科学省认可的大学，该校设有经济学专业。高平所获博士学位证书表明其具有相应的学历。



查询网址：www.cscse.edu.cn

联系我们 | 设为首页 | 加入收藏



公共管理学院
COLLEGE OF PUBLIC ADMINISTRATION
土地管理学院
COLLEGE OF LAND MANAGEMENT



南京农业大学
NANJING AGRICULTURAL UNIVERSITY

首页 学院概况 师资力量 科学研究 本科生培养 研究生培养 MPA 培养 社会培训 党群工作 合作交流 公共服务 人才引进

ENGLISH

当前位置: 首页 > 新闻动态 > 院办 >

我院冯淑怡教授被评为“江苏省教育教育工作先进个人”

发布时间: 2016-09-07 点击次数: 639

近日, 江苏省教育厅和教育工委下发《省教育厅省委教育工委关于表彰江苏省教育教育工作先进集体和先进个人的决定》(苏教人[2016]14号), 我院冯淑怡教授被授予“江苏省教育教育工作先进个人”称号。

据悉, 此次“江苏省教育教育工作先进集体”和“江苏省教育教育工作先进个人”的评选是为了全面落实省委省政府和教育部署要求, 为表彰先进、推动发展, 在各地各基层推荐的基础上, 经组织评审出879个先进集体和1002名先进个人。

荣誉证书

为表彰二〇一三年江苏省教学成果奖（高等教育类）

获奖者，特颁发此证书，以资鼓励。

成果名称：农林高校公共管理拔尖人才能力提升的实践与创新

主要完成人：欧名豪、于水、曲福田、李放、冯淑怡

主要完成单位：南京农业大学

奖励等级：一等奖



7-2

2010年教育部“新世纪优秀人才支持计划”入选者公示

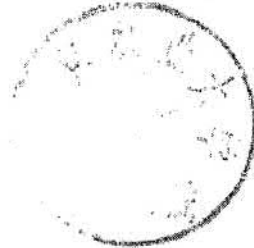
根据《“新世纪优秀人才支持计划”实施办法》的有关规定，现将经评审确定的教育部2010年“新世纪优秀人才支持计划”入选者名单予以公示，公示期至2011年3月31日。任何单位和个人对公示的“新世纪优秀人才支持计划”入选者持有异议，均可向教育部科技司署名提出，匿名异议恕不受理。

联系地址：北京西单大木仓胡同37号 教育部科技司综合处

邮政编码：100816

联系电话：010-66096358 010-66097382

传真：010-66020784



附：2010年教育部“新世纪优秀人才支持计划”入选者名单

单位	姓名				
安徽大学	范益政				
安徽理工大学	黄友锐				
安徽师范大学	马陵合	商永嘉			
北华大学	王占峰				
北京大学	曹安源	陈育青	崔庆华	董志勇	杜世宏
	龚侃	杭侃	胡小永	黄铁军	贾春新
	李铁军	李文利	梁德海	刘伟	刘志荣
	卢晓霞	沈治	宋纯理	汤新景	丁辉
	王辉	熊跃根	张帆	赵华章	周小计
北京电影学院	刘言韬				
北京工业大学	郭航	季凌飞	李冬		
北京航空航天大学	丁文锐	高强	耿立生	李建欣	李秋实
	骆红云	任自立	田琼	于耀	王义娜
	魏新国	相艳			
北京化工大学	任钟旗	石峰	苏海佳	汪乐余	王克俭
	刀梅贞				
北京交通大学	董海荣	韩林飞	杨立兴	张楠	赵谏玲
北京科技大学	班晓娟	边永忠	何安瑞	金莹	李翠平
	秦明礼	张海龙	张敬源		
北京理工大学	金海波	孔杰军	李慧琦	马旭	冉伦
	宋卫东	苏煜	王美玲	王文中	严乙铭
北京林业大学	曹荣平	黄华国	潘会堂	石娟	王辉
	于飞海				

江西财经大学	孔凡斌				
江西理工大学	罗仙平				
空军雷达学院	陈辉				
昆明理工大学	潘波				
兰州大学	卜伟锋	邓建明	黄德军	李文龙	龙文辉
	切排	饶志国	王博	王智诚	
兰州交通大学	常永奎				
兰州理工大学	陈体军				
兰州商学院	高云虹				
聊城大学	黄富峰				
泸州医学院	王钦				
南昌大学	唐建成				
南方医科大学	陈焯	李建明			
南京大学	曹毅	陈蕴茜	丁发军	付文林	高阳
	戈惠明	郭学军	胡广伟	富建平	刘辉
	刘云虹	卢明辉	彭路明	吴福象	邢钟文
	许畅	殷武	张亮	张淑娟	张炜铭
	周勇				
南京航空航天大学	潘时龙	周鹏	朱增伟		
南京理工大学	丁国平				
南京林业大学	周晓燕				
南京农业大学	陈素梅	范晓荣		马海田	王凯
	王益华	张阿英			
南京医科大学	胡志斌				
南京邮电大学	范曲立				
南开大学	陈湧	范小云	方晖	顾兵	孔德明
	刘风景	刘忠信	楼慈波	乔文涛	王建军
	吴帆	徐鹤	吉天英	叶培新	意西微 萨·阿错
	余新忠	朱守非	Mark Bartlam		
南通大学	陈昱				
内蒙古大学	祁智	张军			
内蒙古工业大学	韩永全	赵春旺			
内蒙古科技大学	宋希文	赵增武			
内蒙古师范大学	斯琴朝克图				
宁波大学	戴世勋				
宁夏大学	胡铁球	王正儒			
宁夏医科大学	陈靖	姜怡邓			
攀枝花学院	崔旭梅				

005



站内搜索

当前位置: 南京农业大学新闻网 > 南农要闻 > 正文

全文显示

搜索

推荐阅读

- 机关党委召开2016年工作作风建设大会
- 农业部国际合作司司长隋鹏飞一行来校
- 我校召开第五届教职工代表大会第十二次会议
- 首届盛彤笙兽医科学奖在南京农业大学揭晓
- 左惟赴苏州拜访著名慈善家唐仲英先生

本栏排行

- 我校三位教授入选2015年度长江学者
- 我校举行2016届本科毕业生典礼暨学位授予仪式
- 南京首次进入泰晤士世界大学排行榜
- 我校举行2016届研究生毕业典礼暨学位授予仪式
- 刘大钧先生遗体告别仪式在宁举行

图片新闻



学校开展“两学一做”学习教育和



我校学子在2016年国际向农科技大



我校三位教授入选2015年度长江学者奖励计划青年学者项目

来源: 人事处 作者: 陈志颖 刘红梅 发稿时间: 2016-08-02

近日,教育部正式公布了2015年度“长江学者奖励计划”入选名单,共有412人被评为2015年度长江学者特聘教授、讲座教授、青年学者。其中我校朱艳、刘裕强、冯淑怡等3位教授入选“长江学者”青年学者项目。

朱艳系我校农学院院长、教授,一直从事作物精确栽培理论与应用研究。先后承担国家自然科学基金、国家863计划、农业部行业科研专项等20多项课题;发表论文320多篇,其中SCI/EI收录论文120多篇;授权国家发明专利20项、实用新型专利5项。先后获得国家科技进步二等奖4项、中国高校及江苏省科技进步一等奖3项,并荣获中国青年科技奖、霍英东教育基金会高等院校青年教师一等奖、南京市十大杰出青年等奖励荣誉。入选首批教育部长江学者青年学者、国家首批中青年科技创新领军人才、农业部科研杰出人才及其创新团队、教育部新世纪优秀人才支持计划、江苏省特聘教授、江苏省六大人才高峰、江苏省333高层次人才培养对象等人才培养计划。

刘裕强系我校农学院教授,主要从事水稻抗稻飞虱及其传播病毒基因的发掘与育种利用研究。教育部首批长江学者青年学者、国家自然科学基金优秀青年基金和江苏省杰出青年基金获得者。曾获霍英东教育基金会高等院校青年教师奖、南京农业大学微课比赛二等奖、农学院青年教师授课比赛一等奖等。以第一或共同第一作者在《Nature Biotechnology》《Nature Communications》等杂志发表相关研究论文10余篇,申请专利7项,获得专利3项。主持国家自然科学基金3项、江苏省自然科学基金2项。

冯淑怡系我校公共管理学院教授,主要从事制度变迁与资源配置效率、农户行为与资源环境可持续管理等领域的研究。主持国家自然科学基金优秀青年基金、欧盟第六框架计划项目、教育部博士点基金项目。累计在《Land Use Policy》《China Economic Review》《经济学季刊》《中国农村经济》等国内外学术期刊公开发表论文59篇。其中,SCI/SSCI收录论文20篇,CSSCI收录论文30篇,出版英文专著1部,中文著作及教材8部,参编10部中英文著作。研究成果得到政府重视和批示,并获江苏省哲社优秀成果奖一等奖、省高校哲社优秀成果奖一等奖等奖项。入选教育部新世纪优秀人才支持计划、江苏省高校青蓝工程、江苏省333工程高层次培养对象,获“中国高校十佳青年土地资源管理学家”称号,入选首批教育部长江学者青年学者。

“省社科应用研究精品工程”奖

获奖证书

冯淑怡、陆华良、王博等同志：

您的研究成果《江苏农村农业生产经营发展报告 2014》获江苏省社科联 2015 年度“省社科应用研究精品工程”奖优秀成果一等奖。

江苏省哲学社会科学界联合会

二〇一六年七月



江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖

获奖证书

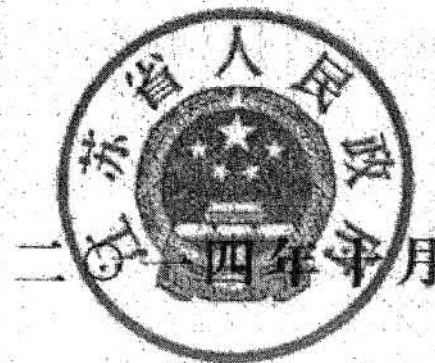
(副本)

证书号: 130046

成果名称: 农村发展中环境管理研究 (著作)

成果署名: 冯淑怡、曲福田、周曙东、诸培新等

获奖等级: 一等奖



获奖证书

冯淑怡、上官彩霞、曲福田同志：

您的论文《江苏有“万顷良田建设工程”
“差异及其原因分析”
“地基置换模式区域”

获江苏省哲学社会科学界第六届学术大会优秀论文 二 等奖。



江苏省哲学社会科学界联合会

二〇一二年十二月

编号：JSSKL2012647

018

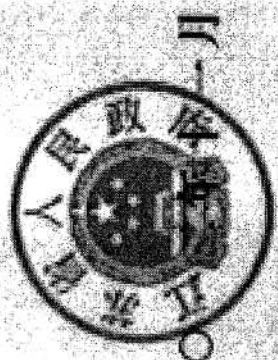
江苏省第十二届哲学社会科学优秀成果 获奖证书

证书号：120417

成果名称： 从日本经验看我国耕地保护的
压力及应对
建议（决策咨询报告）

获奖作者： 曲福田（负责人）
冯淑怡

获奖等级： 三等奖



二〇〇一十一月

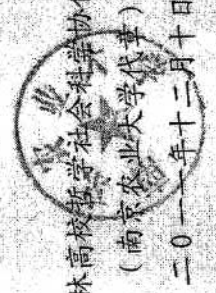
070

荣誉证书

卢娜 曲福田 冯淑怡同志：

你们的论文《太湖流域上游地区不同施肥技术下水稻生产对环境的影响分析—基于生命周期评价方法》被评为“第二届全国农林高校哲学社会科学发展论坛”优秀论文一等奖。

特颁此证。



全国农林高校哲学社会科学协作组（筹）

（南京农业大学代章）

二〇一一年十二月十日

520

获奖证书

曲福田同志：

你的作品《中国工业化、城镇化进程中的农村土地问题研究》荣获第五届“中国农村发展研究奖”专著奖。

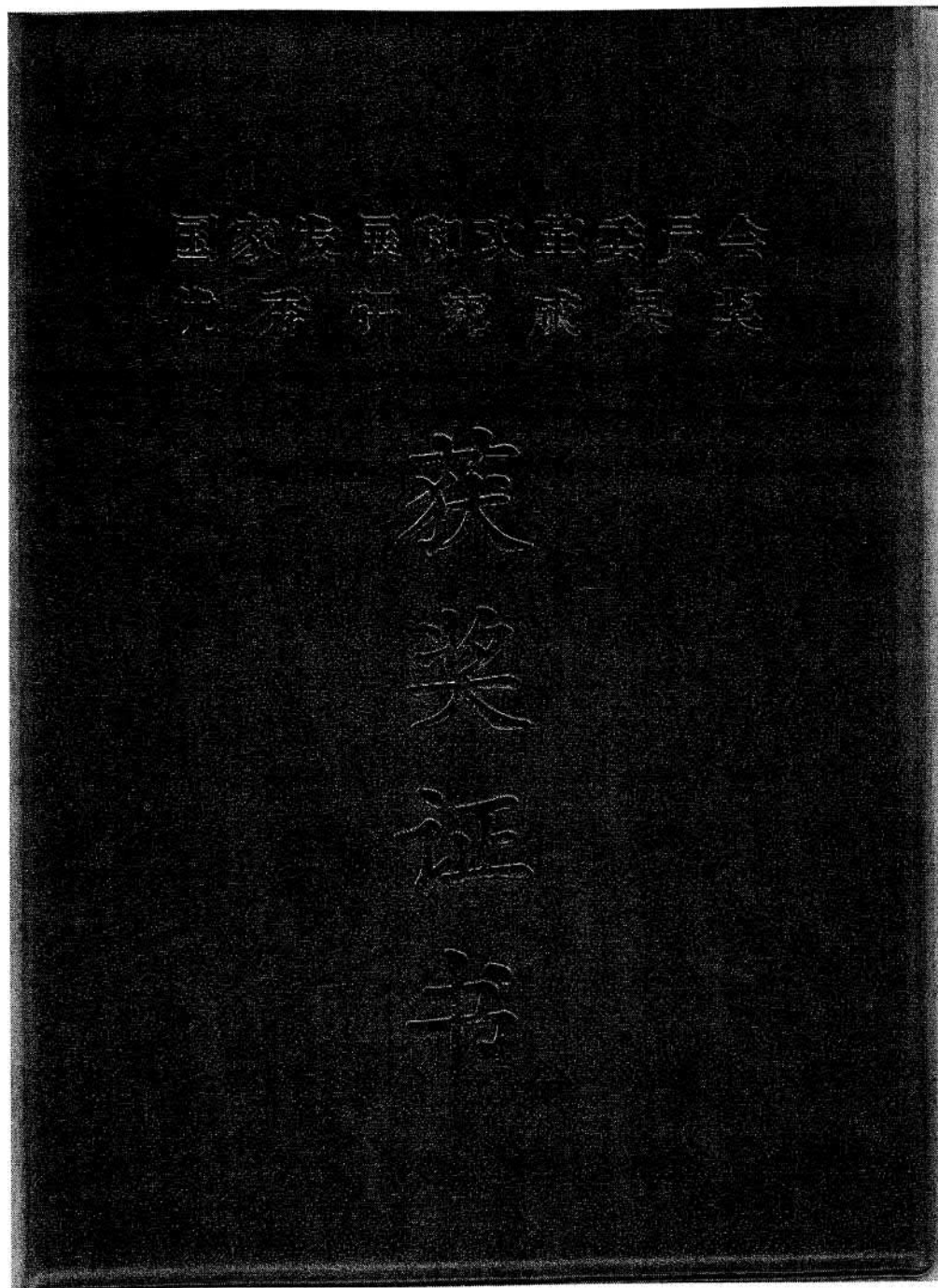
特发此证

签发人：杜润生



二〇一一年七月十八日

090



证书

曲福田同志获2011年度国家发展和改革委员会优秀研究成果奖二等奖，特颁发此证书。

成果名称：新时期江苏特色产业基地
的理论与实践

证书编号：201202051



二〇一二年十一月

30

证书

曲福田：

您主编的《资源与环境经济学》（第2版）获得2014年度全国农业教育优秀教材项目资助。

特发此证。

中华农业科教基金会
二〇一四年十二月

荣誉证书

江苏省高校第八届哲学社会科学研究成果奖

姓名：石晓平、Nico Heerink、曲福田

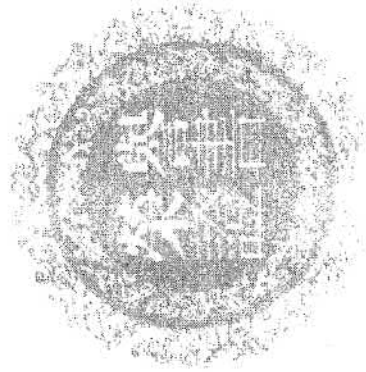
成果名称：非农就业对农业生产、要素市场发育和持续土地利用的影响研究——以江西省村庄分析为例

成果形式：论文

获奖等级：一等奖



093



[HONORARY]

《土地资源管理专业学生参与式科研创新能力培养模式研究》
 项目（完成人：欧名豪、石晓平、欧维新、冯淑怡、郭贯成）荣获
 南京农业大学二〇一二年度校级教学成果二等奖。

特发此证，以资鼓励。



二〇一二年十二月三十一日

093

二〇一二年十二月三十一日

证 书

经研究，确定石晓平同志为江苏省第四期“333高层次人才培养工程”第三层次培养对象。管理期从2011年至2015年。

证书编号：(2011) III-1976号



国土资源科学技术奖

获奖证书

获奖项目：村镇节地控制关键技术与
示范应用

获奖等级：二等

获奖者：诸培新



证书号：KJ2015-2-49-R6

江

成

成

获

江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖

获奖证书

(副本)

证书号: 130046

成果名称: 农村发展中环境管理研究 (著作)

成果署名: 冯淑怡、曲福田、周曙东、诸培新等

获奖等级: 一等奖



荣誉证书

江苏省高校第八届哲学社会科学优秀研究成果奖

姓名： 诸培新、冯淑怡、石晓平、曲福田

成果名称： 土地可持续利用：制度、机制与主体行为分析

成果形式： 研究报告

获奖等级： 三等奖



二〇〇三年二月

098

中华人民共和国教育部

教技函〔2013〕47号

教育部关于公布2013年度“新世纪优秀人才支持计划”入选人员名单的通知

各省、自治区、直辖市教育厅(教委),新疆生产建设兵团教育局,有关部门教育(人事)司(局),解放军总政治部干部部,部属各高等学校:

经所在高校、教育主管部门推荐,专家评审,网上公示,2013年度“新世纪优秀人才支持计划”入选人员已经确定,现予公布(名单见附件),并将有关事项通知如下:

一、2013年度“新世纪优秀人才支持计划”入选人员的资助期限为2014年1月至2016年12月。“985工程”高校入选者资助经费由所在高校“985工程”建设经费支持,非“985工程”高校资助经费由教育部和所在单位按照1:1比例共同支持。

二、请有关部门和高校严格执行《“新世纪优秀人才支持计划”实施办法》的有关规定,积极创造条件,加强平台和团队建设,大力支持入选者教学和科研工作,不断提升创新能力和人才培养

水平。

附件：教育部 2013 年度“新世纪优秀人才支持计划”入选人
员名单



北京

北京

北京

北京

北京

重庆

大连

电子科

东北大

东南大

复旦大

国防科

哈尔滨

湖南大

部内发送：有关部领导，办公厅、人事司、财务司、社科司、学位办

教育部办公厅

主动公开

2013年10月15日印发

华东师

华南理

华中科



2013年度教育部“新世纪优秀人才支持计划”入选名单

北京大学	董秀芳	赫忠慧	黄湧	黄卓	刘云杉	尚小明	斯璐
	孙俊	孙露洋	童美萍	王崑	王兴军	魏坤琳	向勇
北京航空航天大学	徐冬一	仰海峰	张贵宾	张君	赵清		
	白相志	陈玉丽	傅健	韩邦成	刘欢	刘天亮	余志坤
北京理工大学	孙军华	徐华平	张宝昌	张玉洁	张兆翔	周苇	
	白莹	崔崑	冯永君	胡滨	鞠彦兵	李晓芳	李欣
	廖华	刘辉	乔栋	沙德尚	苏岳锋	孙健	王东声
北京师范大学	王震坡	邢燕霞	许稼				
	陈雪虎	段福庆	韩晶	何春阳	何林	康永久	林丹华
	刘娟	刘林海	罗新慧	王亚菲	王友军	王志祥	邢大军
北京协和医学院	徐琳瑜	薛庆营	杨澄宇	赵传峰			
重庆大学	常永生	崔胜	谢勇				
	曹华军	陈刚	董小闵	范兴	胡洁	李凌杰	李卫国
大连理工大学	刘贵文	刘界鹏	吕学伟	吴劼劼	张太平	张小强	
	段玉平	高强	江贺	李钢	刘涛	宁德志	曲媛媛
	宋锋玲	宋刚	唐炳涛	王福吉	王建军	吴国伟	杨志豪
电子科技大学	张弛	张振宇	赵佳飞	郑勇刚			
	程钰间	韩洪	胡江平	李春	李建清	李剑峰	林先其
东北大学	太惠玲	唐晓莉	熊杰	张崇富	张雅鑫	周佩珩	
	班春燕	黄贤振	贾楠	刘福来	潘全科	石忠宁	孙广生
	孙秋野	王植	许云波	薛欣宇	姚羽	于永亮	苑莹
东南大学	赵亚平						
	柏峰	蔡国军	范吉阳	冯若强	付大伟	黄亚继	李四杰
	刘冉	欧阳本祺	孙剑飞	万亚坤	王浩	吴在军	张敏灵
复旦大学	赵远锦						
	蔡启良	曹晋	成天涛	胡新华	姜昊文	金雯	李聪
	卢文联	全哲学	田传山	汪明亮	王鹏飞	王昕	信强
国防科学技术大学	徐洁杰	张凡	张杰	张宗新	朱刚	朱海滨	
	戴华东	董威	郭得科	李东升	李清廉	刘伟涛	刘永祥
	罗亚中	屈龙江	王克非	邢立宁	于森	钟平	周林
哈尔滨工业大学	周朴						
	郭海凤	李君宝	梁恒	刘明	刘铁军	吕海宝	帅永
湖南大学	宋波	田艳红	汪国华	王玉金	肖峰	张紫琼	赵雷
	曹二保	陈仪朝	陈卓	戴宏亮	段辉高	黄丹莲	季铁
	李继山	李勇	王海东	王湘玲	阳美燕	杨宏林	杨明辉
华东师范大学	叶茂	庄秀娟					
	杜震宇	方旭东	高栓虎	侯立军	李舜华	孟激	王张华
华南理工大学	吴海虹	徐国庆	杨明明	殷德生	周勇		
	傅志勇	简兆权	刘玉亭	罗志刚	任娇艳	王世伟	王小慧
华中科技大学	王小英	韦江雄	姚小虎	叶飞	周建青	周时凤	
	丁洪发	董凌莉	郭小平	韩小涛	胡松	李会巧	李建斌
	廖敦明	刘文中	刘银水	鲁青	马聪	史岸冰	唐明

吉林大学	王保伟	王得丽	吴庆文	邢毅飞	余宇	邹德清	汤吉军	浙江
	白杨	蔡立东	陈松友	高旺	郭娜	李乙	张源涛	
兰州大学	王晖	王庆丰	吴良宝	夏虹宇	肖晔	张然	张源涛	
	安钧鸿	方泉	韩丙	贾宇	敏春芳	尚占环	汪宝堆	
南京大学	王杰	向云	肖洒	雍华东	张国兴	周传斌	黎铭	中国
	陈兵	陈帅	陈学长	董磊	董晓	顿新国	温锦生	中国
	李文飞	刘金源	宋凤麒	王发印	王结臣	王孝磊	郑欣	中国
	吴洁	吴英姿	张海波	张谊浩	赵坤	赵瑜	黄玫立	
南开大学	郑震	朱广浩			程方益	付成双	师唯	中国
	柏立华	陈凌懿	陈树琪	陈悦	闵长俊	漆新华	李建	
	李月琳	梁广鑫	刘晓光	马得勇	杨俊	周云波	彭刚	中国
清华大学	孙军才	谭小月	谢永康	宣朝庆	李成旺	李国良	吴焯	
	曹良才	陈文华	杜伟	符泰然	刘耀儒	潘鹏	高和荣	中南
	李亮	李曼丽	李云洲	梁琼麟	王天夫	王秀梅	吴伟泰	
	邱信明	饶燊	汪小我	王佳平	赵超	郑新前	李亚洲	中山
厦门大学	肖曦	邢飞	姚宏	赵超	陈远志	董云伟	李相芝	中央
	蔡庆丰	蔡舜	陈理想	陈能汪	王志宇	文磊	王双喜	
	郭春镇	何宁	刘刚	刘志宇	钟春平	朱军	李良	安徽
	吴育辉	张杰	郑挺国	钟春平	黄性涛	解垚	王久林	安徽
山东大学	陈阿莲	崔新壮	胡锡俊	孙孝敏	孙孝敏	王美琴	王双喜	安徽
	刘磊	欧阳俊	任会明	赵兴胜	赵兴胜	江帆	李富才	安徽
上海交通大学	许信顺	张伟	赵涵	洪洁	毛丽娟	邵晓峰	王双喜	安徽
	陈彩莲	陈海波	冀红静	杨立桃	杨立桃	杨涛	郭应坤	北京
	李宗海	刘灿华	刘莉	杨力	杨力	高戈	郭应坤	北京
	王欣泽	韦朝春	杨力	杨力	杨力	高戈	郭应坤	北京
四川大学	朱燕民	程磊	戴峰	邓华	高戈	郭维华	郭应坤	北京
	白春林	程磊	戴峰	邓华	高戈	郭维华	郭应坤	北京
	江霞	罗有福	史云贵	苏志珊	魏骁勇	吴宏	杨克君	北京
天津大学	叶金文	张斌	张加劲	赵建	朱权	宗志勇	焦魁	北京
	陈刚	张仇	冯楠	冯奕钰	韩亚洪	黄焱	徐德刚	北京
	栗大超	刘国柱	米文博	郝海霞	王靖涛	王胜平	徐德刚	北京
同济大学	杨静	杨挺	张加万	张雷	张为	赵秋红	孙瑶	北京
	毕燕龙	冯世进	李济宇	李伟	李相勇	孙剑	孙瑶	北京
武汉大学	张伟平	张宇钟	赵林	钟再敏	周俊	罗琦	任峰	北京
	陈明周	陈曙光	孔令杰	乐鹏	李文化	余明桂	袁荃	北京
	孙志军	王晓光	肖春霞	许小娟	杨国安	刘桥	孟令杰	北京
	袁志刚	赵士发				马捷	王能民	北京
西安交通大学	曾敏	陈娟	丁书江	胡成臣	刘桥	王慧明	周屈兰	北京
	邵金友	沈少华	司刚全	王发强	王慧明	王继平	周屈兰	北京
	温广瑞	杨卫卫	张明娟	张盛浩	张伟旭	张彦民	田威	北京
西北工业大学	朱青	范晓丽	胡新韬	李宏伟	梅辉	司书宾	田威	渤海
	陈豫增	范晓丽	胡新韬	李宏伟	梅辉	司书宾	田威	渤海
西北农林科技大学	虞益挺	张伟伟	张亚妮	王建龙	王力	王昕	王永华	重庆
	段金友	方勇	李鹏民	王建龙	王力	王昕	王永华	重庆

军涛堆 铭生欣 立唯 建刚焯 荣泰 洲倩 良林晶 坤君 魁刚 瑶峰荃 杰民兰 威永华

浙江大学	魏孝荣 陈林林 米玉玲 周伟华	夏效东 陈树林 宁凡龙	赵光辉 陈曦 潘纲	赵杰虎 胡齐冬莲	朱求安 金滔 汪冽	朱玉春 李鲜 邢华斌	梅德庆 虞朝辉
中国海洋大学	冷卫国 王玉明 杜少甫	刘勇 邢磊 何清波	刘哲 张钰杰 张纪杰	柳伟 赵呈天 江维	祁建华 李明哲	桑本谦 梅一德	苏志伟 秦家虎
中国科学技术大学	邵明 方向明 马秋刚	孙永福 高阳 蒲娟	阳丽华 郝彦玲 沈重阳	张驰 霍再林 田长富	张国庆 孔瑾 吴惠芳	左达峰 李静 夏曦	刘海杰 许文涛
中国农业大学	薛蕙 曹刚华 聂敏里	杨小红 曾贤刚 田野	张海林 李勇 王晓芳	张卫峰 刘海清 肖建国	张蕴薇 刘勇政 俞榕	刘越男 赵浩	龙国富 郑新业
中国人民大学	郑志刚 陈卓 潘安强	周勇 李地元 王军	朱信凯 林戈 王勇	刘圣军 许源源 周艳菊	刘益灯 阳军亮 左笑丛	鲁寨军 杨建	陆新江 杨建广
中南大学	袁凌青 陈样新 王娇炳	赵建文 肖仕 黄义军	赵于前 付清玲 张建勇	周子静 何子静 张紧跟	任同 张鹏 刘璐琳	施俊琦 周建华 刘越	唐亚梅 田艳
中山大学	关凯 翁彧 何启志	严庆	管志翔	敬文东			
中央民族大学	安徽财经大学 安徽大学 安徽工业大学 安徽医科大学 安阳师范学院 北华大学	王天根 何孝军 王华 庞欢 肖艳					
安徽财经大学	李建设 李慧慧 高岩	李想	刘志明	卢涛	王友清	张焱	
安徽大学	冯雪松 丁大伟 尹升华	柯燎亮 刘雄军	吴昊宇 刘宇	向宏军 苗君	邢薇薇 覃京燕	张菊亮 唐晓龙	朱振峰 田建军
安徽工业大学	彭锋 段全伟 陈福	王波 米靖 李莉文	王君 武文强 杨慧玲				
安徽医科大学	慕羽 周哲海 陈秀波						
安阳师范学院	高晓虹 郭淑贞 李鸿一	戴一觉 郭鹏军 李	邓伟洪 王信旻 刘兆兰	雷鸣 张林军 鲁艺	潘煜 王琦	张晓航	
北华大学	曾芳 刘小康						
北京工业大学							
北京化工大学							
北京建筑大学							
北京交通大学							
北京科技大学							
北京林业大学							
北京体育大学							
北京外国语大学							
北京舞蹈学院							
北京信息科技大学							
北京邮电大学							
北京语言大学							
北京中医药大学							
渤海大学							
成都中医药大学							
重庆理工大学							

长刚

长清

河南师范大学	马福运	王广涛						
黑龙江大学	李 强	罗跃军						
湖北科技学院	刘 超							
湖南工程学院	魏克湘							
湖南科技大学	仇 怡	田 俐						
湖南商学院	胡春华							
湖南师范大学	郭水霞	刘红荣	彭正德	肖乐辉				
华北电力大学	梁 平	卢宏玮	孙东亮	杨少霞				
华北水利水电大学	韩宇平							
华东交通大学	周日贵							
华东理工大学	江 浩	李 辉	刘培念	杨发祥	叶金星	周志明		
华东政法大学	程金华							
华南农业大学	聂庆华							
华南师范大学	金春花	潘达儒						
华侨大学	许培源							
华中农业大学	曾志雄							
华中农业大学	陈玲玲	刘名茗	石 磊	徐 娟	张安定	张椿雨		
华中师范大学	陈淑云	龚静鸣	胡庆山	李书超	刘清堂	王 勇	徐晓军	
	殷 筱	俞云伟						
	范立君	杨丽丽						
吉林师范大学	白卫滨	李云飞	马 民	师 蕾	张冬梅	张振江		
暨南大学	陈海琴	顾琦一	张荣珍	赵 伟				
江南大学								
江苏大学	施伟东							
井冈山大学	罗小兵							
空军工程大学	马 华	赵 辉						
空军航空大学	吴友军							
兰州交通大学	夏养君							
辽宁大学	刘洪钟	吴玉杰						
辽宁工程技术大学	王国辉							
辽宁师范大学	孙才志							
临沂大学	郭英姝							
南昌大学	梁汝萍	潘乘兴						
南昌航空大学	涂新满							
南方医科大学	梁 莉							
南京财经大学	卞志村							
南京工业大学	董晓臣							
南京航空航天大学	顾冬冬	郭宇锋	李迎光	徐 江	张卓然			
南京理工大学	曾海波	张保勇						
南京农业大学	陈爱群	何 健	倪迎冬	钱国良	吴 俊	薛树林	张瑞福	
	邹 伟							
南京师范大学	郭志刚							
南京信息工程大学	陈海山							
南京医科大学	夏彦恺							
南京邮电大学	曹自平	赖文勇						

南京中医药大学	宿树兰							
内蒙古大学	谷晓俊							
内蒙古工业大学	陈伟东							
宁夏大学	顾培明							
青岛大学	姜宏							
青海民族大学	张海云							
青海师范大学	叶拉太							
曲阜师范大学	宗广灯							
泉州师范学院	吴启辉							
山东科技大学	陈绍杰							
山东师范大学	张茂聪							
山西大学	陈刚	胡英泽	杨林秀					
陕西科技大学	鲍艳							
陕西师范大学	李化成	刘静	朱清河					
上海财经大学	金洪飞	邵帅	汪伟	吴隆增	薛爽	燕红忠	杨金强	
	张学良	张占江						
上海大学	聂伟	张勇安	周全					
上海理工大学	艾连中							
上海师范大学	开国银	宋莉华						
上海外国语大学	吴赞	赵蓉晖						
上海中医药大学	林晓	刘慧荣						
深圳大学	伍楷舜	周志民						
沈阳大学	胡晓钧							
石河子大学	白俊	雍会						
石家庄铁道大学	李韶华							
首都经济贸易大学	朱超							
首都师范大学	李志鹏	游自勇						
首都医科大学	王伊龙	杨旗	张永宏					
四川农业大学	陈学伟	王芳						
四川师范大学	石磊							
苏州大学	陈立国	章志远						
塔里木大学	张传辉							
太原理工大学	渠桂萍	王华						
天津工业大学	石海峰							
天津师范大学	吴捷							
天津体育学院	王旭光							
天津外国语学院	李运博							
天津医科大学	李慧	刘喆	石磊					
天津中医药大学	王虹	张俊华						
天水师范学院	杨富巍							
温州大学	黄兆信							
武汉工程大学	程智力	吴云韬	徐志高					
武汉理工大学	蔡卫权	刘超	余火根					
西安电子科技大学	陈渤	陈晓峰	田聪	张向荣	张玉	朱圣棋	朱樟明	

西北大学
西北民族大学
西北师范大学
西藏藏医学院
西藏大学
西藏民族学院
西南财经大学
西南大学

西南交通大学
西南林业大学
西南民族大学
西南石油大学
西南政法大学

湘潭大学
新疆大学
新疆医科大学
新乡医学院
烟台大学
延边大学
燕山大学
扬州大学
云南财经大学
长春大学
长春工业大学
浙江工商大学
浙江工业大学
浙江理工大学
浙江师范大学
郑州大学

中北大学
中国传媒大学
中国地质大学(北京)
中国地质大学(武汉)
中国矿业大学
中国矿业大学(北京)
中国青年政治学院
中国人民武装警察部队学院
中国石油大学(北京)
中国石油大学(华东)
中国药科大学
中国医科大学
中国音乐学院
中国政法大学

钞小静	郭晓辉	赵英永					
乌兰							
徐兆寿	杨晓燕						
普琼次仁							
拉先							
马宁							
鲁万波	唐小飞	唐雪松	尹志超				
段书凯	段运冬	付爱玲	胡刘	彭作刚	王定祥	吴晓蓉	
张觅							
李翔宇	莫继良	田永秀	肖世国	杨飞	杨涛		
周晓剑							
张原	郑洲	周洪波					
段明							
孙鹏							
陈艳红	黄显中						
阿依达尔·米尔卡马力			冯新龙				
张丽萍							
王明永							
李营							
孙惠欣							
温福昇							
陈军							
王汉权							
王丽丽							
王哲							
陈宇峰							
张文安							
董文钧							
高先龙							
郭瑞霞							
王强							
初广志	王杰文	王晓红	张国涛	张毓强			
蒋小伟	欧强	吴三忙	杨峻岭				
付丽华	郭海湘	宁伏龙	袁松虎	朱振利	左仁广		
曹国华	李伟	王坚	张海军	仲晓星	周伟		
李晓丹	鲁静						
柴宝勇							
徐祗朋							
蓝兴英	刘书海	王刚	姚约东				
朱虎							
陈海燕	黄张建	刘鄂湖	罗俊	许风国			
颜晓菁							
齐琨							
陈景辉	解志勇	易军					

中南财经政法大学
 中南林业科技大学
 中南民族大学
 中央财经大学

 中央音乐学院
 装甲兵工程学院
 遵义医学院

何威风 李志生
 刘高强
 孙杰 闫天灵
 冯秀军 高秦伟
 王辉 王遥
 陈光 刘霄
 梁秀兵
 曾俊伟 陈永正

徐立 张红

 张道洪
 何其春 林嵩
 徐兆铭 张苏
 夏小汤 邹翔

刘志东 苏治 王存同

江苏

成身

成身

获

同

江苏省第十三届哲学社会科学优秀成果奖

获奖证书

(副本)

证书号: 130169

成果名称: 中国土地税费的资源配置效应与制度优化 (著作)

成果署名: 邹伟等

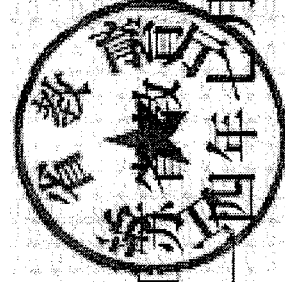
获奖等级: 二等奖



荣誉证书

江苏高校第九届哲学社会科学优秀研究成果奖

姓名：邹伟 欧名豪 胡锋
成果名称：城乡统筹发展背景下的农村土地综合整治
研究成果：研究报告
成果形式：报告
获奖等级：三等奖



二〇一四年七月九日

101

关于 2010—2011 年“社科应用 研究精品工程”优秀成果获奖的通知

李放、唐焱 等同志：

您报送的 2010 年度社科应用研究成果《苏南农民土地承包经营权置换城镇社会保障研究》，获 2010—2011 年“社科应用研究精品工程”优秀成果一等奖。奖金和证书由贵校科研管理部门统一于 2012 年 5 月 10 日—30 日到省社科联研究中心（南京市山西路 120 号国贸大厦 1606 室）领取。一等奖 2000 元。

联系地址：南京市山西路 120 号江苏国贸大厦 1606 室

联系电话：025-83325316 83326749

联系人： 赵东荣、征汉文

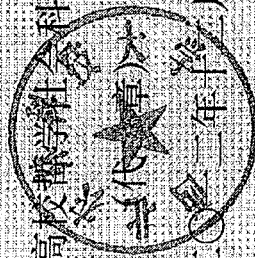
省社科联研究中心

2012.4.10

荣誉证书

唐焱、关长坤 撰写的论文 保障性住房用地
供给效率评价体系的建立与应用研究 被评为第
三届全国农林高校哲学社会科学论坛论文一等奖。

全国农林高校哲学社会科学协作组



二〇〇二年十二月



荣誉证书

论文名：保障性住房用地供给效率评价体系的建立与应用研究

作者：唐焱 关长坤

上列论文在2012年10月13日至14日举办的“第六届中国房地产学术研讨会暨高等院校房地产学者联谊会”论文评选中荣获 三 等奖。

特发此证。

中国房地产估价师与房地产经纪人学会
中国高等院校房地产学者联谊会

二〇一二年十月十四日

荣誉证书

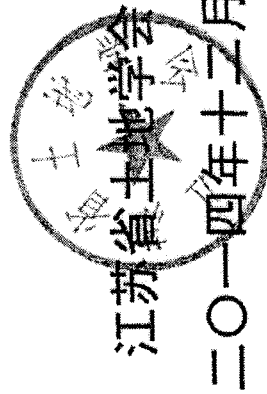
《土地利用计划管理：理论反思与体系重构》被评为 2013

年度江苏省优秀土地学术研究成果一等奖。

特发此证，以资鼓励。

作者：姜海、李成瑞、王博、徐勉、曲福田

证书号：JSTD2013-1-009



江苏省土地学会

二〇一四年十二月

获奖证书

获奖项目：经济发达地区土地行政管理绩效评价体系

研究——以无锡为例

获奖等级：一等

获奖者：姜海

证书号：KJ 2013-1-2-7-2

江苏省国土资源厅

二〇一四年六月

10

国土资源科学技术奖

获奖证书

获奖项目：基于土地非农化机制的我国差别化土地计划管理方法研究

获奖等级：二等

获奖者：姜海



二〇一二年十二月

证书号：KJ2012-2-46-R2

10

为表彰国土
资源科学技术奖
获得者，特颁发
此证书。

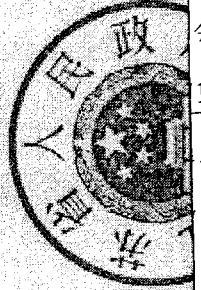
江苏省第十二届哲学社会科学优秀成果 获奖证书

证书号： 120046

成果名称： 中国耕地保护的体制与政策研究（著作）

获奖作者： 吴群、郭贯成、刘向南、李永乐

获奖等级： 一等奖



关于国

冯淑怡

根据《国

会（以下简

1673144, 项

费用：50.0

意见及修改

请尽早登

家自然科学

意见的项目

计划书电子

项目资金管理

金额与申请

计划书

表，由依托

再行提交；

单位审核并

电子版和纸质

向自然

1、提交

同)；

2、提交

3、报

请按照

逾期不报

附件：项目

关于国家自然科学基金资助项目批准及有关事项的通知

冯淑怡 先生/女士:

根据《国家自然科学基金条例》的规定和专家评审意见,国家自然科学基金委员会(以下简称自然科学基金委)决定批准资助您的申请项目。项目批准号:

71673144,项目名称: 农地规模经营研究: 驱动机理、绩效评价、政策设计, 直接费用: 50.00万元,项目起止年月: 2017年01月至 2020年12月,有关项目的评审意见及修改意见附后。

请尽早登录科学基金网络信息系统(<https://isisn.nsf.gov.cn>),获取《国家自然科学基金资助项目计划书》(以下简称计划书)并按要求填写。对于有修改意见的项目,请按修改意见及时调整计划书相关内容;如对修改意见有异议,须在计划书电子版报送截止日期前提出。**注意:请严格按照《国家自然科学基金资助项目资金管理办法》填写计划书的资金预算表,其中,劳务费、专家咨询费科目所列金额与申请书相比不得调增。**

计划书电子版通过科学基金网络信息系统(<https://isisn.nsf.gov.cn>)上传,由依托单位审核后提交至自然科学基金委进行审核。审核未通过者,返回修改后再行提交;审核通过者,打印为计划书纸质版(一式两份,双面打印),由依托单位审核并加盖单位公章后报送至自然科学基金委项目材料接收工作组。计划书电子版和纸质版内容应当保证一致。

向自然科学基金委提交和报送计划书截止时间节点如下:

- 1、提交计划书电子版截止时间为**2016年9月11日16点**(视为计划书正式提交时间);
- 2、提交计划书电子修改版截止时间为**2016年9月18日16点**;
- 3、报送计划书纸质版截止时间为**2016年9月26日16点**。

请按照以上规定及时提交计划书电子版,并报送计划书纸质版,未说明理由且逾期不报计划书者,视为自动放弃接受资助。

附件:项目评审意见及修改意见

国家自然科学基金委员会
管理科学部
2016年8月17日

附件：项目评审意见及修改意见表

项目批准号	71673144	项目负责人	冯淑怡	申请代码1	G030504
项目名称	农地规模经营研究：驱动机理、绩效评价、政策设计				
资助类别	面上项目	亚类说明			
附注说明	常规面上项目				
依托单位	南京农业大学				
直接费用	50.00 万元	起止年月	2017年01月 至 2020年12月		
<p>通讯评审意见：</p> <p><1>农地规模经营与传统农户在土地产权保护、社会公平、农地环境等方面的差异和绩效是中国政府和学术界关注的重要课题。申请者在从全国、省和村、农户等不同层面分析农地规模经营的驱动机制的基础上，比较分析规模经营主体与普通农户在规模效率、社会公平和环境效应上的差异，并据此在土地制度、农业政策、政府治理等4个方面进行政策设计。研究思路和视角有鲜明的创新性，研究目标具体，研究技术路线和研究方法可行。申请者和研究团队研究实力强，在该领域有系统积累和数据、文献储备，通过努力可以取得创新性研究成果。经费预算合理。建议优先资助。</p> <p><2>该项目深入剖析农地规模经营的驱动机理、绩效评价和政策设计，具有较好的理论与实践意义。研究内容明确清晰，研究方案总体可行，研究条件与基础良好。</p> <p><3>1. 选题十分有价值。当前中国农业的发展逐步倾向'与规模'与集中，但其中还存在诸多问题没有解决。本课题紧紧围绕其中较为核心的驱动机理、绩效评价及相应的政策设计来展开工作，思路清楚，内容设计合理，观点明确。</p> <p>2. 研究方法得当。</p> <p>3. 研究团队实力强劲，经费设计合理。</p> <p><4>一、 申请项目的科学意义、前沿性和探索性较强，具有较为重要的潜在的应用价值。在研究方法、内容以及分析框架上具有较强创新性。</p> <p>二、 申请项目的研究内容、研究目标明确，拟解决的关键问题清晰。</p> <p>三、 申请项目的整体研究方案严谨、研究方法恰当，项目可行。</p> <p>四、 前期工作基础扎实和研究条件非常良好，经费预算适当。</p> <p>对研究方案的修改意见：</p>					
<p>管理科学部</p> <p>2016年8月17日</p>					



首页 南京要闻 校园快讯 教学科研 服务社会 国际交流 学院动态 媒体南农 校友在线
 图片新闻 报文精粹 专题报道 教学动态 光荣南农 校园文学 网上家园 新闻线索 宣传部

当前位置: 南京农业大学新闻网 > 教学科研 > 正文

全文检索

搜索

我校新增6项江苏省“333工程”科研资助项目

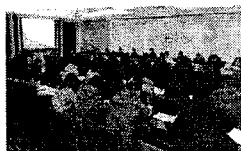
来源: 人事处 作者: 袁家明 发稿时间: 2014-10-09

我校3项成果获2015年度教育部科技学...
 我校人文社科成果获“江苏发展研究”...
 我校召开新学期本科教学工作会议...
 我校新学期本科教学工作有序开展...
 南农在植物病毒移动研究上取得重要...

近日,江苏省教育厅办公室发布通知,公布各高校2014年度江苏省第四期“333工程”资助科研项目名单,全省39所高校78个项目获得资助,我校6位教授的科研项目名列其中,获得资助。

南农水稻栽培课程组栽培水稻再创新高...
 洪晓丹教授应邀担任Scientific Rep...
 我校获得两项2015年国家科技进步二...
 我校举行新型高端智慧“金盏宝农业”...
 我校人文社科学部2015年度国家自然...

2014年,我校申报江苏省“333项目”科研项目资助共6人,全部获批,数量是历年之最。至此,我校第四期“333工程”资助科研项目总数已达14项。



我校召开新学期本科教学工作会议



我校新学期本科教学工作有序开展

序号	姓名	资助课题(项目)名称	培养层次	资助金额(万元)
1	张绍铃	梨果实石细胞木质素合成、转运与积累的分子机制与调控	一	30
2	赵茹茜	猪肉品质营养程序化调控技术的研究	二	25
3	徐幸莲	鹅肝蛋白加工特性形成机制及加工关键技术研究	二	25
4	周应恒	构建新型农业经营体系的体制机制创新研究	二	20
5	冯淑怡	农地流转的模式、影响因素及其绩效研究——以江苏省为例	三	5
6	滕年军	菊花花粉育种的细胞与分子机理研究	二	5

[编辑: 梁丽婷 赵婷婷]

图自: 南农

附件 1

高校 2014 年度省第四期“333 工程”资助科研项目名单

序号	姓名	工作单位	资助课题(项目)名称	培养层次	资助金额(万元)
1	时龙兴	东南大学	超低功耗无线传感网节点 SoC 芯片关键技术研究	—	30
2	朱真才	中国矿业大学	千万吨级千米深井大型提升系统关键技术研究	—	50
3	叶建仁	南京林业大学	杨树内生吡咯伯克霍尔德氏菌 JK-SH007 抗病促生机理及工程菌构建	—	30
4	张绍铃	南京农业大学	梨果实石细胞木质素合成、转运与积累的分子机制与调控	—	30
5	杨亦鸣	江苏师范大学	人类语言理解的神经机制研究	—	30
6	周建江	南京航空航天大学	基于安全容量的机载雷达安全容限理论研究与应用	二	25
7	田立新	南京师范大学	新型非线性色散波方程的解分析及渐近性研究	二	20
8	颜晓红	南京邮电大学	类石墨烯材料及其纳电子设计	二	25
9	胡敏强	东南大学	基于变速直线发电机的波浪发电系统研究	二	25
10	宋爱国	东南大学	基于脑机接口的沉浸式临场感康复机器人技术研究	二	20
11	周波	南京航空航天大学	高可靠性双凸极容错电机及控制技术研究	二	20
12	朱英明	南京理工大学	江苏省装备制造业发展研究	二	20
13	朱焜秋	江苏大学	磁悬浮无轴承永磁同步电机直驱精密电主轴系统研究	二	25
14	金万勤	南京工业大学	纯手性金属有机骨架膜的制备及对映体选择性分离研究	二	20
15	王克鸿	南京理工大学	高强材料激光-电弧复合热源焊接方法与智能控制研究	二	25

单

资助金
(万元)

16	陈永平	扬州大学	分形树状微型甲醇水蒸气重整制氢反应器内反应输运特性的研究	二	20	
17	李爱群	东南大学	装配式减隔震建筑结构新体系研究	二	25	
18	陈文	河海大学	复杂介质分数阶导数力学控制方程的数值模拟研究	二	25	
30	19	柏建彪	中国矿业大学	高瓦斯厚煤层回采巷道布置与围岩控制技术研究	二	25
50	20	赵茹茜	南京农业大学	猪肌肉品质营养程序化调控技术的研究	二	25
30	21	徐幸莲	南京农业大学	鹅肝蛋白加工特性形成机制及加工关键技术研究	二	25
30	22	周应恒	南京农业大学	构建新型农业经营体系的体制机制创新研究	二	20
30	23	勇强	南京林业大学	江苏省现代农业区域发展模式研究	二	25
30	24	许文荣	江苏大学	胃癌 MSC 及其血液 Exosome 内标志物检测技术在胃癌诊疗中的应用	二	25
25	25	徐桂华	南京中医药大学	基于 iTRAQ 蛋白组学技术研究刮痧干预腰椎间盘突出症的作用机制	二	25
20	26	张陆勇	中国药科大学	雷公藤甲素生殖调控靶点的确证和中药配伍减毒研究	二	20
25	27	刘艳红	东南大学	刑事政策视野下犯罪定性定量模式研究	二	20
25	28	陈继红	河海大学	中国传统士德研究	二	20
20	29	卞志村	南京财经大学	江苏民间金融风险形成、传染和治理机制研究	二	20
20	30	唐正东	南京大学	当代资本主义新变化对历史唯物主义的挑战及其回应	二	20
25	31	杨金才	南京大学	新世纪江苏文化国际传播研究	二	20
20	32	王会金	南京审计学院	国家治理框架下政府审计与纪检监察协同机制的建立与运行	二	20
25	33	王永贵	南京师范大学	当前我国意识形态领域热点难点问题研究	二	20

34	胡玉鸿	苏州大学	科学发展的法治化机制研究	二	20
35	梁金玲	东南大学	生物动态复杂网络的动力学研究	三	5
36	王经卓	淮海工学院	多相流导电相截面流速高分辨率识别技术	三	5
37	陈鹏飞	南京大学	太阳爆发活动及其对空间天气的影响	三	5
38	陆建峰	南京理工大学	基于典型相关分析与邻接图的数据融合研究	三	5
39	王雨顺	南京师范大学	多辛算法及其应用	三	5
40	张其林	南京信息工程大学	对流层闪电与中高层大气电动力耦合效应研究	三	5
41	姚金雷	苏州科技学院	具有巨磁热效应的稀土基合金的电子调控	三	5
42	张宏彬	扬州工业职业技术学院	基于 Android 平台的掌上校园系统的实现与应用	三	5
43	常 绿	淮阴工学院	轮式工程车辆循环工况的测取、构建与应用研究	三	6
44	汪若尘	江苏大学	混合动力车辆直线电机主动悬架系统控制研究	三	5
45	温秀兰	南京工程学院	基于新一代几何产品技术规范的精密复杂零件形位误差检测认证研究	三	6
46	赵旭升	南京化工职业技术学院	高速开关磁阻电机用磁悬浮轴承的研究	三	4
47	伍小杰	中国矿业大学	非理想接入条件三相并网逆变器关键技术研究及应用	三	5
48	吴卫荣	苏州工业园区职业技术学院	磁悬浮开关磁阻伺服电机控制及高速数字化研究	三	4
49	唐建新	苏州大学	有机光电器件的界面工程	三	5
50	周金宇	江苏理工学院	结构系统宏观疲劳可靠性分析	三	5
51	赵昊昱	常州工程职业技术学院	3-氯-2,4-二氟苯甲酸生产工艺的研究	三	5

52	
53	
54	
55	
56	
57	
58	
59	
60	
61	
62	
63	
64	
65	
66	
67	
68	

0-1-1

20	52	赵宜江	淮阴师范学院	低成本高性能蜂窝陶瓷担载纳米凹凸棒石微滤膜的制备	三	5
5	53	任学宏	江南大学	基于三聚氰氨卤胺改性抗菌纤维素纤维的制备及性能研究	三	6
5	54	袁爱华	江苏科技大学	有机自由基桥联高自旋金属簇合物构筑新型多孔磁体的研究	三	6
5	55	潘旭海	南京工业大学	水幕加速液化天然气扩散机理及防护设计方法研究	三	4
5	56	严 锋	苏州大学	基于主客体作用超分子(聚)离子液体功能材料的研制	三	6
5	57	郭 彤	东南大学	实时混合模拟试验的频域评估方法研究	三	6
5	58	吉伯海	河海大学	钢桥面板疲劳多裂纹干涉效应下承载性能退化规律研究	三	5
5	59	戚 豹	江苏建筑职业技术学院	钢结构新型节能整体式墙板的开发与研究	三	5
6	60	王立峰	南京航空航天大学	纳机械传感器热振动问题	三	5
5	61	冯淑怡	南京农业大学	农地流转的模式、影响因素及其绩效研究——以江苏省为例	三	5
6	62	吴 敬	江南大学	淀粉脱支酶的研究与开发	三	5
4	63	沈新春	南京财经大学	小麦胚芽抗氧化肽的制备关键技术研究	三	5
5	64	滕年军	南京农业大学	菊花花粉败育的细胞与分子机理研究	三	5
4	65	孙东平	南京理工大学	细菌纤维素微纳尺度的组装调控研究及其在生物医学领域的应用	三	5
5	66	王守林	南京医科大学	CYP2A13 在代谢活化香烟有机致癌物所致细胞恶性转化中的作用	三	5
5	67	谷 巍	南京中医药大学	濒危药用植物茅苍术优良种质资源基因库构建及其转录组学研究	三	5
5	68	杨宇民	南通大学	壳聚糖神经移植物临床实验研究	三	5

69	胡书群	徐州医学院	脑缺血诱导 SIRT6 硝基化的作用及机制研究	三	5
70	季一兵	中国药科大学	新型环糊精衍生物修饰的手性功能膜的研制及应用	三	5
71	张春风	中国药科大学	复方葛根软胶囊的研制开发	三	5
72	王家军	江苏第二师范学院	教育行政伦理研究	三	3
73	王智军	江苏警官学院	江苏省立体化现代化治安防控体系机制创新研究	三	3
74	周武	江苏师范大学	中华五禽操研发与推广的理论与实证研究	三	5
75	李玉	南京大学	结构与效能：国民党执政机制研究（1927-1937）	三	6
76	戚湧	南京理工大学	江苏省科技镇长团工作绩效评估及信息化建设	三	5
77	刘晓东	南京师范大学	儿童教育的现代立场和现代观念研究	三	5
78	李靖	南京体育学院	不同形式追加反馈对推拿滚法技能学习效果的影响比较	三	3



Prof. Jiří Balík
CESKA ZEMEDELKA
UNIVERZITA V PRAZE

KAMYCKA 129 SUCHDOL 000
CZ - 165 21 PRAHA
Czech Republic

Brussels, 20/06/2014

Subject Erasmus Mundus Action 2 – Erasmus Mundus Partnerships – Strand I
Call for Proposals EACEA/18/13

Ref.: Your application 552071-EM-1-2014-1-CZ-ERA MUNDUS-EMA21 -
Asia: Life, Food, Agriculture, Biology, Economics, Technology
(Please quote this number in all correspondence)

Dear Prof. Jiří Balík,

You have submitted an application to the Erasmus Mundus programme, EACEA/18/13 Call for proposals for the action specified above. The Call for proposals was closed on 03/03/2014. The Education, Audiovisual and Culture Executive Agency (EACEA) received 159 applications for this Call out of which 150 applications were considered eligible.

A panel of external experts assisted the Evaluation Committee in the evaluation of your application against the award criteria indicated in the Call for proposals. The selection decision is based on the quality of the proposal, its relative position in comparison with the other applications submitted, the budget available as well as the extent to which it addresses the priorities indicated in the Call for proposals. Applications were assessed on a scale from 0 to 100 and were ranked according to merit. The EU Delegations in the respective non-EU countries were also requested to provide their feedback on the applications' eligibility requirements and the relevance of the project (facultative).

I am pleased to inform you that your above-mentioned application has been selected.

For your information, out of 150 applications eligible under Action 2 – Erasmus Mundus Partnerships, 135 were eligible under Strand I and 15 were eligible under Strand II. 27 Action 2 projects have been selected for funding under Strand I and 4 under Strand II. A further 17 projects in total have been placed on the reserve list.

Attached to this letter you will find an evaluation report based on the opinion of the external experts. Please take into account that most of the evaluation reports were written by non-native speakers. The Executive Agency will not elaborate further on these assessments.

The list of all selected projects will be published on the website of the Executive Agency when all applicants have been notified about the selection results:
http://eacea.ec.europa.eu/erasmus_mundus/results_compendia/selected_projects_action_2_en.php.

It is very important that you provide us with the "url" of your project's website as soon as this is available, so that this link can also be published on the Agency's site. If you have amendments to make to the project description after publication, please let us know via the Erasmus Mundus mailbox, EACEA-Erasmus-Mundus@ec.europa.eu.

A grant agreement will be sent to you by separate mail within due time.

The Executive Agency organises a coordinators meeting for newly selected projects every year. The meeting will take place in Brussels on 2-3 October 2014 (to be confirmed). You will need to cover travel and accommodation costs under your project budget, subject to the signature of the grant agreement. Please note that this venue is limited in space and we cannot allow for participation of more than two representatives of your project. A full programme of the event and practical information will follow in the next weeks.

This letter does not represent a financial or legal commitment of the Executive Agency. The offer of an award is confirmed only when the legal representative of the Executive Agency signs the grant agreement associated with this application.

Please do not hesitate to contact us should you have any further questions.

Sincerely Yours,



Mónica Holik
Head of Unit

Contact: EACEA-EM-PARTNERSHIPS@ec.europa.eu

Annex: Comments and recommendations from the academic experts who assessed your proposal.

cc: Dr. Petra Chaloupková, Project coordinator

农村集体经营性建设用地流转权益实现与保护研究

委托合同

委托方（甲方）：江苏省土地资源调查中心

受托方（乙方）：南京农业大学

为了更好地完成“农村集体经营性建设用地流转权益实现与保护研究”项目，甲方、乙方双方经友好协商，按照《中华人民共和国合同法》等有关法律，本着平等互利、诚实信用和等价有偿的原则，就甲方通过委托方式，确定乙方承担甲方项目有关事宜，签订本项目合同，共同遵守。

一、项目概况

项目名称：农村集体经营性建设用地流转权益实现与保护研究

二、乙方自本合同生效之日起，按照本合同要求，开展农村集体经营性建设用地流转权益实现与保护研究工作；甲方按照本合同要求，做好组织协调等相关配合工作。

三、乙方承担的主要工作

通过农村集体经营性建设用地土地收益来源与级差地租的理论分析，探讨集体经营性建设用地的土地增值收益分配的理论模型与分配机制。选择流转试点地方开展调研，分析现有集体经营性建设用地流转过程中土地收益的来源、分配的比例、分配的形式及收益的管理等内容，总结集体经营性建设用地流转收益分配存在的问题，提出江苏省农村集体经营性建设用地流转权益实现与保护政策建议。

四、 甲方承担的主要工作

(1) 根据乙方要求, 协助提供相关基础资料; (2) 为乙方必要的调研创造条件, 如组织实地考察、调研等; (3) 组织专家组对成果进行咨询把关。

五、 乙方应按照成果要求, 开展工作, 向甲方及时提交成果。主要成果为《农村集体经营性建设用地流转权益实现与保护研究》研究报告。

六、 成果归甲乙双方所有。

七、 为使工作顺利开展, 完成任务目标, 甲乙双方应保持经常联系, 并由双方各自指定相对固定的联络人员。

八、 经甲乙双方协商, 甲方向乙方支付协作费用人民币壹拾万元整 (100,000 元)。

在本合同签字生效之日起两周内, 甲方拨付伍万元整 (50,000 元) 予乙方; 在乙方提交研究成果并经专家评审通过后, 甲方支付剩余的伍万元整 (50,000 元)。乙方开户银行: 中国工商银行江苏省南京市孝陵卫支行, 帐号: 4301 0106 0900 1097 041。

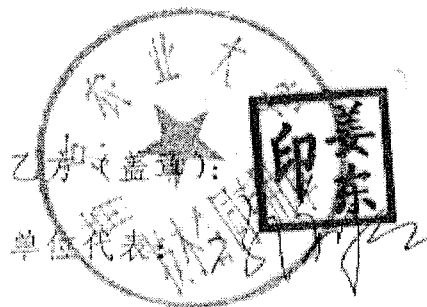
九、 除不可抗力外, 如违反本合同, 即不履行本合同规定的义务或履行本合同义务不符合约定条件, 具有过错的一方承担相应的违约责任。

十、 如双方认为在本合同履行过程中, 需要签订补充合同的, 可签订补充合同规定其他未尽事宜; 补充合同与本合同具有同等法律效力。

十一、 本合同一式陆份，甲乙双方各执叁份，自双方签字盖章之日起生效。



2014年5月2日



2014年5月5日

关于国家自然科学基金资助项目批准及有关事项的通知

南京农业大学 冯淑怡先生/女士:

根据《国家自然科学基金条例》的规定和专家评审意见,国家自然科学基金委员会(以下简称自然科学基金委)决定批准资助您的申请项目。项目批准号:71322301,项目名称农村土地制度与资源配置,资助金额100.00万元,项目起止年月:2014年01月至2016年12月,有关项目的评审意见及修改意见附后。

请尽早登录科学基金网络信息系统(<https://isis.nsf.gov.cn>),获取《国家自然科学基金资助项目研究计划书》(以下简称计划书)并按要求填写。计划书电子文件通过科学基金网络信息系统(<https://isis.nsf.gov.cn>)上传,由依托单位确认后,自然科学基金委进行审核;计划书纸质文件(一式两份)由依托单位审核并加盖单位公章后报送至自然科学基金委项目材料接收工作组。

自然科学基金委接收依托单位提交计划书电子版截止时间为2013年9月11日16点前,提交计划书电子修改版截止时间为2013年9月18日16点前;计划书纸质版于计划书电子版通过自然科学基金委审核后先行打印(建议双面打印),自然科学基金委接收计划书纸质版截止时间为2013年9月27日16点前。

请按照依托单位规定时间,及时将计划书电子版和纸质版先后提交依托单位进行确认审核。对于有修改意见的项目,请按修改意见及时调整计划书相关内容;如对修改意见有异议,须在计划书电子版报送截止日期前提出。计划书电子文件和纸质文件内容应当保证一致。

未说明理由且逾期不报计划书者,视为自动放弃接受资助。

附件:项目评审意见及修改意见

国家自然科学基金委员会

管理科学部

2013年08月15日

项目
项目
资助
附注
依托
资助
通讯
<1>项
<2>申
和创
和现
<3>
研究
有重
性、
<4>申
科学
的可行
<5>1.
研究,
2. 拟
3. 申
建议资
对研究

附件：项目评审意见及修改意见表

项目批准号	71322301	项目负责人	冯淑怡	申请代码 1	G0305
项目名称	农村土地制度与资源配置				
资助类别	优秀青年科学基金项目	亚类说明			
附注说明					
依托单位	南京农业大学				
资助金额	100.00 万元	起止年月	2014 年 01 月至 2016 年 12 月		
<p>通讯评审意见：</p> <p><1>项目给出的研究目的不太明确，研究方法陈旧，研究结论的科学性保证不了。</p> <p><2>申请人主要研究农村土地制度等相关问题，产生了富有见解的研究成果，具有一定理论贡献和创新能力。拟开展的研究旨在城乡发展一体化背景下的农村土地制度改革，具有一定科学意义和现实意义。从研究视角、内容等方面来看，具有较好的创新性。研究方案总体可行。</p> <p><3> 申请人在相关的研究领域有较为丰富的学术积累，承担过多项国家级或国际合作项目的研究工作，学术创新能力较强，且具有国际视野；拟展开研究的农村土地制度与资源配置项目具有重要的科学意义与应用价值，研究目标明确，思路及技术路线清晰，前期基础较为扎实，针对性、创新性较强。</p> <p><4>申请人长期专注于农业经济和土地制度研究，在国内外发表了大量高水平的文章，有很高的科学价值，表现出申请者已经有了很好的研究基础，并且非常努力。后续研究设计合理，有很好的可行性，建议优先资助。</p> <p><5>1. 申请人主要从事农村土地制度、农村要素市场发育与资源配置、资源经济与可持续管理等研究，已取得了创新性成绩，有较强的创新潜力和创新思维；</p> <p>2. 拟开展的项目有重要的科学意义和创新性构思。</p> <p>3. 申请书反映申请人的具有很好的工作基础和创新潜力。</p> <p>建议资助。</p>					
<p>对研究方案的修改意见：</p>					

管理科学部

2013年 08 月 15 日

ISSN



771002

中國人口資源與環境

CHINA

Population Resources and Environment

ZHONGGUO RENKOU ZIYUAN YU HUANJING



全國中文核心期刊
中國科技論文統計源期刊
CSSCI來源期刊
中國科學引文數據庫來源期刊
RCCSE中國核心學期刊
NSSD核心期刊

SN 1002-2104



2016年 第5期

(總第189期)

第26卷

目次



中国人

中国人口·资源·环境

月刊

(1991年创刊)

2016年 第26卷 第5期 总第189

刊名题字:邓小平

顾问:(按姓氏笔画为序)

马寅初 冯宗晋 冯之浚 卢良恕 刘

刘鸿宾 曲格平 任美镛 李致道 杨

迪雅凤 钱 易 欧阳自远

编委会主任:孙鸿烈

编委会副主任:刘燕华 赵彦修

委员:(按姓氏笔画为序)

马燕合 于 浩 薛道龙 邓 卫 叶

叶耀先 甘朝俊 白光宏 刘学敏 魏

孙 洪 孙鸿烈 曲久辉 何建坤 魏

李秀斌 杜 平 周永章 赵建军 赵

倪晋仁 唐 波 唐华俊 诸大建 鄒

主 编:刘燕华

副主编:赵彦修

主 管:科学技术部

主 办:中国可持续发展研究会

山东省可持续发展研究中心

中国21世纪议程管理中心

山东师范大学

编辑部主任:唐 波

编辑部执行副主任:赵善伦

责任编辑:王爱萍

出 版:《中国人口·资源与环境》编辑部

(济南市文化东路88号 250014)

电 话:(0531)86182969 86182968

http://www.cjpr.sdm.edu.cn

中国标准连续出版物号:ISSN1002-2109

CX37-1196·G

印 刷:山东新华印务有限责任公司

国内发行:全国各地邮政局 24-93

国外发行:中国国际图书贸易总公司

(北京399信箱 100044)

广告许可证:鲁工商广告字02156号

技术进步和税收在区域大气污染治理中的作用

魏巍贤 马喜立 李 鹏等(1)

城市规模、集聚与空气质量

马素琳 韩 君 杨雨昌(12)

“洋垃圾”对中国生态环境的影响及海关风险管控探析

王树文 王仕丽 王 晋(22)

农村环境善治的逻辑重塑

沈费伟 刘祖云(32)

中国农资生产企业中是否存在“以污染换取增长”现象?

董子宇 董松森(39)

中国国际贸易隐含碳比较研究

李惠民 冯潇雅 马文林(46)

居民家庭消费支出变化对上海市2020年低碳发展的影响

田 旭 戴懿程 臧 楠(55)

家庭部门生活能源消费碳排放:测度与驱动因素研究

吕志英 郑小峰 贾利军(64)

旅游交通碳排放研究进展与启示

孙晋坤 章尚同 张同庆等(73)

中国旅游业CO₂排放区域差异的空间分析

王 凯 白 燕 李志苗等(83)

信利还田对稻田温室气体排放的影响:Meta分析

李 静 冯淑怡 陈利娟等(91)

长江经济带省会城市用水效率分析

任俊立 李 晶 伍晋平等(101)

北京市第三产业用水特征及其发展策略

洪旭扬 王 瑞 程 涛等(108)

水生态文明建设系统要素的体系模型构建研究

刘 芳 肖 明(117)

长三角地区城市建设用地扩展的水资源约束

赵亚新(123)

新能源汽车需求市场培育的政策取向:供给侧抑或需求侧

熊勇清 陈曼琳(129)

区域分异视角下乡村企业入城意愿分析

储德平 栢爽那 王 亮(138)

景区员工旅游感知与双元服务绩效:基于情绪劳动理论的研究

蒋海萍 钱 珍 李肖妮(147)

突发性能源短缺应急主体演化博弈研究

李晓燕 吕 波(154)

长江经济带人口城镇化与土地城镇化协调发展时空差异研究

刘 欣 邢宏亮 李小帆(160)

食品安全网络舆情中网民微博转发行为影响因素研究

洪 巍 史 敏 洪小娟等(167)

声明 本刊发表的所有论文的作者已授权本刊专有使用和独家代理
论文著作权,未经许可,不得转载、摘编

摘要
方法
来源
能否
收集
全年
年排
NTS
为C
的效
的净
排条
关键
中国

气候
碳能力
常用方法
的影响
力”,但作
化氮和反
此,在评价
土壤固碳
不同秸秆
得净减排
从全国尺
我国农田

收稿日期
作者简
通讯作
基金项
项目“南方
固碳减排
机制研究”

秸秆还田对稻田温室气体排放的影响: Meta 分析

——以长江中下游地区为例

李静¹ 冯淑怡¹ 陈利根¹ 朱利群^{1,2}

(1. 南京农业大学公共管理学院, 江苏 南京 210095; 2. 南京农业大学农村发展学院, 江苏 南京 210095)

摘要 全球气候变暖是人类面临的严峻挑战, 稻田生态系统在全球气候变暖中起到重要的作用。目前已有许多学者通过大田试验的方法研究了不同秸秆还田方式下温室气体排放的特征, 但由于试验地点等因素的不同导致最终的结果差异很大。通过整合这些结果来研究区域内不同秸秆还田方式(翻耕秸秆还田(CTS)、免耕秸秆还田(NTS)和旋耕秸秆还田(RTS))下稻田温室气体排放的特征, 能够准确地反映一定区域内稻田生态系统的净减排潜力。本文基于长江中下游地区32篇关于秸秆还田对稻田温室气体排放的文献收集173组数据, 利用Meta分析方法研究了3种秸秆还田方式下稻田CH₄和N₂O排放的特征, 并估算出不同秸秆还田方式下稻田的全球增温潜势和净增温潜势。结果表明, CTS、NTS和RTS处理下稻田CH₄周年排放的效应值分别为0.76、0.37和0.68, 稻田N₂O周年排放的效应值分别为0.44、0.36和0.52; 在两熟制下, 不同秸秆还田方式下稻田CH₄周年排放的效应值的大小为RTS > CTS > NTS, 但N₂O周年排放的效应值的大小为RTS > NTS > CTS。在三熟制下, 三种秸秆还田方式下稻田CH₄的周年排放的效应值的高低为CTS > RTS > NTS, 而N₂O周年排放的效应值的高低为RTS > NTS > CTS。在相同的秸秆还田方式下, 三熟制稻田温室气体周年排放的效应值都高于两熟制。此外, 不同的还田秸秆种类影响稻田温室气体的排放; 结合前期研究, 估算出CTS、NTS和RTS处理下稻田的净增温潜势分别为12 375.55、11 232.36和15 982.87 kg CO₂-equivalent · hm⁻²。因此, 免耕秸秆还田是长江中下游地区稻田净减排条件下适宜的秸秆还田方式。

关键词 秸秆还田; 稻田; 温室气体; Meta分析; 长江中下游

中图分类号 F323.22 **文献标识码** A **文章编号** 1002-2104(2016)05-0091-10 doi:10.3969/j.issn.1002-2104.2016.05.011

气候变暖是当今全球性的环境问题, 增强陆地土壤固碳能力和减少温室气体排放是当下缓解气候变暖问题的常用方法。农业活动对温室气体的吸收和排放具有重要的影响。利用秸秆还田可以有效增加农田土壤固碳能力^[1]; 但同时也为土壤产生CH₄创造了条件, 还可能为矿化氮和反硝化微生物释放N₂O提供所需的碳源^[2]。因此, 在评价秸秆还田方式的环境友好性问题上, 须对农田土壤固碳能力和温室气体排放两方面进行综合考虑, 探索不同秸秆还田方式对这两个因素产生的综合影响, 以期获得净减排条件下适宜的秸秆还田方式。近年来, 很多学者从全国尺度^[3]、省域尺度^[4]或通过长期试验区域对比^[5]对我国农田在不同农业管理措施下的温室气体排放进行了

研究。水稻和小麦是我国主要的粮食作物, 稻麦轮作和双季稻是长江中下游地区的主体种植制度^[6]。故明确长江中下游稻田在不同的秸秆还田方式下的土壤净减排潜力具有重要的意义。

目前, 农业生产对农田土壤固碳和温室气体排放的影响已有较多的研究, 但这些研究大都是局限于某一个试验点等小范围的研究, 缺少对同类研究的综合分析; 与此同时, 各个独立研究结果具有不确定性甚至发表偏见, 导致学者之间的研究结果差异较大。Meta分析是对各试验研究结果的资料通过统计学方法进行分析 and 概括, 以提供量化的平均效果(效应值)来回答研究的问题^[7]。近几年, Meta分析在全球变化大尺度生态学领域得到越来越多的

收稿日期: 2015-12-02

作者简介: 李静, 博士生, 主要研究方向为资源环境经济

通讯作者: 朱利群, 博士, 副教授, 主要研究方向为区域农业与农田生态研究

基金项目: 国家自然科学基金优秀青年科学基金项目“农村土地制度与资源配置”(编号: 71322301); 教育部人文社会科学研究青年基金项目“南方稻田不同施肥措施的净减排潜力及推广机制优化研究”(编号: 15YJCZD246); 中国博士后科学基金项目“南方稻田不同施肥技术的净减排效应及推广调控”(编号: 2015M570463); 南京农业大学中央高校基本科研业务费专项资金项目“基于生态经济分析的稻麦秸秆利用研究”(编号: SKCX2014001)

12
连续出版物号: ISSN1001-8158 / CN 11-1122
中文核心期刊 中国人文社会科学综合评价AMI
来源数据库核心期刊 中文社会科学引文索引

中国土地科学

ZHONGGUO TUDI KEXUE
第29卷 第11期 Vol.29 No.11

CHINA LAND SCIENCES 2015 11



中国土地学会
中国土地勘测规划院主办

Mc
学科建
关于土地
土地整
农地整
大城市郊
土地管理
城中村改
农地规模
微观福利
中介组织
土地评价
基于土地
中国城市
农地流转
耕地质量
土地经济
于耦合协
林郭勒盟
刊基本参

中国土地科学

(2015年中国土地科学论坛专刊)

Mqk年qq月H第IV卷H第qq期

总第IV期

学科建设

关于土地科学学科名称的讨论..... 冯广京(1)

土地整治

农地整治项目农户利益损失补偿研究——基于禀赋效应理论的实证分析..... 吴诗曼, 杨钢桥, 赵 微(8)

大城市郊区农村居民点整治效应研究..... 张正峰, 王晓莉, 郭碧云, 等(18)

土地管理

城中村改造的人本尺度与福利平衡: 基于森的可行能力理论..... 鲍海君, 叶群英(25)

农地规模经营影响因素的实证研究——基于江苏省村庄调查数据..... 张 兰, 冯淑怡, 陆华良, 等(32)

微观福利视角下农户宅基地置换意愿及其驱动因素研究——基于湖北省4个典型村的实证分析..... 王丹秋, 廖成泉, 胡银根, 等(40)

中介组织作用对农户农地流转决策的影响——基于经济发达地区的实证研究..... 陈姝洁, 马贤磊, 陆风平, 等(48)

土地评价

基于土地利用规划实施的中心城区扩展监测评估研究——以淮南市为例..... 田志强, 王亚华, 尚津津, 等(56)

中国城市化发展与农民宅基地粗放利用的动态关系研究..... 吴郁玲, 侯 娇, 周 勇, 等(63)

农地流转对农户收入影响研究——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析..... 诸培新, 张 建, 张志林(70)

耕地质量占补平衡的绩效评价..... 李武艳, 王 华, 徐保根, 等(78)

土地经济

基于耦合协调度的土地利用经济效益空间差异分析——以浙江省为例..... 杨丽霞, 夏 浩, 苑韶峰(83)

林郭勒盟东乌珠穆沁旗牧草地流转价格调查与确定..... 萨日盖, 张裕凤(89)

刊基本参数: CN 11-2640/F * 1987 * 16 * 96 * ZH * P * Y 20.00 * 4000 * 13 * 2015-11

CHINA LAND SCIENCES

(Special Issue for the China's Land Sciences Forum in 2015)

Nov 2015 Vol. 13 No. 11

Serial No. 11

Discussion on Renaming the Land Science Discipline..... FENG Guang-jing (1)

Study on Farmers' Interest Loss Compensation in Rural Land Consolidation Project: An Empirical Analysis
based on Endowment Effect Theory..... WU Shi-man, YANG Gang-qiao, ZHAO Wei (8)

Effects on Rural Residential Land Consolidation in Metropolitan Suburb
.....ZHANG Zheng-feng, WANG Xiao-li, GUO Bi-yun, et al (18)

The Humanistic Scale and Welfare Balance in the Reconstruction of Urban Village based on Sen.'s
Capability Theory.....BAO Hai-jin, YE Qun-ying (25)

Empirical Analysis on Influencing Factors of Farm Land Scale Management: Based on the Survey Data of Sample
Villages in Jiangsu Province.....ZHANG Lan, FENG Shu-yi, LU Hua-liang, et al (32)

The Affecting Factors of Farmers' Willingness for Rural Residential Land Replacement From the Perspective of Microscopic Welfare:
An Empirical Analysis on Four Typical Rural Areas in Hubei Province.....WANG Dan-qin, LIAO Cheng-quan, HU Yin-gen, et al (40)

A Study on the Intermediary Organization Factors of Farm Land Transfer: Based on a Survey in
Developed Areas.....CHEN Shu-jie, MA Xian-lei, LU Feng-ping, et al (48)

Research on Monitoring and Evaluation of Central City Expansion based on Land Use Planning Implementation:
A Case Study of Huainan City.....TIAN Zhi-qiang, WANG Ya-hua, SHANG Jin-jin, et al (56)

Study on the Co-integration Relationship between Urbanization Rate and Extensive Farmers' Residential
Land Use in China.....WU Yu-ling, HOU Jiao, ZHOU Yong, et al (63)

Research on the Impact of Farm Land Transfer on Household Income: A Comparative Analysis between
Farm Land Transfer Controlled by Government and Farmers.....ZHU Pei-xin, ZHANG Jian, ZHANG Zhi-lin (70)

Performance Evaluation on Farm Land Quality Dynamic Balance.....LI Wu-yan, WANG Hua, XU Bao-gen, et al (78)

Spatial Analysis on Economic Benefit of Land Utilization based on Coupling Coordination Degree:
A Case Study of Zhejiang Province.....YANG Li-xia, XIA Hao, YUAN Shao-feng (83)

The Investigation and Study on Grassland Circulation Price at Dongwuzhumuqin Region in
Xilingrolo League.....SA R-rigai, ZHANG Yu-feng (89)

期刊基本参数: CN 11-2640/P * 1987 * 16 * 96 * ZH * P * Y 20.00 * 4000 * 13 * 2015-11

摘
庄
就
政
健
建
流
关
中

Ma

(1. Col

Abstract:
level. Met
developme
of off-farm

收稿日期
修稿日期
基金项目
SKZD201306)
政策研究中心
第一作者
通讯作者
E-mail: shuyifei

农地规模经营影响因素的实证研究

——基于江苏省村庄调查数据

张 兰¹,冯淑怡¹,陆华良²,曲福田¹

(1.南京农业大学公共管理学院,江苏 南京 210095;2.南京财经大学工商管理学院,江苏 南京 210023)

摘要:研究目的:分析影响村庄层面农地规模经营发展的因素。研究方法:文献分析,计量经济分析。研究结果:村庄经济发展对农地规模经营具有显著的推动作用;村庄整体非农就业水平提高促进了农地规模经营发展,但当地非农就业机会增加抑制了农地规模经营发展;村庄成立农村土地承包纠纷委员会可以保障农地规模经营的顺利推进,但行政推动土地股份合作社、农民专业合作社发展的政策并未取得预期效果;村领导来自大宗大族不利于农地规模经营的健康发展,村干部“年轻化”对农地规模经营发展具有促进作用。研究结论:农地规模经营的推行应该因地制宜,通过建立农村社会保障体系、引导农村劳动力非农转移、健全农村土地承包经营纠纷调解仲裁体系以及规范村干部在农地流转中的行为来稳步推进。

关键词:土地管理;农地规模经营;影响因素;Tobit模型;村庄调查;江苏省

中图分类号:F301.2

文献标识码:A

文章编号:1001-8158(2015)11-0032-08

Empirical Analysis on Influencing Factors of Farmland Scale Management: Based on the Survey Data of Sample Villages in Jiangsu Province

ZHANG Lan¹, FENG Shu-yi¹, LU Hua-liang², QU Fu-tian¹

(1. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 2. School of Business Administration, Nanjing University of Finance & Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: The purpose of this study is to analyze the influencing factors of farmland scale management at village level. Methods of literature review and econometric analysis are employed. Results show that: village-level economic development has significant and positive effects on farmland scale management. The improvement of the overall level of off-farm employment has effectively promoted farmland scale management, while the increase of local off-farm

收稿日期:2015-03-27

修稿日期:2015-10-25

基金项目:国家自然科学基金优秀青年科学基金项目(71322301);南京农业大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(KJYQ201401, SKZD201306);高等学校博士学科点专项科研基金(20130097110038);国家自然科学基金项目(71173097);北京大学-林肯研究院城市发展及土地政策研究中心论文奖学金资助项目(DS10-20140901-ZL)

第一作者:张兰(1986-),女,四川内江人,博士研究生。主要研究方向为土地经济与管理、资源与环境经济。E-mail: hellen19861214@sina.com

通讯作者:冯淑怡(1973-),女,江苏盐城人,教授,博士生导师。主要研究方向为土地经济、土地制度、资源与环境经济。

E-mail: shuyifeng@njau.edu.cn

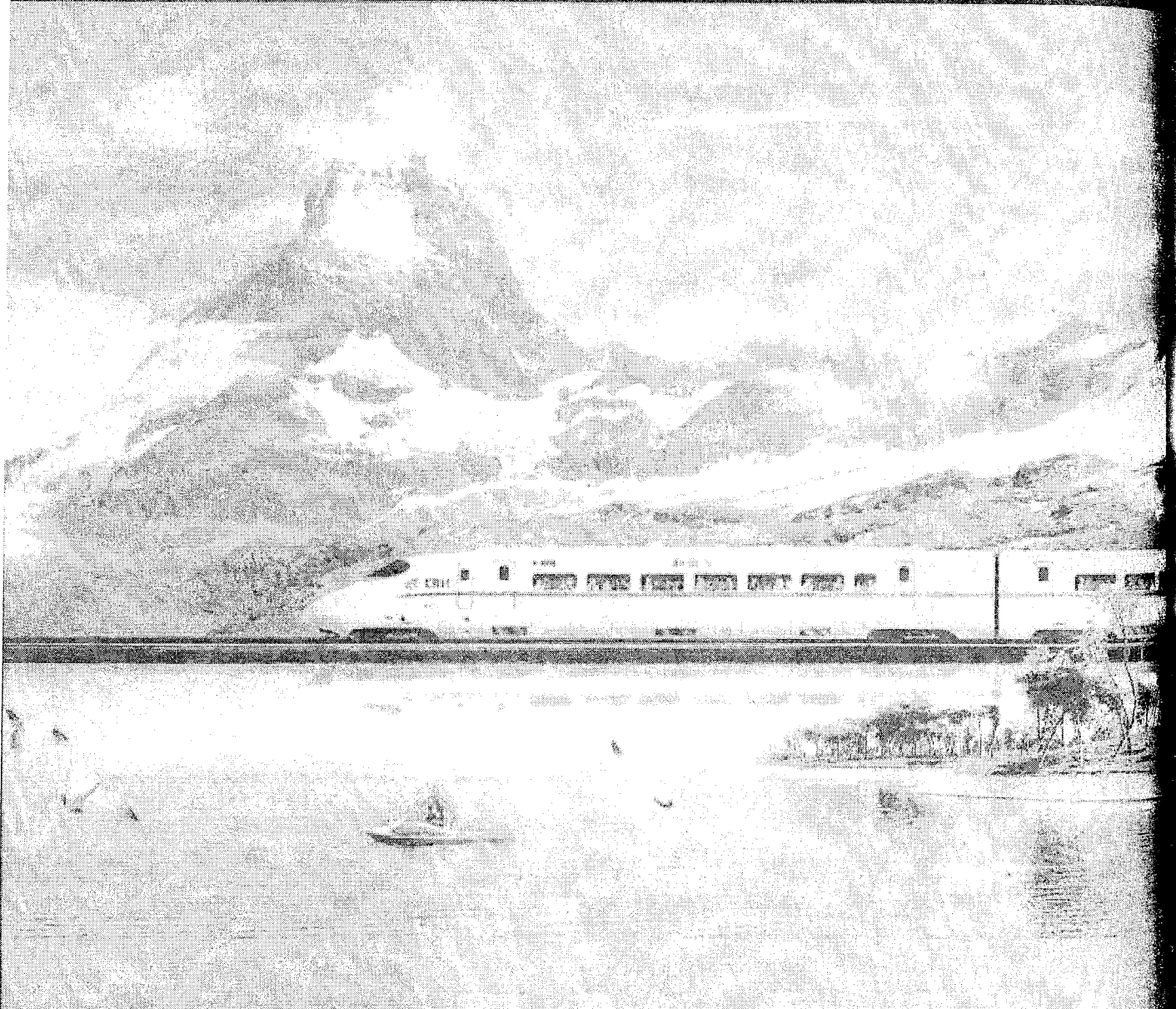
2015

第6期

经济地理

中国地理学会 主办
湖南省经济地理研究所

ISSN 1000-8462 CN43-1117



中国科技核心期刊
中文核心期刊
C.S.S.C.I.来源期刊
中国人文社会科学核心期刊
RDOSE中国权威学术期刊
中国最具国际影响力学术期刊

本期目录

- 长江经济带经济联系网络空间特征分析
- 社交网站(SNS社区)人际节点空间研究
- 长沙市区域城镇化可持续发展综合评价
- 制造业转移、区域环境改善与景观政策设计
- 气候变化与内陆农业区空间变迁
- 中国不同尺度非物质文化遗产的空间分布与成因

长
环
社
基
山
流

长
山
体
天
基

海
中
内
谷
大
长

气
城
我

东
华
西
指

中
基
环
梯
江

期

经济地理

二〇一五年第六期(总第二〇八期)

责任编辑:曾刚 樊杰

目次

·区域经济理论与方法·

- 江经济带的经济联系网络空间特征分析.....邹琳 曾刚 曹贤忠 陈思雨(1)
- 渤海地区产业地域分工的基本格局.....赵东霞 韩增林 王利 赵彪(8)
- 交网站(SNS社区)人际节点空间研究.....路紫 张秋姿 邵芳 WU Dianshuang(17)
- 于Web地理图片的中国入境游客POI空间格局.....丁娟 李俊峰(24)
- 山东省基本公共服务质量测度及空间格局特征.....史卫东 赵林(32)
- 城生态补偿的支付意愿及影响因素.....周晨 李国平(38)

·城市与城市群·

- 长三角地区城镇化可持续发展综合评价.....马艳梅 吴玉鸣 吴柏钧(47)
- 山东省城镇化发展态势及其新型城镇化路径.....杨传开 张凡 宁越敏(54)
- 体制转轨期煤炭资源型城市居民职住迁移路径及影响因素.....许吉黎 焦华富 杨显明 孙雷(61)
- 天水市国土空间功能区划与未来空间发展格局.....马利邦 牛叔文 石培基 郭晓东(68)
- 基于社会—空间视角的长沙市居住空间分异研究.....蒋亮 冯长春(78)

·产业经济与产业集群·

- 污染产业转移、区域环境损害与管控政策设计.....刘友金 曾小明 刘京星(87)
- 中国产业结构高级化的影响因素研究.....高远东 张卫园 阳琴(96)
- 内生型产业集群创新网络的空间尺度分析.....王秋玉 吕国庆 曾刚(102)
- 全球港口间集装箱运输贸易网络的时空分异.....范斐 刘承良 游小璠 肖泽磊(109)
- 大渤海圈港口腹地演变的腹地烟羽模型研究.....李振福 汤晓雯(116)
- 长江中游城市群产业生态化效率研究.....马勇 刘军(124)

·三农、土地与生态·

- 气候变化与中国苹果主产区空间变迁.....白秀广 李纪生 霍学喜(130)
- 城市扩张对西湖龙井茶园用地及发展影响分析.....傅超 刘彦随(138)
- 我国城乡建设用地增减挂钩政策与美国土地发展权转移政策的比较研究
.....顾汉龙 冯淑怡 张志林 曲福田(143)
- 东北区县域耕地资源非市场价值测算及其空间分布.....鄂施璇 宋戈(149)
- 华北平原土地整治项目区农用机井的空间布局优化.....吴丹 吉红霞 刘玉 高秉博 任艳敏(154)
- 西部欠发达地区社会保障支出非均衡性测度与评价.....石玉梅(161)
- 指导关系对新生代农民工离职意向的影响.....李群 杨东涛 卢锐(168)

·旅游开发与管理·

- 中国不同类型非物质文化遗产的空间分布与成因.....吴清 李细归 张明(175)
- 基于生态敏感性评价的山地旅游城市旅游用地策略.....朱东国 谢炳庚 陈永林(184)
- 环大珠三角城市群游憩带旅游产业集聚发展路径模式.....刘少和 梁明珠(190)
- 梯田农业文化遗产旅游资源潜力评估研究.....李振民 邹宏霞 易倩倩 周琴(198)
- 江苏省乡村旅游景点空间格局及其多尺度特征.....胡美娟 李在军 侯国林 李涛(202)

我国城乡建设用地增减挂钩政策与 美国土地发展权转移政策的比较研究

顾汉龙,冯淑怡*,张志林,曲福田

(南京农业大学 中国土地问题研究中心,中国江苏·南京 210095)

摘要:通过对比我国城乡建设用地增减挂钩政策与美国土地发展权转移政策,分析两项政策的共性及差异,为我国城乡建设用地增减挂钩政策的进一步完善提供政策建议。结果表明:两项政策本质上都是土地发展权的交易,但在产生背景、运作流程和实施效果上均存在一定程度的差异。为了解决规划分区制度的刚性,我国和美国分别出台了城乡建设用地增减挂钩政策和土地发展权转移政策,但由于两国制度环境的差异,在政策的具体实施过程中美国选择了一种以市场和层级相结合的混合型治理结构,而我国则选择了一种以政府为主导的层级治理结构。虽然两项政策都在一定程度上增加了规划分区制度的弹性,但现阶段,美国土地发展权转移政策在利益分配机制设计和耕地保护效果方面均优于我国城乡建设用地增减挂钩政策。

关键词:城乡建设用地增减挂钩;土地发展权转移;制度环境;治理结构;资源配置

中图分类号:F301 **文献标志码:**A **文章编号:**1000-8462(2015)06-0143-06

DOI:10.15957/j.cnki.jjdl.2015.06.020

A Comparative Study between the Hook of Urban Construction Land Increase and Rural Residential Land Decrease Policy in China and Transferable Development Rights Policy in US

GU Han-long, FENG Shu-yi, ZHANG Zhi-lin, QU Fu-tian

(China Centre for Land Policy Research, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, Jiangsu, China)

Abstract: The objective of this paper is to examine the similarities and differences between the hook policy in China and the TDR policy in US in order to provide references to improve the hook policy in China. Results show that the essence of the two policies is the transfer of development rights, but their emerging background, operation form and implementation effects are to some extent different. To solve the rigidity of zoning policy, China introduced the hook policy, and US introduced the TDR policy. Due to the differences in institutional environment, in the policy implementation process US chose a combination of market and hierarchical hybrid governance structure, while China chose a government led hierarchical governance structure. Although both policies increased the flexibility of zoning policy to a certain extent, but at this stage, the TDR policy in US has better performances in the interest distribution mechanism design and the protection of cultivated land than the hook policy in China.

Key words: the hook of urban construction land increase and rural residential land decrease; transferable development rights; institutional environment; governance structure; resource allocation

为保护耕地资源并引导城市理性增长,我国中央政府制定了一套严格的土地利用计划管理制度。在该制度下,城市未来一段时期的用地规模和布局都在土地利用总体规划中被预先设定,并按年度土

地利用计划逐年分解到各个区域。但随着我国经济的不断发展,这种静态的计划管理制度越来越难以适应不断变化的土地利用需求,导致了城市周边优质耕地的大量流失。为了适应经济发展需求并更好

收稿时间:2014-12-07;修回时间:2015-03-13

基金项目:国家自然科学基金优秀青年科学基金项目(71322301);南京农业大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(KJYQ201401);高等学校博士学科点专项科研基金(20130097110038);教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(13JZD014、11JZ031)

作者简介:顾汉龙(1988—),男,辽宁盘锦人,博士研究生。主要研究方向为土地经济与制度。E-mail:allenghan@126.com。

*通讯作者:冯淑怡(1973—),女,江苏东台人,博士,教授,博士生导师。主要研究方向为土地经济与制度。E-mail:shuyifeng@njau.edu.cn。



Ident

Li Ma

College of
Plant Pro
Developm

ARTI

Article hist
Received:
Received i
Accepted:

Keywords:
Rice produ
Nutrient p
Site-specif
Stochastic
Fertilizer u
China

Introduc

Fertili
to the Fo
contribu
57% betw
especially
problems
in China
ciency of
world av
of fertiliz
such as v
sity loss
compacti
2008).

Taihu
acterized
area, espe
(Wang et
province

* Corresp
E-mail a

0264-8377/
http://jds.d



Identifying entry points to improve fertilizer use efficiency in Taihu Basin, China

Ma^a, Shuyi Feng^{a,*}, Pytrik Reidsma^b, Futian Qu^a, Nico Heerink^c

^a College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Weigang No. 1, 210095 Nanjing, PR China

^b Production Systems Group, Department of Plant Sciences, Wageningen University, P.O. Box 430, 6700 AK Wageningen, The Netherlands

^c Development Economics Group, Department of Social Sciences, Wageningen University, P.O. Box 8130, 6706 KN Wageningen, The Netherlands

ARTICLE INFO

Article history:

Received 31 March 2012

Received in revised form 28 January 2013

Accepted 31 January 2013

Keywords:

Rice production

Water pollution

Specific nutrient management

Stochastic frontier production function

Fertilizer use efficiency

ABSTRACT

Overuse of fertilizers in China causes environmental problems and high costs for farmers. In this paper we aim to identify entry points to improve fertilizer use efficiency in Taihu Basin, China. We use stochastic frontier analysis to estimate the technical and fertilizer use efficiency of rice production based on a survey held among 320 households in Wuxi, Zhenjiang and Changzhou, located upstream of Taihu Lake. Subsequently, Tobit model is applied to analyze factors influencing fertilizer use efficiency. The average technical efficiency and fertilizer use efficiency in this area in 2008 were 84.2% and 25.4% respectively. On average, rice production is thus efficient, but fertilizer use efficiency can be substantially improved. The results of the regression analyses explaining fertilizer use efficiency indicate that although extension services have stimulated the use of formula fertilizer in Taihu Basin, the use of formula fertilizer has not (yet) improved fertilizer use efficiency. Environmental awareness on water pollution and on the effect of fertilizers, off-farm income and a positive risk attitude have a significant positive effect on fertilizer use efficiency in Taihu Basin. Possessing a car or truck, labor intensity and the occurrence of disasters, on the other hand, have a significant negative effect on fertilizer use efficiency. Policies aimed at improving fertilizer use efficiency may therefore focus on increasing knowledge on the environment and fertilizer management, improving extension services and encouraging farmers to migrate or work off-farm.

© 2013 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Fertilizer use is a major determinant of grain yields. According to the Food and Agriculture Organization (FAO), fertilizer globally contributes 40% to 60% to yield increases. In China the figure was between 1978 and 2006 (Wang and Xiao, 2008). Fertilizer use, especially the use of nitrogen (N) in China, however, faces severe problems of overuse and low efficiency. Fertilizer input intensity in China is around 60% higher than the world average. N use efficiency only reaches 25% to 30%, which is much lower than the world average (Zhang et al., 2008). The overuse and inefficient use of fertilizer has generated negative environmental consequences, such as water eutrophication and pollution (Uri, 1997), biodiversity loss (Asai et al., 2010), imbalance of soil nutrients and soil compaction and salinization (Feng, 2010), and climate change (Ru, 2008).

Taihu Basin, an agriculturally productive region in China, is characterized by the high application of fertilizers. Fertilizer use in the basin, especially the use of N, is 50% higher than the national average (Peng et al., 2003). N use efficiency is only about 19.9% in Jiangsu, a province located upstream of Taihu Basin (Peng et al., 2002). Water

eutrophication and pollution is extremely serious in this region. It caught public attention because of a major blue-green algae bloom, which led to a public drinking water crisis in Wuxi, taking over the Taihu Lake in May 2007. Agricultural non-point source pollution, caused by fertilizers and pesticides from arable farming, the emission of animal waste from livestock breeding and inputs of feedstuff and fertilizers in aquaculture, have become the most important causes of water eutrophication and pollution in the Taihu Basin (Zhang et al., 2001; Qin et al., 2007), and contributed around 59% to total nitrogen (TN) and 30% to total phosphorus (TP) in Taihu Lake in 2000 (Yang and Wang, 2003). Fertilizer use contributed an estimated 43.9% to agricultural non-point source pollution in Jiangsu province (Ge, 2011), indicating the influence of arable farming.

Available research on factors affecting fertilizer (over)use and fertilizer use efficiency can be divided into two groups. One group examines determinants of fertilizer application in order to identify ways to reduce fertilizer input in agriculture (Zhou et al., 2010; Li et al., 2012; Beshir et al., 2012). Household head characteristics, farm characteristics and off-farm employment are the main determinants examined in these studies. The other group examines fertilizer use efficiency and its influencing factors in order to increase fertilizer use efficiency in agriculture. Stochastic frontier functions estimated from yearbook data, from 1996 to 2009, or survey data, collected in 2007, provide efficiency score estimates that range from 0.3 to 0.5 (Wu, 2011; Yang and Han, 2011). In

* Corresponding author. Tel.: +86 25 84396009.

E-mail address: shuyifeng@njau.edu.cn (S. Feng).

0924-6460/\$ – see front matter © 2013 Elsevier Ltd. All rights reserved.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.landusepol.2013.01.008>

these studies, household characteristics, farm characteristics and extension services are the main factors investigated.

Formula fertilizer (FF) is considered to be an effective technology to increase fertilizer use efficiency, because the contents of nitrogen, phosphorus and potassium in the fertilizer are adapted to the requirements of the fields. This technology has been promoted in the region to reduce fertilizer use, and specifically nitrogen, since 2005. To our knowledge, there has been no research that analyses the effect of FF use on fertilizer use efficiency in China. The factors driving fertilizer overuse and fertilizer use efficiency are rather unclear. Our research intends to (1) estimate the technical and fertilizer use efficiency of rice producing households in the Taihu Basin, as rice is the dominant crop in this area, and (2) examine how FF and other factors affect fertilizer use efficiency among these households, based on farm household survey data. The results are used to identify potential entry points for improving fertilizer use efficiency as a way to reduce the environmental burden caused by fertilizer overuse in the basin.

In this paper, we first estimate the extent to which rice production can increase, and fertilizer input could be saved under existing technologies. Subsequently, we investigate the factors that influence fertilizer use efficiency. Finally, we identify entry points that may be used to improve the efficiency. The paper is organized as follows. Study area and data source section presents an overview of the study area and data sources. Model choice section presents the frontier analysis method that we use. Model specification section discusses model specification and estimation methods of technical efficiency, fertilizer use efficiency and its influencing factors. Estimation results section provides the estimation results and discusses the major findings. The paper ends with a conclusion and a discussion of policy implications in Conclusions section.

Study area and data source

Taihu Basin is located in the eastern part of China (Fig. 1), with superior natural conditions which provide a good basis for

agricultural production (Ellis and Wang, 1997; Reidsma et al., 2011). The area has 36 million inhabitants, i.e. 2.9% of the population of China, of which around one half is engaged in agriculture. The urbanization rate is 52.9%, but more and more people are moving from the rural area to urban area. The arable land area is 22 million mu (1.5 million ha), which is 1.8% of the arable land in China. Of the arable land, 18.6 million mu (1.2 million ha) are irrigated land, and 4.1 million mu (0.27 million ha) are dry land. Agricultural production on these two land types are respectively 100% and 70% higher than the average agricultural production per mu in China.

To capture the agricultural production activities and the households' characteristics of Taihu Basin, a farm household survey was conducted in 2008 in three municipalities, Zhenjiang, Wuxi and Changzhou. These three municipalities are located upstream of Taihu Lake in Jiangsu Province, from where 70% of the total amount of water flows into the lake. Rice is the dominant crop in the Taihu Basin, with 90% of the arable land being used for growing rice paddy. The information collected during the survey includes inputs and outputs of crop production, and farm and farmers' characteristics. Out of the 320 households that were interviewed, 221 households (97 in Wuxi, 77 in Changzhou and 47 in Zhenjiang) provided sufficient information on rice production and characteristics that can be used for our analysis.

Model choice

A farm is technically efficient if inputs are used in an efficient way to produce one or more outputs. Two methods, data envelopment analysis (DEA) and stochastic frontier analysis (SFA), are most often used in technical efficiency analysis. DEA, known as the non-parametric method, can solve multi-output problems, and assumes no measurement or sampling error. SFA, the parametric method, however, measures technical efficiency based on a specific production functional form, and its results are more robust and hardly influenced by outliers. Following Feng (2008) and Tan et al. (2010), we chose SFA as the method to analyze rice production efficiency.



Fig. 1. Location of Taihu Basin and three cities.

our res
tion in
answer

Stochas

To e
tion m
section

$$y_i = f(x_i)$$

where y
vector o
tor of ur
those fa
errors a
one-side
rice out
efficient
ther, $\gamma =$
explaine

Fertilizer

Techn
use effi
1999). Fe
this inpu
measure;
to produ

of fertilize
the produ
the environ
be express

$$FE = (\min)$$

where FE
minimum

Table 1
Descriptive st

Variables
Rice output
NPK use
Labor
Machine
Pesticide use
Land
Soil quality

^a 1 kg = 2 jin.
^b Data prese
^c 1 dollar = 6
^d 1 ha = 15 m

research, because only one crop dominates agricultural production in the region and because weather disturbances and imprecise answers given by farmers may bias the efficiency results.

Stochastic frontier analysis

To estimate technical efficiency, the stochastic frontier production model (Battese and Coelli, 1995) will be applied. For cross-sectional data, the production function can be expressed as follows:

$$y_i = f(x_i; \beta) + v_i - u_i \quad (i = 1, 2, \dots, N) \quad (1)$$

where y_i is the rice output; $i = 1, 2, \dots, N$ refers to households; x_i is a vector of inputs including labor, land, fertilizer, etc.; β is a row vector of unknown parameters to be estimated; $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ represents those factors that cannot be controlled by farmers, measurement errors and left-out explanatory variables; and $u \sim N(0^+, \sigma_u^2)$ is a one-sided non-negative error term, reflecting the distance of farm output from the production frontier, i.e. from the technically efficient farms. Technical efficiency is defined as $TE_i = \exp(-u_i)$. Further, $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ presents how much of the residual can be explained by technical inefficiency.

Fertilizer use efficiency analysis

Technically efficient farms are by definition also resource use efficient, and thus fertilizer use efficient (Reinhard et al., 1999). Fertilizer use efficiency can be investigated by separating fertilizer input from the production function. Fertilizer use efficiency measures the ratio of the minimum required quantity of fertilizers to produce a certain level of rice to the actually applied quantity

$$\begin{aligned} \ln y_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln x_{1i} + \beta_2 \ln x_{2i} + \beta_3 \ln x_{3i} + \beta_4 \ln x_{4i} + \frac{1}{2} \beta_{11} (\ln x_{1i})^2 + \frac{1}{2} \beta_{22} (\ln x_{2i})^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{33} (\ln x_{3i})^2 + \frac{1}{2} \beta_{44} (\ln x_{4i})^2 + \beta_{12} \ln x_{1i} \ln x_{2i} + \beta_{13} \ln x_{1i} \ln x_{3i} + \beta_{14} \ln x_{1i} \ln x_{4i} + \beta_{23} \ln x_{2i} \ln x_{3i} \\ & + \beta_{24} \ln x_{2i} \ln x_{4i} + \beta_{34} \ln x_{3i} \ln x_{4i} + \beta_5 \ln \text{NPK}_i + \frac{1}{2} \beta_{55} (\ln \text{NPK}_i)^2 + \beta_{15} \ln x_{1i} \ln \text{NPK}_i \\ & + \beta_{25} \ln x_{2i} \ln \text{NPK}_i + \beta_{35} \ln x_{3i} \ln \text{NPK}_i + \beta_{45} \ln x_{4i} \ln \text{NPK}_i + v_i - u_i \end{aligned} \quad (4)$$

(fertilizers. Reinhard et al. (1999) developed a method to rewrite the production function in order to separate fertilizer input from the production function, and to estimate fertilizer use efficiency, and environmental efficiency in general. Fertilizer use efficiency can be expressed as follows:

$$FE = (\min[\lambda; f(x, \lambda_f; \alpha) \geq y]) \rightarrow (0, 1) \quad (2)$$

where FE is the fertilizer use efficiency; λ represent the ratio of minimum fertilizer input to real input; x refers to the inputs other

than fertilizer; λ_f is the minimum fertilizer input; and α shows the unknown parameters. For more details, see Reinhard et al. (1999).

Explaining differences in fertilizer use efficiency

To estimate the factors contributing to differences in efficiencies between different households, we use a regression model with FE as the dependent variable. This model to be estimated is expressed as:

$$FE_i = \delta_0 + \sum_{k=1}^n \delta_k z_{ki} + e_i \quad (3)$$

where z_k is a vector of factors that may influence fertilizer use efficiency, including farm characteristics, household characteristics, and environmental knowledge; δ is a vector of unknown parameters that need to be estimated. As the FE scores are bounded between 0 and 1, the Tobit model is applied.

Model specification

Specification of the frontier production function

Several production functions, such as the Leontief function, quadratic function or the cubic function, can be applied (Griffin et al., 1987). The two most commonly applied functions are the Cobb–Douglas and the translog function. In our research we use the translog production function, because it represents a second-order approximation to any true functional form and it places fewer restrictions before estimation than a Cobb–Douglas specification or other more traditional specifications. With $\beta_{ik} = \beta_{ki}$, the function is specified as:

where y is the rice output; $i = 1, 2, \dots, N$ refers to households; x_1 is the land area; x_2 refers to the labor input; x_3 measures the mechanical traction input; x_4 is the pesticides input; NPK is the fertilizer input, which is measured in terms of active ingredients by adding up pure nitrogen, phosphate and potassium.

Table 1 presents the descriptive statistics of the variables used in the production function. The average rice output per household in the research area was 4800 jin (2400 kg), and the average land area per household used for rice production was 4.9 mu (0.33 ha). NPK use was 329 jin (165 kg) on average, with minimum and maximum input amounts of 18.8 jin (9.4 kg) and 6180 jin (3090 kg),

Table 1
Descriptive statistics of variables used in the production function.

Variables	Unit	Mean	Standard deviation	Min.	Max.
Rice output	Jin (Kg) ^{a,b}	4800(2400)	7756	360(180)	54,000(27,000)
NPK use	Jin (Kg)	329(165)	580	18.8(9.4)	6180(3090)
Labor	Days	33.7	39	0	331
Machine	Yuan (Dollar) ^c	979(141)	1623	0(0)	13,521(1948)
Pesticide use	Yuan (Dollar)	600(86.4)	1024	28.6(4.1)	7800(1124)
Land	Mu (ha) ^d	4.9(0.33)	7.8	0.4(0.027)	60(4)
Soil quality		2.3	0.74	1	4

^a 1 kg = 2 jin.
^b Data presented in brackets show the corresponding data in international units.
^c 1 dollar = 6.94 yuan (the average exchange rate in the year 2008).
^d 1 ha = 15 mu.

respectively. Average soil quality was equal to 2.3 on a scale from 1 to 4, with 1 equals to low quality and 4 equals to high quality.

Fertilizer use efficiency calculation

The method for deriving fertilizer use efficiency for a translog production function was developed by Reinhard et al. (1999). Technically efficient production behavior implies that fertilizer use on the farm is also efficient, which means that there are no TE losses (u_i in Eq. (4) equals 0) and that the minimum feasible fertilizer input (NPK_i^M instead of NPK_i) is adopted. So the fertilizer use efficient producer's production function can be presented as

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_{1i} + \beta_2 \ln x_{2i} + \beta_3 \ln x_{3i} + \beta_4 \ln x_{4i} + \frac{1}{2} \beta_{11} (\ln x_{1i})^2 + \frac{1}{2} \beta_{22} (\ln x_{2i})^2 + \frac{1}{2} \beta_{33} (\ln x_{3i})^2 + \frac{1}{2} \beta_{44} (\ln x_{4i})^2 + \beta_{12} \ln x_{1i} \ln x_{2i} + \beta_{13} \ln x_{1i} \ln x_{3i} + \beta_{14} \ln x_{1i} \ln x_{4i} + \beta_{23} \ln x_{2i} \ln x_{3i} + \beta_{24} \ln x_{2i} \ln x_{4i} + \beta_{34} \ln x_{3i} \ln x_{4i} + \beta_5 \ln NPK_i^M + \frac{1}{2} \beta_{55} (\ln NPK_i^M)^2 + \beta_{15} \ln x_{1i} \ln NPK_i^M + \beta_{25} \ln x_{2i} \ln NPK_i^M + \beta_{35} \ln x_{3i} \ln NPK_i^M + \beta_{45} \ln x_{4i} \ln NPK_i^M + u_i$$

Subtracting Eq. (5) from (4), we obtain

$$(\beta_5 + \beta_{15} \ln x_{1i} + \beta_{25} \ln x_{2i} + \beta_{35} \ln x_{3i} + \beta_{45} \ln x_{4i})(\ln NPK_i - \ln NPK_i^M) + \frac{1}{2} \beta_{55} [(\ln NPK_i)^2 - (\ln NPK_i^M)^2] - u_i = 0 \tag{6}$$

Subsequently, fertilizer use efficiency (FE) is defined as

$$\ln FE_i = \ln \left(\frac{NPK_i^M}{NPK_i} \right) = \ln NPK_i^M - \ln NPK_i \tag{7}$$

which can be solved in Eq. (6) as

$$FE_i = \exp \left\{ \frac{-\zeta_i \pm (\zeta_i^2 - 2\beta_{55} u_i)^{0.5}}{\beta_{55}} \right\} \tag{8}$$

where

$$\zeta = \frac{\partial \ln y_i}{\partial \ln NPK_i} = \beta_5 + \beta_{15} \ln x_{1i} + \beta_{25} \ln x_{2i} + \beta_{35} \ln x_{3i} + \beta_{45} \ln x_{4i} + \beta_{55} \ln NPK_i \tag{9}$$

ζ is known as the fertilizer input elasticity in the translog production function. Concluding, the fertilizer use efficiency can be calculated directly from the technical efficiency of rice production.

Factors influencing fertilizer use efficiency

To examine the factors that influence fertilizer use efficiency, data on a range of factors z_k (see model in Explaining differences in fertilizer use efficiency section) were collected. Factors that potentially influence fertilizer use efficiency include farm characteristics, household characteristics and environmental knowledge. The units and descriptive statistics of explanatory variables are listed in Table 2.

Farm characteristics are represented by the use of formula fertilizer, the number of plots, whether or not the household had experience in buying fake fertilizer, and whether or not the household suffered from disasters. As mentioned above, the use of formula fertilizer is meant to improve fertilizer use efficiency by adapting to the nutrient requirements of the field. So this technology is expected to be positively influencing the fertilizer use

efficiency. In our sample, 23% of the households apply formula fertilizer.

More plots, reflecting more land fragmentation, are expected to reduce fertilizer use efficiency. During the survey, we found that farmers carried a whole bag of fertilizer to each plot and applied the full bag, even though many plots were so small that they do not need such levels of input.

If farmers have bought fake fertilizer, they tend to use more fertilizers to keep up the yield, because of the low nutrient content (He et al., 2006). So it is expected that households with experience in buying fake fertilizer will decrease fertilizer use efficiency. 23%

the households in our sample indicated that they had been cheated by the seller and bought fake fertilizer.

In the research area, 50% of the households suffered from disasters such as floods or heavy wind. This may bring some differences in fertilizer use and therefore fertilizer use efficiency.

Household characteristics are represented by off-farm income, possessing a car or truck as a proxy for the family's assets, household head characteristics, labor intensity, risk attitude, and whether or not the household is a member of an association. The effect of off-farm income is ambiguous. Many researchers suggest that households with more members having off-farm jobs tend to have more income and use less agricultural labor input, and as a result use more fertilizers (Lamb, 2003). Others, however, argue that with the off-farm income increasing, food crops are not that important and there is no need to use too much fertilizer to maintain the yield, which will raise the fertilizer use efficiency (Ma, 2006). Shi et al. (2011) argue that the reduced availability of labor resources due to off-farm employment and the income-induced increase in leisure consumption reduce the intensity of rice cultivation, and therefore also reduce the use of fertilizers.

The effect of education, used as a proxy for the management skills, on fertilizer use efficiency is expected to be positive. With a higher education level, the ability to use existing technologies tends to be higher, and therefore the fertilizer use efficiency will be higher.

More assets indicate fewer restrictions for agricultural production. So, farmers with more assets have a better ability to adopt new technologies, which is expected to improve the efficiency by using most inputs including fertilizer. However, households with more assets generally have higher incomes, and hence can afford to buy more fertilizer, which may result in lower efficiency. So the effect of assets is ambiguous.

Risk attitude is measured by asking farmers, five questions related to investment, adopting new varieties, reaction to price changes, willingness to undertake adventures and attitude toward lotteries. A higher score, on a scale from 1 to 5, implies a higher risk preference. Households with a lower ability of dealing with risk tend to use more fertilizer (Ma, 2006). Some studies, however, find that households seem to be risk-neutral, and risk attitude does not affect fertilizer input (Wang et al., 2005). So the effect of risk attitude on fertilizer use efficiency is ambiguous.

Households with one or more members that joined an association of agricultural production are expected to have a higher

Table 2
Definitions and d

Variables
Farm characteristics
FF use ^a
Nr. of plots
Fake fert
Disaster
HH characteristics
Off-farm income
Car/truck
Age of HH head
Education of HH head
Education of HH head is
Labor intensity
Risk
Association
Environmental knowledge
Lack of law
Lack of law fert
Dummies
Wuxi
Changzhou

^a FF use may be used as a proxy for the family's assets, household head characteristics, labor intensity, risk attitude, and whether or not the household is a member of an association. The effect of off-farm income is ambiguous. Many researchers suggest that households with more members having off-farm jobs tend to have more income and use less agricultural labor input, and as a result use more fertilizers (Lamb, 2003). Others, however, argue that with the off-farm income increasing, food crops are not that important and there is no need to use too much fertilizer to maintain the yield, which will raise the fertilizer use efficiency (Ma, 2006). Shi et al. (2011) argue that the reduced availability of labor resources due to off-farm employment and the income-induced increase in leisure consumption reduce the intensity of rice cultivation, and therefore also reduce the use of fertilizers.

The effect of education, used as a proxy for the management skills, on fertilizer use efficiency is expected to be positive. With a higher education level, the ability to use existing technologies tends to be higher, and therefore the fertilizer use efficiency will be higher.

More assets indicate fewer restrictions for agricultural production. So, farmers with more assets have a better ability to adopt new technologies, which is expected to improve the efficiency by using most inputs including fertilizer. However, households with more assets generally have higher incomes, and hence can afford to buy more fertilizer, which may result in lower efficiency. So the effect of assets is ambiguous.

Risk attitude is measured by asking farmers, five questions related to investment, adopting new varieties, reaction to price changes, willingness to undertake adventures and attitude toward lotteries. A higher score, on a scale from 1 to 5, implies a higher risk preference. Households with a lower ability of dealing with risk tend to use more fertilizer (Ma, 2006). Some studies, however, find that households seem to be risk-neutral, and risk attitude does not affect fertilizer input (Wang et al., 2005). So the effect of risk attitude on fertilizer use efficiency is ambiguous.

Households with one or more members that joined an association of agricultural production are expected to have a higher

the households in our sample indicated that they had been cheated by the seller and bought fake fertilizer.

In the research area, 50% of the households suffered from disasters such as floods or heavy wind. This may bring some differences in fertilizer use and therefore fertilizer use efficiency.

Household characteristics are represented by off-farm income, possessing a car or truck as a proxy for the family's assets, household head characteristics, labor intensity, risk attitude, and whether or not the household is a member of an association. The effect of off-farm income is ambiguous. Many researchers suggest that households with more members having off-farm jobs tend to have more income and use less agricultural labor input, and as a result use more fertilizers (Lamb, 2003). Others, however, argue that with the off-farm income increasing, food crops are not that important and there is no need to use too much fertilizer to maintain the yield, which will raise the fertilizer use efficiency (Ma, 2006). Shi et al. (2011) argue that the reduced availability of labor resources due to off-farm employment and the income-induced increase in leisure consumption reduce the intensity of rice cultivation, and therefore also reduce the use of fertilizers.

The effect of education, used as a proxy for the management skills, on fertilizer use efficiency is expected to be positive. With a higher education level, the ability to use existing technologies tends to be higher, and therefore the fertilizer use efficiency will be higher.

More assets indicate fewer restrictions for agricultural production. So, farmers with more assets have a better ability to adopt new technologies, which is expected to improve the efficiency by using most inputs including fertilizer. However, households with more assets generally have higher incomes, and hence can afford to buy more fertilizer, which may result in lower efficiency. So the effect of assets is ambiguous.

Risk attitude is measured by asking farmers, five questions related to investment, adopting new varieties, reaction to price changes, willingness to undertake adventures and attitude toward lotteries. A higher score, on a scale from 1 to 5, implies a higher risk preference. Households with a lower ability of dealing with risk tend to use more fertilizer (Ma, 2006). Some studies, however, find that households seem to be risk-neutral, and risk attitude does not affect fertilizer input (Wang et al., 2005). So the effect of risk attitude on fertilizer use efficiency is ambiguous.

Table 2
Definitions and descriptive statistics of variables used in fertilizer use efficiency model.

Variables	Description	Mean	Standard deviation	Min.	Max.
Farm characteristics					
FF use ^a	Predicted probabilities	0.23	0.18	0.001	0.87
Nr. of plots	Nr.	5.44	5.51	0	65
Fake fert	1 = yes, 0 = no	0.23	0.42	0	1
Disaster	1 = yes, 0 = no	0.50	0.50	0	1
HH characteristics					
Off-farm income	Yuan	33,398	34,572	0	180,000
Car/truck	If HH has car or truck	0.07	0.25	0	1
Age of HH head	Year	56.9	9.6	34	81
Education of HH head	Year	7.75	2.73	0	15
If HH head is leader	1 = yes, 0 = no	0.17	0.37	0	1
Labor intensity	Labor per mu	0.99	1.54	0	20
Risk	1 = risk averse 5 = risk lover	2.3	0.77	1	4
Association member	1 = yes, 0 = no	0.05	0.21	0	1
Environmental knowledge					
Lack aw lake pollution	1 = know pollution 4 = do not know	2.68	0.86	1	4
Lack aw fert pollution	0 = know pollution 1 = do not know	0.42	0.49	0	1
Dummies					
Wuxi	1 = HH lives in Wuxi	0.44	0.50	0	1
Changzhou	1 = HH lives in Changzhou	0.35	0.48	0	1

FF use may be endogenous because households decide what type of fertilizer is used. To correct for potential endogeneity, we run an additional Probit model to estimate FF use at farm household level, in which households' decision on FF use is affected by farm characteristics, household characteristics, environmental knowledge, dummies, and instrument "the number of ways households have in getting technical advice". Then the resulting predicted probabilities of households using FF are used as an instrument for the FF use. See Appendix A for details.

efficiency because they have more convenient access to new technology.

Environmental knowledge is considered to be helpful to reduce fertilizer use. Farmers with better environmental knowledge tend to take their living environment into account and use less fertilizer, which will lead to higher fertilizer use efficiency (Han and Zhao, 2009).

Two dummy variables for the Wuxi and Changzhou municipalities are included to capture the variation in other factors that systematically differ between municipalities.

Estimation results

Production function and technical efficiency

Maximum likelihood was used for estimating the translog stochastic frontier production function. The results are shown in Table 3. The LR test value (8.87) is higher than the critical value with $p < 0.001$, so the stochastic frontier production function is preferred to the standard translog production function. 82% of the residual variation is from technical inefficiency, as γ equals to 0.82, while 18% is from factors that cannot be controlled by farmers, measurement errors and omitted explanatory variables.

The kernel density distribution of the resulting technical efficiency scores are shown in Fig. 2. The technical efficiency of rice production ranges from 0.52 to 0.97 with an average of 0.84 in our sample, suggesting that farmers can obtain about 84% of potential output by using the given quantity of mixed inputs, and there is a large scope for increasing rice production under the existing technical conditions. Of all the households in our sample, around 30% had technical efficiency scores below 0.80. This result is similar

to Feng (2008) and Tan et al. (2010). The first study finds that the average technical efficiency of rice production in Jiangxi province, China equals 0.82, while the second study estimates scores of 0.91, 0.80 and 0.89 for early season, middle season and late season rice, respectively, in the same area. So technical efficiency of rice production in the Taihu Basin is quite similar to that in Jiangxi Province. They are also close to technical efficiency scores of agricultural production in Western Europe, which reach 0.85–0.94 (Reinhard et al., 1999; Reidsma et al., 2009). Recently, there is much new interest for yield gap analysis (Lobell et al., 2009; Van Ittersum et al., 2012). Studies using frontier analysis to estimate the technical efficiency of crop production are not much cited in those types of

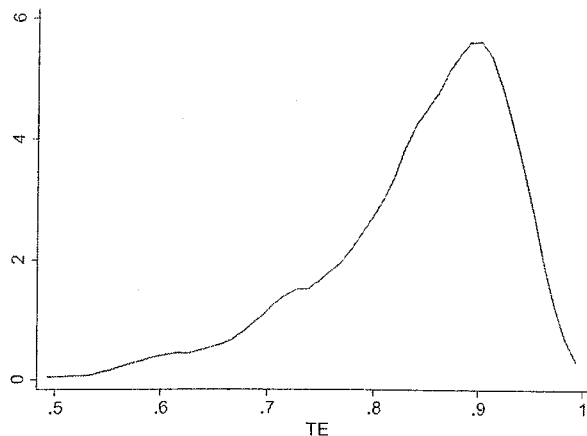


Fig. 2. Kernel density distribution of technical efficiency.

Table 3
Results of frontier function.

Variables	Coefficients	z-Value	Variables	Coefficients	z-Value
Constant	4.22 ^a	3.29	NPK labor	-0.03	-0.67
NPK	0.35	0.60	NPK machine	-0.04	-0.57
Labor	-0.04	-0.15	NPK pesticide	0.04	0.53
Machine	0.34 ^a	1.78	NPK land	-0.04	-0.19
Pesticide	0.07	0.19	Labor machine	0.01	0.34
Land	1.08	1.07	Labor pesticide	0.02	0.55
Pesticide ²	-0.00	-0.19	Labor land	0.05	0.52
Machine ²	0.00	0.34	Machine pesticide	-0.05	-1.03
Labor ²	-0.01	-0.62	Machine land	0.10	1.19
NPK ²	-0.02	-0.32	Pesticide land	0.02	0.16
Land ²	-0.13	-0.63	Soil quality	0.01	0.67
Wuxi	0.06 ^a	2.12	Changzhou	0.06 ^a	1.69
σ^2	0.06 ^a	5.89	γ	0.82	
Sample size	221		Log likelihood	76.4	
LR test	8.87 ^a				

^a Represents significance at 10% level.
^b Represents significance at 5% level.
^c Represents significance at 1% level.

studies, but can provide a valuable addition to that literature. The technical efficiency can be considered as the yield gap between maximum farmer yields and average farmer yields. Although the yield gap between modeled potential yields and average yields may be higher, a yield gap of 84% is close to the maximum that can be achieved in a region (Lobell et al., 2009; Van Ittersum et al., 2012).

Fertilizer use efficiency

The kernel density distribution of the fertilizer use efficiency scores, derived from Eq. (8), is depicted in Fig. 3. Unlike TE, the distribution is skewed toward the left. Fertilizer use efficiency is very low compared with the technical efficiency. The fertilizer use efficiency of rice production ranges from 0.02 to 0.69, with an average of 0.25. This indicates that with current agricultural technologies, households can reduce fertilizer input by 75% while keeping the rice yield unchanged.

The results are similar to those of other studies, which found that fertilizer use efficiency of crop production (a mix of rice, corn, wheat and others) is around 33% (Wu, 2011). Biophysical studies, evaluating resource use efficiency of nitrogen, phosphorus and potassium depending on crop uptake, come to similar levels of nutrient use efficiency for rice production in China (Jing et al., 2007; Zhang et al., 2008; Feng et al., 2009; Qi, 2011; Reidsma et al., 2012). Although the mechanisms and methods used in these

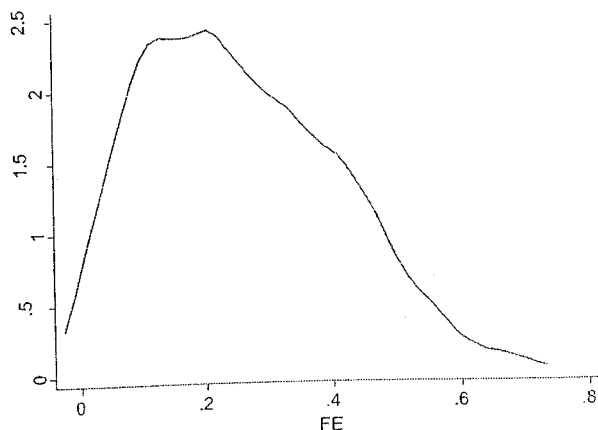


Fig. 3. Kernel density distribution of fertilizer use efficiency.

studies differ widely, all of these studies suggest that the efficiency of fertilizer use is very low. This implies that there is a large potential for reducing chemical fertilizer use in rice production, and thereby increasing household income and reducing environmental pollution.

Factors influencing fertilizer use efficiency

The results of the regression analysis explaining fertilizer use efficiency are shown in Table 4. A noteworthy finding is that the use of FF does not significantly affect fertilizer use efficiency. A possible explanation is that the agencies who provide advice on the use of FF also sell fertilizers, and thereby have an incentive to sell more fertilizers to farmers to make more profits (Cao et al., 2005). FF, therefore, do not fulfill their promise at the moment, as they are not applied according to principles of site-specific nutrient management. The

Table 4
Results for fertilizer use efficiency determinants (Tobit).

Independent variables	Coefficients	T-value
Farm characteristics		
FF use	-0.06	-0.61
Nr. of plots (ln)	-0.02	-1.21
Fake fert	-0.03	-0.91
Disaster	-0.11 ^a	-6.41
HH characteristics		
Off-farm income (ln)	0.01 ^a	2.34
Car/truck	-0.08 ^b	-2.01
Age (ln)	0.10	1.54
Education (ln)	0.03	1.49
Leader	-0.04	-1.51
Labor intensity	-0.06 ^b	-2.41
Risk	0.03 ^c	2.61
Association member	0.01	0.18
Environmental knowledge		
Lack aw lake pollution	-0.03 ^b	-3.01
Lack aw fert pollution	-0.03 ^a	-1.71
Dummies		
Wuxi	-0.04	-1.41
Changzhou	-0.03	-0.91
Constant	-0.05	-0.11
Sample size		221
Log likelihood		143.2

^a Represents significance at 10% level.
^b Represents significance at 5% level.
^c Represents significance at 1% level.

was also concluded in biophysical-based studies in the research area (Asai et al., 2010; Reidsma et al., 2011, 2012).

The number of plots does not have a significant impact. Although some studies argue that a higher level of land fragmentation may increase fertilizer input intensity and thereby lead to lower efficiency (Liu, 2011), we do not find such an effect in our research. Using whole bags of fertilizer on each plot may thus be an occasional phenomenon in this area.

Contrary to our expectations, farmers who had experience in buying fake fertilizers do not have a significantly lower efficiency. This result is similar to the result obtained by He et al. (2006), who also found that fake fertilizer did not reduce the fertilizer use efficiency. It indirectly illustrates the low fertilizer use efficiency in the research area. If fake fertilizer with fewer nutrients can give the same yield as the standard fertilizer, it means that far too many nutrients are applied with the standard fertilizer.

Fertilizer use efficiency is positively influenced by off-farm income. This suggests that agricultural production is not a high priority for households with off-farm income. Off-farm income is replacing income from farming activities, and less fertilizer is used for rice production. This finding supports the arguments provided by Ma (2006) and Shi et al. (2011). As the fertilizer input intensity in the study area is very high, lower fertilizer use implies higher efficiency for many households. It has been argued that for good site-specific nutrient management (Dobermann et al., 2002), which optimizes fertilizer use efficiency, off-farm employment may be a limiting factor (Hu et al., 2007). Considering the low fertilizer use efficiency in the area, we conclude that there is still a large range in which improvements are possible without extra labor needs and that off-farm employment is not a limiting factor at the moment.

Possessing a car or truck negatively affect fertilizer use efficiency, suggesting that richer households tend to buy and use more fertilizer. Labor use intensity has a significant negative effect on fertilizer use efficiency. A possible explanation for this finding is that households with more labor consume more food and therefore use more inputs, including fertilizer. They do not seem to use the labor for improved fertilizer management (see Appendix A for details).

The impact of risk attitude on fertilizer use efficiency is positive, which means that risk-taking farmers are more efficient in fertilizer use. This is consistent with the results of many other studies (e.g., Ma, 2006; Han and Zhao, 2009). Risk-taking farmers may be more inclined to adopt new varieties of rice and new farming technologies, which can raise the yield and therefore improve the efficiency of fertilizer use. Farmers who are risk averse rather apply too many nutrients than too little.

A related finding is that households who suffered from a disaster tend to be more inefficient in fertilizer use. It indicates that farm households who suffered from floods or heavy wind used additional fertilizers to keep up the yield despite the disaster. This conclusion is different from some other studies that argue that households use less fertilizer in order to reduce the fertilizer loss (He et al., 2006). The response to disasters depends on the research area and the type of disasters; if floods are the main problem, run-off of fertilizers may be a problem; but in our case study it seems that farmers who suffered from a disaster become more risk averse.

Farmers with environmental awareness, both on the water pollution in Taihu Lake and on the fact that fertilizers cause pollution, tend to be more efficient in fertilizer use. This finding is consistent with our hypothesis. It also supports the result of earlier research by Han and Zhao (2009) and Bianbazhuoma (2010). So, when farmers are aware of current environmental problems and the impact of their activities on the environment, they seem to be willing to reduce their fertilizer use and thereby improve their fertilizer use efficiency.

Conclusions

In this paper, we apply the stochastic frontier production function approach to survey data collected in three municipalities in the Taihu Basin in 2008, to estimate farm households' technical efficiency and fertilizer use efficiency, and to examine factors influencing fertilizer use efficiency. The results of our analysis are used to identify entry points for reducing chemical fertilizer use in rice production that will increase household income and reduce environmental pollution.

Our empirical results show that the average technical efficiency of rice production among interviewed households is 0.84, indicating that there is a 16% scope for increasing rice production with the current levels of inputs. The results also indicate that fertilizer use efficiency, which ranges from 0.02 to 0.69, is much lower than technical efficiency, which ranges from 0.52 to 0.97. The mean fertilizer use efficiency is 0.25, suggesting that reductions of 75% in fertilizer input can be achieved given the present state of technology and keeping the rice yield unchanged. These findings are similar to those of other economic and biophysical studies.

Education and extension is the key entry point to increase fertilizer use efficiency, not just for improving farming skills (e.g. the use of formula fertilizer), but, more importantly, for raising environmental awareness. More training and education will encourage farmers to change their farm management and protect the local environment. As indicated in Appendix A, the number of ways in getting technical advice does have a positive effect on the use of formula fertilizer. It should be noted, however, that expectations on using FF to reduce fertilizer input have not (yet) been met in our research area. This may be due to the fact that the goals of extension services are not only promoting new technologies but also selling fertilizers to make profits. Extension service policies should preferably include incentives to encourage farmers adopt the new technology in the right way, and should make a clear distinction between fertilizer selling and extension activities.

Encouraging migration and off-farm work may be another entry point to increase fertilizer use efficiency. Labor is not a limiting factor for improved fertilizer management in the research area, as can be concluded from the positive impact of off-farm employment and the negative influence of labor intensity on fertilizer use efficiency. Policies that encourage local off-farm employment or migration to urban areas may therefore achieve multiple objectives that include higher fertilizer use efficiency as well as increased household incomes.

Acknowledgements

Financial support for the research was provided by the LUPIS project under the EU 6th Framework Sustainable Development, Global Change and Ecosystems programme (<http://lupis.cirad.fr>), National Natural Science Foundation of China (70803019 and 70833001), the Program for New Century Excellent Talents in University (NCET-10-0494), the National Social Science Foundation of China (11&ZD155), the Fundamental Research Funds for the Central Universities (KYZ201167), and the Sino-Dutch Program Strategic Alliances (PSA) by KNAW-MOST. We also thank the anonymous reviewers whose constructive and valuable comments improved the paper.

Appendix A.

See Table A1.

Table A1

Probit model estimates of households' decision on FF use.

Independent variables	Coefficients	T-value
<i>Farm characteristics</i>		
Nr. of plots (ln)	-0.03	-0.19
Fake fert	-1.03 ^b	-3.49
Disaster	-0.02	-0.11
<i>HH characteristics</i>		
Off-farm income (ln)	0.00	0.10
Car/truck	-0.74	-1.31
Age (ln)	-1.52 ^a	-2.32
Education (ln)	-0.17	-0.72
Leader	-0.14	-0.53
Labor intensity	0.09	0.31
Risk	0.10	0.76
Association member	0.55	1.17
<i>Environmental knowledge</i>		
Lack of lake pollution	-0.15	-1.09
Lack of fert pollution	-0.14	-0.61
<i>Dummies</i>		
Wuxi	-0.06	-0.22
Changzhou	-0.82 ^b	-2.79
<i>Instrument</i>		
Nr. of ways available for getting technical advice	0.36 ^a	2.35
Constant	5.88 ^b	1.97
Wald chi2 (17)		44.50 Prob > chi2 = 0.0002

^a Represents significance at 5% level.^b Represents significance at 1% level.

References

- Asai, M., Reidsma, P., Feng, S., 2010. Impacts of agricultural land use changes on biodiversity in Taihu Lake Basin, China: a multi-scale cause-effect approach considering multiple land use functions. *International Journal of Biodiversity Science, Ecosystems Services and Management* 6, 119–130.
- Battese, G.E., Coelli, T.J., 1995. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics* 20, 325–332.
- Beshir, H., Emanu, B., Kassa, B., Haji, J., 2012. Determinants of chemical fertilizer technology adoption in north eastern highlands of Ethiopia: the double hurdle approach. *Journal of Research in Economics and International Finance* 1 (2), 39–49.
- Bianbazhuoma, A.Q., 2010. Households' fertilizer use behavior and its determinants in agricultural and pastoral areas. *Tibet's Science & Technology* 2, 31–34 (in Chinese).
- Cao, J., Hu, R., Huang, J., 2005. Agricultural technology extension and farmers' modification of new technology: study on influence factors in farmers' participating in technologies training and their willingness to adopt. *China Soft Science* 6, 60–66 (in Chinese).
- Dobermann, A., Witt, C., Dawe, D., Abdulrachman, S., Gines, H.C., Nagarajan, R., Satawathananont, S., Son, T.T., Tan, P.S., Wang, G.H., Chien, N.V., Thoa, V.T.K., Phung, C.V., Stalin, P., Muthukrishnan, P., Ravi, V., Babu, M., Chatuporn, S., Sookthongsa, J., Sun, Q., Fu, R., Simbahan, G.C., Adviento, M.A.A., 2002. Site-specific nutrient management for intensive rice cropping systems in Asia. *Field Crops Research* 74, 37–66.
- Ellis, E.C., Wang, S.M., 1997. Sustainable traditional agriculture in the Tai Lake Region of China. *Agriculture, Ecosystems & Environment* 61, 177–193.
- Feng, S., 2008. Land rental, off-farm employment and technical efficiency of farm households in Jiangxi Province, China. *Wageningen Journal of Life Sciences* 5 (55), 363–378.
- Feng, Z., 2010. Empirical study on chemical fertilizer non-point source pollution. M.Sc. Thesis. Yangzhou University (in Chinese).
- Feng, X., Xie, L., Zhao, J., 2009. How to improve fertilizer use efficiency. *Modernizing Agriculture* 12, 14 (in Chinese).
- Ge, J., 2011. The economic analysis on the control of agricultural non-point source pollution in Jiangsu province. Ph.D. Thesis. Nanjing Agricultural University (in Chinese).
- Griffin, R.C., Montgomery, J.M., Rister, M.E., 1987. Selecting functional form in production function analysis. *Western Journal of Agricultural Economics* 12 (2), 216–227.
- Han, H., Zhao, L., 2009. Farmers' character and behavior of fertilizer application—Evidence from a survey of Xinxiang county, Henan province, China. *Agricultural Sciences in China* 8 (10), 1238–1245.
- He, H., Zhang, L., Li, Q., 2006. Farmers' fertilizer use behavior and the agricultural non-point pollution. *Journal of Agrotechnical Economics* 6, 2–10 (in Chinese).
- Hu, R., Cao, J., Huang, J., Peng, S., Zhong, X., Zou, Y., Yang, J., Buresh, R.J., 2007. Participatory testing of standard and modified site-specific nitrogen management for irrigated rice in China. *Agricultural Systems* 94, 331–340.
- Jing, Q., Bouman, B.A.M., Hengsdijk, H., Van Keulen, H., Cao, W., 2007. Options to combine high yields with high nitrogen use efficiencies in irrigated rice in China. *European Journal of Agronomy* 26, 166–177.
- Lamb, R., 2003. Fertilizer use, risk, and off-farm labor markets in the semi-arid tropics of India. *American Journal of Agricultural Economics* 85 (2), 359–371.
- Li, D., Nanseki, T., Takeuchi, S., Song, M., Chen, T., Zhou, H., 2012. Farmers' behavior perceptions and determinants of fertilizer application in China: evidence from six eastern provincial-level regions. *Journal of the Faculty of Agriculture* 57, 245–254.
- Liu, Y., 2011. Factors affecting farmers' fertilizer application by empirical study of data from Jiangnan plain in Hubei province. *Science, Technology, and Management* 13 (2), 48–50 (in Chinese).
- Lobell, D.B., Cassman, K.G., Field, C.B., 2009. Crop yield gaps: their importance, magnitudes, and causes. *Annual Review of Environment and Resources* 34, 179–204.
- Ma, J., 2006. Fertilizer use of food crops and its influencing factors. *Journal of Agrotechnical Economics* 6, 36–42 (in Chinese).
- Peng, S., Huang, J., Zhong, X., 2002. Research strategy in improving fertilizer-nitrogen use efficiency of irrigated rice in China. *Scientia Agricultura Sinica* 35, 1095–1101 (in Chinese).
- Qi, H., 2011. A study on fertilizer use efficiency of rice in Mian County, Shaanxi. *Journal of Agricultural Sciences* 3, 12–13 (in Chinese).
- Qin, B., Xu, P., Wu, Q., Luo, L., Zhang, Y., 2007. Environmental issues of Lake Tai, China. *Hydrobiologia* 581, 3–14.
- Reidsma, P., Feng, S., Loon, M., Luo, X., Kang, C., Lubbers, M., Kanellopoulos, A., Wu, J., Ittersum, M., Qu, F., 2012. Integrated assessment of agricultural land use policies on nutrient pollution and sustainable development in Taihu Basin, China. *Environmental Science & Policy* 18, 66–76.
- Reidsma, P., König, H., Feng, S., Bezlepkina, I., Nesheim, I., Bonin, M., Sghaier, M., Purushothaman, S., Sieber, S., Van Ittersum, M.K., Brouwer, F., 2011. Methodological tools for integrated assessment of land use policies on sustainable development in developing countries. *Land Use Policy* 29, 604–617.
- Reidsma, P., Oude Lansink, A., Ewert, F., 2009. Economic impacts of climatic variability and subsidies on European agriculture and observed adaptation strategies. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change* 14, 35–59.
- Reinhard, S., Lovell, C.A.K., Thijssen, G., 1999. Econometric estimation of technical and environmental efficiency: an application to Dutch dairy farms. *American Journal of Agricultural Economics* 81 (1), 44–60.
- Ru, J., 2008. The influencing factors of farmers' fertilizer application behaviors. M.A. Thesis. Zhejiang University (in Chinese).
- Shi, X., Heerink, N., Qu, F., 2011. Does off-farm employment contribute to agricultural based environmental pollution? New insights from a village-level analysis in Jiangxi Province, China. *China Economic Review* 22, 524–533.
- Tan, S., Heerink, N., Kuyvenhoven, A., Qu, F., 2010. Impact of land fragmentation on small rice farmers' technical efficiency in southeast China. *NJAS—Wageningen Journal of Life Sciences* 57, 117–123.
- Uri, N.D., 1997. Incorporating the environmental consequences in the fertilizer decision. *Science of the Total Environment* 201 (2), 99–111.
- Van Ittersum, M.K., Cassman, K.G., Grassini, P., Wolf, J., Tittonell, P., Hochman, B., 2012. Yield gap analysis with local to global relevance – a review. *Field Crops Research*. <http://dx.doi.org/10.1016/j.fcr.2012.09.009>
- Wang, G., Zhang, Q., Huang, C., 2003. SSNM—A new approach to increasing fertilizer use efficiency and reducing N loss from rice fields. *Journal of Zhejiang University (Agriculture and Life Sciences)*, 29(1), 67–70 (in Chinese).
- Wang, Z., Li, S., Song, M., 2005. The impact of agricultural income risk on households' agricultural production. *Journal of Agrotechnical Economics* 4, 46–50 (in Chinese).
- Wang, Z., Xiao, H., 2008. The analysis of contribution of fertilizer use to grain yield. *Agricultural Economics* 8, 65–68 (in Chinese).
- Wu, Y., 2011. Chemical fertilizer use efficiency and its determinants in China's farming sector: implications for environmental protection. *China Agricultural Economic Review* 3 (2), 117–130.
- Yang, Z., Han, H., 2011. Technical efficiency of fertilizer and its influencing factors: based on wheat and corn empirical study. *Journal of China Agricultural University* 16 (1), 140–147 (in Chinese).
- Yang, G., Wang, D., 2003. Economic development, water environment and water disaster in Taihu Basin. Science Press, PR China (in Chinese).
- Zhang, W., Wang, X., Jiang, Y., 2001. Effect of emission control on water quality in the Taihu Lake. *Rural Eco-Environment* 17, 44–47 (in Chinese).
- Zhang, F., Wang, J., Zhang, W., Cui, Z., Ma, W., Chen, X., Jiang, R., 2008. Nutrient use efficiencies of major cereal crops in China and measures for improvement. *Agricultural Pedagogical Sinica* 45 (5), 915–924.
- Zhou, Y., Yang, H., Mosler, H.J., Abbaspour, K.C., 2010. Factors affecting farmers' decisions on fertilizer use: a case study for the Chaobai watershed in Northern China. *Journal of Sustainable Development* 3 (1), 80–102.

Consumer preferences for micronutrient strategies in China. A comparison between folic acid supplementation and folate biofortification

Hans De Steur^{1,*}, Shuyi Feng², Shi Xiaoping² and Xavier Gellynck¹

¹Department of Agricultural Economics, Faculty of Bioscience Engineering, Ghent University, Coupure Links 653, B-9000 Ghent, Belgium; ²College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing, People's Republic of China

Submitted 10 August 2012; Final revision received 28 January 2013; Accepted 30 January 2013; First published online 18 March 2013

Abstract

Objective: Despite public health efforts, folate deficiency is still largely prevalent in poor, rural populations and continues to cause a large burden of disease. The present paper determines and compares consumer preferences for two folate strategies: folic acid supplementation *v.* folate biofortification, i.e. the enhancement of the folate content in staple crops.

Design: Experimental auctions with non-repeated information rounds are applied to rice in order to obtain willingness-to-pay for folate products. Thereby, GM or non-GM folate-biofortified rice (FBR) is auctioned together with rice that is supplemented with free folic acid pills (FAR).

Setting: Shanxi Province (China) as a high-risk region of folate deficiency.

Subjects: One hundred and twenty-six women of childbearing age, divided into a school (*n* 60) and market sample (*n* 66).

Results: Despite differences according to the targeted sample, a general preference for folate biofortification is observed, regardless of the applied breeding technology. Premiums vary between 33.9% (GM FBR), 36.5% (non-GM FBR) and 19.0% (FAR). Zero bidding behaviour as well as the product choice question, respectively, support and validate these findings. The targeted sample, the timing of the auction, the intention to consume GM food and the responsibility for rice purchases are considered key determinants of product choice. A novel ex-post negative valuation procedure shows low consistency in zero bidding.

Conclusions: While the low attractiveness of FAR provides an additional argument for the limited effectiveness of past folic acid supplementation programmes, the positive reactions towards GM FBR further support its potential as a possible complementary micronutrient intervention.

Keywords
Consumer preferences
Folic acid supplementation
Folate biofortification
Auctions
China

Controlling micronutrient malnutrition is a major public health priority in China. Since the 1990s, China has experienced dramatic declines in the share of undernourished people and is, compared with other Asian countries, likely to achieve the UN 2015 target on nutrition^(1,2). Nevertheless, because the most important staple foods such as wheat and rice are poor folate sources, folate deficiency remains a serious health problem for children and women of childbearing age in rural areas of China. It is estimated that about 258 million Chinese people suffer from folate deficiency⁽³⁾. As a consequence, each year approximately 18 000 babies are born with a neural tube defect (NTD; e.g. spina bifida), i.e. about 9% of the global prevalence. With respect to Shanxi Province, one of China's poorest rural regions, the situation is even more problematic. Each day about 6.5 births are

affected by an NTD, leading to the world's highest rate of birth defects⁽⁴⁾.

Like any other micronutrient deficiency, current policy interventions to reduce folate deficiency are built mainly upon pharmaceutical supplementation and/or industrial fortification. Although China is primarily targeted at folic acid supplementation^(5,6), past supplementation programmes are known to have a short-term effect⁽⁷⁾, by which the use of folic acid pills is currently low⁽⁸⁾. In Shanxi Province, for example, only 7.7% of women of childbearing age ever used folic acid pills⁽⁹⁾, while 44% of pregnant women do not achieve the recommended daily dose of folate⁽¹⁰⁾. As most of them are not aware of the need to take folic acid supplements⁽¹¹⁾, the limited success of such programmes is also due to the large number of unintended pregnancies⁽¹²⁾. Therefore, it will be difficult

*Corresponding author. Email: Hans.DeSteur@UGent.be

and costly to reach all women of childbearing age, especially when continuation of the programme is crucial to keep them motivated⁽¹³⁾. On the other hand, folic acid fortification of China's two most important staple crops is expected to pose practical, technical and financial difficulties, partly due to the highly segmented rice and wheat milling sectors^(14,15).

To address folate deficiency when folic acid-based strategies are less feasible or effective, genetic engineering has been recently applied to develop staple crops with a higher folate content⁽¹⁶⁾. In 2007, for instance, folate-biofortified rice (FBR) was developed through metabolic engineering⁽¹⁷⁾. This GM crop is currently the most advanced case of folate biofortification⁽¹⁸⁾ and is expected to be a highly cost-effective means to reduce the health burden of folate deficiency in China⁽¹⁹⁾ and its regions^(3,20). China, a key GM crop producer⁽²¹⁾, recently granted a biosafety certificate for pest-resistant GM rice⁽²²⁾, which further supports its potential. Although it is possible to use conventional breeding techniques to elevate folate levels in rice⁽¹⁶⁾, similar to other biofortification efforts in maize, wheat, beans, cassava and rice⁽²³⁾, such a crop is not yet developed.

From a marketing point of view, knowing the needs and potential reactions of the targeted populations contributes to a successful implementation of health interventions, especially in the case of controversial products such as GM foods. As Musgrove and Fox-Rushby⁽²⁴⁾ stated: 'The effectiveness of an intervention and, therefore, the degree to which it deserves priority depend on how far it is culturally appropriate or acceptable for the population it is intended to benefit' (p. 227). Although previous consumer studies showed that Chinese people are generally favourable of GM food⁽²⁵⁻²⁸⁾, especially if health benefits are attached⁽²⁹⁻³²⁾, it remains to be proved if they would be as enthusiastic for GM biofortified crops when non-GM alternatives are available. In other words, to assess the true potential of GM biofortification it is crucial to analyse consumer preferences for different micronutrient interventions simultaneously.

The present paper aims to investigate and compare consumers' willingness-to-pay (WTP) and preference for folic acid supplements (non-GM) *v.* folate biofortification (GM and non-GM). Gaining insight in preferences for different folate strategies allows one to benchmark their potential market demand, predict the impact of information about the applied technology, develop activities to adequately reach the target population and, thus, increase its success rate in areas where the need is the highest. Therefore, an economic valuation study is conducted in Shanxi Province, a poor, developing region that accounts for the largest burden of folate deficiency in China⁽³⁾. Due to the large body of evidence on the effect of maternal folate deficiency on the risk of having a baby with an NTD^(33,34), as well as the high burden of maternal folate deficiency⁽³⁾, only women of childbearing age are targeted in the present study.

Methodology

In order to analyse WTP for folate strategies in China, non-hypothetical experimental auctions are organized with China's main staple crop, i.e. rice, as the food vehicle for folate enhancement. Therefore, two rice products are simultaneously auctioned: rice enriched with folate (FBR) and rice supplemented with seven folic acid supplements (FAR). As such, each auctioned product contains the same amount of rice (1 kg) and folate (about forty times more than in regular rice), by which one could achieve the recommended folate intake level through the consumption of either FBR or FAR. In this way, China's most common way to improve folate intake levels as well as a potential alternative strategy are brought into the rice auction. Hence, we address the need to include substitutes in GM food auctions⁽³⁵⁻³⁷⁾. Such a multiple-product auction design is often applied to simultaneously determine consumers' WTP for different food products⁽³⁸⁻⁴¹⁾, including rice^(42,43), GM foods⁽⁴⁴⁻⁴⁶⁾ and biofortified crops⁽⁴⁷⁾.

While FAR is currently not sold at the marketplace, FBR is still in a development phase. Therefore, the present study is considered an ex-ante evaluation of the potential of folate strategies. FAR, for example, might be valuable as it aims to promote folic acid supplements through the food supply chain.

Previous studies on consumer preferences for conventional biofortified foods were mainly targeted at provitamin A-enriched crops, like sweet potato in Uganda⁽⁴⁸⁾, maize in Kenya⁽⁴⁷⁾, Mozambique⁽⁴⁹⁾ or Zambia⁽⁵⁰⁾, and cassava in Brazil⁽⁵¹⁾. With respect to GM biofortified foods, valuation studies focused on provitamin A-enriched 'Golden Rice' in the Philippines^(36,52) and the USA⁽⁵³⁾, but also on rice with enhanced vitamin levels in China⁽⁵⁰⁾ or vitamin E/antioxidant cookies in Italy⁽⁵⁴⁾.

Besides GM foods with farmer benefits⁽⁵⁵⁾, such as insect-resistant rice in China⁽²⁸⁾, experimental auctions are more and more applied to analyse WTP for GM crops with consumer/health benefits^(45,56,57), and GM biofortified crops (Golden Rice) in particular^(36,52). Besides provitamin A, rice auctions have also examined other quality attributes like quality labels in Senegal⁽¹²⁾ and parboiling technologies in Benin⁽⁴³⁾.

The auctions are targeted towards female rice consumers of childbearing age from Shanxi Province, i.e. key beneficiaries of folate interventions. Based on the research location, two target groups are distinguished: a school and a market sample. Although the former is a specific target group, which represents a future generation of pregnant women, the latter is considered to be more representative of the general target population. The total sample encompasses 126 female rice consumers from Taigu, Shanxi Province, of whom sixty students participated at school and sixty-six non-students were recruited near the market place. The auction size varied between fifteen and twenty persons. Given that experimental

Table 1 Int

Folate-enric

Auction rou
 • 1 kg rice
 • Same to
 • 40 times
 • By eating
 per day

Auction rou
 Health benf

Pregnant w

• drastical

• reduces

All people

• reduces

cardiova

• reduces

• reduces

• improve

Auction rou

• This pro

FBR, folate-f

Note: The in

TA regular ric

with FAR, w

Province, res

consuming a

#Bekaert et al.

Molloy and

TA general C

auctions a

allowed t

and non-t

For a c

from recr

Materials.

Auction

The desig

auctions:

sent), trai

The bidc

(Vickrey)

bidder of

thus, has

of the se

procedure

amount t

given pro

(¥); 1 ¥ is

control fo

tion error

and the c

A withi

rounds is

design⁽³⁸⁾.

approach

bidding r

(ii) the fo

provided

Table 1 Information sheets per auction round and auctioned product

Folate-enriched rice (FBR)	Rice supplemented with folic acid pills (FAR)
<p>Auction round 1: Folate content†</p> <ul style="list-style-type: none"> ● 1 kg rice with high folate content ● Same taste, appearance, ... as regular rice‡ ● 40 times more folate than your bag ● By eating this rice each day, you eat enough folate intake level per day <p>Auction round 2: Folate benefits§</p> <p>Health benefits of folate consumption:</p> <p>Pregnant women</p> <ul style="list-style-type: none"> ● drastically reduces the risk of having a baby with a birth defect ● reduces the risk of having a still birth <p>All people</p> <ul style="list-style-type: none"> ● reduces the risk of different types of cancers and heart and cardiovascular diseases ● reduces the risk of Alzheimer ● reduces the risk of anaemia (lack of oxygen in the blood) ● improves the overall resistance to diseases <p>Auction round 3: GM technology </p> <ul style="list-style-type: none"> ● This product is made using genetic modification (GM) 	<ul style="list-style-type: none"> ● 1 kg regular rice sold together with seven folate pills ● 40 times more folate than your bag ● By taking one pill each day, you achieve the recommended folate intake level per day <p>Health benefits of folate consumption:</p> <p>Pregnant women</p> <ul style="list-style-type: none"> ● drastically reduces the risk of having a baby with a birth defect ● reduces the risk of having a still birth <p>All people</p> <ul style="list-style-type: none"> ● reduces the risk of different types of cancers and heart and cardiovascular diseases ● reduces the risk of Alzheimer ● reduces the risk of anaemia (lack of oxygen in the blood) ● improves the overall resistance to diseases <ul style="list-style-type: none"> ● This product is not made using genetic modification (GM)

FBR, folate-biofortified rice; FAR, rice supplemented with folic acid pills.

Note: The information sheets are translated from Chinese. A 1 kg (2 Jīn) bag of regular rice costs 5.2 Yuan (¥). 1 ¥ is approximately \$US 0.15.

†A regular rice bag of 1 kg contains about 80 µg folate⁽⁸⁹⁾, while an FBR bag the same size contains approximately 3000 µg^(3,17). To be able to compare FBR with FAR, we attached seven folic acid pills to the bag (400 µg/pill). Based on the current daily rice and folate consumption patterns of women in Shanxi Province, respectively estimated at 133 g rice⁽⁹⁰⁾ and 190 µg folate⁽⁸⁾, Shanxi women could achieve the recommended folate intake level for a day either by consuming a regular portion of folate-enriched rice or by taking a folic acid pill.

‡Bekaert *et al.*⁽¹⁶⁾

§Molloy and Scott⁽⁹¹⁾, Bailey *et al.*⁽⁹²⁾, Geisel⁽⁹³⁾ and Blancquaert *et al.*⁽¹⁶⁾.

||A general GM food definition is mentioned, derived from key reports.

auctions are primarily conducted with students, the study allowed the comparison of valuations between student and non-student samples⁽⁵⁸⁾.

For a comprehensive overview of the auction design, from recruitment to debriefing, see the Supplementary Materials.

Auction design

The design applied follows the general approach of food auctions: briefing (including collection of informed consent), training, practice, bidding rounds and debriefing. The bidding procedure is based on a second price (Vickrey) auction mechanism⁽⁵⁹⁻⁶¹⁾, by which the highest bidder of the binding round is selected as the buyer and, thus, has to purchase the selected product at the amount of the second highest bidder. Thereby, an endowment procedure is employed, which requires people to bid the amount they are prepared to pay to exchange an initial given product, i.e. 1 kg of regular rice (costing 5.2 Yuan (¥); 1 ¥ is approximately \$US 0.15), with FBR or FAR. To control for product order effects and to reduce expectation errors, the auctioned products are randomly coded and the order is randomized.

A within-subject design with non-repeated information rounds is used. Several authors lend support for such a design^(38,62), if extensive training^(6,5) and a single binding approach are incorporated^(11,64). In three subsequent bidding rounds, information about (i) the folate content, (ii) the folate benefits and (iii) the applied technology is provided (Table 1). Except for the last bidding round, the

message is similar for the two products. The participants received price information about the endowed product, but not about FBR or FAR. With respect to the latter, the present study did not measure and control for the impact of consumers' knowledge of the current cost of folic acid supplements (i.e. about 10 ¥/month), which is considered an important limitation of the study.

Because GM information is provided latest, three product comparisons can be examined (Fig. 1). First, WTP values for FBR and FAR in the second round, i.e. when the participants are aware of their folate content and potential health benefits, refer to non-GM strategies to increase folate consumption (non-GM comparison). To reduce the risk that participants assume that FBR in this auction round is caused by GM technology, specific terms that might be associated with this technology are not mentioned during the recruitment phase and the first two auction rounds, as well as in the auction materials (see Supplementary Materials). In the third round, the focus shifts towards the GM nature of FBR and the comparison with (non-GM) FAR (GM comparison). In other words, it measures the effect of awareness of the GM technology in FBR on both folate products. Third, the difference between WTP for FBR before and after the third round reveals the impact of the applied breeding technology, i.e. whether FBR is based on conventional or GM breeding techniques (FBR comparison). Whereas the latter comparison is the result of juxtaposing FBR bids from subsequent information rounds, the former two comparisons represent bid differences between both

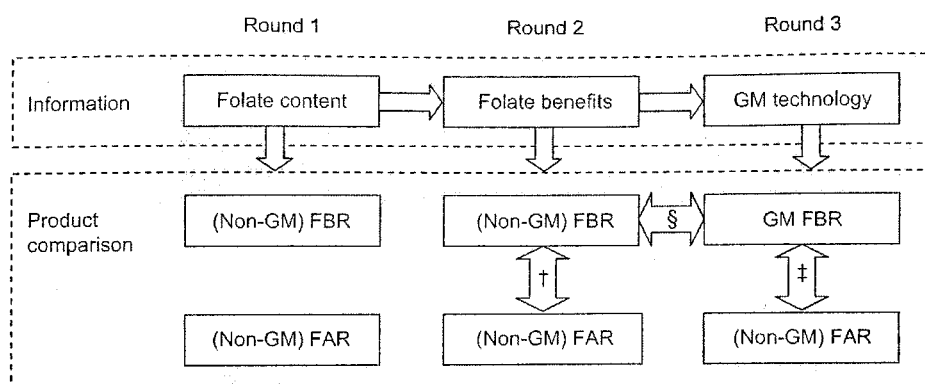


Fig. 1 Comparison of WTP values for FBR (non-GM, GM) and FAR (non-GM) based on the three information rounds (†non-GM comparison; ‡GM comparison; §FBR comparison). Note that as participants do not receive information regarding the applied technology in the first and second rounds, their FBR bids reflect WTP values for the non-GM product. Due to the high correlation between bids of the first and second rounds, only the latter values are used in the analysis, as they are based on additional information about the benefits (WTP, willingness-to-pay; FBR, folate-biofortified rice; FAR, rice supplemented with folic acid pills)

folate products in the same round. Although our fixed information order allows for product comparisons for each participant, order effects might be at stake, which is an important limitation of the auction design.

At the end of the bidding rounds, the participants stated their preference when both folate products would be available in the market. A similar approach is also used in contingent valuation methods with other biofortified products⁽³⁶⁾. Our question reflects an 'informed' choice and consists of three categories (FBR, FAR, indifference). Thus, the focus is on the difference between supplementation and GM biofortification, by which the former is characterized by a higher degree of compliance.

Given the controversy associated with the use of GM technology in foods, the most reluctant bidding behaviour is expected to occur in the last information round. Therefore, zero bidders in this round receive an additional bidding slip to determine whether they would be interested to buy the auctioned good at a value below the price of regular rice. Stated differently, these zero bidders had the opportunity to bid a negative WTP.

This approach is relatively new in food auction literature⁽⁶⁴⁻⁶⁶⁾ and is particularly relevant when using controversial goods⁽⁶⁵⁾, like GM food. Contrary to the approach of Parkhurst *et al.*⁽⁶⁵⁾, negative valuations are introduced as an ex-post bidding procedure. Even though such negative values are strictly speaking hypothetical, they help to gain insight in the motives behind zero bidding behaviour. In this way, we partially address the need for follow-up questions in valuation research⁽⁶⁷⁾.

Data analysis

Statistical analysis consists mainly of Wilcoxon signed-rank tests and multinomial logistic regression. Because the WTP values are not normally distributed, but left-skewed,

the non-parametric Wilcoxon signed-rank test is appropriate to test differences between subsequent information rounds (e.g. FBR comparison), as well as between simultaneously auctioned goods (e.g. non-GM and GM comparison), in line with Roosen *et al.*⁽⁴¹⁾. This test is similar to the sign test, but is assumed to be more powerful⁽⁴¹⁾. Multinomial logistic regression is employed to explore the determinants of product choice.

Results

Sample characteristics

Table 2 describes the total sample and compares significant differences between the two sub-samples. The sociodemographic profile of the sample is closely related to the setting of the experiment, i.e. a poor, rural, farmer region. Only one woman was known to be pregnant during the experiment.

Regardless of the correctness of the intake, 17.5% of the sample ever took folic acid, exceeding previous findings in Shanxi Province^(9-11,68,69), which varied between 7.7% and 15.3%. The limited use, as well as the high familiarity with NTD cases, underlines the need to address folate deficiency, in line with folate status⁽¹⁰⁾ and NTD prevalence studies⁽⁷⁰⁾.

Despite the high subjective knowledge of GM food (64.3%), the objective knowledge score is relatively lower (50.1%). Other Chinese studies also pointed out the lack of GM knowledge⁽²⁵⁻²⁷⁾ and the discrepancy between subjective and objective knowledge⁽³⁰⁾. About 81.7% of the total sample would not refuse to consume GM food, which further supports the optimistic view of Chinese consumers towards GM food⁽²⁵⁻³¹⁾.

Regarding product choice, the results show that 66.7% is favourable of FBR, while only 15.1% prefers FAR and

Table 2 Variable descriptions of the experiment sample

Timing†	Variable	Description	School sample		Market sample		Total sample		Sub-sample differences	
			Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	χ^2 test‡	df
Auction design characteristics	TARGET	Targeted sample (0 = school sample; 1 = market sample)	0.67	0.48	0.76	0.43	0.52	0.50	1.27	1
	TIMING	Timing of the auction (0 = morning; 1 = afternoon)					0.71	0.45		
Sociodemographic variables At start	AGE	Age of the participant (years)	21.10	1.41	40.42	10.18	31.07	12.17	212.39***‡	125
	EDUC	Education (0 = low; 1 = high)¶	1.00	0.00	0.26	0.44	0.61	0.49	72.89***	1
	RICEPURCH	Responsible for the rice purchases in the household (0 = no; 1 = yes)	0.05	2.20	0.94	0.24	0.52	0.50	99.54***	1
	FARMER FUTPREG	Involved in farming activities (0 = not a farmer; 1 = farmer) Intention to become pregnant in the future (0 = no; 1 = yes)	0.62 0.97	0.49 0.18	0.62 0.09	0.49 0.29	0.62 0.51	0.49 0.50	0.003 96.44***	1 1
Variables related to folate/folic acid Before round 2	RESIDENCE	Residence (0 = urban; 1 = rural)	0.73	0.45	0.89	0.31	0.82	0.39	5.43*	1
	FOLICUSE	Ever used folic acid supplements (0 = no; 1 = yes)	0.12	0.32	0.27	0.45	0.20	0.40	4.81*	1
	NTDKNOW	Knowledge of a woman who delivered a baby with an NTD (0 = no; 1 = yes)	0.38	0.49	0.45	0.50	0.42	0.49	0.65	1
Variables related to GM food Before round 3	SUBJKNOW	Subjective/perceived knowledge of GM food (0 = no; 1 = yes)	0.97	0.18	0.35	0.48	0.64	0.48	53.31***	1
	OBJKNOW\$ INTENTION	Objective knowledge of GM food (% of correct statements) If GM food would be available for consumption, I would eat it (1 = strongly disagree; 2 = disagree; 3 = neutral; 4 = agree; 5 = strongly agree)	0.67 3.12	0.17 0.69	0.32 3.20	0.24 0.97	0.49 3.16	0.27 0.84	87.18***‡ 7.71	125 4
Variable related to the auctioned products After round 3	CHOICE	If you could buy the two auctioned products in the supermarket, which one would you buy? (0 = FBR, 1 = FAR; 2 = indifference)	0.68	0.83	0.36	0.72	0.52	0.79	7.25*	2

FBR, folate-biofortified rice; FAR, rice supplemented with folic acid pills; NTD, neural tube defect.

* $P < 0.05$, *** $P < 0.001$.

†The first column refers to the timing of the self-administered survey question. The auction design characteristics (TARGET and TIMING) are not included in the survey.

‡Due to the metric scale of the variables AGE and OBJKNOW, the figures refer to F values, based on one-way ANOVA.

\$Objective knowledge is measured through six true-or-false statements, in line with previous research^{14,39}.

¶A low and high education level refers to, respectively, primary/secondary school and college or above.

18.3% is indifferent. In nearly all cases, the product with the highest value is preferred, which demonstrates that the bids represent the economic value a consumer attaches to the folate products, rather than their evaluation of the (preferred) costs.

When looking at the sub-samples, the school sample represents a pool of women of childbearing age that is remarkably younger, nearly responsible for rice purchases and has less rural consumers. Given their age, most of them intend to become pregnant, which explains the limited use of folic acid supplements. While these students know more about GM food, they prefer FBR less than in the market sample, but still more than FAR.

Comparison of folate strategies

Table 3 gives an overview of the average bids and the share of zero bidders for each pair of auctioned folate products. Thereby, the results are split up according to the targeted sample. Somewhat surprising, the Wilcoxon test reveals that WTP values for FBR are significantly higher than for FAR, even when the former is associated with GM technology. In general, mean WTP values for FBR vary between 1.76¥ (GM) and 1.90¥ (non-GM), compared with 0.99¥ for FAR. In other words, the participants are prepared to pay a premium of 33.9%, 36.5% and 19.0% for, respectively, GM and non-GM folate biofortification and folic acid supplementation. The results confirm the expectation that GM crops with consumer benefits are positively embraced by consumers, especially in developing countries, such as India⁽⁷¹⁾, the Philippines⁽⁵²⁾, Brazil⁽⁵¹⁾ and China⁽³⁰⁾. Overall, awareness of the applied GM technology generally does not significantly affect consumers' valuation. However, in the group of students, the GM nature of FBR is negatively valued. While previous GM food auction studies^(58,72) showed that bids of non-student and student subjects do not differ significantly, the present findings suggest the opposite.

With respect to zero bids, a similar pattern is observed: large differences in the non-GM comparison, regardless of the targeted sample, and sample differences in the other product comparisons. In the school sample, for example, zero bidding for GM FBR is substantially more present than in the market sample.

Determinants of product choice

Multinomial logistic regression analysis is conducted to examine potential determinants of product choice. The variable TARGET is incorporated to take into account the differences between the two sub-samples. As shown in Table 4, the model explains 33.6% of the variance. The targeted sample, the timing of the auction, intention to eat GM food and being responsible for the rice purchases are considered as key factors.

The effect of these variables can be interpreted by the parameter estimates of the multinomial logistic regression.

Table 3 Comparison of WTP values between non-GM/GM FBR and non-FAR, mean bids (¥), share of zero bids and bid differences (Δ), per targeted sample and product comparison

	Non-GM comparison				GM comparison				FBR comparison					
	FBR (non-GM)		FAR (non-GM)		FBR (GM)		FAR (non-GM)		FBR (non-GM)		FBR (GM)		Wilcoxon Test	
	Mean	sd	Mean	sd	Mean	sd	Mean	sd	Mean	sd	Mean	sd	Δ	Test
School sample (n 60)														
Mean bid (¥)	1.17	1.20	0.80	1.20	1.35	1.32	0.93	1.27	1.62	1.17	1.35	1.32	0.27	-3.32***
Zero bids (%)	3.3	30.0			18.3	25.0			3.3	18.3	18.3	15.0		
Market sample (n 66)														
Mean bid (¥)	1.96	1.40	1.17	1.40	2.14	1.87	0.94	1.35	2.16	1.96	2.14	1.87	0.02	-1.58
Zero bids (%)	6.1	28.8			12.1	40.9			6.1	12.1	12.1	6.0		
Total (n 126)														
Mean bid (¥)	1.65	1.32	0.99	1.32	1.76	1.67	0.94	1.31	1.90	1.65	1.76	1.67	0.14	-0.87
Zero bids (%)	4.8	29.4			15.1	33.3			4.8	15.1	15.1	10.3		

WTP, willingness-to-pay; FBR, folate-biofortified rice; FAR, rice supplemented with folic acid pills.
 Note: ¥ 1 = \$US 0.15.
 ***P < 0.001.

Table 4 and para
 Preferen
 RICEPUI
 FARMER
 RESIDEN
 FOLICUS
 NTDKNO
 SUBJKNO
 OBJKNO
 INTENTIK
 TARGET
 TIMING (Model
 Nagelkerl
 FBR, folate
 Note: The (the depend
 The par
 Reference

Fig. 2 Nu
 zero bidde
 biofortified

First, a ta
 with the
 market s
 non-GM a
 indifferen
 students'
 important
 reject FBR
 consumer
 their bids.
 morning
 increases
 auction s
 values in
 hunger an
 food, the
 the-day ef
 the morn

Table 4 Significant determinants of the consumers' preference for folate products, by multinomial logistic regression, likelihood ratio tests and parameter estimates per binary logistic comparison

Preference variable (dummy†)	Likelihood ratio tests		GM FBR v. FAR‡		GM FBR v. indifference‡		FAR v. indifference‡	
	χ^2	P	B	P	B	P	B	P
RICEPURCH (no)	7.38	0.02			2.39	0.10	4.86	0.01
FARMER	1.80	0.41						
RESIDENCE	0.21	0.90						
FOLICUSE	1.64	0.44						
NTDKNOW (no)	4.01	0.13					-1.43	0.05
SUBJKNOW	1.81	0.40						
OBJKNOW	1.93	0.38						
INTENTION	7.47	0.02	0.69	0.01				
TARGET (market)	7.17	0.03	3.63	0.05			-5.49	0.01
TIMING (morning)	7.38	0.03			-2.43	0.01		
Model	40.52							
Nagelkerke R^2	0.34							

FBR, folate-biofortified rice; FAR, rice supplemented with folic acid pills.

Note: The dependent variable, consumer preference, consists of three categories: FBR preference, FAR preference and indifference. To compare all groups of the dependent variable, three binary logistic regressions are presented. Bold indicates a significant effect.

†The parameter estimates of the dummy variables refer to a specific category, expressed in parentheses.

‡Reference category.

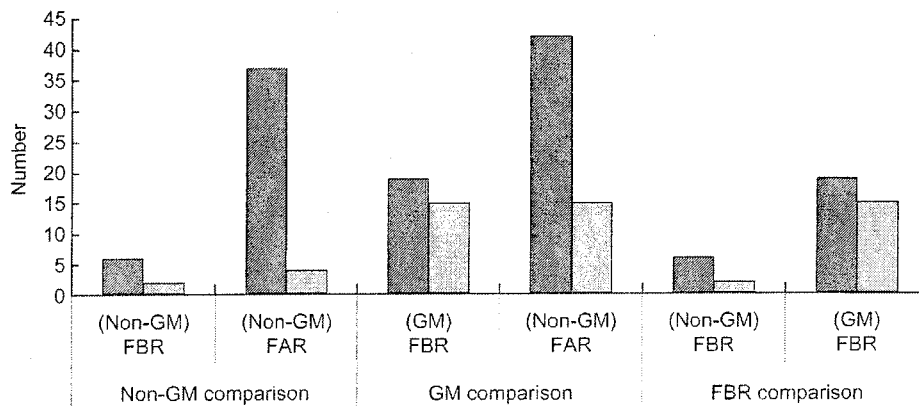


Fig. 2 Number of all zero bidders (■) and new zero bidders (□) regarding FBR and FAR, per product comparison. Note that a 'new zero bidder' in round x is defined as a participant who does not bid zero in round $x - 1$, but starts to bid zero in round x (FBR, folate-biofortified rice; FAR, rice supplemented with folic acid pills)

First, a targeted sample effect is observed. In comparison with the students (school sample), the majority of the market sample prefers folate-enriched GM rice over the non-GM alternative. They are also more intended to take an indifferent position rather than to choose FAR. Although students' preference is more oriented towards FAR, it is important to note that this does not mean that students reject FBR. They only prefer supplementation more than consumers from the market sample, regardless of the size of their bids. Second, indifference is more likely to occur in the morning sessions, while participation in the afternoon increases the likelihood to choose FBR. While several auction studies with staple crops reported higher WTP values in the morning^(12,13,73,74), which is likely due to hunger and increased interest in buying and consuming food, the present study reports a somewhat similar time-of-day effect that refers to product choice. Respondents in the morning are more favourable to all folate products,

rather than preferring one. Third, consumers in charge of the rice purchases in the household have a lower probability to be indifferent. Finally, as expected, the odds to belong in the group of consumers that favours FBR are positively influenced by an intention to consume GM food. A similar positive effect is found in other GM food studies^(26,75-77). Although intention is assumed to predict GM food behaviour more accurately than attitude^(76,78), in line with behaviour theory⁽⁷⁹⁾, the relationship is often not straightforward⁽⁸⁰⁾, as demonstrated for GM food valuation studies⁽⁷⁵⁾. Despite its insignificance, NTDKNOW also seem to drive consumers towards FBR.

Zero bidding behaviour and negative valuations

Figure 2 juxtaposes the total number of zero bidders (see Table 2) and 'new zero bidders'. The latter is defined as participants who start to bid zero after they received new information. The total number of zero bidders is the sum

of new zero bidders and those who did not change their zero bid of the previous bidding round. Therefore, in the first round the number of new zero bidders equals the total number of zero bids. Zero bids in the non-GM product comparison (second round) most likely refer to consumers' reluctance of the information about the folate content (first round) and the folate benefits (second round). Reasons for zero bidding in this comparison round might be related to concerns regarding the high folate content or the inconvenience of taking pills (daily). As expected, most participants turn their positive FBR bid into a zero bid upon learning that GM technology is used (GM comparison). Surprisingly, the number of FAR zero bids also increases after this information treatment. Together with the large discrepancy between new zero bidders in the 'FBR comparison', one can conclude that non-GM FBR provokes the least negative reactions, but the evaluation of GM FBR is not as negative as one would have thought. Stated differently, the absence of a reduction in zero bidding behaviour towards non-GM FAR further underlines the general preference for FBR.

The additional negative valuation approach somewhat nuances the aforementioned figures regarding the 'GM comparison'. Out of the forty-four FBR zero bidders in the third round, only 15.8% are consistent in their reluctance and are not willing to buy FBR, even if there would be a discount. The other participants claim to accept FBR if it would be cheaper, i.e. between 0.2 ¥ and 2.0 ¥. These figures are comparable with another Chinese GM rice study⁽³⁰⁾. In the case of the non-GM FAR, only 7.3% of forty-two zero bidders are not interested at any price. This demonstrates that a large part of FAR zero bidders considers the value of the additional free folic acid supplements not higher than regular rice, but will not be averse of buying FAR when the price would be more competitive, i.e. on average 0.57 ¥ lower. Comparison of both products shows that awareness of the GM technology causes more people to maintain their initial zero bids for FBR, but not as much as would have been expected.

Discussion

The present paper analyses consumers' WTP for two folate strategies: biofortification, based on GM or conventional breeding techniques, and supplementation. The novelty of the application of non-hypothetical experimental auctions not only refers to the comparison of present and novel micronutrient strategies, but is also related to the targeted sample, i.e. women of childbearing age from a folate deficient region. Although the two subsamples represent important target groups of folate consumption, the results of the school sample should be carefully interpreted, especially when generalizing the conclusions of this ex-ante valuation study.

The results show a significantly higher WTP for folate biofortification compared with folic acid supplementation,

even if consumers are aware of the applied GM technology. The convenience of the high folate concentrations in FBR seems to outweigh the absence of a controversial technology and the compliance of taking pills in the case of FAR.

The study also sheds a novel light on zero bidding for controversial goods through the elicitation of negative values as an ex-post survey question. In the case of GM foods with health benefits, only a small part of the zero bidders consistently refused to buy GM FBR when having the option to submit a negative bid. Future research should further explore the potential of culturally applicable follow-up questions to determine the true motives behind zero bids⁽⁶⁷⁾, like thought-listening questionnaires⁽³⁵⁾.

Furthermore, measuring product choice at the end of the auctions can be considered an additional tool to validate the bids and to examine whether consumers actually understand the purpose of bidding. As Lusk *et al.*⁽⁸¹⁾ stated, if a participant would have indicated a preference for the product with the lowest bid, she would probably have expected that her response could have influenced the future price of the auctioned good(s).

Together with the limited access to folic acid in rural areas⁽⁷⁾, the poor knowledge of the correct time of intake⁽¹⁰⁾, the low awareness of the need for folate⁽¹¹⁾ and the large number of unintended pregnancies in China⁽¹²⁾, the novel insights on the low attractiveness of FAR provide an additional argument for the limited success of past folic acid supplementation programmes and the current low use of folic acid pills. It is important to note that in order to elicit consumer preferences for these micronutrient interventions, rice is selected as the food vehicle of the folate enhancement. Therefore, future research should examine whether FAR is a feasible, cost-effective and sustainable option to increase folic acid intake.

Given the differences between the school and market samples, by which the unattractiveness of FAR is less pronounced in the school sample, one might advocate to target folic acid supplementation interventions towards the future generation of mothers. Nevertheless, the results demonstrate that folate biofortification could be a well-accepted alternative micronutrient strategy. Especially because those responsible for the rice purchases, mainly represented in the market sample, are better placed to choose one of the two folate products, the general FBR preference should be taken into account when evaluating the potential of micronutrient interventions in public health. In line, the intention to consume GM food, which is found to be a determinant of preference for FBR, further supports the positive reactions towards GM biofortification in China.

From a purely economic perspective, the WTP values could be used, and juxtaposed with the development and implementation costs of these micronutrient strategies, in order to decide whether it is beneficial and commercially viable to adopt them or to set a price level⁽⁸²⁾, e.g. based on a premium that ensures a sufficient market share⁽⁸³⁾

and attracts farmers to produce GM biofortified crops⁽⁸⁴⁾. In the Philippines, for instance, a premium rice variety was used to deploy Golden Rice⁽⁸⁵⁾. The downside of such a pricing strategy is its contradiction with the pro-poor, pro-rural, public health mission of micronutrient strategies⁽⁸⁶⁾. Even though our study revealed that poor consumers are prepared to pay for FBR, the ability to pay might be an important constraint, as shown in valuation studies on health-care options in poor populations⁽⁸⁷⁾. Therefore, the WTP figures should rather be interpreted as consumer preferences of FBR or FAR over regular rice. Such economic values can be used to inform and support public health and – in the case of FBR, agribusiness decision makers^(82,88). As such, strong preferences for FBR could contribute to priority setting in the field of (regional) folate interventions.

Nevertheless, if both FBR and FAR would be part of a national public health programme, it will be a research and policy challenge to simultaneously attract farmers, who seek to make profits out of the added value of FBR; poor consumers, who will have different rice varieties at their disposal and need to be convinced and informed to consume folate products (correctly); health programme planners and other stakeholders, who will need to be involved to commercialize, distribute and promote these interventions, while taking into account the cost implications.

Acknowledgements

Sources of funding: This investigation received financial support by the IMRD (International Master of Science in Rural Development) Staff Exchange Program. **Conflict of interest:** There are no conflicts of interest. **Ethics:** No ethical approval was required. **Authors' contributions:** All authors were involved in the study design and concept. H.D.S. developed the study design, supervised the data collection, performed the data analysis and wrote the manuscript. S.F. and S.X. took an important role in the data collection. X.G. coordinated the project. All co-authors approved the final version.

Supplementary Materials

For Supplementary Materials for this article, please visit <http://dx.doi.org/10.1017/S1368980013000682>

References

- UNICEF (2006) *Progress for Children: A Report Card on Nutrition* no. 4. New York: UNICEF.
- United Nations (2004) *5th Report on the World Nutrition Situation*. Geneva: UN SCN.
- De Steur H, Gellynck X, Storozhenko S *et al.* (2010) The health benefits of folate biofortified rice in China. *Nat Biotechnol* **28**, 554–556.
- Dai L, Zhu J, Zhou G *et al.* (2002) Dynamic monitoring of neural tube defects in China during 1996 to 2000. *Zhonghua Yu Fang Yi Xue Za Zhi* **36**, 402–405.
- Berry R, Li Z, Erickson D *et al.* (1999) Prevention of neural-tube defects with folic acid in China. *N Engl J Med* **341**, 1485–1491.
- Chinese Ministry of Health (2001) *National Action Plan for Reducing Birth Defects and Disabilities in China for 2002–2010*. Beijing: Ministry of Health of the People's Republic of China.
- Li Z & Hao L (2008) National Neural Tube Defects Prevention Program in China. *Food Nutr Bull* **29**, 2 Suppl., S196–S204.
- Zhao Y, Hao L, Zhang L *et al.* (2009) Plasma folate status and dietary folate intake among Chinese women of childbearing age. *Matern Child Nutr* **5**, 104–116.
- Zhang L, Ren A, Li Z *et al.* (2006) Folate concentrations and folic acid supplementation among women in their first trimester of pregnancy in a rural area with a high prevalence of neural tube defects in Shanxi, China. *Birth Defects Res A Clin Mol Teratol* **76**, 461–466.
- Ren A, Zhang L, Li Z *et al.* (2006) Awareness and use of folic acid, and blood folate concentrations among pregnant women in northern China – an area with a high prevalence of neural tube defects. *Reprod Toxicol* **22**, 431–436.
- Zeng Z, Yuan P, Wang Y *et al.* (2011) Folic acid awareness and intake among women in areas with high prevalence of neural tube defects in China: a cross-sectional study. *Public Health Nutr* **14**, 1142–1147.
- Durkin MS, Schneider H, Pathania VS *et al.* (2006) Learning and developmental disabilities. In *Disease Control Priorities in Developing Countries*, 2nd ed., pp. 933–952 [DT Jamison, JG Breman, AR Measham *et al.*, editors]. New York: Oxford University Press.
- Cordero J, Do A & Berry R (2008) Review of interventions for the prevention and control of folate and vitamin B₁₂ deficiencies. *Food Nutr Bull* **29**, 2 Suppl., S188–S195.
- Asian Development Bank (2004) *Special Evaluation Study for Selected ADB Interventions on Nutrition and Food Fortification*. Manila: ADB.
- Wailes F & Lee T-C (2008) The status of rice fortification in China. In *Rice Fortification in Developing Countries: A Critical Review of the Technical and Economic Feasibility*, pp. 34–45 [S Alavi, B Bugusu, G Cramer *et al.*, editors]. Washington, DC: Academy for Educational Development.
- Blancquaert D, Storozhenko S, Loizeau K *et al.* (2010) Foliates and folic acid: from fundamental research towards sustainable health. *Crit Rev Plant Sci* **29**, 14–35.
- Storozhenko S, De Brouwer V, Volckaert M *et al.* (2007) Folate fortification of rice by metabolic engineering. *Nat Biotechnol* **25**, 1277–1279.
- Bekaert S, Storozhenko S, Mehrshahi P *et al.* (2008) Folate biofortification in food plants. *Trends Plant Sci* **13**, 28–35.
- De Steur H, Gellynck X, Blancquaert D *et al.* (2012) Potential impact and cost-effectiveness of multi-biofortified rice in China. *New Biotechnol* **29**, 432–442.
- De Steur H, Blancquaert D, Gellynck X *et al.* (2012) Ex-ante evaluation of biotechnology innovations: the case of folate biofortified rice in China. *Curr Pharm Biotechnol* **13**, 2751–2760.
- James C (2011) *Global Status of Commercialized Biotech/GM Crops: 2011*. ISAAA Brief no. 43. Ithaca, NY: International Service for the Acquisition of Agri-biotech Applications.
- Waltz E (2010) China's GM rice first. *Nat Biotechnol* **28**, 8.
- Bouis HE (2002) Plant breeding: a new tool for fighting micronutrient malnutrition. *J Nutr* **132**, issue 3, S491–S494.
- Musgrove P & Fox-Rushby J (2006) Cost-effectiveness analysis for priority setting. In *Disease Control Priorities in Developing Countries*, 2nd ed., pp. 271–285 [DT Jamison, JG Breman, AR Measham *et al.*, editors]. New York: Oxford University Press.
- Ho P, Vermeer E & Zhao J (2006) Biotechnology and food safety in China: consumer's acceptance or resistance? *Dev Change* **37**, 227–254.

26. Lin W, Somwaru A, Tuan F *et al.* (2006) Consumer attitudes toward biotech foods in China. *J Int Food Agribus Mark* **18**, 177–203.
27. Huang J, Qiu H, Bai J *et al.* (2006) Awareness, acceptance of and willingness to buy genetically modified foods in urban China. *Appetite* **46**, 144–151.
28. Liu P (2009) Consumers' WTA for GM rice cookie: an experiment study in China. Presented at *International Association of Agricultural Economists Conference*, Beijing, China, 16–22 August 2009.
29. Zhang X, Huang J, Qiu H *et al.* (2010) A consumer segmentation study with regards to genetically modified food in urban China. *Food Policy* **35**, 456–462.
30. Li Q, Curtis K, McCluskey J *et al.* (2002) Consumer attitudes toward genetically modified foods in Beijing, China. *AgBioForum* **5**, 145–152.
31. De Steur H, Gellynck X, Feng S *et al.* (2012) Determinants of willingness-to-pay for GM rice with health benefits in a high-risk region: evidence from experimental auctions for folate biofortified rice in China. *Food Qual Prefer* **25**, 87–94.
32. De Steur H, Gellynck X, Storozhenko S *et al.* (2010) Willingness to accept and purchase genetically modified rice with high folate content in Shanxi Province, China. *Appetite* **54**, 118–125.
33. Lumley J, Watson L, Watson M *et al.* (2001) Periconceptional supplementation with folate and/or multivitamins for preventing neural tube defects. *Cochrane Database Syst Rev* issue 3, CD001056.
34. MRC Vitamin Study Research Group (1991) Prevention of neural tube defects: results of the Medical Research Council Vitamin Study. *Lancet* **338**, 131–137.
35. Kassardjian E, Gamble J & Gunson A (2005) New approach to elicit consumers' willingness to purchase genetically modified apples. *Br Food J* **107**, 541–555.
36. Corrigan JR, Depositario DPT, Nayga RM *et al.* (2009) Comparing open-ended choice experiments and experimental auctions: an application to golden rice. *Am J Agric Econ* **91**, 837–853.
37. Corrigan JR (2005) Is the experimental auction a dynamic market? *Environ Resour Econ* **31**, 35–45.
38. Alfnes F & Rickertsen K (2003) European consumers' willingness to pay for US beef in experimental auction markets. *Am J Agric Econ* **85**, 396–405.
39. Lusk JL, Feldkamp T & Schroeder TC (2004) Experimental auction procedure: impact on valuation of quality differentiated goods. *Am J Agric Econ* **86**, 389–405.
40. Lusk JL, Fox JA, Schroeder TC *et al.* (2001) In-store valuation of steak tenderness. *Am J Agric Econ* **83**, 539–550.
41. Roosen J, Fox JA, Hennessy D *et al.* (1998) Consumers' valuation of insecticide use restrictions: an application to apples. *J Agric Resour Econ* **23**, 367–384.
42. Demont M, Rutsaert P, Ndour M *et al.* (2013) Experimental auctions, collective induction and choice shift: willingness-to-pay for rice quality in Senegal. *Eur Rev Agric Econ* **40**, 261–286.
43. Demont M, Zossou E, Rutsaert P *et al.* (2012) Consumer valuation of improved rice parboiling technologies in Benin. *Food Qual Prefer* **23**, 63–70.
44. Rousu MC, Monchuk D, Shogren JF *et al.* (2005) Consumer willingness to pay for 'second-generation' genetically engineered products and the role of marketing information. *J Agric Appl Econ* **37**, 647–657.
45. Huffman W, Rousu M, Shogren J *et al.* (2007) The effects of prior beliefs and learning on consumers' acceptance of genetically modified foods. *J Econ Behav Organ* **63**, 193–206.
46. Noussair C, Robin S & Ruffieux B (2002) Do consumers care about biotech foods or do they just not read the labels? *Econ Lett* **75**, 47–53.
47. De Groot H, Kimenju S & Morawetz U (2011) Estimating consumer willingness to pay for food quality with experimental auctions: the case of yellow versus fortified maize meal in Kenya. *Agric Econ* **42**, 1–16.
48. Chowdhury S, Meenakshi JV, Tomlins KI *et al.* (2011) Are consumers in developing countries willing to pay more for micronutrient-dense biofortified foods? Evidence from a field experiment in Uganda. *Am J Agric Econ* **93**, 83–97.
49. Stevens R & Winter-Nelson A (2008) Consumer acceptance of provitamin A-biofortified maize in Maputo, Mozambique. *Food Policy* **33**, 341–351.
50. Meenakshi JV, Banerji A, Manyong V *et al.* (2012) Using a discrete choice experiment to elicit the demand for a nutritious food: willingness-to-pay for orange maize in rural Zambia. *J Health Econ* **31**, 62–71.
51. Gonzalez C, Johnson N & Qaim M (2009) Consumer acceptance of second-generation GM foods: the case of biofortified cassava in the North-east of Brazil. *J Agric Econ* **60**, 604–624.
52. Depositario DPT, Nayga RM, Wu X *et al.* (2009) Effects of information on consumers' willingness to pay for golden rice. *Asian Econ J* **23**, 457–476.
53. Lusk JL (2003) Effects of cheap talk on consumer willingness-to-pay for golden rice. *Am J Agric Econ* **85**, 840–856.
54. Canavari M & Nayga R Jr (2009) On consumers' willingness to purchase nutritionally enhanced genetically modified food. *Appl Econ* **41**, 125–137.
55. Dannenberg A (2009) The dispersion and development of consumer preferences for genetically modified food – a meta-analysis. *Ecol Econ* **68**, 2182–2192.
56. Buhr B, Hayes D, Shogren J *et al.* (1993) Valuing ambiguity: the case of genetically engineered growth enhancers. *J Agric Resour Econ* **18**, 175–184.
57. Kaneko N & Chern W (2005) Willingness to pay for genetically modified food: evidence from an auction experiment in Japan. *Consumer Interests Annual* **51**, 5–24.
58. Depositario DPT, Nayga RM, Wu X *et al.* (2009) Should students be used as subjects in experimental auctions? *Econ Lett* **102**, 122–124.
59. Lucking-Reiley D (2000) Vickrey auctions in practice: from nineteenth-century Philately to twenty-first-century E-commerce. *J Econ Perspect* **14**, 183–192.
60. Shogren JF, Fox JA, Hayes DJ *et al.* (1994) Bid sensitivity and the structure of the Vickrey auction. *Am J Agric Econ* **76**, 1089–1095.
61. Vickrey W (1961) Counterspeculation and competitive sealed tenders. *J Finance* **16**, 8–37.
62. Harrison G, Harstad R & Rutström E (2004) Experimental methods and elicitation of values. *Exp Econ* **7**, 123–140.
63. Drichoutis A, Nayga RM & Lazaridis P (2011) The role of training in experimental auctions. *Am J Agric Econ* **93**, 521–527.
64. Hobbs J, Sanderson K & Haghiri M (2006) Evaluating willingness-to-pay for Bison attributes: an experimental auction approach. *Can J Agric Econ* **54**, 269–287.
65. Parkhurst G, Shogren J & Dickinson D (2004) Negative values in Vickrey auctions. *J Agric Econ* **86**, 222–235.
66. Dickinson D & Bailey D (2002) Meat traceability: are US consumers willing to pay for it? *J Agric Resour Econ* **27**, 348–364.
67. Haab TC (1999) Nonparticipation or misspecification? The impacts of nonparticipation on dichotomous choice contingent valuation. *Environ Resour Econ* **14**, 443–461.
68. Ren A, Zhang L, Hao L *et al.* (2007) Comparison of blood folate levels among pregnant Chinese women in areas with high and low prevalence of neural tube defects. *Public Health Nutr* **10**, 762–768.
69. Li Z, Ren A, Zhang L *et al.* (2007) Periconceptional use of folic acid in Shanxi Province of northern China. *Public Health Nutr* **10**, 471–476.

70. Gu X, Lin L, Zheng X *et al.* (2007) High prevalence of NTDs in Shanxi province: a combined epidemiological approach. *Birth Defects Res A Clin Mol Teratol* **79**, 702–707.
71. Deodhar S, Ganesh S & Chern W (2008) Emerging markets for GM foods: a study of consumer's willingness to pay in India. *Int J Biotechnol* **10**, 570–587.
72. Lusk JL, Jamal M, Kurlander L *et al.* (2005) A meta-analysis of genetically modified food valuation studies. *J Agric Resour Econ* **30**, 28–44.
73. De Groote H, Tomlins K, Haleegoah J *et al.* (2010) Assessing rural consumers' WTP for orange, biofortified maize in Ghana with experimental auctions and a simulated radio message. Presented at *African Agricultural Economics Association Meeting*, Cape Town, South Africa, 19–23 September 2010.
74. Hoffman E, Menkhous D, Chakravarti D *et al.* (1993) Using laboratory experimental auctions in marketing research: a case study of new packaging for fresh beef. *Mark Sci* **12**, 318–338.
75. Costa-Font M, Gil J & Traill W (2008) Consumer acceptance, valuation and attitudes towards genetically modified food: review and implications for food policy. *Food Policy* **33**, 99–111.
76. Bredahl L, Grunert K & Frewer L (1998) Consumer attitudes and decision-making with regard to genetically engineered food products – a review of the literature and a presentation of models for future research. *J Consum Policy* **21**, 251–277.
77. Verdurme A, Viaene J & Gellynck X (2003) Consumer acceptance of GM food: a basis for segmentation. *Int J Biotechnol* **5**, 58–75.
78. Spence A & Townsend E (2006) Examining consumer behavior toward genetically modified (GM) food in Britain. *Risk Anal* **26**, 657–670.
79. Fishbein M & Ajzen I (1975) *Belief, Attitude, Intention, and Behavior: An Introduction to Theory and Research*. Reading, MA: Addison-Wesley.
80. Ajzen I (1991) The theory of planned behavior. *Organ Behav Hum Decis Process* **50**, 179–211.
81. Lusk JL, McLaughlin L & Jaeger SR (2007) Strategy and response to purchase intention questions. *Mark Lett* **18**, 31–44.
82. Lusk JL & Hudson D (2004) Willingness-to-pay estimates and their relevance to agribusiness decision making. *Rev Agric Econ* **26**, 152–169.
83. Breidert C, Hahsler M & Reutterer R (2006) A review of methods for measuring willingness-to-pay. *Innov Mark* **4**, issue 4, 8–32.
84. Dawe D & Unnevehr L (2007) Crop case study: GMO golden rice in Asia with enhanced vitamin A benefits for consumers. *AgBioForum* **10**, 154–160.
85. Brooks S (2010) *Rice Biofortification: Lessons for Global Science and Development*. London: Earthscan.
86. Barklund Å (2008) *Golden Rice and Other Biofortified Food Crops for Developing Countries: Challenges and Potential*. *Kungl. Skogs- och Lantbruksakademiens Tidskrift* **7:114**. Stockholm: Royal Swedish Academy of Agriculture and Forestry.
87. Donaldson C (1999) Valuing the benefits of publicly-provided health care: does 'ability to pay' preclude the use of 'willingness to pay'? *Soc Sci Med* **49**, 551–563.
88. Bateman IJ, Carson RT, Day B *et al.* (2002) *Economic Valuation with Stated Preference Techniques: A Manual*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
89. US Department of Agriculture (2008) *USDA National Nutrient Database for Standard Reference, release 21*. Washington, DC: USDA, Agricultural Research Service.
90. China National Grain and Oils Information Center (2009) *Food Grains Weekly Report*. Newsletter, various issues. Beijing: CNGOIC.
91. Molloy A & Scott J (2001) Folate and prevention of disease. *Public Health Nutr* **4**, 601–609.
92. Bailey LB, Rampersaud GC & Kauwell GPA (2003) Folic acid supplements and fortification affect the risk for neural tube defects, vascular disease and cancer: evolving science. *J Nutr* **133**, issue 6, S1961–S1968.
93. Geisel J (2003) Folic acid and neural tube defects in pregnancy: a review. *J Perinat Neonatal Nurs* **17**, 268–279.
94. Verdurme A, Gellynck X & Viaene J (2003) Consumers and new technologies: the case of GM food. *Int J Biotechnol* **5**, 439–453.
95. Christophe I, Bruhn M & Roosen J (2008) Knowledge, attitudes towards and acceptability of genetic modification in Germany. *Appetite* **51**, 58–68.

教育部司局函件

教社科司函[2013]186号

关于批准下达2013年度教育部哲学社会科学研究 重大课题攻关项目的通知

南京农业大学：

你校石晓平教授投标的2013年度教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目第14号招标课题：《我国土地出让制度改革及收益共享机制研究》，经我部组织专家评审中标，现正式批准立项。

项目首席专家：石晓平

项目批准号：13JZD014

项目批准经费：80万元。第一次拨款40万元。经费由我部财务司拨至你校计划内财务账号。第二次拨款待项目中期检查通过之后拨付。

项目计划完成时间：2016年

项目中标学校和首席专家应按照《教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目管理办法（试行）》要求，严格履行《教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目研究计划合同书》，瞄准国内和世界先进水平，认真组织跨学科、跨学校、跨部门和跨地区的联合攻关，积极开展实质性的国际学术合作与交流，力争取得具有重大学术价值和社会影响的标志性成果。

教育部社会科学司

2013年9月26日

附件

2013 年度教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目
立项一览表

序号	课题名称	投标单位	首席专家
1	中国梦的重大意义、精神实质和实践要求研究	复旦大学	郭苏建
2	世界社会主义主要流派的历史演进研究	华中师范大学	聂运麟
3	海峡两岸历史文化教育中相互认知、表述、态度及影响研究	厦门大学	张羽
4	认知哲学研究	中山大学	朱普
5	老龄化对中国经济发展的影响及应对策略研究	南开大学	原新
6	利率市场化背景下的金融风险研究	南开大学	田利辉
7	农村土地股份制改革的理论探索与制度设计	西南政法大学	刘云生
8	城乡一体化发展与土地管理制度改革研究	北京大学	周其仁
9	我国城镇住房保障体系及运行机制研究	浙江工业大学	虞晓芬
10	要素成本上升背景下我国外贸中长期发展趋势研究	厦门大学	黄建忠
11	中国法治政府建设指标体系研究	浙江大学	钱弘道
12	加快发展民营金融机构的法律保障研究	辽宁大学	杨松
13	建构立体形式反腐败体系研究	江南大学	徐玉生
14	我国土地出让制度改革及收益共享机制研究	南京农业大学	石晓平
15	创新驱动发展战略与科技创新支撑研究	西安交通大学	吴建南
16	生态文明制度建设研究	中南大学	陈晓红
17	提升中国产品海外形象研究	对外经济贸易大学	林汉川
18	户籍限制放开背景下促进农民工中小城市社会融合的社会管理和服服务研究	南京大学	刘林平
19	中国社会保障制度整合与体系完善研究	华中科技大学	丁建定
20	完善社会救助制度研究	武汉大学	慈勤英
21	对政府全口径预算决算的审查和监督研究	辽宁大学	杨志安
22	当代中国政治制度的实践发展与理论创新研究	武汉大学	储建国



Education, Audiovisual and Culture Executive Agency

Erasmus Mundus and External Cooperation

**GRANT AGREEMENT FOR AN ACTION WITH MULTIPLE BENEFICIARIES
AGREEMENT NUMBER – 2013 - 3070 / 001 - 001
EM ACTION 3
PROMOTION OF EUROPEAN HIGHER EDUCATION**

The **Education, Audiovisual and Culture Executive Agency** (hereinafter referred to as “the Agency”), acting under powers delegated by the European Commission (hereinafter referred to as “the Commission”) represented for the purposes of signature of this Agreement by **Mónika HOLIK**, Head of Unit of the Agency,

on the one part,

and

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

KAMÝČKÁ 129
CZ - 165 21 PRAGUE

hereinafter referred to as “the coordinator”, represented for the purposes of signature of this Agreement by **Jiří Balík** and the other beneficiaries listed in Annex IV, duly represented by the coordinator by virtue of the mandates included in Annex IV for the signature of this Agreement, hereinafter referred to collectively as “the beneficiaries”, and individually as “beneficiary” for the purposes of this Agreement where a provision applies without distinction between the coordinator or another beneficiary,
on the other part,

HAVE AGREED

to the Special Conditions (hereinafter referred to as "the Special Conditions") and the following Annexes:

- Annex I Description of the action
- Annex II General Conditions (hereinafter referred to as "the General Conditions")
- Annex III Estimated budget of the action
- Annex IV List of the other beneficiaries and Mandates provided to the coordinator by the other beneficiaries
- Annex V Model technical report: Progress report-technical part and Final report-technical part
- Annex VI Model financial statement: Progress report-financial part and Final report-financial part
- Annex VII Guidance note - Report of Factual Findings on the Final Financial Report – Type I
- Annex VIII Model terms of reference for the operational verification report: not applicable
- Annex IX Financial and administrative handbook which form an integral part of this Agreement, hereinafter referred to as "the Agreement".

The terms set out in the Special Conditions shall take precedence over those set out in the Annexes.

The terms of Annex II "General Conditions" shall take precedence over the other Annexes.

SPECIAL CONDITIONS

ARTICLE I.1 – SUBJECT MATTER OF THE AGREEMENT

A European Union grant is awarded, under the terms and conditions set out in the Special Conditions, the General Conditions and the other Annexes to the Agreement, for the action entitled **ASK ASIA - Agriculture, Skills, Knowledge in Asia: competences and employability of Erasmus Mundus Graduates in Agriculture on the Asian Professional Market** ("the action") as described in Annex I.

With the signature of the Agreement, the beneficiaries accept the grant and agree to implement the action, acting on their own responsibility.

ARTICLE I.2 – ENTRY INTO FORCE OF THE AGREEMENT AND DURATION OF THE ACTION

I.2.1 The Agreement shall enter into force on the date on which the last party signs.

I.2.2 The action shall run for **26 months** as of **01-10-2013** ("the starting date of the action") and shall end on **30-11-2015**.

ARTICLE I.3 - MAXIMUM AMOUNT AND FORM OF THE GRANT

The grant shall be of a **maximum amount of EUR 233.970,00** and shall take the form of:

- (a) **The reimbursement of 72,84% of the eligible costs of the action ("reimbursement of eligible costs"), which are estimated at EUR 321.220,00 and which are:**
 - (i) **actually incurred ("reimbursement of actual costs") for the categories of costs indicated in Annex III.**
- (b) Unit contribution: not applicable
- (c) Lump sum contribution: not applicable
- (d) **A flat-rate contribution of maximum 7% of the eligible direct costs ("flat-rate contribution") to cover the indirect costs.**

ARTICLE I.4 – ADDITIONAL PROVISIONS ON REPORTING, PAYMENTS AND PAYMENT ARRANGEMENTS

I.4.1 Reporting periods, payments and additional supporting documents

In addition to the provisions set out in Articles II.23 and II.24, the following reporting and payment arrangements shall apply:

Upon entry into force of the Agreement, a pre-financing payment of 40% of the maximum amount specified in Article I.3 shall be paid to the coordinator:

Further pre-financing payment:

A second pre-financing payment of 40% of the maximum amount specified in Article I.3 shall be paid to the coordinator, subject to having used at least 70% of the previous pre-financing installment paid;

Payment of the balance:

Sole reporting period from **01-10-2013** to the end of the period set out in Article I.2.2: the balance shall be paid to the coordinator subject to the receipt of the documents requested in Article II.23.2 and all other accompanying documents mentioned under the section "Other supporting documents" of this Article.

Reporting arrangements:

By way of derogation to Article II.23.2, the technical report on progress, financial statements and other documents referred to in Annexes V and VI must be submitted by the following dates:

- for an action of a duration of one year : not applicable;
- for an action lasting between one and two years : within twelve months following the starting date of the action set out in article I.2.2;
- for an action lasting more than two years : within eighteen months following the starting date of the action set out in article I.2.2.

Other supporting document:

The request for payment of the balance shall be accompanied by a certificate on the financial statements and underlying accounts ("Report of Factual Findings on the Final Financial Report – Type I") as set out in Annex VII for a grant for which the total contribution in the form of reimbursement of actual costs as referred to in Article I.3(a)(i) is more than EUR 60.000 and less than EUR 750.000.

I.4.2 Time limit for payments

The time limit for the Agency to make payment of the balance is **60** days.

I.4.3 Language of requests for payments, technical reports and financial statements

All requests for payments, technical reports and financial statements shall be submitted in one original and one copy in paper version and one copy in electronic version in English.

ARTICLE I.5 – BANK ACCOUNT FOR PAYMENTS

All payments shall be made to the coordinator's bank account, denominated in euro, as indicated below:

Name of bank: **KOMERCNI BANKA A.S.**
Precise denomination of the account holder: **CZECH UNIVERSITY OF LIFE
SCIENCE PRAGUE**
IBAN code: **CZ5701000001072220220207**

ARTICLE I.6 - DATA CONTROLLER AND COMMUNICATION DETAILS OF THE PARTIES

I.6.1 Data controller

The entity acting as a data controller according to Article II.6 shall be the person who is representing the Agency for the purposes of the signature of this Agreement.

I.6.2 Communication details of the Agency

Any communication addressed to the Agency shall be sent to the following address:

Education, Audiovisual and Culture Executive Agency (EACEA)
Unit P4 - Erasmus Mundus and External Cooperation
Avenue du Bourget n° 1 (BOUR 02/29)
BE - 1140 Brussels BELGIUM

E-mail address: *EACEA-EM2-A3@ec.europa.eu*

I.6.3 Communication details of the beneficiaries

Any communication from the Agency to the beneficiaries shall be sent to the following address:

Jiří Balík
ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE
KAMÝČKÁ 129
CZ - 165 21 PRAGUE

ARTICLE I.7 – ADDITIONAL PROVISIONS ON USE OF THE RESULTS (INCLUDING INTELLECTUAL AND INDUSTRIAL PROPERTY RIGHTS)

In addition to the provisions of Article II.8.3, the beneficiaries shall warrant that the Agency and/or the European Union (hereinafter referred to as "the Union") has the right[s] to:

- (a) communicate the results of the action by any other types of communication not specified in the General Conditions;
- (b) edit or re-write in another way the results of the action, including shortening, summarising, modifying the content, correcting technical errors in the content;
- (c) cut, insert meta-data, legends or other graphic, visual, audio or word elements in the results of the action;
- (d) extract a part (e.g. audio or video files) of, divide into parts or compile the results of the action;
- (e) prepare derivative works of the results of the action;
- (f) translate, insert subtitles in, dub the results of the action in:
all official languages of EU
- (g) authorise or sub-licence the modes of exploitation set out above to third parties.

The Agency and/or the Union shall have the rights of use specified in the General Conditions and set out above for the whole duration of the industrial or intellectual property rights concerned.

ARTICLE I.8 – SPECIAL PROVISIONS ON BUDGET TRANSFERS

By way of derogation from the first subparagraph of Article II.22, budget transfers between budget categories are limited to 10% of the amount of each budget category for which the transfer is intended.

ARTICLE I.9 – SETTLEMENT OF DISPUTES WITH NON EU BENEFICIARIES

By way of derogation from Article II.18.2, where a beneficiary is legally established in a country other than a Member State of the European Union (the 'non EU beneficiary'), the Agency and/or the Union and/or the non EU beneficiary may bring before the Courts of Brussels any dispute between the Agency and/or the Union and the non EU beneficiary concerning the interpretation, application or validity of the Agreement, if such dispute cannot be settled amicably. In such case where one party (i.e. the Agency, the Union or the non EU beneficiary) has brought proceedings before the Courts of Brussels concerning the interpretation, application or validity of the Agreement, the other party may not bring a claim arising from the interpretation, application or validity of the Agreement in any other court than the Courts of Brussels already seized.

ARTICLE I.10 – OTHER SPECIAL CONDITIONS

ARTICLE I.10.1 – ADDITIONAL PROVISIONS ON AWARD OF CONTRACTS AND SUBCONTRACTING

In addition to the provisions set out in Article II.9 and Article II.10, where the value of a contract awarded in accordance with those Articles exceeds EUR 60 000, the beneficiaries shall, abide by the following rules: Negotiated procedure with at least three candidates, without a contract notice, in accordance with the relevant provisions set in Annex IX.

ARTICLE I.10.2 – SPECIAL PROVISIONS ON THE CONVERSION OF COSTS INCURRED IN ANOTHER CURRENCY INTO EURO

By way of derogation from Article II.23.4, any conversion into euro of costs incurred in other currencies shall be made by the beneficiaries at the monthly accounting rate established by the Commission and published on its website.

(http://ec.europa.eu/budget/contracts_grants/info_contracts/inforeuro/inforeuro_en.cfm) applicable on the month when the last of the two parties signs the agreement.

ARTICLE I.10.3 AMENDMENTS

By way of derogation from Article II.12.3 of the General Conditions, the request for amendment made by the co-ordinator, in agreement with the co-beneficiaries, must be sent to the Agency in good time before it is due to take effect and at all events **60 days** before the closing date of the action, except in cases duly substantiated by the beneficiary and accepted by the Agency.

ARTICLE I.10.4. – ADDITIONAL PROVISIONS ON PUBLICITY OBLIGATIONS

a) Publicity

For purpose of the application of Article II.7. relating to the publicity, the beneficiary shall use the logo and follow the instructions available on the following Internet website:

http://eacea.ec.europa.eu/erasmus_mundus/beneficiaries/documents/em_projvisibility.pdf (instructions)

http://eacea.ec.europa.eu/about/eacea_logos_en.php (logos)

The translation of the required phrase can be found at the following Internet website address: http://ec.europa.eu/dgs/education_culture/publ/graphics/beneficiaries_all.pdf

b) Obligations of the beneficiary

Information requirements : The beneficiary shall inform the public, press and media of the action (internet included); which must, in conformity with Article II.7., visibly indicate “with the support of the Erasmus Mundus programme of the European Union” as well as the graphic logo mentioned above.

Where the action, or part of the action, is a publication the mention and graphic logos shall appear on the cover or the first pages following the editor's mention.

Use of signs and posters: If the action includes events for the public, signs and posters related to this action shall be displayed. This shall include the logos mentioned under point a).

Authorization to use the logos described in point a) implies no right of exclusive use and is limited to this agreement.

If the action is co-financed, the importance given to the above-mentioned publicity must be in proportion with the level of European Union financing.

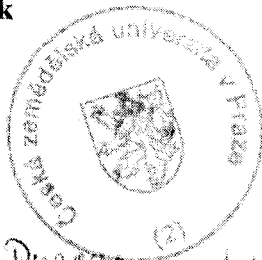
c) Substantial obligation:

The Agency shall consider this publicity obligation, foreseen in Articles I.10.4 (a) above and II.7. as a substantial obligation within the meaning of Article II.16.3.1 (c) of the agreement.

SIGNATURES



For the coordinator
Jiří Balík



Done at *Prague, Sept. 19, 2013*

For the Agency
Mónika HOLIK

Done at Brussels,

In duplicate in English

江苏省哲学社会科学界联合会

江苏省应用研究重大课题、江苏省社会科学基金项目 立项通知书

石晓平 同志:

经专家评审并报省哲学社会科学规划领导小组审定同意, 您申报的省社科联应用研究重大课题“完善江苏农村土地制度改革研究”获准立项, 并列入2014年度省社科基金项目计划, 批准号 14WTA017, 项目类别 重点项目, 资助经费 8 万元, 项目资助经费由省社科联负责提供, 成果形式 研究报告, 完成时间 2014年12月。

江苏省应用研究重大课题、省社会科学基金项目一经批准, 其《申请书》即成为有约束力的协议, 项目负责人须遵守省社科联《省应用研究精品工程课题管理办法》、《江苏省社会科学基金项目管理办法》(见 <http://jspopss.jschina.com.cn/>) 及其他有关规定, 认真开展研究工作, 取得预期研究成果。项目负责人须了解和执行以下规定:

1. 该项目的立项宗旨是紧紧围绕党的十八大、十八届三中全会和习近平总书记系列讲话精神, 以及省委十二届六次全会战略部署, 深入研究阐释当前我省改革发展中重大实际问题, 着力推出具有较高学术价值和决策参考价值的高水准研究成果, 为服务决策、服务大局作出积极贡献。

2. 课题组要牢固树立问题意识、创新意识和精品意识, 立

足学术前沿,体现有限目标,突出研究重点,避免重复研究。要弘扬严谨求实、潜心治学、讲求诚信的优良学风,严肃认真地对待研究工作,研究成果必须符合学术规范。

3. 项目最终成果形式为研究报告。课题以实证研究和对策研究为主,重在提出为党和政府科学决策服务的有操作性、针对性和前瞻性的对策思路和政策建议。

4. 项目中期管理、成果转化应用由省社科联具体负责。项目完成后,由所在单位科研管理部门提出结项申请,由社科联和省社科规划办公室组织鉴定验收。验收合格后发给项目负责人《结项证书》。课题成果如获得省委省政府主要领导批示,将免于成果鉴定;课题未能提供专报省委省政府领导决策参考稿件并在省社科联《决策参阅》上刊登的,不予鉴定结项。

5. 请项目负责人接到通知后,按照《申请书》所定计划抓紧实施。

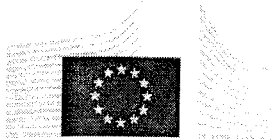
省社科联办公室地址:南京市建邺路168号。邮编:210004。
电话:025-83326749。

省社科规划办公室地址:南京市北京西路70号江苏省委宣传部内。邮编:210013。电话:025-88802748。

江苏省哲学社会科学界联合会

江苏省哲学社会科学规划办公室

2014年4月20日



Education, Audiovisual and Culture Executive Agency

Erasmus+: Higher Education – Joint Master Degrees

Prof. Jiří Balík
CESKA ZEMEDELSKA
UNIVERZITA V PRAZE

KAMYCKA 129 SUCHDOL 000
CZ - 165 21 PRAHA
Czech Republic

Brussels, 20/06/2014

Subject Erasmus Mundus Action 2 – Erasmus Mundus Partnerships – Strand I
Call for Proposals EACEA/18/13

Ref.: Your application 552071-EM-1-2014-1-CZ-ERA MUNDUS-EMA21 -
Asia: Life, Food, Agriculture, Biology, Economics, Technology
(Please quote this number in all correspondence)

Dear Prof. Jiří Balík,

You have submitted an application to the Erasmus Mundus programme, EACEA/18/13 Call for proposals for the action specified above. The Call for proposals was closed on 03/03/2014. The Education, Audiovisual and Culture Executive Agency (EACEA) received 159 applications for this Call out of which 150 applications were considered eligible.

A panel of external experts assisted the Evaluation Committee in the evaluation of your application against the award criteria indicated in the Call for proposals. The selection decision is based on the quality of the proposal, its relative position in comparison with the other applications submitted, the budget available as well as the extent to which it addresses the priorities indicated in the Call for proposals. Applications were assessed on a scale from 0 to 100 and were ranked according to merit. The EU Delegations in the respective non-EU countries were also requested to provide their feedback on the applications' eligibility requirements and the relevance of the project (facultative).

I am pleased to inform you that your above-mentioned application has been selected.

For your information, out of 150 applications eligible under Action 2 – Erasmus Mundus Partnerships, 135 were eligible under Strand I and 15 were eligible under Strand II. 27 Action 2 projects have been selected for funding under Strand I and 4 under Strand II. A further 17 projects in total have been placed on the reserve list.

Attached to this letter you will find an evaluation report based on the opinion of the external experts. Please take into account that most of the evaluation reports were written by non-native speakers. The Executive Agency will not elaborate further on these assessments.

The list of all selected projects will be published on the website of the Executive Agency when all applicants have been notified about the selection results:

http://eacea.ec.europa.eu/erasmus_mundus/results_compendia/selected_projects_action_2_en.php.

It is very important that you provide us with the "url" of your project's website as soon as this is available, so that this link can also be published on the Agency's site. If you have amendments to make to the project description after publication, please let us know via the Erasmus Mundus mailbox, EACEA-Erasmus-Mundus@ec.europa.eu.

A grant agreement will be sent to you by separate mail within due time.

The Executive Agency organises a coordinators meeting for newly selected projects every year. The meeting will take place in Brussels on 2-3 October 2014 (to be confirmed). You will need to cover travel and accommodation costs under your project budget, subject to the signature of the grant agreement. Please note that this venue is limited in space and we cannot allow for participation of more than two representatives of your project. A full programme of the event and practical information will follow in the next weeks.

This letter does not represent a financial or legal commitment of the Executive Agency. The offer of an award is confirmed only when the legal representative of the Executive Agency signs the grant agreement associated with this application.

Please do not hesitate to contact us should you have any further questions.

Sincerely Yours,



Mónica Holik
Head of Unit

Contact: EACEA-EM-PARTNERSHIPS@ec.europa.eu

Annex: Comments and recommendations from the academic experts who assessed your proposal.

cc: Dr. Petra Chaloupková, Project coordinator

教育部司局函件

教社科司函[2012]41号

2012年度教育部人文社会科学研究 一般项目立项通知书

袁农业大学诸培新同志：

您申报的《农村土地增值收益分配机制研究：以江苏省为例》课题经我部组织专家评审并经公示，现正式批准为2012年度教育部人文社会科学研究规划基金项目。

项目批准号：12YJA630203

批准经费：9万元。其中第一期拨款5.4万元。该笔经费将由部财务司于近期拨至你单位计划内财务账号，请查收。

项目研究周期一般为3年。我部将于2013年统一组织项目中期查，第二次拨款待中期检查通过后拨付，剩余经费待鉴定结项后拨

请按照《教育部人文社会科学研究项目管理办法》的要求和您申报的《教育部人文社会科学研究项目申请评审书》中设计的研究内容及研究计划开展项目研究，确保项目按期保质保量完成。项目鉴定、结项按照《教育部人文社会科学研究项目成果鉴定和结项办法》（教社科司函[2007]145号）进行。有关项目管理办法请登录中国高校人文社会科学信息网（www.sinoss.net）查询。所有出版或发表的项目研究成果，须在显著位置标明“教育部人文社会科学研究规划基金/教育部人文社会科学研究专项基金/自筹经费项目”字样和项目批准号，否则项目中期检查及结项不予通过。



国家自然科学基金资助项目批准通知

南京农业大学 邹伟同志：

根据《国家自然科学基金条例》的规定和专家评审意见，国家自然科学基金委员会决定资助您的申请项目。请您登录科学基金项目管理系统 ISIS 网络信息系统 (<https://isis.nsf.gov.cn>)，获取《国家自然科学基金资助项目研究计划书》(以下简称计划书)。您登录该系统的用户名和密码已通过电子邮件方式发送至您在申请书中填写的电子邮箱。

请您按照本通知的研究期限、资助金额和修改意见填写计划书，要求纸质原件(一式两份)和电子文档同时报送(请保证电子文档和纸质文件内容一致)。电子文档由申请人上传到科学基金网络信息系统 (<https://isis.nsf.gov.cn>)，或用电子邮件发送到：report@pro.nsf.gov.cn 信箱，电子文档报送截止日期为9月12日；纸质原件送所在单位审核盖章后，由依托单位在9月12日前统一报送。

如对批准意见有异议，须在上述电子文档报送截止日期前提出；未说明理由逾期不报计划书者，视为自动放弃接受资助。

国家自然科学基金委员会

管理科学部

2011 年 8 月 16 日

附：批准意见表 (见背面)

附：批准意见表

项目批准号	71173112	归口管理部门	管理科学部	资助领域分类代码	G030503
项目名称	农村居民点整理对农户土地利用变化影响研究：以长江三角洲地区典型村庄为例				
资助类别	面上项目	亚类说明			
附注说明					
项目负责人	邹伟	依托单位	南京农业大学		
资助金额	40.00 万元	研究期限	2012.01 至 2015.12		
对研究方案的修改意见：					

关于国家自然科学基金资助项目批准及有关事项的通知

唐焱 先生/女士:

根据《国家自然科学基金条例》的规定和专家评审意见,国家自然科学基金委员会(以下简称自然科学基金委)决定批准资助您的申请项目。项目批准号:

71573132, 项目名称: 农地流转、农民社会保障与农业转移人口迁移——作用机制与政策调控, 直接费用: 48.00万元, 项目起止年月: 2016年01月至 2019年12月, 有关项目的评审意见及修改意见附后。

请尽早登录科学基金网络信息系统(<https://isisn.nsf.gov.cn>), 获取《国家自然科学基金资助项目计划书》(以下简称计划书)并按要求填写。对于有修改意见的项目, 请按修改意见及时调整计划书相关内容; 如对修改意见有异议, 须在计划书电子版报送截止日期前提出。注意: 请严格按照《国家自然科学基金资助项目资金管理办法》填写计划书的资金预算表, 其中, 劳务费、专家咨询费科目所列金额与申请书相比不得调增。

计划书电子版通过科学基金网络信息系统(<https://isisn.nsf.gov.cn>)上传, 由依托单位审核后提交至自然科学基金委进行审核。审核未通过者, 返回修改后再行提交; 审核通过者, 打印为计划书纸质版(一式两份, 双面打印), 由依托单位审核并加盖单位公章后报送至自然科学基金委项目材料接收工作组。计划书电子版和纸质版内容应当保证一致。

向自然科学基金委提交和报送计划书截止时间节点如下:

- 1、提交计划书电子版截止时间为**2015年9月11日16点**(视为计划书正式提交时间);
- 2、提交计划书电子修改版截止时间为**2015年9月18日16点**;
- 3、报送计划书纸质版截止时间为**2015年9月25日16点**。

请按照以上规定及时提交计划书电子版, 并报送计划书纸质版, 未说明理由且逾期不报计划书者, 视为自动放弃接受资助。

附件: 项目评审意见及修改意见

国家自然科学基金委员会
管理科学部
2015年8月17日

附件：项目评审意见及修改意见表

项目批准号	71573132	项目负责人	唐焱	申请代码1	G030602
项目名称	农地流转、农民社会保障与农业转移人口迁移——作用机制与政策调控				
资助类别	面上项目	亚类说明			
附注说明	常规面上项目				
依托单位	南京农业大学				
直接费用	48.00 万元	起止年月	2016年01月 至 2019年12月		
<p>通讯评审意见：</p> <p><1>题目过于宽泛，无法聚焦问题，相关研究文献掌握也不尽充分。预期难以取得成果</p> <p><2>项目选题与立论依据正确，理论价值与实践意义较强。</p> <p>对国外研究文献的搜集略显不足，研究内容全面、详实，对每个研究问题的把握比较准确，而且研究有一定新意和深度，但应该进一步厘清土地流转对迁移的短期与长期效应。</p> <p>研究目标明确、集中。</p> <p>研究方法和技术路线具有针对性、预期研究结果的可靠性好。</p> <p>申请者对拟开展研究领域熟悉，研究基础较好，已有论文成果的学术价值较高，项目研究成员搭配良好。</p> <p>申请人的经费预算合理。</p> <p><3>本研究立足我国农村现阶段的主要问题和未来“四化”的发展目标，具有很强的社会价值和现实指导意义。问题明确，分析框架合理，研究方法可行，研究计划可操作性强。</p> <p>1、本研究以土地流转为切入点，考察土地在农户家庭内的社会保障价值变动，对农户迁移行为的影响，进而对城镇化进程产生影响。这些是当前我国农村发展过程中遇到的重大问题，具有学术价值和现实意义。</p> <p>2、本研究能够将土地研究与社会保障研究结合起来，促进学科间的交叉研究，具有很强的学术价值。</p> <p>3、研究框架逻辑清晰，结构关系紧密，且数据来源设计也很合理，可操作性强。同时，研究方案设计合理，申请额度和预算适中。</p> <p>4、研究团队研究能力强，且都在农村土地流转等方面积累了大量的研究经验。为完成本研究做好研究准备。</p> <p>综合来看，申请人前期的研究完成情况好，建议再次予以资助。</p> <p><4>1.</p> <p>选题角度新颖。研究者同时考虑两大重要制度变迁——农地流转和农民社保——对农户家庭人口迁移决策行为的影响，将三者放在统一框架下进行分析，这是研究视角的创新。</p> <p>2.</p> <p>对现有文献进行了广泛回顾，很好的总结了现有文献的不足，突出了项目研究对现有研究的补充作用。</p> <p>3.</p> <p>研究方案切实可行，技术路线成熟。研究者遵循“制度环境-农民决策-制度响应与绩效-制度创新”的逻辑思路，对主要用到的定量分析方法进行了较为详细的介绍。</p> <p>4.</p> <p>调查方案涉及部门调研、个案调研和农户调查。将定性研究与定量研究相结合，多方面深入阐释研究问题的本质。</p> <p><5> 该项目在农村经济和农业现代化加速发展的背景下，对农地流转、农村社会保障与农业转移人口迁移三者的相互关系及其演变规律进行分析研究，具有重要的现实意义和理论创新价值。申请书对已有相关研究的进展和存在的问题进行了非常好的梳理和评述，立项依据充分。</p> <p>研究内容具体、清晰。拟解决的关键科学问题提炼较好，具有理论创新潜力。研究方案比较恰当、合理。创新点明确。申请人及课题组成员在相关领域已有一定的研究积累。</p> <p>建议资助。</p>					

对研究方案的修改意见：

管理科学部

2015年8月17日

附件1

2015年度高校哲学社会科学研究重大重点项目一览表

一、重大项目(9项)

经费单位: 万元

序号	项目批准号	项目名称	负责人	学校	经费
1	2015ZDAXM001	国家治理体系现代化视域下的政党与社会关系研究	王建华	南京大学	15
2	2015ZDAXM002	中国智库综合信息资源平台研究	李刚	南京大学	15
3	2015ZDAXM003	完善我国反腐败法律体系研究	欧阳本祺	东南大学	15
4	2015ZDAXM004	新常态下江苏先进制造业发展战略研究	吴利华	东南大学	15
5	2015ZDAXM005	互联网金融产业的产业组织与政府管制研究	周勤	东南大学	15
6	2015ZDAXM006	江苏省农地流转、农民社会保障对农业转移人口迁移的作用机制与政策调控研究	唐焱	南京农业大学	15
7	2015ZDAXM007	江苏新型城镇化进程中推进农业转移人口市民化对策研究	楼元(凌迎兵)	南京邮电大学	15
8	2015ZDAXM008	国家治理现代化视域下法治德治协同推进机制研究	焦富民	南京财经大学	15
9	2015ZDAXM009	新常态下江苏经济转型、产业升级与就业促进研究	张为付	南京财经大学	15

二、重点项目(39项)

1	2015ZDIXM001	中国传统文化的全球知名度: 大数据分析	陈云松	南京大学	10
2	2015ZDIXM002	价值链视角下江苏历史文化古迹保护与开发研究	贺云翱	南京大学	10
3	2015ZDIXM003	大数据时代公民权益保障与社会稳定治理研究	梁莹	南京大学	10
4	2015ZDIXM004	江苏大气污染的社会经济动因与联防联控研究	岳书敬	东南大学	10
5	2015ZDIXM005	公共事件中的道德责任研究	马向真	东南大学	10
6	2015ZDIXM006	翻译研究方法的比较与应用研究	高圣兵	东南大学	8
7	2015ZDIXM007	基于超网络的江苏教育微博舆情多元意见演化模型及应用研究	马静	南京航空航天大学	10
8	2015ZDIXM008	新常态下江苏战略性新兴产业资金配置效率及其协同进化机制研究	耿成轩	南京航空航天大学	10
9	2015ZDIXM009	新常态下基于“规划评价”机制的新型城镇化建设研究	杜栋	河海大学	10
10	2015ZDIXM010	渐进式延迟退休年龄政策的社会经济效应研究	黄健元	河海大学	10
11	2015ZDIXM011	基于企业知识产权运营视角的管理会计系统研究——以江苏高新技术企业为例	杜晓荣	河海大学	10
12	2015ZDIXM012	社会治理创新的价值研究	张新文	南京农业大学	10
13	2015ZDIXM013	推进城镇基本公共服务常住农民工群体全覆盖研究	谢勇	南京农业大学	10
14	2015ZDIXM014	协同治理视域下江苏省农民生态权利保障研究	向玉琼	南京农业大学	10
15	2015ZDIXM015	基于核心竞争力的高校优势学科建设研究——以江苏高校为例	宋华明	南京农业大学	10
16	2015ZDIXM016	网络话语权的理论阐释与实现机制研究	汪业周	南京邮电大学	10
17	2015ZDIXM017	新常态下江苏民营经济社会信任环境构建研究	单红梅	南京邮电大学	6
18	2015ZDIXM018	大数据时代公民权益保障与社会稳定治理研究	许和隆	南京邮电大学	10
19	2015ZDIXM019	生态文明建设语境中提高江苏生态教育水平的多元互动机制研究	王全权	南京林业大学	10
20	2015ZDIXM020	高校创新人才个性化培育模式研究	崔益虎	南京工业大学	10
21	2015ZDIXM021	江苏省新型城镇化进程中的城市治理模式创新研究	金晶	南京审计学院	10
22	2015ZDIXM022	“新人口红利”与江苏新型比较优势培育研究	任志成	南京审计学院	10
23	2015ZDIXM023	社交媒体使用行为对江苏青少年群体认同的影响研究	魏婷	南京晓庄学院	10
24	2015ZDIXM024	江苏义务教育优质均衡发展背景下的学校治理研究	季春梅	江苏第二师范学院	6
25	2015ZDIXM025	推进江苏终身教育建设的对策研究	彭坤明	江苏城市职业学院(江苏开放大学)	10
26	2015ZDIXM026	国家治理视域下的公务员行政人格研究	段鑫星	中国矿业大学	10
27	2015ZDIXM027	江苏高校分类管理和评价体系研究	史国栋	常州大学	10
28	2015ZDIXM028	江苏省市域循环经济发展的财税政策支持体系研究	姜国刚	常州大学	8
29	2015ZDIXM029	高校科技成果产业化模式及促进机制研究	潘剑波	常州大学	8
30	2015ZDIXM030	社会治理创新的价值研究	陈进华	苏州大学	10
31	2015ZDIXM031	江苏省地方应用型本科院校特色发展研究	顾永安	常熟理工学院	10
32	2015ZDIXM032	包容性发展视角下农民土地权利保护与法治江苏建设研究	陈明	淮阴工学院	10
33	2015ZDIXM033	大数据背景下的淮安地域文化传承与发展研究	安宇	淮安信息职业技术学院	10
34	2015ZDIXM034	基于教科书演变的中学生社会主义核心价值观培育策略研究	乔晖	盐城师范学院	8
35	2015ZDIXM035	江苏大学生培育和践行社会主义核心价值观长效机制的创新研究	韩同友	盐城工学院	8
36	2015ZDIXM036	基于内部权力运行监控的高校绩效预算制度研究	张思强	盐城工学院	10
37	2015ZDIXM037	价值链视角下江苏历史文化古迹保护与开发研究	李毅心	江苏大学	10
38	2015ZDIXM038	物联网与江苏农业现代化路径研究	唐春根	江苏农牧科技职业学院	8
39	2015ZDIXM039	江苏大气污染的产业与能源消费动因分析及结构优化研究	孙玲芳	泰州学院	6

031

2015年度省社科基地立项项目名单

序号	项目名称	负责人	所在单位
1	网络道德批判与意识形态话语权建设研究	曹天航	河海大学
2	大数据伦理与公民道德建设的路径研究	田海平	东南大学
3	江苏实施“食品安全江苏行动计划”的路径与重点研究	陈秀娟	江南大学
4	江苏“应对人口老龄化行动”与中老年生命质量改善研究	陆姣	江南大学
5	基于“互联网+”视角的江苏食品安全监管模式转变研究	张景祥	江南大学
6	江苏众创空间的发展路径与成长机制研究	万武	江苏大学
7	江苏小微企业融资的阻碍因素及化解机制研究	文学舟	江苏大学
8	基于“中国制造2025”的江苏中小企业创新发展研究	刘昌年	江苏大学
9	江苏完善社会矛盾源头预防与调处化解综合机制研究	何雨	江苏省社会科学院
10	增强人民群众获得感的理念、机制与政策研究	鲍磊	江苏省社会科学院
11	江苏建设友好型家庭公共政策的研究	张爱华	南京农业大学
12	提升沿东陇海线地区发展水平研究	车冰清	江苏师范大学
13	推进淮海城市群协调发展的体制机制创新研究	欧向军	江苏师范大学
14	江苏加快推进制造业服务化的政策研究	宣烨	南京财经大学
15	政策扭曲、资源配置与江苏经济全要素生产率增长研究	杜修立	南京财经大学
16	电子商务模式下的农产品销售与江苏农村经济发展研究	葛继红	南京农业大学
17	江苏构筑产业竞争新优势的路径及策略研究	唐焱	南京农业大学
18	江苏省农村经济社会发展指标体系及综合评价研究	吴蓓蓓	南京农业大学
19	江苏省旅游业法治化营商环境研究	孙文恺	南京师范大学
20	环境公益诉讼与江苏绿色发展研究	李浩	南京师范大学
21	江苏省创新补贴政策效果比较研究	于明超	南京师范大学
22	依托江苏高校资源促进科技咨询发展研究	张勇	南京师范大学
23	江苏网络文学研究	季玮	南京师范大学
24	江苏当代儿童文学创作动向研究	谈凤霞	南京师范大学
25	吴文化的社会治理理念研究	吴建华	苏州大学
26	江南气候的历史状态与生态环境关系研究	袁茹	苏州大学
27	江苏海洋新兴产业梯度发展的重点与集聚模式研究	郇恒飞	盐城师范学院
28	江苏沿海地区绿色产业体系的构建与实施路径研究	孙小祥	盐城师范学院
29	大学精英阶层网络意见表达与政治参与研究	杜骏飞	南京大学
30	自媒体环境下社会动员与政治参与研究	张宁	南京师范大学
31	网络信访“淮安经验”研究	张海波	南京大学
32	“大调解”南通经验“研究	童星	南京大学
33	江苏省城乡发展一体化战略研究	高波	南京大学
34	江苏全面小康社会建设中的改革推动研究	葛扬	南京大学
35	江苏中小城镇发展动力研究	胡小武	南京大学
36	增强农村基层党组织对经济社会发展的领导力与执行力研究	谌玉洁	中共江苏省委党校
37	信息干预对江苏省居民习惯性节能行为的作用机理及	刘满芝	中国矿业大学
38	减排对其利益相关者的影响及其行为博弈研究	曹庆仁	中国矿业大学

南京市“十三五”规划前期研究重大课题 公开遴选入选单位公告

032

发布时间：2014-10-14 浏览次数：422 发布部门：【字体 小 中 大】

9月25日，我委发布了南京市“十三五”规划前期研究重大课题遴选公告，向社会公开遴选研究机构。本次遴选活动得到了高等院校、科研机构、社会组织、咨询机构、政府机构与研究机构组成的联合体等组织和机构的积极响应和大力支持。截至10月10日（以邮戳或邮件为准），共收到141份课题申请书。经组织专家严格评审，有26个课题确定了入选单位；有4个课题因未形成有效竞争，另行委托研究。现将承担重大课题的入选单位予以公告（具体名单附后）。

感谢申请单位及申请人的踊跃报名和积极参与，希望继续关注和支持南京市“十三五”规划工作。

附件：南京市“十三五”规划前期研究重大课题公开遴选入选单位名单

南京市发展和改革委员会

2014年10月15日

附件：

南京市“十三五”规划前期研究重大课题公开遴选入选单位名单

序号	课题名称	入选单位	课题负责人
1	历次五年规划（计划）回顾及“十三五”展望	南京大学	钱志新
2	“后青奥”时期南京城市发展战略及对策研究	中共南京市委党校	曾向阳
3	多重国家战略下南京城市发展路径研究	江苏省社会科学院	吴先满
4	经济社会发展目标和指标体系研究	南京航空航天大学	党耀国
5	长江经济带建设中智慧城市发展研究	江苏省邮电规划设计院有限责任公司	周斌
6	南京市主导产业的空间优化、层级转换及有机接续问题研究	东南大学	花俊
7	加快服务经济发展的制度和环境研究	南京市社会科学院	吴海瑾
8	南京建设区域金融创新中心研究	另行委托研究	
9	互联网经济业态和发展趋势研究	南京财经大学	曹杰
10	房地产业发展趋势研究	江苏三六五网络股份有限公司	李智
11	自贸区时代南京城市国际化策略研究	上海远东资信评估有限公司	徐明棋
12	两岸产业协同发展和创新驱动合作研究	东南大学	徐康宁
13	江北新区产业发展战略研究	南京工业大学	吴松强
14	产城融合模式研究	中国浦东干部学院	楚天骄
15	创建全国区域协调发展体制机制创新试验区研究	南京理工大学	朱英明
16	多规合一试点的实践探索研究	清华大学	顾朝林
17	落实主体功能区战略与空间管控研究	另行委托研究	
18	经济体制改革重点突破领域研究	华东师范大学	陈体标
19	紫金人才管理改革试验区建设研究	另行委托研究	
20	增强城市文化软实力对策研究	中央财经大学	魏鹏举
21	南京历史文化遗产保护与活化利用研究	南京大学	贺云翱
22	推进城市治理体系和治理能力现代化研究	中共江苏省委党校	韩丹
23	综合交通体系承载能力与开发研究	江苏省交通科学研究院股份有限公司	凌晨
24	基本公共服务均等化研究	河海大学	陈绍军
25	提高城乡居民收入思路与对策研究	南京农业大学	王翌秋
26	经济转型期促进就业的思路与对策研究	另行委托研究	
27	加快形成社区共治与居民自治有效机制研究	南京市益民社会服务中心	白友涛
28	人口发展和加强人口服务管理问题研究	中国人民大学	翟振武
29	南京生态文明建设的激励和约束机制研究	北京城市发展研究院	李坚
30	城市土地空间资源再开发研究	南京农业大学	唐焱

2012年度教育部人文社会科学规划基金、青年基金、自筹经费项目评审结果公示一览表

序号	学科门类	学校名称	项目类别	项目名称	申请人
1	法学	安徽大学	规划基金项目	社会保险基金投资运营法律规制研究	张宇润
2	法学	安徽工业大学	规划基金项目	三网融合中的版权问题及其协同治理机制研究	曹世华
3	法学	北方工业大学	规划基金项目	司法独立与民主问责性研究	韩红兴
4	法学	北京大学	规划基金项目	中国住房保障法律制度：路径依赖与创新	楼建波
5	法学	北京工业大学	规划基金项目	我国专利资产证券化的法律制度研究	季景书
6	法学	北京科技大学	规划基金项目	《婚姻法》及其司法解释对农村婚姻家庭的影响	王竹青
7	法学	北京理工大学	规划基金项目	技术移民立法与引进海外人才	刘国福
8	法学	北京师范大学	规划基金项目	刑事程序违法的定量分析	王超
9	法学	北京师范大学	规划基金项目	中国土地法律历史变迁研究	柴荣
10	法学	常州大学	规划基金项目	网络消费安全的法律规制研究	钱玉文
11	法学	常州工学院	规划基金项目	城乡一体化发展中农民权利保护的法律制度研究——基于苏南农村的视角	何虹
12	法学	电子科技大学	规划基金项目	WTO对能源贸易纪律的重构：以能源安全为视角	唐旗
13	法学	东北财经大学	规划基金项目	无居民海岛使用权属的理论与实践探讨	马得懿

2654	社会学	内蒙古师范大学	规划基金项目	内蒙古草原旅游业发展视阈下草原文化的传承、保护与发展	葛宏
2655	社会学	南京财经大学	规划基金项目	农村社会管理创新中农民自组织能力建设的問題与对策研究——以江苏省为例	李宁
2656	社会学	南京财经大学	规划基金项目	社会保障事责划分与财力匹配研究	林怡芬
2657	社会学	南京交通职业技术学院	规划基金项目	交通运输方式变革对生活方式的影响研究	何玉宏
2658	社会学	南京农业大学	规划基金项目	快速城市化地区农民社会保障和农地制度协同创新的公共政策选择	唐焱
2659	社会学	曲阜师范大学	规划基金项目	流动抑或驻守：当前中国乡村精英“乡土归属”问题研究	张英魁
2660	社会学	山东师范大学	规划基金项目	社会变迁中的乡村教育发展研究	周海银
2661	社会学	上海立信会计学院	规划基金项目	非政府组织功能失灵与第三方治理	王守杰
2662	社会学	上海政法学院	规划基金项目	90后大学生的社会分层与社会工作介入：理论视野与实践路径	李爱萍
2663	社会学	沈阳航空航天大学	规划基金项目	我国农民参加新型农村社会养老保险的决策模式研究	赵庆国
2664	社会学	西双版纳职业技术学院	规划基金项目	边疆民族地区外来移民的地域认同和国家认同——以西双版纳地区为例	王军健
2665	社会学	盐城师范学院	规划基金项目	城镇化进程中农民就地市民化指标测度与评价分析——以江苏省为例	刘吉双
2666	社会学	浙江警察学院	规划基金项目	社会种群整合与暴力理论与我国新生代农民工的反社会（暴力）行为研究	金城
2667	社会学	浙江师范大学	规划基金项目	在非华人生存状况及其与当地族群关系研究	周海金
2668	社会学	浙江师范大学	规划基金项目	中小学学生视力不良成因及干预对策研究	叶卫兵

034

关于国家自然科学基金资助项目批准及有关事项的通知

南京农业大学 马贤磊先生/女士:

根据《国家自然科学基金条例》的规定和专家评审意见,国家自然科学基金委员会(以下简称自然科学基金委)决定批准资助您的申请项目。项目批准号:71373127,项目名称农地流转模式、流转契约与农业规模经营模式组合:驱动力、绩效与机制设计,资助金额56.00万元,项目起止年月:2014年01月至2017年12月,有关项目的评审意见及修改意见附后。

请尽早登录科学基金网络信息系统(<https://isis.nsf.gov.cn>),获取《国家自然科学基金资助项目研究计划书》(以下简称计划书)并按要求填写,计划书电子文件通过科学基金网络信息系统(<https://isis.nsf.gov.cn>)上传,由依托单位确认后,自然科学基金委进行审核;计划书纸质文件(一式两份)由依托单位审核并加盖单位公章后报送至自然科学基金委项目材料接收工作组。

自然科学基金委接收依托单位提交计划书电子版截止时间为2013年9月11日16点前,提交计划书电子修改版截止时间为2013年9月18日16点前;计划书纸质版于计划书电子版通过自然科学基金委审核后先行打印(建议双面打印),自然科学基金委接收计划书纸质版截止时间为2013年9月27日16点前。

请按照依托单位规定时间,及时将计划书电子版和纸质版先后提交依托单位进行确认审核。对于有修改意见的项目,请按修改意见及时调整计划书相关内容;如对修改意见有异议,须在计划书电子版报送截止日期前提出。计划书电子文件和纸质文件内容应当保证一致。

未说明理由且逾期不报计划书者,视为自动放弃接受资助。

附件:项目评审意见及修改意见

国家自然科学基金委员会

管理科学部

2013年08月15日

035

合同编号: 201409110968
办公室编号 2014年第 91号

中国土地勘测规划院外协项目合同书

外协项目: 二次调查“不稳定耕地”试点综合分析报
告

协作单位: 南京农业大学

负责人: 马贤磊

起止时间: 2014年6月--2014年12月

中国土地勘测规划院制

2014年6月19日

附表 1:

全国耕地后备资源调查评价外协项目实施方案
论证专家组名单

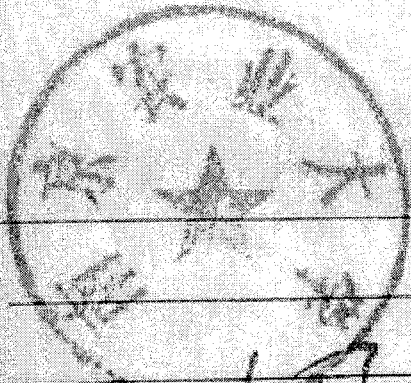
姓名	单 位	职务/职称	签字
张风荣	中国农业大学	教 授	张风荣
高延利	中国土地勘测规划院	研究员	高延利
李宪文	中国土地勘测规划院	研究员	李宪文
彭宏伟	北京市土地权属登记事务中心	调研员	彭宏伟
李万东	中国土地勘测规划院	研究员	李万东
宋海荣	中国土地勘测规划院	处 长	宋海荣
陆 颖	中国土地勘测规划院	处 长	陆颖

中国土地勘测规划院 (盖章)

代表人/委托代理人: _____ (签字)

日期: 年 月 日

地点:



(盖章)

银行: _____

南京农业大学

4301010609001097041

代表人/委托代理人: 何光宏 (签字)

日期: 年 月 日

地点:

二次调查“不稳定耕地”试点综合分析 验收意见

2015年12月21日，中国土地勘测规划院在北京组织有关专家，对南京农业大学承担的二次调查“不稳定耕地”试点综合分析项目进行了验收。验收组听取了项目汇报，审阅了相关材料，经质询与讨论，形成意见如下：

一、项目按要求提交了相关成果，提交的成果资料齐全、完整，符合合同规定的要求。

二、项目以试点地区二次调查“不稳定耕地”调查数据为基础，分析了试点地区“不稳定耕地”特征属性和后续利用对经济、社会和生态环境的影响，并构建了“不稳定耕地”后续优化利用方案，为全国二次调查“不稳定耕地”调查数据分析工作提供了经验。

三、项目经费使用符合有关财务规定。

综上所述，验收组同意通过验收。

验收组组长：

2015年12月21日

合同编号: 2015071107402

办公室编号: 2015年第71号

中国土地勘测规划院外协项目合同书

外协项目: 二次调查“不稳定耕地”分析报告编写

协作单位: 南京农业大学

负责人: 马贤磊

起止时间: 2015年5月 — 2015年12月

中国土地勘测规划院制

2015年5月20日

甲方：中国土地勘测规划院

联系人：许实

地址：北京市西城区冠英园西区 37 号

联系电话：01066562019

传真：01066562870

E-mail:

乙方：南京农业大学

联系人：马贤磊

地址：南京市玄武区卫岗 1 号

联系电话：15005157908

传真：02584396531

E-mail: maxianlei@njau.edu.cn

根据《中华人民共和国合同法》及其他有关法律、法规规定，在平等、自愿、协商一致的基础上，甲、乙双方就乙方承担甲方二次调查“不稳定耕地”分析报告编写项目有关事务达成如下协议：

第一条 项目内容

1. 项目名称：

二次调查“不稳定耕地”分析报告编写

2. 主要内容：

(1) “不稳定耕地”特征属性与分布规律分析。该部分主要分析二次调查“不稳定耕地”面积、类型、质量等级、利用状况等所呈现的基本特征和分布规律。

(2) “不稳定耕地”后续利用的经济、社会和生态环境影响评估。该部分从经济维度、社会维度和生态维度三方面评估“不稳定耕地”后续利用可能产生的影响。

(3) “不稳定耕地”后续优化利用方案设计。该部分在分析“不稳定耕地”后续利用影响的基础上，区分五种“不稳定耕地”类型和三种“不稳定耕地”利用状况，提出“不稳定耕地”的后续优化利用的处置方式、政策关注点。

(4) 差别化的“不稳定耕地”管理政策体系构建。该部分将从法律、行政、经济、工程技术及社会监督等方面构建“不稳定耕地”优化利用的配套措施和政策体系。

3. 阶段安排和阶段性成果要求:

(1) 2015.05-2015.06: 项目研究方案的设计及可行性验证。

(2) 2015.06-2015.07: 研究数据收集, 包括社会经济数据和“不稳定耕地”数据。

(3) 2015.07-2015.08: 典型地区的“不稳定耕地”调研。

(4) 2015.10-2015.12: 撰写、修改完善研究报告, 提交研究成果。

4. 外协项目主要考核指标 (主要成果名称及形式):

(1) 技术报告 1 份 (包括电子版和纸质版), 名称: 《二次调查“不稳定耕地”综合分析报告》。主要内容包括:

- 二次调查“不稳定耕地”特征属性与规律分析
- 二次调查“不稳定耕地”后续利用相关影响评估
- 二次调查“不稳定耕地”优化利用方案设计
- 二次调查“不稳定耕地”后续优化利用政策建议体系构建

(2) 工作报告一份 (包括电子版和纸质版), 名称: 《二次调查“不稳定耕地”综合分析工作报告》

(3) 经费决算报告一份 (包括电子版和纸质版): 名称: 《二次调查“不稳定耕地”综合分析任务经费决算报告》

5. 成果应符合以下质量要求:

《全国耕地后备资源调查评价工作方案》、《全国耕地后备资源调查评价技术方案》、《全国耕地后备资源调查评价技术规定》、《耕地后备资源调查评价综合数据库标准 (建议稿)》、《耕地后备资源调查评价综合数据库建设规范》、《耕地后备资源调查评价成果提交标准和检查验收办法》、《第二次全国土地调查技术规程》、《土地利用现状分类》以及本项目的其他相关补充规定和技术文件。

第二条 经费及支付

1. 合同总金额为人民币 (大写) 叁拾万 元整 (¥: 300000 元)。

2. 本合同签订后 30 日内, 甲方支付乙方总合同价款 100% 的预付款 (即 300000 元)。乙方向甲方交付所有项目成果, 并经甲方验收合格后 30 日内, 甲方支付乙方总合同价款 0% (即 0 元)。乙方应在甲方支付合同款项前提供合法票据。

与本合同不一致的，以补充协议为准。

3、本合同及其附件和补充协议中未规定的事项，均遵照中华人民共和国有关法律、法规执行。

附件：(1) 二次调查“不稳定耕地”分析报告编写项目实施方案

(2) 外协单位使用土地涉密数据保密责任书

4、本合同连同附件一式 肆 份，甲、乙双方各执 贰 份，均具有同等法律效力。

甲方：中国土地勘测规划院 (盖章)

法定代表人/委托代理人： 利高 (签字)

签字日期： 2008年6月19日

签字地点： _____

乙方： 南京农业大学 (盖章)

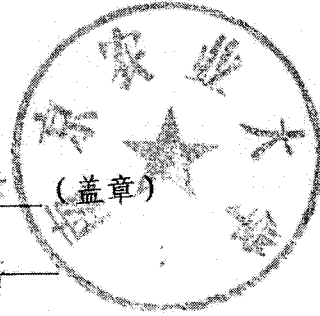
开户银行： 江苏南京 工商银行

帐号： _____

法定代表人/委托代理人： 周光宏 (签字)

签字日期： _____ 年 _____ 月 _____ 日

签字地点： _____



合同编号：2014 11106399
办公室编号2014第49号-2

036

中国土地勘测规划院外协项目合同书

外协项目：2014年度全国城镇土地利用强度和生态环境效应研究

协作单位：南京农业大学

负责人：马贤磊

起止时间：2014年5月--2015年4月

中国土地勘测规划院制

2014年5月

地址：中国土地勘测规划院

联系人：何欢乐

地址：北京市西城区冠英园西区 37 号

联系电话：010-66562970

传真：010-66562073

email: hehuanle@163.com

地址：南京农业大学

联系人：马贤磊

地址：南京市玄武区卫岗 1 号

联系电话：15005157908

传真：02584396531

email: maxianlei@njau.edu.cn

根据《中华人民共和国合同法》及其他有关法律、法规规定，在平等、自愿、协商一致的基础上，甲、乙双方就乙方承担甲方 2014 年度全国城镇土地利用强度分析和生态环境效应研究 项目有关事务达成如下协议：

第一条 项目内容

1. 项目名称：

2014 年度全国城镇土地利用强度分析和生态环境效应研究。

2. 主要内容：

(1) 2014 年度城镇土地利用强度分析，包括传统土地集约利用水平分析（包括“地耗”和容积率、建筑密度分析）、可持续土地集约利用水平分析和城镇建设用地利用效率分析三部分。

(2) 2014 年度城镇土地利用变化的生态环境影响研究，包括城镇土地利用变化的环境影响效应分析和典型城镇土地利用变化的生态服务价值分析两部分。

3. 阶段安排和阶段性成果要求：

2014 年 5-6 月：研究方案完善，通过专家组的讨论进一步改进研究方案。

2014 年 6-8 月：着手收集社会经济数据、环境数据和土地数据。

2014 年 7-12 月：完成研究报告，包括 2014 年度城镇土地利用强度分析和 2014 年度城镇土地利用变化的生态环境影响研究。

2015 年 4 月：修改完善研究报告，提交研究成果。

附件：项目主要考核指标（主要成果名称及形式）

2014年度全国城镇土地利用强度和生态环境效应研究

项目验收意见

2015年11月27日,中国土地勘测规划院组织专家在北京对南京农业大学承担的“2014年度全国城镇土地利用强度和生态环境效应研究”项目成果进行了验收。专家组听取了项目汇报,审阅了成果资料,经质询与充分讨论,形成意见如下:

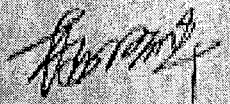
一、项目完成了合同和实施方案规定的各项任务,提供的成果资料齐全,符合项目验收要求。

二、项目开展了省级行政区、四大经济区、重点城镇的城镇土地集约水平和城镇生态用地的现状及变化情况的分析;完成了多层次城镇土地利用的污染物排放影响分析和城镇土地利用变化的生态服务价值研究。研究成果能够为城镇土地利用管理提供参考。

三、项目经费使用合理,符合相关财务规定。

综上所述,专家一致同意通过验收。

专家组组长:



2015年11月27日

合同编号： 201211106273

中国土地勘测规划院 业务项目合同书

项目名称：2012 年全国城镇土地利用规模与强度分析

承担单位：南京农业大学

项目负责人：马贤磊

起止时间：2012 年 6 月—2013 年 5 月

中国土地勘测规划院科技处制

二〇一二年五月

甲方：中国土地勘测规划院

乙方：南京农业大学

甲方与乙方依照《中华人民共和国合同法》等法律法规和中国土地勘测规划院业务项目合同管理规定，就甲方通过招标或委托方式，确定乙方承担甲方项目有关事宜，签订本项目合同（或协议，下同），共同遵守。

第一条 项目名称、任务、技术指标与质量要求

项目名称：2012年全国城镇土地利用规模与强度分析

项目经费为人民币壹拾万元。

项目执行时间：2012年6月至2013年5月

具体任务、技术指标与质量要求详见《2012年全国城镇土地利用规模与强度分析技术方案》。

第二条 甲乙双方职责

（一）甲方职责

1. 提供项目经费，并监督、检查合同的履行情况。
2. 根据《国土资源部办公厅关于开展2012年度全国城镇地籍调查数据更新汇总工作的通知》要求，以及工作进度安排，提供2011年度全国城镇地籍调查更新汇总数据，并协调其他相关部门对乙方必要的配合。
3. 组织编制城镇汇总数据分析方案，起草《全国城镇土地利用状况分析与评价（2012）》提纲。

4. 组织对乙方技术方案的论证工作，以及对乙方提交成果的

国家自然科学基金资助项目批准通知

南京农业大学 马贤磊同志：

根据《国家自然科学基金条例》的规定和专家评审意见，国家自然科学基金委员会决定资助您的申请项目。请您登录科学基金项目管理系统（<https://isis.nsf.gov.cn>），获取《国家自然科学基金资助项目研究计划书》（以下简称计划书）。您登录该系统的用户名和密码以电子邮件方式发送至您在申请书中填写的电子邮箱。

请您按照本通知的研究期限、资助金额和修改意见填写计划书，要求纸质原件（一式两份）和电子文档同时报送（请保证电子文档和纸质文件内容一致）。电子文档由申请人上传到科学基金网络信息系统（<https://isis.nsf.gov.cn>），或用电子邮件发送到：report@pro.nsf.gov.cn 信箱，电子文档报送截止日期为9月12日；纸质原件送所在单位审核盖章后，由依托单位在9月12日前统一报送；如对批准意见有异议，须在上述日期前提出；未说明理由逾期不报计划书者，视为自动放弃接受资助。



附：批准意见表（见背面）

037

办公室编号2013年第30号-36

合同编号:201311109088

中国土地勘测规划院外协项目合同书

外协项目: 2013年度城镇土地利用变化的生态环境影
响分析

协作单位: 南京农业大学

负责人: 马贤磊

起止时间: 2013年3月—2014年5月

中国土地勘测规划院制

二〇一三年三月一日

3. 进度安排和阶段性成果要求:

- 2013年4月-9月: 研究方案完善, 通过专家组的讨论进一步改进研究方案。
- 2013年9-12月: 着手收集社会经济数据、环境数据和土地数据。
- 2014年1-4月: 完成研究报告, 包括主题报告—2013年度城镇土地利用变化的生态环境影响分析报告和两个专题报告, 分别是2013年度城镇土地利用“地耗”分析报告和2013年度典型城镇土地利用强度及变化分析报告。
- 2014年5月: 修改完善研究报告, 提交研究成果。

4. 外协项目主要考核指标 (主要成果名称及形式):

(1) 主题分析报告1份, 名称为《2013年度城镇土地利用变化的生态环境影响分析》, 内容包括:

- 城镇土地利用变化的环境影响效应分析 (2009-2013年)
- 城镇土地利用变化的生态服务价值分析 (2009-2013年)

(2) 独立专题研究报告2份, 包括:

- 城镇土地利用的“地耗”分析与评价 (2009-2013年)
- 典型城镇土地利用的综合容积率和建筑密度变化分析 (2009-2013年)

5. 成果应符合以下质量要求:

研究成果应达到该领域专家评审合格的要求。

第二条 经费及支付

1. 合同总金额为人民币 (大写) 贰拾万元整 (¥: 200000元)。
2. 本合同签订后 5个工作日内, 甲方支付乙方合同价款, 乙方应在甲方支付合同款项前提供合法票据。

第三条 项目履行期限及地点

1. 项目履行期限为: 2013年3月31日起, 2014年5月31日止。因甲方提交汇总数据时间滞后, 乙方提交成果时间顺延。
2. 项目履行地点为: 南京。

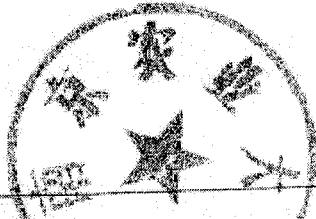
附件：2013年度城镇土地利用强度与土地利用变化的生态环境影响分析项目实施方案

甲方：中国土地勘测规划院（盖章）

法定代表人/委托代理人：周建春（签字）

签字日期：2013年4月17日

签字地点：_____



乙方：_____（盖章）

开户银行：南京农业大学

4301010509001097041

帐号：江苏 南京 工行孝陵卫支行

法定代表人/委托代理人：周建春（签字）

签字日期：_____年_____月_____日

签字地点：_____

2211267

038

合同编号: ✓

中国土地勘测规划院 业务项目合同书

项目名称: 2011 年全国城镇土地利用强度与规
模分析

承担单位: 南京农业大学

项目负责人: 马贤磊

起止时间: 2011 年 10 月—2012 年 5 月

中国土地勘测规划院科技处制

二〇一一年四月



甲方：中国土地勘测规划院

乙方：南京农业大学

甲方与乙方依照《中华人民共和国合同法》等法律法规和中国土地勘测规划院业务项目合同管理规定，就甲方通过招标或委托方式，确定乙方承担甲方项目有关事宜，签订本项目合同（或协议，下同），共同遵守。

第一条 项目名称、任务、技术指标与质量要求

项目名称：2011年全国城镇土地利用强度与规模分析

项目经费为人民币壹拾万元。

项目执行时间：2011年10月至2012年5月

具体任务、技术指标与质量要求详见《2011年全国城镇土地利用强度与规模分析技术方案》。

第二条 甲乙双方职责

（一）甲方职责

1. 提供项目经费，并监督、检查合同的履行情况。
2. 根据《国土资源部办公厅关于开展2011年度全国城镇地籍调查数据更新汇总工作的通知》（国土资发【2011】59号）要求，以及工作进度安排，提供2011年度全国城镇地籍调查更新汇总数据，并协调其他相关部门对乙方必要的配合。
3. 组织项目检查。在乙方提交汇总数据后15日内，组织人员对成果进行审查，并将审查结果及时通知乙方。
4. 组织对调查数据的实地抽样检查。

机关证明以后，根据具体情况可部分或全部免于承担违约责任。

第六条 争议的解决

履行本合同时发生的争议，双方应通过友好协商解决。协商不成时，提请双方有关主管部门协调解决。仍不能达成一致的，可向仲裁机构申请仲裁或向人民法院提起诉讼。

第七条 其它条款

1. 本合同一式四份，甲乙双方各执二份，具有同等法律效力。
2. 本合同未尽事宜，经双方协商一致，应增加补充条款。补充条款是合同的组成部分。
3. 本合同所有附件以及双方对合同所作的变更文件、洽商纪要、信件及法定代表人的委托书等有关资料，都是合同的组成部分，具有同等法律效力。

甲方：中国土地勘测规划院（盖章）

法定代表人/委托代理人：刘彬（签字）

签字日期：2011年12月15日

签字地点：北京

乙方：南京农业大学（盖章）

开户银行：南京农业大学

帐号：4201018888888888

法定代表人/委托代理人：刘彬（签字）

签字日期：2011年12月15日

签字地点：南京

039

技术 服务 合同

(开发/转让/咨询/服务)

项目名称: 泰州市农村闲置宅基地退出机制研究

甲 方: 泰州市国土资源局

乙 方: 南京农业大学

签订时间: 2016年5月10日

签订地点: 泰州市国土资源局

有效期限: 2016年5月10日至2017年5月30日

中华人民共和国科学技术部制

双方因履行本合同而发生的争议，应协商解决。协商调解不成的确定按以下第1种方式处理：

- 1、提交泰州仲裁委员会仲裁；
- 2、依法向人民法院提起诉讼。

十三、双方约定本合同其他相关事项为：

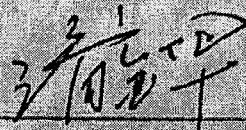
就本项目申报课题相关约定。

十四、本合同一式肆份，双方各持贰份。

十五、本合同经双方签字盖章后生效。

甲方（技术需方）：泰州市国土资源局

法定代表人/委托代理人

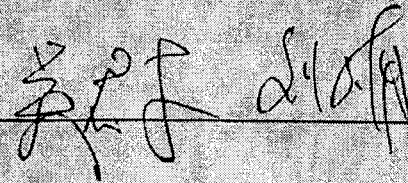


2016年5月10日

乙方（技术供方）：南京农业大学

(技术合同专用盖章)

法定代表人/委托代理人



2016年5月10日

项目负责人：

2016年5月10日

乙方帐户信息：

户名：南京农业大学

帐号：4301010609001097041

开户行：工行南京孝陵卫支行

技术 服务 合同

(开发/转让/咨询/服务)

项目名称: 武汉市批而未用土地高效利用对策研究

甲 方: 武汉市规划研究院

乙 方: 南京农业大学

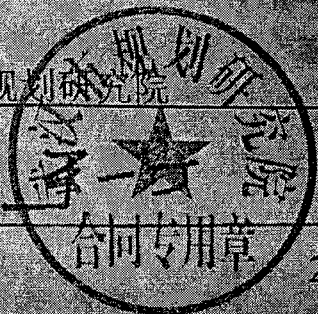
签订时间: 2016年3月20日

签订地点: 武汉市规划研究院

有效期限: 2016年3月20日至2016年5月20日

中华人民共和国科学技术部制

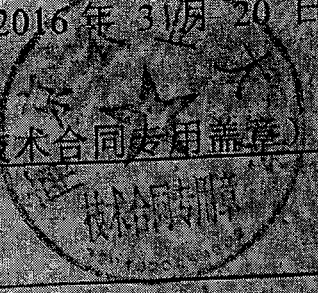
甲方（技术需方）：武汉市规划研究院 (盖章)



法定代表人/委托代理人 _____

2016年3月20日

乙方（技术供方）：南京农业大学 (技术合同专用盖章)



法定代表人/委托代理人 陈四

2016年3月20日

项目负责人：吴世 刘向南

2016年3月20日

乙方帐户信息：

户名：南京农业大学

帐号：4301010609001097041

开户行：工行南京孝陵卫支行

项目编号:

技术 服务 合同

(开发/转让/咨询/服务)

项目名称: 泰州市国土资源“十三五”专项规划

甲 方: 泰州市国土资源局

乙 方: 南京农业大学

签订时间: 2015年7月5日

签订地点: 泰州市国土资源局

有效期限: 2015年7月5日至2016年1月30日

中华人民共和国科学技术部制

1、提交 泰州 仲裁委员会仲裁；

2、依法向人民法院提起诉讼。

十三、双方约定本合同其他相关事项为：

就本项目申报课题相关约定。

十四、本合同一式 肆 份，双方各持 贰 份。

十五、本合同经双方签字盖章后生效。

方（技术需方）：泰州市国土资源局 (盖章)

定代表人/委托代理人 孙金平

2015年7月5日

方（技术供方）：南京农业大学 (技术合同专用盖章)

定代表人/委托代理人 郑宏伟

2015年7月5日

目负责人：刘娟 刘

2015年7月5日

方帐户信息：

户名：南京农业大学

帐号：4301010609001097041

开户行：工行南京孝办

2014 年度南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社科基金

拟立项与资助经费一览表

(面上项目)

项目编号	课题名称	单 位	负责人	资助金 额 (万元)	起止时间
SK2014001	农村基本公共服务设施配套标准与方法研究	公管院	胡 畔	2	201407-201606
SK2014002	宗教信仰与乡村社区建设	公管院	谭 涛	2	201407-201606
SK2014003	土地财政可持续转型视角下土地增值收益分配机制研究	公管院	姜 海	2	201407-201606
SK2014004	我国生态用地规划管理制度变迁及改革研究	公管院	刘向南	2	201407-201606
SK2014005	环境规制对环保企业发展影响研究：治理需求、市场力量和响应机理	公管院	蓝 菁	2	201407-201606
SK2014006	江苏非政府组织参与居家养老服务：模式及其机制	公管院	宋雪飞	2	201407-201606

(创新项目)

SKCX2014002	地方政府主导农地流转 的风险及防范研究	公管院	邹 伟	10	201407-201606
SKCX2014003	地产权安全与农村土地 市场发育、劳动力迁移： 基于江西省耕地产权与 林地产权的对比研究	公管院	马贤磊	10	201407-201606

(专著出版)

SKZZ2014005	专著《十大政府范式：中国行政	公管院	刘祖云	2	
-------------	----------------	-----	-----	---	--

(基地建设配套)

SKJD2014006	统筹城乡发展与土地管理创新研	欧名豪	8	2014	
-------------	----------------	-----	---	------	--

子课题任务合同书编
号:

13JZD014-01

密级:

公开

04

教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目子课题
任务合同书

课 题 名 称: 我国土地出让制度改革及收益共享
机制研究

课题承担单位(公章): 南京农业大学土地管理学院

子 课 题 名 称: 土地出让制度及收益分配机制的历
史演变与现状特征研究

课 题 负 责 人 : 石晓平

子 课 题 负 责 人 : 刘向南

子课题主要参加人:

子 课 题 起 止 年 限: 2014年1月-2016年12月

编 制 日 期: 2014年3月17日

南京农业大学土地管理学院

分税制下地方政府增值税偏好 对工业用地供给的影响

——基于全国 35 个大城市的实证

吴群 曹春艳

摘 要:提出现行分税制下地方政府增值税偏好对工业用地供给的影响机理,建立理论模型,利用全国 35 个大城市面板数据开展了工业税收驱动地方政府低价供应工业用地的实证分析。研究发现:增值税偏好驱动地方政府发展工业增加工业用地供给量的机制是存在的。分税制改革后,增值税占到地方税收的近一半,成为地方政府招商引资的最大动力。由于增值税的征收主要依赖于当地工业的发展,各地政府竞相投入到城市新区、工业开发区的建设中,刺激了工业用地的增加;同时,为了在招商引资中获胜,地方政府往往采用低价供地的策略,导致了工业用地的价格无法呈现市场化的趋势,成为我国土地政策失效的深层次原因。

关键词:地方政府;增值税;偏好;工业用地

DOI:10.16059/j.cnki.cn43-1008/c.2015.11.018

一 问题的提出

毋庸讳言,分税制导致的地方政府财权事权的不对等,引发了攫取预算外土地财政的行为偏好,“低价征收、高价出让”土地的利益驱动成为地方政府供地策略的重要特征。然而,分税制体制下,地方政府是否存在预算内的税收偏好?如果存在,其对地方政府供地行为产生怎样的影响?为什么地方政府乐意以较低的地价出让工业用地(与商住用地相反)?现有的文献似乎并未对此作出明确的解释。

已有研究对于低价出让工业用地和政府配置失效的解释分歧主要集中在市场与政府的地位和

作用之争。周飞舟(2007)等学者认为,工业用地市场缺陷性的制度基础,导致了低地价与低效配置。由于地方政府是土地市场的唯一供给者,高度集权的非市场化出让机制与不完整的产权制度使得地方政府能够根据自身需要随意出让工业用地,而在现有的政绩考核体制下,为了追求 GDP 增长,地方政府往往低价出让工业用地吸引投资。^{①②③④}王新(2006)则指出,由于地方政府自身存在局限性,对于土地垄断供给的操作水平存在技术性不足。随着社会经济的发展,地方政府主导的土地供给将与土地需求更相近,最有力的证据就是供给和需求差距的不断缩小。此外,在工业发展中地方政

作者简介:吴群,南京农业大学公共管理学院教授。(江苏 南京,210095)/曹春艳,南京农业大学博士研究生。(江苏 南京,210095)

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71073082);国家自然科学基金重点项目(71233004)

①周飞舟《生财有道:土地开发和转让中的政府和农民》,《社会学研究》2007 年第 1 期。

②Rozelle, S. Decision-making in China's rural economy: the linkages between village leaders and farm household, *The China Quarterly*, 1994, pp. 99-124.

③Edin M. State Capacity and Local Agent Control in China: CCP Cadre Management from a Township Perspective, *The China Quarterly*, 2003, pp. 35-52.

④汪晖、陶然《如何实现征地制度改革的系统性突破——兼论对〈土地管理法〉修改草案的建议》,《北京大学——林肯研究院城市发展与土地政策中心工作论文》,2009 年。

府主要考虑社会整体利益,可以起到集约工业用地与保护耕地的积极作用。^①还有学者从中央政府的角度阐述,认为中央政府对于工业用地市场的监管不够科学,导致了土地的低价与低效配置。土地作为国有资源,中央政府应当在工业用地出让管理中承担更重要的任务。^②学者们从不同的角度阐述了低价出让工业用地和政府配置失效的原因,但却没有对分税制下的工业用地供应研究给予足够的关注。事实上,我国的工业用地开发是伴随着经济发展中的招商引资和工业园区的建设而兴起的,而促成我国大规模招商引资的主要因素就是1994年分税制改革后,我国对工业投资者实行全国统一的增值税,成为地方政府招商引资的最大动力。分税制改革后,地方政府面临的制度条件发生了变化,一方面其“财权上移”,另一方面“事权留置”,导致地方财政收入和支出间形成了巨大缺口。为了弥补收支缺口,地方政府产生了追求财政收入最大化的策略性行为,对预算外的土地出让收入和预算内的地方税均产生了偏好,不惜低效配置土地。工业用地作为工业生产的载体,在招商引资中发挥着至关重要的作用,而我国采用的生产型的增值税制度直接导致了地方政府间激烈的招商引资竞争局面的形成,对于地方政府工业用地的供给产生了十分重要的影响。

因此,本文试图从增值税的角度发现工业税收驱动地方政府供应工业用地的影响机理。由于经济学中对于“政府偏好”并没有明确的定义,更多的是体现了社会各方博弈的结果。本文在研究增值税与地方政府供地行为中引入“偏好”的概念,是用来反映政府财政行为倾向性(偏向)的概念,通过政府偏好分析可以更加清晰地了解政府行为的目的和方向,进而探究其内在本质和深层根源。本研究中的增值税偏好主要是指在分税制和政绩考核体制框架约束下,地方政府为了增加自身税收(增值税)收入的行为取向和为了推动增长的愿望和努力的反映。

二 增值税偏好对工业用地供给的影响

(一) 我国增值税现状

目前,我国采用的主要是生产型的增值税,该

税种具有抵扣额小、税基宽的特点,因此在同样的税率条件下,采用生产型增值税可以获得更多的税收收入。^③由于改革开放初期,我国财政收入占GDP的比重不断下降,中央财政收入占GDP比重从1980年的25.52%下降到1993年的12.31%,几乎下降了一半;而中央财政收入占国家财政总收入的比重也由1980年的25%减至1993年的22%,大大削弱了中央进行宏观调控的能力,因此,采用生产型增值税有利于提高国家财政收入。加上上个世纪90年代初,由于我国历来存在的软预算约束,引发固定资产投资不断膨胀,导致了新一轮的“需求拉上型”通货膨胀反应,而生产增值税不允许抵扣固定资产已纳增值税,客观上有效抑制了固定资产投资规模,缓解了通货膨胀,成为当时的必然选择。随着市场经济的不断发展,增值税已成为我国税收的重要来源之一。

图1显示,从总额来看,我国增值税收入自分税制改革以来一直保持着增长的势头,从1994年的2308.34亿元增长到2011年的24266.63亿元,增长了10.51倍,年均增速为14.96%;而从占比来看,其占总税收收入的比重呈现波动下降的趋势,1994-2001年间呈现逐年递减的趋势,1994年增值税收入占税收总收入的比重高达55.13%,到2001年该比重降至35.01%,降幅高达20个百分点,2002年所得税分成后略有增长,但增幅较小,2006年开始又持续下降,到2011年,增值税占总税收收入的比重降为27%。可见,虽然增值税占总税收收入的比重依然处于绝对优势的位置,但近年来其增幅明显要小于总税收收入的增长幅度。

(二) 增值税偏好对工业用地影响分析

增值税对城市经济发展与建设起着至关重要的作用,政府可将增值税用于区域基础设施的改善、转移支付、社会保障与救济等方面,增值税收入越多,越有利于提高国家对税收的转移支付能力、基础设施建设能力和社会保障能力,因此增值税有利于社会的稳定发展。而增值税的制度安排直接导致了地方政府间激烈的招商引资竞争局面的形成。分税制改革后,地方预算内的税收收入主要来源于营业税、增值税。虽然地方政府仅能将增值税的25%作为地方财政收入,但增值税规定在1993

①王新《我国城市工业用地市场化出让探析》,《价格月刊》2006年第5期。

②Qian Zhu: Empirical evidence from Hangzhou's urban land reform: Evolution, structure, constraints and prospects, *Habitat International*, 2008, pp. 494-511.

③黄芳娜《论入世后我国税收政策的取向》,天津财经学院硕士学位论文,2002年。

年税收基础上增收的部分要按比例返还给地方,因此地方政府得到的增值税实际要高于25%。此外,由于中国实行生产型增值税,对固定资产投资

已缴纳的增值税在最后不可抵扣,这样固定资产投资越多就能获得更多的税收,导致各地政府都优先发展需要大量固定资产投资的制造业。

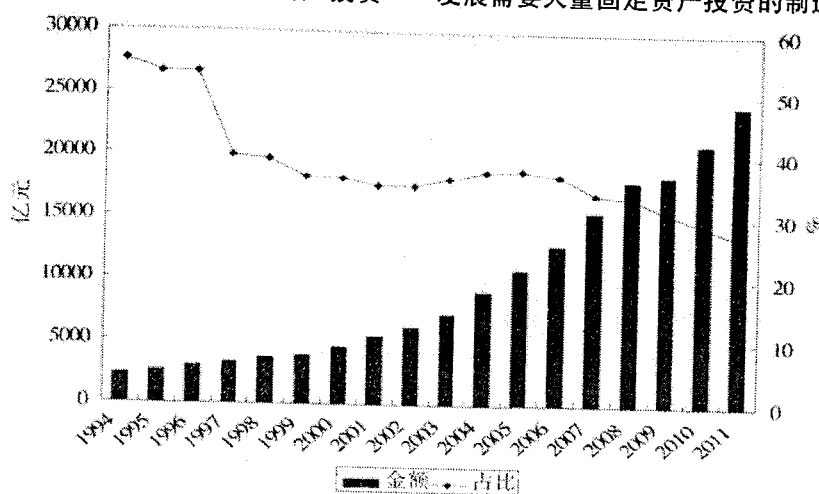


图1 1994-2011年增值税收入总额和占比

由于增值税的征收主要依赖于当地工业的发展,为了获得更多的增值税收入,地方政府产生了加大招商引资(特别是外资)、加大投资上项目的力度以发展当地工业的激励。由于投资市场的投资总额是相对稳定的,投资结构是不断变化的,而各个地方政府之间缺乏招商引资指标的协调机制,因此地方政府在确定各自的招商引资目标时,往往仅从自身目标出发,通过各种途径降低投资商在当地的运营成本,土地优惠政策成为我国地方政府进行招商引资的重要手段之一。在地区间横向竞争的压力下,地方政府为了给本辖区吸引更多的外资,带动区域更快的发展,不仅应用财政税收等多种优惠政策手段,而且还降低地租甚至零地租作为最重要的筹码之一。由于各地政府竞相采用低价提供土地的方式来招商引资,使得工业用地的出让价既不是由市场供需关系决定的,也不反映其成本,而成为一种地方政府竞争的结果。低廉的土地出让价格又进一步刺激了投资商对土地的需求,使得工业用地规模不断扩张。开发区作为工业发展的增长极,在招商引资方面具有无可替代的优势,能够迅速提高地区的工业化程度,刺激区域经济的发展,因此各地政府竞相投入到开发区的建设中,20世纪80年代以来的“开发区热”是很好的证明。据相关统计,到2003年底,全国共有各级各类开发区共有6015个,其规划用地总面积为3.54万

平方公里,超过了现有全国城镇建设用地的总量,造成了大量的土地浪费,违背了开发区设立的初衷和发展规律。

三 增值税偏好对工业用地供给影响的实证研究

(一) 模型设定与变量选择

目前,国内关于城市各类用地规模的研究基本上所采用的均为线性模型^{①②},虽然该类模型对于分析城市用地变化的机理仍存在很多弊端,但仍不失为一种较为理想的方式。因此,为了分析增值税偏好对地方政府工业用地供给的影响,实证模型建立如下:

$$\ln ILS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 VP_{it} + \alpha_2 \ln FDI_{it} + \alpha_3 D + \beta M + \varepsilon_{it}$$

其中,下标*i*、*t*分别代表*i*城市和第*t*年, *Ln*表示取自然对数。 α_i 是系数, β 是系数矩阵, ε 是残差项。被解释变量 *ILS* 是工业用地的供给量。

在指标的选取方面,根据本文的研究目的,被解释变量是一段时期内地方政府出让工业用地的累计量,而不是每年的增量。这主要是由于:工业税收是基于工业用地上的生产、销售产品等活动而征收的税,因此工业用地出让后可以在未来给地方政府带来持续稳定的收入。考虑到数据的可得性,选取城市建设用地存量中的工业用地数量作为被

①陈利根、陈会广、曲福田等《经济发展、产业结构调整与城镇建设用地规模控制》,《资源科学》2004年第6期。

②吴宏安、蒋建军、周杰等《西安城市扩张及其驱动力分析》,《地理学报》2005年第1期。

解释变量的代理变量。

VP 为增值税偏好指标,用来刻画地方政府的增值税偏好对工业用地供给的影响。分税制改革后,地方政府与中央政府按 25:75 的比例分享增值税,使得增值税一度占到地方税收收入的近一半,成为地方政府招商引资的最大动力,各地政府竞相投入到城市新区、工业开发区的建设中,刺激了工业用地供给的增加。因此,本文以增值税占地方税收收入的比重来衡量地方政府在增值税上的偏好,该指标越大,说明地方政府越倾向于获得增值税,相应的,会增加工业用地的供给量,导致工业用地规模的扩张。

FDI 为地方政府招商引资指标,用来表征地方政府的招商引资行为。分税制改革后,增值税收入成为地方政府招商引资的最大动力,直接推动了九十年代初期的房地产热和开发区热;同时,在以 GDP 为中心的政绩考核体制下,招商引资的投入会马上体现为 GDP 增长的政绩,因此,各级地方政府为了在招商引资中获胜,通过低价甚至零地价出让土地引导纳税企业流入本地,转变为自己的财源,从而使得工业用地规模不断增加。本文采用人均实际利用外资额作为衡量地方政府招商引资力度的指标^①,人均 FDI 越高,说明地方政府招商引资的力度越大,其工业用地的供给也越大。

D 是一个虚拟变量,用来反映财政政策调整对工业用地供给变化的可能影响。由于 2002 年我国实行所得税分成改革,使得地方财政收入结构发生了重大变化,地方政府在税收上的偏好也显著改变,为了刻画这种偏好变化对地方政府工业用地供给行为的影响,引入税收分享改革的虚拟变量 D02 来刻画这次政策调整,2002 年以前取 0,2002 年后取 1。

M 是可能影响工业用地供给的一组控制变量。

(1) 经济发展水平 (GDP, INV): 选取 GDP 和固定资产投资作为城市经济发展水平的衡量指标。一般来说,经济发展水平是刺激地方政府工业用地供给的直接驱动力,因此该指标预期为正。在实证过程中,为了减少人口可能带来的误差,更好的反映经济增长水平,采用人均 GDP (PGDP) 和人均固定资产投资 (INV) 代表经济发展水平。(2) 人口规模 (POP): 已有的研究表明,人口增加是工业用地扩张的间接驱动力^②,在实证过程中选取城市非农人口作为人口规模数据。(3) 产业结构指标 (ST): 选取第三产业与第二产业的比重来反映城市产业结构的变化。有关产业结构调整的大量研究表明,随着经济水平的提高,产业结构呈现第一产业向第二产业转移,第二产业向第三产业转移的趋势^③,根据不同产业用地需求的差异,随着产业结构的升级,单位产值占地率呈现逐渐下降的趋势。目前,我国正处于产业转型升级期,政府在产业结构调整中起着十分重要的作用,由于目前各城市竞争激烈,大量低价供地招商引资行为的存在使得产业结构变化与工业用地扩张之间并没有呈现明显的相关关系,需要进一步实证检验。

(二) 数据来源

本文实证研究选取中国城市层面数据作为分析样点,数据结构为面板数据,截面范围为我国 35 个省会城市与计划单列市,时间跨度为 1999 - 2010 年。工业用地供给数据来源为历年《中国城市建设统计年鉴》;税收数据来源于各年度《中国税务年鉴》、《中国财政年鉴》及各地方税务统计;招商引资数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、各城市统计年鉴;经济发展水平、人口规模、产业结构数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》;经计算整理而得。各变量的描述性统计见表 1。^④

表 1 关键变量描述统计

变量	指标	单位	个	最小值	最大值	平均值	标准差
ILS	工业用地存量面积	公顷	420	6.4	807.38	73.95	107.23
VP	增值税占比	%	420	2.52	95.04	15.38	9.9
FDI	人均实际利用外资	美元/人	420	3.28	4834.52	454.42	581.64
PGDP	人均 GDP	元/人	420	4862	94296	29894	18523.07
POP	城市非农人口	万人	420	34.89	1254.95	328.36	244.95

①曹春艳、吴群《财政分权、地方财政支出偏好与城市用地规模扩张——以长三角地区为例》,《华东经济管理》2013 年第 12 期。

②费浩《区域工业用地扩张的驱动力和制衡机制研究》,浙江大学硕士学位论文,2012 年。

③陈志勇、陈莉莉《财政体制变迁、土地财政与产业结构调整》,《财政研究》2011 年第 11 期。

④为了便于理解,表格中所表示为原始值,在实证估计时对一些变量采用了对数的形式。

INV	人均固定资产投资	元/人	420	2464.38	367908.1	35152.9	37450.17
ST	三产/二产	-	420	0.63	3.21	1.15	0.44

(三) 模型估计结果

考虑到面板数据可能存在的非线性关系,同时为了降低或消除可能存在的异方差,除了税收偏向变量和产业结构变量外,其余变量均取对数形式。为了避免出现时间序列的伪回归问题,在模型回归

之前,首先采用 LLC 法分别对各变量进行单位根检验^①,检验结果见下表 2。各变量的一阶差分均拒绝了存在单位根的假设。所有分析过程使用 Eviews6.0 实现。

表 2 面板数据变量单位根检验结果

	$\Delta \ln ILS$	ΔVP	$\Delta \ln FDI$	$\Delta PGDP$	$\Delta \ln POP$	$\Delta \ln INV$	ΔST
T 值	-17.5242	-19.4907	-19.7391	-11.9778	-11.4453	-21.0614	-18.2513
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

基于上述的实证模型和数据,对方程进行总体样本回归和分组回归,估计结果见表 3^②。表 3 中同时给出了面板数据的固定效应最小二乘估计和随机效应二乘估计的结果, Hausman 检验结果显示 P 值为 0.0000,拒绝了随机效应是有效的假设,因此应选用固定效应面板数据模型。同时,为了消除

可能存在的截面异方差,同样对固定效应模型利用截面加权 (Cross Section Weights) 广义最小二乘法 (GLS) 对模型进行估计。在估计时分别把其他控制变量加入方程,通过观察系数的方向和显著性程度,来证明结论的有效性和稳健性。

表 3 面板数据估计结果 (固定效应和随机效应)

自变量	Fixed effects (1)	Fixed effects (2)	Fixed effects (3)	Random effects
	ILS	ILS	ILS	ILS
常数项	-2.751971 *** (-43.49172)	-2.570398 *** (-7.458193)	-1.896266 *** (-4.609729)	-0.235882 (-0.860871)
VP	0.003474 *** (2.933142)	0.002941 * (1.870590)	0.002803 * (1.814891)	0.000727 (1.117541)
FDI	0.210314 *** (19.76317)	0.051618 *** (2.985567)	0.050182 *** (3.155887)	0.090848 *** (3.718669)
PGDP		0.270549 *** (4.779521)	0.230426 *** (4.507914)	0.072593 (0.997764)
INV		0.049839 (1.536366)	0.031973 (1.079048)	0.127117 *** (2.905670)
POP		0.209231 *** (4.010105)	0.149119 *** (3.209967)	0.509937 *** (8.412209)
ST		0.137391 ** (2.581370)	0.178254 ** (3.641082)	0.240261 *** (3.654980)
D02			0.127900 *** (5.474968)	0.110978 *** (2.838961)
R ²	0.954	0.962	0.971	0.532
Prob (F)	0.000	0.000	0.000	0.000

^①LLC (Levin, Lin & Chu) 单位根检验的原假设为存在单位根, P 值越低则拒绝原假设,表明不存在单位根。检验中,滞后期长度根据 SIC 准则选取,由系统根据序列样本量自动推荐,并包含了截距项和趋势项。

^②*, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下,括号内为 t 检验值。前三列为对方程的固定效应估计结果,第 4 列为随机效应估计结果。从估计结果来看,尽管两种估计方法存在一些差异,但总体上两者的结论是一致的。

观测值	420	420	420	420
组数	35	35	35	35
Hausman 检验 - P 值				0.000

总体来看,模型的估计结果与预期基本一致。各模型的拟合优度都在 0.95 以上, F 检验在 1% 的水平上显著,说明各解释变量可以很好的反映被解释变量的线性变化。各模型中的解释变量变化方向均一致,说明结果具有较强的稳健性。

反映地方政府增值税偏好的解释变量在各模型中均显著为正,地方政府的增值税偏好越强,越倾向于增加工业用地的供给量,说明增值税偏好驱动地方政府发展工业增加工业用地供给量的机制是存在的。在单位面积工业用地盈利能力不变时,增加工业用地的规模可以带来更多的利润给企业,同时工业企业也需要付出更多的增值税。事实上,由于工业经济有利于扩大税基,增加国家和地方财政收入,在 2007 年以前,我国的工业用地一直是作为非经营性用地实行优先供给的政策^①,导致工业用地供应增量过多,工业用地闲置严重。招商引资对工业用地供给的影响在各模型中均在 1% 的显著性水平下为正,招商引资竞争越激烈,工业用地的供给量也越大,这与前面的理论分析相一致,即工业用地规模扩张的一个主要原因就是地方政府间的招商引资竞争。

经济发展水平的提高、人口规模的增加均是驱动工业用地供给增加的因素。经济增长的实质是一个国家或地区为其人民提供产品和劳务的生产能力的扩大,也包涵着决定生产能力诸因素(资金、技术、劳动)的扩大和改进^②,生产因素的提高成为驱动工业用地扩张的有力作用。人口增长同样对工业用地供给产生正向的促进作用。人口增长是城市经济发展与扩张的主要驱动力。^③根据城市基础经济理论,农村剩余劳动力的转移首先反映在工业劳动人口数量的增加上,工业劳动人口的增加必然进一步引起工业用地的扩张。产业结构升级对工业用地供给的作用为正,这与理论预期相反。这可能是因为:我国正处于产业转型升级期,第二产业在国民经济中仍占有十分重要的作用,地方政府为了在晋升竞争中获胜,展开了激烈的城市

竞争,大量低价供地招商引资的行为促使产业结构升级并没有对工业用地供给起到优化的作用,工业用地仍然呈现扩张趋势。

在模型中加入刻画财政政策调整(所得税分成)的虚拟变量后,发现该变量对工业用地供给产生了显著的正向作用。2002 年所得税分成使得地方政府的财政收入结构发生了变化,在显著减少地方所得税收入的同时,引起地方营业税、增值税收入的增加,这意味着,所得税分享改革使得地方政府应得的税收收入减少,促使地方政府开始在营业税、增值税等税收收入上做出努力,使得工业用地的供给量增加。

四 结论

根据我国 35 个省会城市与计划单列市的城市面板数据实证分析了工业税收对地方政府工业用地供应的驱动机理,研究发现:增值税偏好驱动地方政府发展工业增加工业用地供给量的机制是存在的。分税制改革后,增值税收入一度占到地方税收收入的近一半,成为地方政府招商引资的最大动力。由于增值税的征收主要依赖于当地工业的发展,各地政府竞相投入到城市新区、工业开发区的建设中,刺激了工业用地供给的增加;同时,为了在招商引资竞争中获胜,地方政府往往采用低价供地的策略,导致了工业用地的价格无法呈现市场化的趋势,这也是我国土地政策没有产生相应效果的深层次原因。可见,现行的体制成为工业用地扩张和土地政策无效的深层次原因。因此,需尽快建立分税制的配套制度,规范财政收支;改革现行以 GDP 为主的考核体制,构建科学可行的晋升体制;改变地方政府垄断一级土地市场的制度安排,以防止土地成为其招商引资的筹码,最终实现城市用地结构优化,合理利用土地的目的。

(责任编辑:肖耀球)

①段洲湾《工业用地供给对经济发展的贡献分析》,浙江大学硕士学位论文,2008 年。

②谢文蕙、邓卫《城市经济学》,北京:清华大学出版社,1996 年。

③谈明洪、李秀彬、吕昌河《我国城市用地扩张的驱动力分析》,《经济地理》2003 年第 5 期。

045

税收偏好与我国城市用地结构演变

——基于 35 个大城市的实证

吴 群 曹春艳

摘要:选取我国 35 个省会城市与计划单列市的面板数据建立模型,实证分析了地方政府税收偏好与城市用地结构变化的决定机制,结果发现:地方政府偏好对城市用地供给结构的影响是显著且稳健的,地方政府预算内的增值税与房地产税收的比值越大,城市建设用地中工业用地的比重越大;反之,该比值越小,则居住用地的比重越大。地方政府财政支出与财政收入的比值越大,对预算外的土地出让收入的偏好就越强,城市建设用地中居住用地的比重就越大;反之,该比值越小,则工业用地的比重越大。由此,研究丰富了我国城市用地结构变化的驱动因素,为区域房地产业过热、开发区热等问题提供重要解释。

关键词:地方政府;地方税;偏好;建设用地

中图分类号:F812.45

文献标识码:A

文章编号:1008-1569(2015)06-0151-07

DOI:10.13658/j.cnki.sar.2015.06.022

一、引言

对于城市用地结构变化的驱动力,学者们普遍认为是由市场调节和政府干预的双重机制下演化而成的。然而,无论是市场调节还是政府干预,都没有产生人们预想的效果。耕地数量快速减少,城市建设用地急剧扩张;局部投资过热和盲目圈占开发区造成巨大损失;城市外延式扩张导致城市用地结构不合理;土地市场不健全、行为不规范造成国土利益流失;城市发展缺少规划造成低效重复建设等,成为我国土地利用过程中的突出问题。对于市场调节机制的失灵,借鉴西方经济学对资源配置的分析,市场失灵的来源主要是:外部性、垄断和公共物品。规划作为一种政府行为,是对市场失灵的一种纠正。然而,由于现有的规划缺乏动态性、规划时信息不充分,加上中央与地方政府使用土地目标的不一致等原因,导致政府干预也没有发挥

基金项目:国家自然科学基金项目“财政分权、地方政府偏好与区域土地利用变化”(项目编号:71073082);国家自然科学基金重点项目“我国土地资源效率提升能力与系统建设研究——基于转变经济发展方式的视角”(项目编号:71233004)。

作者简介:吴群,南京农业大学公共管理学院教授、博士生导师;

曹春艳,南京农业大学公共管理学院博士研究生。

其应有的作用。那么,政府干预的失灵是否还有更深层次的原因?对于城市用地而言,地方政府是供给主体,决定着本辖区的土地供应政策,对于能够增加自身财政收入的各类地方税,地方政府必然是有所侧重。地方政府为增加自身的财政收入总量而努力,体现在供地策略上,会倾向于增加那些能够快速增加财政收入产业的土地供应面积。但由于我国城市土地资源的有限性,地方政府不能按其偏好无限的增加土地的供应量,必然会在供地过程中产生不同的供地策略,从而对城市用地供给产生重要的影响。因此,本研究试图从地方税(税收偏好)的角度考察分税制下地方政府追求预算内税收收入增长对我国城市用地供给结构所产生的影响。

二、我国城市用地结构演变

1949年至今,中国迎来了工业化时期,城市用地的扩展速度和强度一度加大,改革开放以后,市场经济逐渐取代了计划经济模式,伴随着经济的飞速发展,中国城市的用地结构也呈现出一些新的特征。由于我国城市用地结构的划分存在统计口径上的差异,因此,本文将其划分为两个阶段,重点分析1981-2013年工业用地和居住用地的变化情况。

(一)我国城市用地结构演变特征

1. 1981-1990年城市用地结构特征

建国初期,在“以经济建设为中心”战略目标的引导下,经济发展选择了重工业优先发展的战略,使得我国的工业及仓储用地迅速增加,居住用地则相应落后,城市用地结构呈现出工业用地与居住用地混杂的用地格局。经过十九世纪七十年代城市经济的停滞增长,到十九世纪八十年代,我国的国民经济开始进入到快速恢复的时期,在城市用地规模不断扩张的同时,城市用地结构也在不断进行重组,虽然工业用地的总量仍然不断增加,其增长量占同期新增建设用地总量的比重为24.72%,但工业用地占城市建设用地总量的比例开始缓慢下降,从1981年的27.71%下降到1990年的26.45%;与此同时,居住生活用地不断完善,其占比由1981年的38.21%增长至1990年的42.08%,增长量占同期新增建设用地总量的比重为47.4%。可见,1981-1990年间我国城市用地主要以生活用地和生产用地为主,其余功能用地增长缓慢。

下面考察该阶段两种用地的相对供应速度,本文借助工业用地与居住用地的比值来表征其相对供应速度,该比值越大,说明工业用地的增长速度快于居住用地,反之则较居住用地的增长速度要慢。1981-1990年十年间,我国工业用地的相对供应速度均小于居住用地。

2. 1990-2013年的城市用地结构变化特征

1991-2013年间我国城市建设用地仍然以居住用地和工业用地为主,但伴随着城市用地规模的不断扩大,城市土地利用在数量和空间上都发生了较大的变化。从用地总量上来看,居住用地的增长量仍然是最大的,这一时期新增居住用地占历年新增建设用地总量的比重为31.26%;其次为工业用地,其增长量占历年新增建设用地总量的比重为17.98%。从占比来看,居住用地、工业用地占城市建设用地的比重均趋于稳定并有一定程度的下降,居住用地的占比由1991年的34.27%下降到2013年的31.19%;工业用地也由1991年的25.13%下降到2013年的19.42%;而其余的功能用地则呈现上升的趋势。具体来看,随着产业、税收、土地等相关政策的调整,这一时期城市用地结构也呈现出阶段性的变化。

1991-1995年间,我国居住用地和工业用地占城市建设用地的比重均有小幅下降,但其新增用地的比重均大幅上升。这一时期,我国兴起了一轮全国范围内的开发区热和房地产热;而1992年和1993年,我国的房地产投资较前一年分别增长了117.49%、164.98%,使得我国城市建设用地迅猛发展,年均增长率高达19.79%。这一时期我国新增建设用地的总量达到

9156.1 km², 其中居住用地和工业用地的占比分别达到 33.04% 和 21.39%。

1996-1999年,我国城市建设用地结构变化不大,居住用地和工业用地的比重依然呈现小幅下降的趋势,新增建设用地仍以居住用地为主。但这一时期,由于上一阶段城市建设用地的无序扩张,国家出台了一系列政策规定进行宏观调控,使得城市建设用地增长变缓,相应的,居住用地、工业用地的增长比例较前一时期也有了较大的下降,尤其是新增工业用地的降幅显著,较上一时期降幅高达 10.22%。

2000年以后,我国居住用地和工业用地占城市建设用地的比重仍有微量下降,新增建设用地仍以居住用地和工业用地为主。这一时期,随着我国的工业结构由基础工业向制造业、重化工业的转变,新增工业用地占新增建设用地的比重由上一期的 11.17% 上升到 21.15%。从占比来看,这一时期居住用地占比年均下降 0.1%,明显高于上一期的下降速度,而同期工业用地占比仅微降,年均下降仅为 0.02%。

从这一时期工业用地和居住用地的相对供应速度来看,主要分为两段,从 1991 到 2001 年,工业用地的相对供应速度总体要小于居住用地;2002 年开始,工业用地的相对供应速度总体大于居住用地。这种转折的产生可能与 2002 年我国土地出让制度的改革和现行税制改革密不可分。

(二) 我国城市用地结构变化成因:1994 年以后

2002 年 4 月,国土资源部下发的《招标拍卖挂牌出让国有土地使用权规定》要求各类经营性用地都必须以招标、拍卖、挂牌方式出让,使得我国城市用地的出让方式发生了根本性变化。由于现行的政绩考核政策以 GDP 为主要指标,各地政府在招商引资竞争中,往往采用低地价甚至零地价的手段来吸引资本流入本地区,因此工业用地往往采取协议出让的方式,这样能够较容易地实现低地价。据统计,2006 年在实行有偿出让的工业用地中,采用招拍挂出让完成的仅占 3%,97% 的工业用地均采用协议方式出让。与工业用地不同,居住用地由于具有突出的本地指向性,且可以将较高的价格转嫁给住房消费者,往往通过招拍挂的形式高价出让,从而使得居住用地出让方式与工业用地产生了本质性的不同。

另一方面,由于分税制改革的实施,尤其是 2002 年所得税分成,地方政府的财政收入构成发生了变化,地方政府在税收上的偏好发生了改变,同时,由于不同类型的用地对地方财政和经济增长的贡献方式存在差异,加上出让方式的本质性不同,这种改变同时影响着地方政府对居住用地和工业用地的出让偏好。地方经济增长主要依靠工业,工业用地一方面可以取得土地出让收入,还能给地方带来持续稳定的税收收入(主要是工业增值税收入);而由于我国尚未全面征收物业税,居住用地出让后无法在未来产生持续稳定的税收收入,因此居住用地对地方财政的贡献主要是一次性大量的土地出让收入和开发转让阶段所缴纳的税收收入。

至此,在现有的制度条件下,地方政府形成了一条具有中国特色的供地策略。地方政府通过低价出让土地招商引资吸引工业项目来促进地方经济的发展,同时获得更多的税收收入;经济的发展必然会提供更多的就业机会,吸引更多的人口到城市就业,人口的增加又进一步促进了住房需求,产生了更多的土地需求和地方财政收入(土地出让金);更多的地方财政收入可以投入到城市基础设施建设,一方面可以改善招商引资的环境,吸引更多的工业项目促进经济发展;另一方面提高城市的宜居性,形成更高的房价和居住用地价格,获得更多的土地出让金和房地产税收,从而形成一条“滚雪球”循环路径。

不仅如此,由于房价水平是地方政府获取土地出让金与房地产税收收入的关键,在现行的体制下,房价的上升会带来更多财政收入,因此,作为土地一级市场的垄断供应者,地方政府通过低价超量供应工业用地,而对居住用地实施“非饱和供应”的供地政策,通过土地的供不应

求造成房屋的供不应求,推动房价上涨来获得更多的财政收入,同时考虑到地价与房价之间互为因果的互动机制,这将形成一条新的价格循环链条。这便为我国城市化进程中高价的经营性用地和低价的工业用地提供了很好的解释。

三、税收偏好对城市用地结构的影响:模型与实证

(一) 模型的现实背景

1. 城市土地资源约束

城市是现代产业和人口聚集的区域,在国民经济和社会发展中均发挥着不可替代的主导作用。由于政府是城市土地的唯一供给者,完全控制着土地的供给数量,同时在很大程度上影响着土地的供给方式和供给价格,因此,政府在土地资源的配置中发挥着十分重要的作用。根据土地管理法规定,在一定规划期内,地方政府编制的土地利用总体规划中的建设用地总量不得超过上一级土地利用总体规划确定的控制指标;地方政府在规划期限内根据土地利用总体规划和地方实际情况,编制土地利用年度计划。因此,在建设用地供给总量一定的情况下,地方政府可以根据实际需要,将指标在不同类型的土地之间进行分配。

2. 地方政府的目标选择

现实中,地方政府往往面临着多重目标的选择,不同的目标偏好会对其供地决策产生不同的影响。其中,最为直接的目标就是追求地方财政收入。1994年的分税制改革使得地方政府的财权上移和事权留置,为了弥补巨大的财政收支缺口,地方政府官员必然会寻求新的财政收入来源。另一方面,由于政绩考核由过去的纯政治指标转变为以地方GDP增长为主的经济绩效指标,地方政府必然会投入极大的精力采取各种途径扩大大地区的财政收入规模,一方面促进地方经济发展,另一方面彰显政绩,而最能立竿见影彰显政绩的就是城市建设和招商引资。在这样的体制条件下,地方政府有激励过渡使用更多的资源来扩大自己的财政收入,在预算内的各类税收和预算外的收入上都有较为明显的增加自身财政收入总量的策略偏好。具体来看,预算内主要是增加地方税收,通过扶持那些对地方财政收入贡献高的产业来培育税源;预算外则是追求大量的土地出让收入。在土地资源利用上表现为:地方政府通过低价征高地价出售居住用地,一方面获取巨额的预算外土地出让金,另一方面培育房地产业的发展获取相关的房地产税收;通过低价供应工业用地来吸引投资,增加预算内税源和税基,促进城市经济增长,这些行为偏好均对城市建设用地结构产生了十分重要的影响。

(二) 模型构建与变量选择

为了考察地方政府偏好如何影响建设用地供应结构,建立如下面板数据模型:

$$RA_{it} = \beta_i + \alpha_1 P_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

其中,下标*i,t*分别代表*i*城市和第*t*年; α 是系数; β_i 为城市固定效应; ε 是残差项。被解释变量*RA*表示地方政府对城市建设用地的供给结构。由于现实中地方政府的供地类型较为复杂,根据本文的研究目的,为了研究方便,本文将城市建设用地简化为由居住用地和工业用地两类土地构成,则地方政府的供地结构是居住用地和工业用地在相当长一段时期内地方政府供地的累计量的反映。考虑到数据的可获得性,本文选取城市建设用地存量中的工业用地与居住用地的比重来表征。

*P*为地方财政偏好指标。关于地方政府偏好的相关研究较少,在本研究中,地方政府偏向指标主要细化为两个指标:一是地方政府的相对税收偏好指标(*VR*),用来刻画地方政府税收偏好对城市建设用地结构的影响。分税制改革后,地方政府面临新的税收格局,为了获取更多

的地方税收收入,地方政府产生了大力发展房地产业的激励,同时,地方政府还通过推进工业化进程来增加税收,通过对房地产业和工业的供地策略来推动产业发展,对我国城市建设用地结构产生了十分重要的影响,因此本文选取地方税中的增值税与房地产税收的比值来衡量其偏好变化。该指标越大,地方政府可能更倾向于工业用地的供给;反之则可能更多的增加居住用地的比例。二是地方政府的行为偏好指标(FG)。由于现实中的地方政府主观偏好往往是难以捕捉和定量衡量的,因此本文用“地方财政缺口”来间接表征地方政府的行为偏好,用一般预算内的财政支出与一般预算内的财政收入比重来衡量,可以从两方面来理解该指标:一方面,在其他条件不变的情况下,地方财政缺口越大,地方政府对于通过预算外的土地出让来弥补财政缺口的动机就越强,相应的可能会更多的供给居住用地以获得巨额的土地出让金,因此该指标可以间接表征地方政府在预算外的土地出让收入上的偏好;另一方面,该指标还间接反映了地方政府对于获得自身财政收入和发展区域经济的相对偏好。如前所述,现实中的地方政府不仅要为增加自身财政收入而努力,同时还要为了区域经济发展而竞争。政府的财政支出对经济增长有着正向的促进作用,财政支出越多,对经济增长的促进作用越大。在控制其他条件的情况下,财政压力越大(该指标值越大),会激励地方政府对增加自身财政收入(来缓解财政压力)的偏好增强,相应的可能会通过居住用地的供给来迅速扩充自身财政收入;反之,财政压力越小,地方政府对经济发展的偏向可能更强,则可能会增加工业用地的比例,从而影响着我国城市建设用地结构。

(三) 实证方法与数据来源

在该模型的估计过程中,由于无法选取合适的变量形式来缓解内生性的问题,可能出现遗漏变量导致的估计偏误。在解释变量中,除了已知的地方政府偏好指标外,对影响地方政府在城市建设用地供给结构变化上的其他因素都不易观测,这就不可避免的出现遗漏变量的问题。因此,为了解决遗漏变量的问题,在模型中引入被解释变量的滞后项作为工具变量,使面板数据模型由一个静态模型转化为一个动态模型。另外,被解释变量与解释变量之间也可能存在较强的内生性,由于地方政府主观行为是难以捕捉和定量衡量的,很难寻找到合适的工具变量。具体估计时,本文分别采用固定效应和随机效应模型进行估计来保证结果可信度,通过Hausman检验确定最终模型。此外,由于引入工具变量后的模型是一个动态模型,因此本文还使用广义矩估计方法(GMM),该方法可以有效的校正动态模型存在的内生性问题,使用动态面板广义矩估计要求时间跨度不宜过长,适合样本多时间跨度小的样本结构,本文的样本截面为35个城市(N),时间跨度为7年(T),由于 $T < N$,因此,使用广义矩估计方法也较为合理。

基于上述实证模型和方法,考虑数据的可得性,本研究选取2005-2011年中国35个省会城市与计划单列市的城市面板数据作为样本。城市建设用地数据来源为历年《中国城市建设统计年鉴》;地方政府相对税收偏好数据来源于各年度《中国税务年鉴》、《中国财政年鉴》及各地方税务统计;地方政府行为偏好数据来源于《中国城市统计年鉴》;数据经计算整理得出。

(四) 实证结果与分析

首先对方程分别进行固定效应最小二乘估计和随机效应二乘估计,估计结果见表2。结果显示,模型的拟合优度均在0.8以上, F 检验在1%的水平上显著,说明各解释变量可以很好的反映被解释变量的线性变化。在采用固定效应模型估计的结果中,各变量均对被解释变量具有较强的解释力,建设用地供给结构的一阶滞后项在1%的显著性水平下为正,说明该变量很好的代理了一些不可观测的遗漏变量的影响;地方政府相对税收偏好对建设用地供给结构的影响同样在1%的显著性水平下显著为正,这与预期结果相一致,即地方政府的相对偏好程度与城市建设用地供给中工业用地与居住用地的比值同向变化。反映地方政府行为偏好的指

标对建设用地供给结构产生了负向的影响,且在 1% 的显著性水平下显著为负,说明地方政府对土地出让收入(扩充自身财政收入)的偏向程度对城市建设用地中工业用地与居住用地的比值反向变化。在采用随机效应估计的结果中,各变量系数的变化方向与固定效应一致且均显著。Hausman 检验显示 P 值为 0.0000,因此选用固定效应面板数据模型更合理。

表 1 模型的固定效应和随机效应模型估计结果

自变量	Fixed effects	Random effects
	RA	RA
常数项	0.874589*** (6.567276)	0.393520*** (5.389600)
VR	0.116724*** (2.967333)	0.073489** (2.573566)
FG	-0.401132*** (-5.409204)	-0.182328*** (-4.203025)
RA(-1)	0.443820*** (5.526643)	0.724813*** (15.63605)
R^2	0.98	0.857
Prob(F)	0.000	0.000
观测值	203	203
组数	35	35
Hausman 检验 - P 值		0.000

注:*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下,括号内为 t 检验值。RA(-1)表示 RA 变量的一阶滞后项。

在确定方程合理的估计方法后,进一步对方程进行固定效应最小二乘估计和广义矩估计,以保证结论的可靠性。由于样本的时间跨度较短,在采用广义矩估计方法估计方程时,取最大滞后阶数为 1,即被解释变量的最大滞后阶数为 1,估计结果见表 2。

表 2 模型的固定效应和广义矩估计结果

自变量	Fixed effects (1)	Fixed effects (2)	Fixed effects (3)	Fixed effects (4)	GMM
	RA	RA	RA	RA	RA
VR		0.144357** (2.119351)		0.136230** (2.159028)	0.12653** (2.057654)
VR(-1)	0.134399*** (2.714319)	0.080047* (1.702512)	0.084842* (1.738992)	0.021811 (0.329443)	
FG		-0.504042*** (-6.382390)		-0.406935*** (-5.405240)	
FG(-1)	-0.000324 (-1.038358)	-0.000747** (-2.112369)	-0.000868* (-1.743715)	-0.004586 (-0.645275)	-0.000831* (-1.869817)
RA(-1)			0.551105*** (6.372814)	0.442481** (5.423844)	-0.172215* (-1.764068)
R^2	0.997	0.999	0.997	0.999	
Sargan - P 值					0.296
观测值	204	204	204	204	170

注:*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下,括号内为 t 检验值; $X(-1)$ 表示 X 变量的一阶滞后项;Sargan - P 用来检验矩估计的工具变量是否存在过度识别的 Sargan 检验 P 值。

表格中的前4列为固定效应模型估计结果,为了缓解可能存在的内生性,在模型中引入了解释变量的一阶滞后项,在列(3)和列(4)中,进一步引入被解释变量的一阶滞后项作为一些不可观测变量的代理变量,来确保估计结果的稳健性。具体来看,地方政府相对税收偏好指标在各模型中均显著为正,说明地方政府的增值税偏好越强,建设用地中工业用地的比重就越高;当地方政府更偏向于房地产税收时,则房地产用地的比重越大。地方政府行为偏好指标同样对城市建设用地结构具有较强的解释力,在模型中均显著为负,表明地方政府的财政缺口越大,工业用地的比重就越小。列(5)是对方程采用广义矩估计法得到的结果,Sargan检验的 P 值为 $0.296 > 0.1$,在10%的显著性水平下不能拒绝原假设,即认为过度识别限制是有效的,即模型在估计过程中不存在工具变量过度识别问题,GMM估计是有效估计。从模型的估计结果来看,核心变量的估计结果与固定效应得出的结果是一致的,且在5%和10%的显著性水平下均显著,即地方政府的相对税收偏好对城市建设用地结构产生正向作用,而地方政府行为偏好对城市建设用地结构产生了反向作用。

四、简要结论与政策启示

本研究验证了税收偏好对我国建设用地供应结构的决定机制,从我国35个大城市的总体变化趋势来看,地方政府税收偏好与城市用地结构的关系是显著且稳健的,地方政府预算内的增值税与房地产税收的比值越大,城市建设用地中工业用地的比重越大;反之,该比值越小,则居住用地的比重越大。地方政府财政支出与财政收入的比值越大,对预算外的土地出让收入的偏好就越强,城市建设用地中居住用地的比重就越大;反之,该比值越小,则工业用地的比重越大。

根据实证结果分析,笔者认为需尽快建立分税制的配套制度,规范财政收支;改革现行以GDP为主的考核体制,构建科学可行的晋升体制;而鉴于目前税收制度与考核制度的改革需要缓慢推进,可考虑建立居住与工业用地的挂钩机制,尤其是保障性居住用地的供应要与工业用地的供应挂钩,即必须完成保障性居住用地的供应计划才能相应的供应工业用地,否则就要核减工业用地的供应量,最终实现城市用地结构优化,合理利用土地的目的。

参考文献:

- 沈坤荣等《中国经济的转型与增长》,南京大学出版社2008年版,第19页。
- 陈抗、A. L. Hillman、顾清扬《财政集权与地方政府行为变化从援助之手到攫取之手》,《经济学(季刊)》2002年第2期。
- ANNE M. LARSON. Natural resources and decentralization in Nicaragua: Are Local Governments Up to the Job? *World Development*, 2002, 30(1):17-31.
- 戴双兴《土地财政与地方政府土地利用研究》,《福建师范大学学报(哲学社会科学版)》2009年第4期。
- 钱文荣《中国城市土地资源配置中的市场失灵、政府缺陷与用地规模过度扩张》,《经济地理》2001年第4期。
- 高明《我国城市化过程中城市土地资源优化配置问题研究》,西北农林科技大学2004年硕士学位论文。
- 牛星、吴冠岑《我国土地资源配置的“双失”问题及对策研究》,《中国农业资源与区划》2010年第3期。
- 王新哲《城市化演进中的中国城市用地制度创新研究》,《理论探讨》2009年第6期。
- Form W·H. The place of Social in the Determination of Land Use *J*. *Social Forces*, 1954.
- 茂路《税收自动稳定器对防范我国经济运行风险的实证分析》,《新疆社会科学》2014年第5期。
- 骆祖春《中国土地财政问题研究》,南京大学2012年博士学位论文。
- 师展《地方政府土地出让行为及其市场影响研究》,清华大学2011年硕士学位论文。
- 蔡军、陈飞、李御丽格日《居住与工业用地比例变化及其引发的问题思考》,《现代城市研究》2011年第1期。

供地制度变革前后我国主要城市的住房供给弹性

——基于20个城市面板数据的实证研究

严思齐¹, 吴群²

(1. 悉尼科技大学 建筑与设计学院, 澳大利亚 悉尼 2007; 2. 南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要:政府垄断供地制度确立后,我国许多城市的住宅用地供给量出现了显著下降,而住宅用地供给量的下降会导致住房供给弹性的降低。本文通过构建和估计新建住房供给的结构式模型测度了我国20个主要城市供地制度变革前后的住房供给弹性。研究结果表明,20个城市的平均住房供给弹性由2001—2005年间的3.25下降到2006—2011年间的0.51。在研究结果的基础上,提出了改革现行住宅用地供给制度、增加住房供给的政策建议。

关键词:供地制度变革;住宅用地供给;住房供给弹性

中图分类号:F235.91 **文献标识码:**A **文章编号:**1009-0150(2014)02-0059-08

一、引言

近年来,我国许多城市的住房价格出现了持续快速增长,过高的房价不仅影响普通民众基本居住权利的实现,还对金融体系乃至整个社会经济的稳定构成了威胁。在这一背景下,高房价的成因逐渐成为社会各界关注和讨论的焦点。由于住房价格是由住房需求和供给共同决定的,房价过快上涨的原因也可归为需求因素和供给因素两类。人口、收入快速增长、流动性过剩等因素是助推房价上涨的主要需求因素,而住房供给弹性较小则可能是导致房价快速上涨的主要供给因素。住房供给弹性指的是住房供给量变动的百分比与房价变动的百分比的比值,它度量了住房供给对房价变化反应的灵敏程度。住房供给弹性的大小与房价的波动程度密切相关。当人口增长、收入上升等因素造成住房需求增长并对房价产生上行压力时,住房供给反应越灵敏(即住房供给弹性越大),住房新开工量就越大,新增需求越容易得到满足,房价的上涨幅度也就相对较小。反之,如果住房供给反应迟滞(即住房供给弹性较小),房价的上涨幅度则会相对较大。许多既有的研究(Glaeser, Gyourko 和 Saks, 2006; Glaeser, Gyourko 和 Saiz, 2008; Grimes 和 Aitken, 2010)都证实了住房供给弹性与房价涨幅(或房价水平值)之间的负向关系。虽然住房供给弹性具有重要的经济意义,但有关我国住房供给弹性的实证研究仍然较为鲜见。既有的少量研究在变量选取、模型识别等方面也存在着一定的缺陷。

土地是住房建设中一个至关重要的生产要素,土地的可得性直接影响着住房供给的反应灵敏程度(即住房供给弹性)。当土地供给相对充裕时,房地产开发商拥有充足的生产要素进行住房建设,住房供给相对而言会较富有弹性;反之,当土地供给相对匮乏时,住房供给的反应灵敏程度相对较弱,住房供给弹性相对较小。Saiz(2010)在 Alonso-Muth-Mills 单中心城市模型的基础上推导了住房供给弹性的理论模型,该模型表明土地可得性对住房供给弹性有正向影响。2004年8月,我

收稿日期:2013-12-20

基金项目:国家建设高水平大学公派研究生项目(2011685010);国家自然科学基金重点项目(71233004);国家社会科学重大项目(09&ZD046)

作者简介:严思齐(1986—),男,山东济南人,悉尼科技大学建筑与设计学院博士研究生;

吴群(1964—),男,江苏兴化人,南京农业大学公共管理学院教授,博士生导师。

国住宅用地供给制度发生了一次重要变革。供地制度变革前,为数众多的存量建设用地使用者与地方政府实际上都是住宅用地市场上的供给者。而在供地制度变革后,地方政府成为了住宅用地的唯一供给者,参加地方政府组织的“招拍挂”成为了房地产开发商获得住宅用地的唯一途径。由于政府管制的加强,自发、活跃的土地交易方式(存量建设用地使用者与开发商间的土地交易方式)的消失,以及存量建设用地转化效率的降低,许多大中城市的住宅用地供给量在供地制度变革后出现了显著下降。从理论上讲,住宅用地供给量的下降会导致住房供给弹性的下降。

本文通过构建和估计新建住房供给的结构式模型来测度我国20个主要城市供地制度变革前后的住房供给弹性,以期加深对我国房地产市场供给特征的理解,并为制定更加科学的房地产市场调控措施提供依据。

二、文献回顾

在既有的研究中,研究者主要通过构建和估计新建住房供给的结构式模型来测度住房供给弹性。在结构式模型中,住房供给量是被解释变量,房价等变量是解释变量。若对模型中的各连续变量取对数,房价变量的系数即表示住房供给弹性。在构建住房供给模型时需要解决两个关键的问题:一是明晰新建住房供给的影响因素,从而确定模型的解释变量;二是决定模型的具体函数形式,即某些自变量是以水平值还是以差分值的形式出现在模型中。

(一)新建住房供给的影响因素

新建住房供给是房地产开发商在规划管制下利用各类生产要素建造住房的一个复杂过程。近年来的研究表明,住房供给主要受住房价格、建设成本、融资成本、土地供给、规划管制和气候条件等因素的影响。由于新建住房决策主要取决于房地产项目的预期收益(房价减去房屋生产成本),新建住房供给量应与房价正相关,而与建设成本、融资成本负相关(Dipasquale和Wheaton,1994;Blackley,1999;Ball,Meen和Nygaard,2010;Gitelman和Otto,2012)。由于土地是住房建设中重要的生产要素,因而土地供给量应对新建住房供给量有正向的影响(Bramley,1993;Peng和Wheaton,1994;Pryce,1999;王松涛和刘洪玉,2009;郑娟尔,2009;任超群,张娟锋和贾生华,2011)。规划管制对新建住房供给往往产生负向影响。对建筑密度、容积率的管制直接限制了可建建筑面积的大小,而规划许可过程则延长了开发周期,增加了开发项目的融资成本和不确定性(Mayer和Somerville,2000a;Mayo和Sheppard,2001)。气候条件对新建住房供给的影响则是较为直观的。在气候较为极端的地区(过热、过冷或者过于潮湿),建筑设备维护成本、劳动力工资等往往也较高,较高的成本会对住房建设活动起到抑制作用(Rosen,1979;Cammarota,1989)。

(二)住房供给模型的具体函数形式

在早期的研究中,研究者(Poterba,1984;Topel和Rosen,1988)通常依据Tobin提出的投资 q 理论构建新建住房供给的结构式模型。根据投资 q 理论,只有在房价与建设成本的比值大于1时开发商才会投资建房,因而房价和成本变量以水平值的形式出现在模型中。然而Dipasquale和Wheaton(1994)以及Mayer和Somerville(2000)指出,由于土地和其他生产要素间存在着显著差异,将住房投资视作与其他类型的投资相同是存在问题的。Dipasquale和Wheaton认为,如果房价和成本变量以水平值的形式出现在新建住房供给模型中,则意味着房价上涨会造成开工量的永久性上涨。考虑到土地价格会随着住房存量的增长而上涨,房价上涨事实上只会造成开工量的暂时性上涨。Mayer和Somerville在Capozza和Helsley构建的城市增长模型的基础上推导了住房新开工量与房价和成本变量的差分值的关系。在他们构建的模型中,住房存量可被表示成房价和成本变量的水平值的函数,而住房新开工量(在忽略拆除和废置等因素的情况下等于住房存量的

变化)则可被表示成房价和成本变量的差分值的函数。在近年来的大多数研究中,房价和成本变量通常以差分值而非水平值的形式出现在新建住房供给模型中(Green, Malpezzi 和 Mayo, 2005; Hwang 和 Quigley, 2006; Mayer 和 Somerville, 2000; Ball, Meen 和 Nygaard, 2010; Meen 和 Nygaard, 2011)。

三、实证分析

由于我国住房供给体制市场化确立的时间较短,单个城市数据的时间序列长度十分有限,无法满足构建时间序列模型对样本量的要求。因而本文采用我国 20 个主要城市 2001—2011 年间的面板数据构建新建住房供给的结构式模型,并在此基础上测度供地制度变革前后的住房供给弹性。这 20 个城市包括北京、上海、天津、广州、深圳、南京、杭州、成都、青岛、厦门、大连、宁波、武汉、济南、合肥、福州、长沙、西安、南昌和石家庄。根据《中国房地产统计年鉴》对 2011 年有关数据的统计,这 20 个城市商品住宅销售额占全国销售额的比例高达 33.7%,因而它们可以作为我国主要房地产市场的代表。通过估计面板数据模型,将得到 20 个城市的平均住房供给弹性,而非单个城市住房供给弹性的估计。Harter-Dreiman(2004)以及 Grimes 和 Aitken(2010)等学者也曾通过估计面板数据模型测度多个城市的平均住房供给弹性。

(一)新建住房供给结构式模型的构建

文献综述部分的研究表明,新建住房供给的影响因素主要包括住房价格、建设成本、融资成本和土地供给等,本研究构建的模型中引入的自变量与这些影响因素一一对应。与近年来的许多研究相同,房价和成本变量以差分值的形式出现在模型中。由于房地产开发商在购得土地后需要办理一系列的规划审批手续(包括申请《建设用地规划许可证》、《建设工程规划许可证》、《建设工程施工许可证》等),土地购置日期与开工建设日期间通常存在着 1—2 年的时滞,土地供给对住房供给的影响也因而具有滞后性。基于以上分析,模型中引入了滞后 1 年和 2 年的土地供给。由于土地供给与新建住房供给一样属于流量变量(flow variable)而非存量变量(stock variable),因而土地供给以水平值的形式出现在模型中。为了考察供地制度变革后住房供给弹性的变化,在模型中引入了表征 2006—2011 年间的虚拟变量与房价变量的交互项。这种引入交互项的方法被广泛应用于考察住房供给弹性变化的研究中(Mayer 和 Somerville, 2000a; Saiz, 2010; Meen 和 Nygaard, 2011; Gitelman 和 Otto, 2012)。由于开发商在 2005 年仍可使用供地制度变革前获得的土地,我们预期住房供给弹性会在 2006 年而非 2005 年出现显著的下降。新建住房供给模型的具体形式如下:

$$\ln HS_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln HP_{it} + \beta_2 \Delta \ln HP_{it} \times D_{0611} + \beta_3 \Delta \ln CCOST_{it} + \beta_4 \Delta RINT_{it} + \beta_5 \ln LS_{it-1} + \beta_6 \ln LS_{it-2} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式中下标 i 和 t 分别表示城市 i 和年份 t ; $\ln HS_{it}$ 表示新建住房供给的自然对数; $\Delta \ln HP_{it}$ 和 $\Delta \ln CCOST_{it}$ 分别表示房价、建设成本的自然对数的差分值; $\Delta RINT_{it}$ 表示融资成本的差分值; $\ln LS_{it-1}$ 和 $\ln LS_{it-2}$ 分别表示滞后 1 年和 2 年的土地供给的自然对数; D_{0611} 是表征 2006—2011 年间的虚拟变量; α_i 是城市特异效应(city-specific effects), λ_t 是年份特异效应(year-specific effects), ϵ_{it} 是误差项。城市特异效应控制了随横截面单元(在本研究中为城市)变化而不随时间变化的影响因素。由于规划管制强度、气候条件在不同城市间差异显著但却很少随时间变化,因而城市特异效应可以捕捉这些因素对新建住房供给的影响。模型中对所有的连续变量的值取自然对数(融资成本变量和时间虚拟变量是非连续变量)。这样做有三个方面的好处:首先,在对数—对数模型中,斜率系数可以被解释为弹性,因而可以直接得到住房供给弹性的估计;其次,严格为正的变量的条件分布通常具有异方差性和偏态性,取对数可以缓解这一问题;最后,取对数可以缩小变量的

取值范围,减少极端观测值对估计结果的影响。在模型(1)中,系数代表2001—2005年间20个主要城市的平均住房供给弹性,系数 β_1 与 β_2 之和则代表2006—2011年间20个主要城市的平均住房供给弹性。

(二)数据描述

本研究采用年度住房新开工量表征新建住房供给量,该数据来源于《中国房地产统计年鉴》。房价数据为各城市商品住宅的平均价格,数据来源于《中国统计年鉴》,并利用国家统计局编制的大中城市房地产价格指数将历年房价调整为2011年价格。建设成本指单位面积房屋的竣工造价(不包含土地成本),数据来源于《中国房地产统计年鉴》,并利用国家统计局编制的居民消费价格指数将历年造价调整为2011年价格。采用1—3年期贷款基准利率表征房地产开发商的融资成本,数据来源于中国人民银行的统计报告。土地供给为开发商的年度购置土地面积,数据来源于《中国统计年鉴》。各变量的定义和描述性统计如表1所示。

表1 变量定义和描述性统计

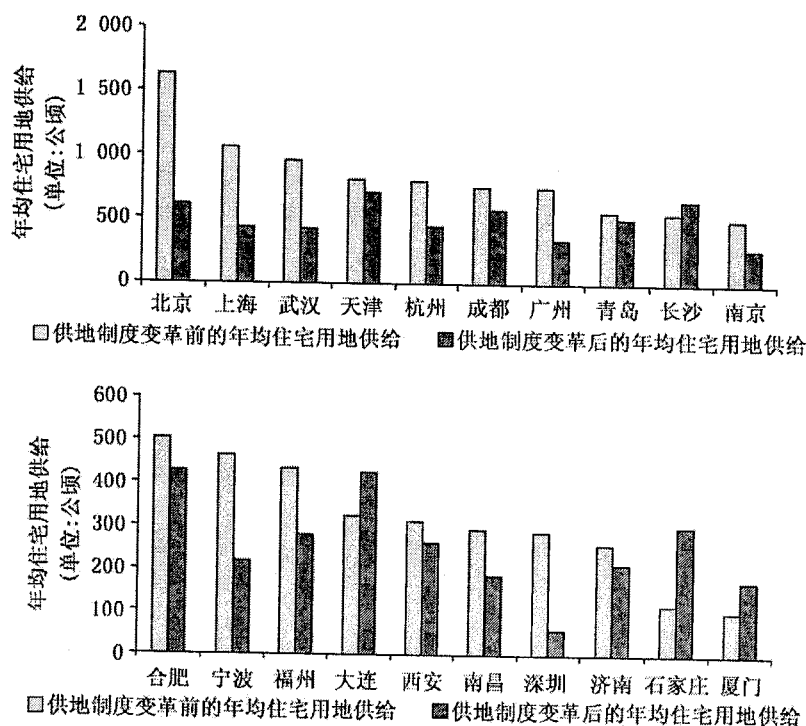
变量	定义	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln HS_{it}$	新建住房供给的对数	6.6157	0.7041	4.2230	7.8894
$\Delta \ln HP_{it}$	房价的对数的差分	0.0524	0.0375	-0.0192	0.1831
$\Delta \ln CCOST_{it}$	建设成本的对数的差分	0.0659	0.1392	-0.4761	0.5007
$\Delta RINT_{it}$	融资成本的差分	-0.429	2.5233	-3.88	5.28
$\ln LS$	土地供给的对数	5.8268	0.7931	2.6297	7.646
D_{0611}	2001—2005年间取值为0; 2006—2011年间取值为1。	0.50	0.51	0	1.00

(三)供地制度变革前后住宅用地供给量的变化

引言部分的分析指出,政府垄断供地制度确立后许多城市的住宅用地供给量出现了显著下降,这一变化有可能导致住房供给弹性的下降。在此,有必要对供地方式变革前后20个城市住宅用地供给量的变化进行考察。如图1所示,在大多数城市,供地制度变革后的年均住宅用地供给量显著低于供地制度变革前的水平。在北京、上海、武汉、广州、宁波和深圳等城市,年均住宅用地供给量的降幅甚至超过了50%。住宅用地供给量下降的原因可以归纳为以下三个方面:首先,土地交易方式的变化使得住宅用地供给难以跟上需求增长的步伐。在供地方式变革前,数量众多的存量建设用地使用者都是住宅用地的实际供给者(例如通过划拨方式获得土地使用权的国有企业在补缴地价后可以向房地产开发商转让土地使用权)。只要这些存量建设用地使用者与房地产开发商间达成协议,土地交易就会自发地产生,因而住宅用地供给可以对需求变化作出相对充分、及时的反应。供地方式变革后,土地供应的节奏完全由地方政府根据每年初制定的年度土地供应计划进行掌控。这种缺乏弹性和灵活度的供地模式使得住宅用地供给在面对时刻变化的市场条件时难以作出充分、及时的反应。其次,供地制度变革后,工业用地在新增建设用地中占了很大比例,挤占了住宅用地供给的增长空间。由于低价格、大批量的工业用地供给有利于促进招商引资和地方经济的发展,因而地方政府往往倾向于将有限的新增建设用地资源用于工业用途而非住宅用途。最后,存量建设用地的重开发效率在供地制度变革后可能有所降低。经过二次开发的原工业、仓储用地是住宅用地的重要来源。政府垄断供地制度确立前,众多的房地产开发商均参与到土地的二次开发中来。而在政府垄断供地制度确立后,拆迁、土地二次开发主要由地方的土地储备中心负责,而其人力、财力等显然都是有限的。

(四)回归结果与住房供给弹性

本研究采用固定效应估计新建住房供给模型,回归分析使用的是Stata 12软件,回归结果见表



数据来源:中国统计年鉴(2002—2012)。

图1 供地制度变革前后20个主要城市年均住宅用地供给的变化

1. 在异方差或序列相关存在的情况下,常规的 OLS 估计标准误及以其为基础的 t 统计量是无效的。近年来,应对这一问题的一个主流方法是使用稳健的标准误(the robust standard errors)和稳健的 t 统计量(the robust t statistics)。本研究中报告的是对组间异方差(cross-sectional heteroskedasticity)和组内序列相关(within panel serial correlation)稳健的标准误和 t 统计量。

表2 第一列报告的是包含模型(1)中所有解释变量的回归结果,第二列报告的是去除建设成本变量后的回归结果。根据第一列报告的回归结果,房价变量、交叉项变量、融资成本变量和土地供给变量的系数的符号均符合预期,并且这些变量对新建住房供给的影响都具有统计显著性。贷款利率每上涨1个百分点,新建住房供给量将下降4.8%。滞后1年和2年的土地供给每上涨1%,新建住房供给量将分别上涨0.20%和0.22%。建设成本变量的系数的符号与预期不符,且该变量的影响不具有统计显著性,这一结果与许多先前的研究是一致的。对这一结果的一个可能性解释是,由于建设成本与新建住房供给是相互影响的,因而建设成本变量实际上是住房供给模型中的一个内生变量而非外生变量。解决内生性问题的一个通行的方法是使用工具变量法。由于受到数据可得性的限制,与许多既有的研究一样,本研究无法找到建设成本变量的合适的工具变量。第二列的回归中去除了建设成本变量。与第一列的回归结果相比,各变量的系数的符号、大小、显著性几乎均未发生变化,表明是否包含建设成本变量对回归结果的影响是极为微小的。如前所述,房价变量的系数即为2001—2005年间20个主要城市的平均住房供给弹性,而房价变量的系数与交叉项变量的系数之和则为2006—2011年间的平均住房供给弹性。根据回归结果,20个主要城市的平均住房供给弹性由2001—2005年间的3.25下降到2006—2011年间的0.51,表明政府垄断供地制度确立后住房供给弹性出现了极为显著的下降。

表2 住房供给模型的回归结果

	被解释变量: $\ln HS_{it}$	
	(1)	(2)
$\Delta \ln HP_{it}$	3.246*** (1.095) [2.96]	3.247*** (1.082) [3.00]
$\Delta \ln HP_{it} \times D_{0611}$	-2.735* (1.375) [-1.99]	-2.736** (1.327) [-2.06]
$\Delta \ln CCOST_{it}$	0.001 (0.099) [0.01]	
$\Delta RINT_{it}$	-0.048*** (0.007) [-6.48]	-0.048*** (0.007) [-6.62]
$\ln LS_{it-1}$	0.203*** (0.062) [3.26]	0.203*** (0.062) [3.26]
$\ln LS_{it-2}$	0.221*** (0.057) [3.89]	0.221*** (0.057) [3.90]
R^2	0.635	0.635
F 统计量	136.93	94.32

注: (1) 回归系数下圆括号中为稳健的标准误, 方括号中为稳健的 t 统计量

(2) **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

(五) 住房供给弹性的国际比较

在得到我国 20 个城市供地制度变革前后的平均住房供给弹性后, 我们将其与其他国家的住房供给弹性相比较, 结果如表 3 所示。既有的国际研究主要测量了英、美等国的住房供给弹性。由于英国的土地利用规划管制较为严格, 该国的住房供给被普遍认为是缺乏弹性的。Malpezzi 和 Maclennan(2001) 以及 Ball, Meen 和 Nygaard(2010) 分别用全国的总合数据估计了英国的住房供给弹性, 其结果在 0—1 之间。Meen 和 Nygaard(2011) 用区域数据估计了英国 Thames Gateway 和 Thames Valley 地区的住房供给弹性, 其结果在 -0.01—1.0 之间。Grimes 和 Aitken(2010) 对新西兰住房供给弹性的估计结果 (0.7—1.1) 与英国的结果大体相当。美国住房供给弹性的估计结果则显著高于英国和新西兰。Mayer 和 Somerville(2000)、Malpezzi 和 Maclennan(2001) 以及 Ball, Meen 和 Nygaard(2010) 分别用全国的总合数据估计了美国的住房供给弹性, 其结果在 1.2—5.6 之间。Saiz(2010) 用城市数据估计了美国所有都会区 (metropolitan area) 的住房供给弹性。根据他的研究结果, 在人口大于 50 万的 95 个都会区中, 有 75 个都会区的住房供给弹性超过了 1.0, 而

表3 住房供给弹性的国际比较

国家	数据样本期	数据类型	作者	弹性估计值	弹性描述
美国	1975—1994	全国数据	Mayer 和 Somerville (2000)	3.7	富有弹性
美国	二战后—1994	全国数据	Malpezzi 和 Maclennan (2001)	1.2—5.6	富有弹性
英国	二战后—1995	全国数据	Malpezzi 和 Maclennan (2001)	0.00—0.50	缺乏弹性
新西兰	1991—2004	城市数据	Grimes and Aitken (2010)	0.7—1.1	缺乏弹性
美国	1970—2007	全国数据	Ball, Meen 和 Nygaard (2010)	3.0—3.5	富有弹性
英国	1973—2007	全国数据	Ball, Meen 和 Nygaard (2010)	1.0	缺乏弹性
美国	1970—2000	城市数据	Saiz (2010)	0.6—5.45	
英国	2004—2007	区域数据	Meen 和 Nygaard (2011)	-0.01—1.0	缺乏弹性
中国	2001—2005	城市数据	本研究	3.25	富有弹性
中国	2006—2011	城市数据	本研究	0.51	缺乏弹性

仅有 20 个都会区的住房供给弹性小于或等于 1.0。迈阿密的住房弹性最低(0.6),而威奇托的住房供给弹性则最高(5.45)。根据本文的研究结果,在土地供应方式变革前,我国 20 个主要城市的平均住房供给弹性与美国的住房供给弹性大致相当,属于富有弹性的范围。而在政府垄断供地制度确立后,20 个主要城市的平均住房供给弹性下降到与英国的住房供给弹性大致相当的水平(低于美国所有人口大于 50 万的都会区的弹性水平),属于缺乏弹性的范围。

四、简要结论与政策启示

(一)简要结论

本文通过构建和估计新建住房供给的结构式模型测度了我国 20 个主要城市供地制度变革前后的住房供给弹性。研究表明,20 个城市的平均住房供给弹性由 2001—2005 年间的 3.25 下降到 2006—2011 年间的 0.51,住房供给弹性的降低可以归因于政府垄断供地制度确立后住宅用地供给的收紧。对住房供给弹性的国际比较发现,在供地制度变革前,20 个城市的平均住房供给弹性与美国的住房供给弹性大致相当,属于富有弹性的范围。而在供地制度变革后,20 个城市的平均住房供给弹性与英国的住房供给弹性大致相当,属于缺乏弹性的范围。

(二)政策启示

正如本文引言部分的分析所指出的,住房供给弹性的大小与房价的波动程度密切相关。供地制度变革后住房供给弹性的降低从一定程度上解释了为什么近年来部分大中城市的房价出现了持续快速增长。要抑制房价过快上涨的势头,政府应当采取有效的措施促进住房供给的增长、提高住房供给对房价变化的反应能力。改革现行的住宅用地供给制度是增加住房供给的一个有力的切入点。具体来说,住宅用地供给制度改革可以包含如下两个方面的内容:首先,应该打破地方政府对住宅用地供给的垄断,在符合土地利用规划、城市规划的前提下,允许存量建设用地使用者(包括城市建设用地使用者和农村集体建设用地使用者)向房地产开发商直接供地。其次,应该允许房地产开发商进入土地一级开发领域,从而提高存量建设用地的利用效率。

参考文献:

- [1]任超群,张娟锋,贾生华. 土地供应量对新建商品房市场的影响基于 35 个大中城市的实证研究[J]. 软科学, 2011, 25(5): 1-10.
- [2]王松涛,刘洪玉. 土地供应政策对住房供给与住房价格的影响研究[J]. 土木工程学报, 2009, 42(10): 116-121.
- [3]郑娟尔. 基于 Panel Data 模型的土地供应量对房价的影响研究[J]. 中国土地科学, 2009, 23(4): 28-33.
- [4]Ball, M., Meen, G. & Nygaard, C. Housing Supply Price Elasticities Revisited Evidence from International, National, Local and Company Data [J]. Journal of Housing Economics, 2010, 19(4): 255-268.
- [5]Blackley, D.M. The Long-run Elasticity of New Housing Supply in the United States: Empirical Evidence for 1950 to 1994 [J]. Journal of Real Estate Finance and Economics, 1999, 18(1): 25-42.
- [6]Bramley, G. The Impact of Land-Use Planning and Tax Subsidies on the Supply and Price of Housing in Britain [J]. Urban Studies, 1993, 30(1): 5-30.
- [7]Cammarota, M.T. The Impact of Unseasonable Weather on Housing Starts [J]. Areuea Journal-Journal of the American Real Estate & Urban Economics Association, 1989, 17(3): 300-313.
- [8]Dipasquale, D. & Wheaton, W.C. Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices [J]. Journal of Urban Economics, 1994, 35(1): 1-27.
- [9]Gitelman, E. & Otto, G. Supply Elasticity Estimates for the Sydney Housing Market [J]. Australian Economic Review, 2012, 45(2): 176-190.

- [10] Glaeser, E.L., Gyourko, J. & Saks, R.E. Urban growth and housing supply [J]. *Journal of Economic Geography*, 2006, 6(1): 71-89.
- [11] Glaeser, E.L., Gyourko, J. & Saiz, A. Housing Supply and Housing Bubbles [J]. *Journal of Urban Economics*, 2008, 64(2): 198-217.
- [12] Grimes, A. & Aitken, A. Housing Supply, Land Costs and Price Adjustment [J]. *Real Estate Economics*, 2010, 38(2): 325-353.
- [13] Mayer, C.J. & Somerville, C.T. Land Use Regulation and New Construction [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2000, 30(6): 639-662.
- [14] Mayer, C.J. & Somerville, C.T. Residential Construction: Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply [J]. *Journal of Urban Economics*, 2000, 48(1): 85-109.
- [15] Mayo, S. & Sheppard, S. Housing Supply and the Effects of Stochastic Development Control [J]. *Journal of Housing Economics*, 2001, 10(2): 109-128.
- [16] Peng, R. & Wheaton, W.C. Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong: An Econometric Analysis [J]. *Journal of Housing Research*, 1994, 5(2): 263-291.
- [17] Poterba, J.M. Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing—an Asset-Market Approach [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1984, 99(4): 729-752.
- [18] Pryce, G. Construction Elasticities and Land Availability: A Two-stage Least-squares Model of Housing Supply Using the Variable Elasticity Approach [J]. *Urban Studies*, 1999, 36(13): 2283-304.
- [19] Rosen, K.T. *Seasonal Cycles in the Housing Market* [M]. Cambridge MA: MIT Press, 1979.
- [20] Saiz, A. The Geographic Determinants of Housing Supply [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(3): 1253-1296.
- [21] Topel, R. & Rosen, S. Housing Investment in the United-States [J]. *Journal of Political Economy*, 1988, 96(4): 718-740.

Housing Supply Elasticity in Twenty Major Chinese Cities before and after the Land Supply Reform: An Empirical Research Based on the Panel Data of Twenty Cities

YAN Si-qi¹, WU Qun²

(1. Faculty of Design, Architecture & Building, University of Technology, Sydney, NSW Sydney 2007, Australia;
2. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Jiangsu Nanjing 210095, China)

Abstract: After the establishment of government-monopoly land supply system, there has been a significant decrease in residential land supply in many Chinese cities, leading to the decline in housing supply elasticity. This paper measures the housing supply elasticity before and after the land supply reform in twenty major Chinese cities by the construction and estimate of the structural model of new housing supply. It comes to the conclusion that the average housing supply elasticity in the twenty cities has decreased from 3.25 in the period from 2001 to 2005 to 0.51 in the period from 2006 to 2011. Based on the results, it proposes the policy recommendation regarding the reform of current land supply system and the increase in housing supply.

Key words: land supply reform; residential land supply; housing supply elasticity

(责任编辑:一天)

【土地问题】

中国式分权与城市扩张:基于公地悲剧的解释

李永乐^{1,2}, 吴群³

(1. 南京财经大学 公共管理学院, 江苏 南京 210023; 2. 南京财经大学 城市发展研究院, 江苏 南京 210023;
3. 南京农业大学 中国土地问题研究中心, 江苏 南京 210095)

摘要:以“公地悲剧”理论为分析的起点,阐释了地方政府在分权体制下的行为选择对城市扩张带来的影响。由于各地区的策略选择趋于一致,结果最优点个人边际成本小于社会边际成本,各地区纳什均衡所确定的城市扩张面积总和大于全国最优的城市扩张面积,导致了城市过度扩张。采用 System-GMM 法对我国 1999—2008 年省份动态面板数据模型回归后证实,分权对城市扩张起到正向影响,在影响程度上支出分权大于收入分权,地方政府为增长而竞争的努力也推动了城市扩张,需要中央政府通过“做对激励”和“做对协调”的相关政策措施来改变地方政府的行为取向,从而实现合理的城市扩张。同时,还发现滞后一期的城市扩张对当期的城市扩张存在正向影响;土地市场建设有利于减缓城市扩张的速度,但效果尚不显著。

关键词:财政分权;城市扩张;公地悲剧;地方财政收入

中图分类号:F301 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2013)01-0073-07

一、问题的提出

截至目前,国内外关于城市扩张的驱动力研究主要集中在人口增加、GDP 增长与城市化发展等人文驱动因素。近年来,国内学者开始关注中国现行的财税体制对城市扩张的影响。《2011 年中国社会形势分析与预测》指出,城市化是继工业化之后又一个重大的发展动力,地方政府具有强烈的城市化冲动,然而这种城市化更多地是土地城市化即城市扩张,土地要素被重估,直接成就了地方政府的“土地财政”^[1],满足了地方政府的财政激励需求。因此,近 10 多年来我国城镇化超出了循序渐进的原则,出现相当程度的虚假城镇化和贫困城镇化,城镇用地扩张失控,表现为冒进式的城镇化^[2]。中国目前“摊大饼”式的城市发展模式中地方政府行为的一个基本动机是增加财政收入^[3-4],地方政府通过农地征收获得土地出让金来筹集资

金^[5]已成为普遍方式,现行财税体制以及地方政府的土地财政策略导致了耕地数量减少^[6-7]。因此,中国 1990 年代以来的城市扩张占地较多有其合理的成分,但与中国特殊的土地制度和财税制度有关^[8]。地方财政特别是县级基层财政系统十分依赖“土地财政”,地方政府为保证地方经济的发展和财税增长,在土地转让、建设用地扩张等获取土地收益行为上具有难于抑制的冲动^[9]。

中国特有的一揽子土地和财政制度导致了地方政府具有加快城市扩张的激励,地方政府为增加自身财政收入总量对城市扩张有着极大的兴趣,然而现有的研究多是从现行的财税制度和收益分配出发进行的逻辑推理,缺乏坚实的理论基础。本研究以“公地悲剧”这一著名理论为分析的起点,阐释现行土地和财税制度尤其是在中国式分权框架下的地方政府行为取向如何影响了城市扩张?影响程度如何?为实现城市的合理扩张应该进行什么样的制度调整?等等,建立一个相对统一的逻辑

收稿日期:2012-09-12

基金项目:国家自然科学基金项目(71073082);江苏省优势学科建设工程项目;南京财经大学科研基金项目(A2011015)

作者简介:李永乐,男,讲师,博士,主要研究方向为土地经济与管理、城市化与土地利用。

吴群,男,教授,博士,博士生导师,主要研究方向为土地经济与管理。

分析思路,并采用1999—2008年省际面板数据模型和SYS-GMM估计方法对提出的命题进行了检验。

二、理论分析

已有的研究证实分权不仅有收益,而且面临着很多成本^[1],成本之一就是资源的过度利用。中国式分权的核心内涵是财政分权与政治集权的紧密结合,而城市扩张可实现地方政府“财政收入”和“政绩”双重收益目标,一是通过城市扩张可获得更多获取土地出让金的源泉,二是通过城市建设和产业发展可获得新的经济增长点,从而带来政绩的提升,因此对于可以满足双重收益目标的城市扩张,地方政府必然倾心为之。基于“公地悲剧”这一经典理论,对可为地方政府获得“财政收入”和“政绩”双重收益的城市扩张效应进行分析,并阐释导致地方政府热衷城市扩张背后的体制原因。

自1968年英国加勒特·哈丁教授^[2]在Science上发表Tragedy of the Commons(公地的悲剧)一文以来,公地悲剧理论得到了广泛应用,姚俊等^[3]把公地悲剧的理论应用于我国集体土地产权制度分析,指出公地理论与我国集体土地产权特点有一定相关性。由于公共资源具有向一切人开放的非排他性,所以牧民会多放羊、渔民会多捕捞,最终导致“草原退化”和“竭泽而渔”。我国农地资源虽然不是“不具有任何排他性的共享资源”,但把全国的农地看作一个整体,把各地方政府看作进行土地征收的个体,与“牧民—过多放羊—草原退化”相对应的主体、客体和事件为“地方政府—过多征地—城市迅速扩张(农地过度减少)”。由于地方管辖范围内的农地足够多,因此各个地方政府犹如在很大的草原上放牧的牧民,也如在公海中捕鱼的渔民,牧民为了获得更多的可支配收入,多养羊,过多的羊导致了草原的退化甚至消失。^①地方政府为了获得更多的综合收益,可以通过城市扩张方式取得,过快的城市扩张减少了耕地的数量,会导致对农地这种资源的过度非农利用。因此,农地产权制度是农村土地具有“公地”属性的基础,中国式分权体制下地方政府对利益的诉求是农村土地被“悲剧”的动因,城市过度扩张是多种因素综合作用的结果。

考虑中国众多n个地方政府(尤其是市县级政府)共同拥有整个国家的土地使用权,而且假定

全国的土地是均质的。每个地方政府都有在辖区范围内通过城市扩张(征收土地)获得收益的自由,由于土地是固定的,地方政府只能在其管辖范围内并不能跨区域进行城市扩张,但由于其管辖区内土地能满足其征收需要,因此认为地方政府进行城市扩张的行为相对自由。用 $g_i \in (0, \infty)$ 代表第i个地方当年城市扩张的面积, $i = 1, 2, 3, \dots, n$; $G = \sum_{i=1}^n g_i$,代表城市扩张的总面积。 v 代表单位面积土地上获得的收益。一个重要的假设 v 是 G 的函数, $v = v(G)$ 。因为每个地区确实需要一定程度的城市扩张,一是满足地方经济可持续发展的需要,二是实现地方财政收入的增长和政绩的提升,那么存在一个适度城市扩张的最大数量 G_{max} ,如果一味地为了获得更多收益而进行城市扩张,将对经济社会可持续发展带来危害,同时对农地可持续利用产生不利影响,甚至危及中国粮食安全,触及18亿亩耕地红线。当城市扩张的面积很少时,增加一点扩张的数量不会对单位面积上收益产生不利影响,但随着城市扩张数量的不断增加,单位面积上土地收益就会下降,甚至是部分土地不产生收益,如被闲置的土地。因此,本文假定:

$$\frac{\partial v}{\partial G} < 0, \frac{\partial^2 v}{\partial G^2} < 0$$

在该博弈里,每个地方政府的问题是选择 g_i 以在现行财政分权体制下最大化自己的收益,而不从全国层面考虑,认为自己辖区的城市面积越大,能够获得的收益越多,对自己越有利,自己在地方政府间的竞争力就越强。^②且作为理性经济人的地方政府都认为,如果自己不进行城市扩张,那么收益将受损,比如引进外资的优势将减弱。假定城市扩张的单位面积土地成本为 c ,那么利润函数为:

$$\pi_i(g_1, \dots, g_i, \dots, g_n) = g_i v(\sum g_j) - g_i c, i = 1, 2, 3, \dots, n$$

最优化的一阶条件是:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial g_i} = v(G) + g_i v'(G) - c = 0, i = 1, 2, 3, \dots, n \dots (1)$$

上述一阶条件可以做如下解释:增加一单位城市扩张土地有正负两方面的效应,正的效应是城市扩张由农地转为建设用地本身可以产生的收益,最

^① 分析过程参考张维迎,2006《博弈论与信息经济学》,上海:上海三联书店/上海人民出版社,48-50。

^② 如果其他地区真的都不进行扩张(如设立开发区),只有一个地区建设了很好的开发区,当然对其有利,但事实是每个地方政府都会进行扩张。

直接的解释是非农用地的土地利用收益或效率高于农用地, 负的效应是城市扩张增量土地使之前城市建成区内土地的单位面积土地收益下降^① ($g_i v' < 0$)。对单个地方政府来讲, 最优解满足边际收益等于边际成本的条件。上述 n 个一阶条件 (式 1) 定义了 n 个反应函数, 即地方政府 i 针对其他地方政府的反应而做出反应:

$$g_i^* = g_i(g_1, \dots, g_{i-1}, g_{i+1}, \dots, g_n), i = 1, 2, 3, \dots, n$$

因为 (根据式 1),

$$\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial g_i^2} = v'(G) + v''(G) + g_i v''(G) < 0$$

$$\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial g_j \partial g_i} = v'(G) + g_i v''(G) < 0$$

所以,

$$\frac{\partial g_i}{\partial g_j} = - \frac{\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial g_i^2}}{\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial g_j \partial g_i}} < 0$$

就是说, 第 i 个地方政府的最佳城市建成区面积扩张数量随其他地区城市扩张数量的增加而递减^②, n 个反应函数的交叉点就是纳什均衡: $g^* = (g_1^*, \dots, g_i^*, \dots, g_n^*)$, 纳什均衡的总城市扩张面积为 $G^* = \sum_{i=1}^n g_i^*$ 。

将 n 个一阶条件相加, 可以得到

$$v(G^*) + \frac{G^*}{n} v'(G^*) = c$$

社会最优的目标是最大化下式的社会剩余总价值:

$$\max_c Gv(G) - Gc$$

最优化的一阶条件是:

$$v(G^{**}) + G^{**} v'(G^{**}) = c$$

G^{**} 是社会最优城市扩张面积, 比较社会最优的一阶条件与个人最优的一阶条件可知, $G^* > G^{**}$ 。

通过一阶条件 (式 1) 和中国现状认为, 如果地方政府没有考虑负效应, 则纳什均衡的各地区城市扩张面积之和明显大于全国最优的城市扩张面积; 即使每个地方政府在决定进行城市扩张时考虑了对现有土地单位价值可能产生的负效应, 但考虑的仅是对本地区单位面积土地收益的影响, 而并没有从全国角度考虑, 不因其他地区城市扩张面积多而减少本地区城市扩张数量, 即最优点上个人边际成本小于社会边际成本, 最终导致各地区城市扩张面积之和大于全国最优的城市扩张面积, 导致了土地的过度城市化, 不利于农地的可持续利用。

通过以上分析可知, 地方政府为获得更多的土地收益, 采取了加快城市扩张的策略, 而地方政府的行为与现行的中国式分权体制分不开, 因而得到本文所需要验证的命题是: 现行分权体制约束下的地方政府行为取向加快了城市扩张, 需要检验的具体变量是代表中国式分权核心内涵的两个代理变量 (财政分权和政府间竞争) 对城市扩张的影响。

三、实证研究

1. 计量模型的设定

为验证假说, 捕捉分权体制下的地方政府行为选择对城市扩张的作用, 我们建立了一个动态面板数据模型, 主要基于理性的地方政府希望获得一年比一年多的建设用地指标, 而且事实上地方政府下一年获得的建设占用耕地指标 (城市扩张) 是与上一年密切相关的, 对这一问题的考虑弥补国内已有研究的计量分析对此问题的忽略。基于此, 依照本文提出的所要验证的三个假说, 本文使用的计量方程设定为:

$$UG_{it} = \sum_{j=1}^n a_j UG_{it-j} + \beta_1 FD_{it} + \beta_2 COM_{it} + \beta_3 Province_i + \beta_4 Year_t + \beta_5 LM_{it} + \eta D + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 下标 i 和 t 分别代表第 i 个省份和第 t 年, 样本包括 1999—2008 年的 31 个内地省、自治区、直辖市的面板数据。 β 为相关自变量的回归系数, η 为虚拟变量的回归系数, ε 是残差项。因变量 UG 为城市扩张的代理变量, UG 数据为各省当年建设占用耕地数量, UG_{it-j} 为因变量滞后项, n 为最大滞后阶数; 核心自变量 FD 为财政分权变量, 核心自变量 COM 为地方政府间竞争变量, LM 为土地市场化水平; $Province$ 为省份特异效应, $Year$ 为年份特异效应; D 为虚拟变量, 考察 2002 年所得税分成对地方政府选择的影响。

2. 变量选择和说明

(1) 因变量

城市扩张指标 (UG , 单位: 公顷) 用建设占用耕地数据表示。目前我国农村集体农地非农化的途径主要有两种, 一是所有权性质改变的土地征收, 即国家首先征收农村集体所有的农用地, 然后再以行政划拨或市场化方式出让的形式供给土地使用

① 根据竞拍原理, 离 CBD 越远地价越低, 单位面积土地价格越低, 获得的土地财政收入越低。

② 现实情况是每个地方政府展开了城市扩张的竞赛。

者,进而转化为城市国有非农建设用地;二是所有权性质不变的农村内部建设占用,即不改变集体土地所有权的情况下将农地转化为农村非农建设用地,主要是农村居民点占地、农村道路建设占地和农村企业占地等。为了本文的研究在解释上具有可靠性、数据上具有可得性以及前后的连贯性,城市扩张很大程度上是以第一种途径实现的农地非农化作为研究对象,需要说明的是在历年城市建设用地扩张过程中,60%以上是占用耕地^[3],因此选取建设占用耕地数据表示城市扩张程度是合理的。

(2) 自变量

财政分权指标(FD, %):财政分权是分权的核心,是指通过法律等规范化的形式,上级政府(如中央政府)向下级政府(如地方政府)下放财政权力,给予地方政府一定的税收权力和支出责任范围,使得地方政府拥有一定的自主权,从而使地方政府能够主动选择满足其偏好的政策措施。收入分权是中央政府征税权的划分及下放,支出分权是中央政府和地方政府对于支出责任的划分。已有的文献中对财政分权的度量方法主要有两种,一种是目前使用较多的财政收支指标,用下级政府的财政收支份额来刻画财政分权程度;另一种是省级政府在本省预算收入中的边际分成率来衡量。^[4]不同研究根据研究的侧重点会选择不同的标准。虽然财政分权是一个多纬度的问题,单一的指标很难度量分权程度,但遗憾的是,信息的缺乏导致我们不得不用简单的收支份额度量财政分权^[5],但为避免单一指标带来的不稳定性,可设置多个财政分权指标,一来检验计量模型的稳健性,二来增强结果的可靠性,张晏和龚六堂^[6](2005)对财政分权指标进行了详尽的分析和探讨。基于本文的研究目的,采用预算内本级政府财政支出指标,为控制政府支出规模与人口数量之间可能存在的正向关系,对该指标进行人均化,即 $FD = \text{各省预算内人均本级财政支出} / \text{中央预算内人均本级财政支出}$ 。该指标为各省本级支出相对于中央本级支出的大小,可以看作是实际分权程度的一种度量。为更全面地反映财政分权的作用,并检验模型的稳健性,我们也采用了相对应的收入分权变量。

地方政府竞争指标(COM, 单位:100美元/人,取对数):实际上,面对财政压力,地方政府可以有两种选择来增加自身的财政收入总量,一是促进经济增长,获得更多税收,即增加预算内税收收入,通过招商引资发展工商业来获得更多的税收,二是增

加非正式资金收入^[7]。如张军等^[8]采用各省人均实际利用外商直接投资(FDI)来衡量,其原因是地方政府的标尺竞争主要体现在以吸引外资为主的经济发展战略上,一个省的人均FDI越高,说明这个省的竞争强度越大。地方竞争指标主要反映官员为“增长而竞争”的事实,体现了政的一面。有关地方政府为晋升而竞争的指标,不同学者根据研究目标的不同,采用了不同的衡量办法。傅勇等^[9]通过构造各地区外资企业的相对实际税率来刻画地方政府竞争的努力程度。具体做法是:先估算外资企业实际负担税率,再逐年计算各省份的实际税率均值,最后用该均值除以该年各省的税率得到竞争程度。相对税率越低(COM值越大),地方政府的竞争强度越大。基于本文的研究目的是考察政府间竞争对城市扩张的影响,且外商直接投资最终均要落实到土地上,因此本研究选择人均FDI作为地方政府竞争的代理变量,与马光荣等^[20]的研究相一致。

土地市场发育指标(LM, %):一般而言,土地市场化水平越高,土地价格越高,从而单位面积获得的土地出让金越高。目前我国已形成协议、招标、挂牌、拍卖等4种市场化水平不断提高的国有土地使用权出让方式,全国土地市场交易的平均单位地价^①显示,协议、招标、挂牌单位地价约为拍卖单位地价的28%、86%、71%,采取不同的方式出让最终会得到不同水平的价格。本文通过各出让类型价格比确定权重,进而衡量土地市场发育程度^②。土地市场发育对城市扩张的影响可能有正负两个方面:一是提高城市存量和增量土地的利用效率和交易价格,使已属城市地区的土地得到合理高效利用,减少再次进行城市扩张的数量,是发挥了市场机制配置资源的作用。二是土地以市场化方式出让,单位土地获得的土地出让金提高,增加了地方政府对城市土地的需求,其进行城市扩张的动力越大,是政府机制在起作用。因此,LM的符号取决于政府和市场作用的综合。

当2002年中央又把这两个所得税划为中央地方共享收入后(中央得60%,地方得40%),地方独享的营业税增长异常迅速,成为带动地方财政收入增长的最主要力量。为刻画2002年中央改变与地方政府关于企业所得税的分成比例这一政策调

① 资料来源:国土资源综合统计年报(2002—2005)。

② 具体计算方法参照:王青,陈志刚,叶依广,2007.《中国土地市场化进程的时空特征分析》,《资源科学》,第1期:43—47。

整对地方政府行为的影响, 引入 DUM02 作为时间哑变量, 2002 年之前取 0, 之后取 1。

(3) 数据来源

由于我们所需要的核心变量如城市扩张(建设占用耕地)、土地市场化水平数据在 1999 年后较为完整全面, 因此本文采用 1999—2008 年省际面板数据进行经验研究, 而且可以把 1997 年从四川省分离成立的重庆直辖市单独作为一个组别, 因此在回归中有共 10 年 31 个组别观测点(没有包括港澳台地区), 各省建设占用耕地数据来源于《中国国土资源年鉴》, 土地各出让方式相关数据来自《中国国土资源年鉴》, 地方竞争指标变量(人均 FDI) 来源于《中国统计年鉴》(2000—2009), 财政分权指标数据来源于《中国财政年鉴》和《中国税收年鉴》。

(4) 模型估计结果

由于本文计量模型的自变量中包括因变量的滞后项, 故此计量模型属于动态面板数据模型。估计时, 我们采用 Arellano 和 Bover(1995) 和 Blundell

和 Bond(1998) 提出的 SYS-GMM 估计量(system GMM), SYS-GMM 估计量(system GMM) 是在 Arellano 和 Bond(1991) 提出的 DIF-GMM 估计(first-differenced GMM) 的基础上发展而来的, 主要解决了 DIF-GMM 估计量较易受弱工具变量的影响而产生有限样本偏误的情形。DIF-GMM 估计量的基本思路是先对原动态计量方程求差分, 然后用一组滞后的解释变量作为差分方程中相应变量的工具变量, SYS-GMM 估计量结合了差分方程和水平方程, 此外还增加了一组滞后的差分变量作为水平方程相应变量的工具。因此在估计过程中我们采用了 SYS-GMM。此外, 根据对权重矩阵的不同选择, GMM 估计可分为一步(one-step) 和两步(two-step) 估计, 而在有限样本条件下, 两步 GMM 估计量的标准误差严重向下偏误, 从而影响统计推断, 因此相关研究采用了一步估计^[2]。参照姚先国等^[2]的研究, 我们将分别报告两种 SYS-GMM 估计值。如果估计系数的符号相同且大小变化相对较小, 则能从侧面证实我们结论的稳健性。

表 1 中国式分权对城市扩张影响的 SYS-GMM 估计结果

自变量	SYS1	SYS1	SYS2	SYS2
	支出分权	收入分权	支出分权	收入分权
LITFN	0.1980938* (0.1079137)	0.20559& (0.1294202)	0.1964421* (0.1177402)	0.2047199& (0.1423819)
FD	0.4741443*** (0.1433112)	0.3693152*** (0.1351851)	0.4633112*** (0.1539514)	0.3903895** (0.170809)
COM	0.1435107* (0.0750617)	0.1462179& (0.1011665)	0.1280891* (0.0743812)	0.1416457& (0.100861)
LM	-0.0026275 (0.003112)	-0.0030384 (0.0037842)	-0.001649 (0.0036397)	-0.0008126 (0.0048048)
DUM02	0.3522302*** (0.106346)	0.429493*** (0.1129361)	0.3242621*** (0.1147209)	0.4203759*** (0.1068424)
常数项	6.299783*** (0.7520582)	6.766253*** (0.8338517)	6.190392*** (0.8690916)	6.603327*** (1.043638)
Arellano-Bond AR(1) 检验	0.001	0.001	0.005	0.005
Arellano-Bond AR(2) 检验	0.684	0.745	0.660	0.740
Hansen 过度识别检验	0.203	0.201	0.203	0.201
有效样本数	248	248	248	248

注: 括号内为异方差稳健校正得到的标准误; 上标***、**、*、& 分别表示 1%、5%、10% 和 20% 显著性水平; SYS1 和 SYS2 分别表示一步 system-GMM 估计、两步 system-GMM 估计; Hansen 检验为工具变量过度识别约束检验, 其原假设是工具变量是有效的; Arellano-Bond AR(1) 和 AR(2) 检验分别为二阶和一阶序列相关检验。

表 1 给出了两种分权方式(支出分权和收入分权) 共 4 种 GMM 回归结果, 同时包括了一步和两步 SYS-GMM 回归结果。从模型的有效性来看,

表中的几个模型都通过了 Arellano-Bond 二阶序列相关检验和 Hansen 过度识别检验, 也通过针对 SYS-GMM 的额外工具变量的排除性约束检验。而

且核心自变量的符号均符合预期。一步 SYS-GMM 估计和两步 SYS-GMM 估计的结果相差也不大,只不过,大多数变量的两步 SYS-GMM 估计的系数要略小于一步 SYS-GMM 估计值。

城市扩张变量的自回归项系数为正,虽然显著性不是非常高,但在4个模型中都通过了15%的显著性水平检验,表示滞后一期的城市扩张对当期的城市扩张的影响存在正向影响,即表明城市扩张具有动态连续性,隐含的意义是地方政府在制定下一年的城市扩张计划或者向上一级政府要新增建设占用耕地指标时会参考上一年的情形。

从财政分权的回归系数来看,现行的财政分权体制加大了地方政府城市扩张的需求,促进了城市扩张。进一步地,支出分权的回归系数大于收入分权的回归系数,高出约27个百分点,表明财政支出对城市扩张的影响更大。因此,中央政府为减少建设占用耕地的数量,从财政支出上出台相应的规范性政策文件可能会比财政收入上规范效果更好,因为城市建成区面积的实质扩张一定程度上取决于地方政府财政支出进行基础设施建设的边界。

从 COM 的回归系数看,地区间的竞争对城市扩张起到推动作用,各地方政府为获取更多的投资来促进经济增长,通过过量征收城市周围的农村土地从而为企业提供更比城市存量土地更节约开发成本的增量土地成为各地趋于一致的策略选择,因此导致了竞争下的城市扩张竞赛。

从 LM 的回归系数来看,土地市场的建设的确提高了城市存量和增量土地的利用效率,一定程度上抑制了城市扩张,但由于地方政府追求土地出让金的需求,使得市场在配置资源过程中的作用得到抑制,因此,其效果并不显著。此结果隐含的政策含义是:继续加强土地市场建设是有效的,但必须对地方政府热衷追求土地收益的需求进行调整和引导,才能使市场更好地发挥作用。

针对所得税分成而设立的2002年虚拟变量在1%的显著性水平下显著为正,说明所得税分享比例的调整加快了地方政府对城市扩张的需求,此结果可在一定程度上解释为什么地方政府会在2002年以后对城市扩张和房地产开发倾注热情。

四、结论与政策含义

以公地悲剧这一著名的例子为理论分析的基础,阐释了地方政府在现行分权体制下的行为取向

带来的城市扩张效应,土地制度为地方政府进行城市扩张提供了基础和条件。中国式分权体制对城市扩张有着显著的推动作用。从收入分权和支出分权来看,支出分权对城市扩张的影响更大,因为城市建成区面积的实质扩张一定程度上取决于地方政府财政支出进行基础设施建设的边界,而且地方政府始终具有“重硬轻软”的财政支出倾向,因此应该更好地规范地方政府的财政支出,尤其是预算外财政支出。

地方政府为实现自身收益的增加对城市扩张有着显著的偏向,而且各自为政,结果最优点上个人边际成本小于社会边际成本,各地区纳什均衡所确定的城市扩张面积总和大于全国最优的城市扩张面积,农地资源被过度征收利用。因此,只有通过中央政府在更高层次上调节区域间的利益和各地的城市扩张行为策略(即“做对协调”)才能使得城市扩张在更大范围内实现边际收益等于边际成本。2010年5月国务院正式批准实施的《长江三角洲地区区域规划》是“做对协调”的直接体现,该规划中一个重要的发展方向和重点是基础设施建设与布局,通过区域一体化政策来协调长三角各城市,从而缓解或解决城市过快扩张和重复建设问题。

本文还发现,城市扩张具有动态连续性,滞后一期的城市扩张对当期的城市扩张的影响存在正向影响,因此可以解释为什么城市扩张持续不断;土地市场建设尤其是土地出让制度对城市扩张存在抑制作用,即价格机制表现的提高城市土地利用效率减缓城市扩张效应大于地方政府追求土地出让金加快城市扩张效应,但由于政府行为的影响,其效果并不显著;所得税分成对地方政府行为产生了影响,从而对城市扩张起到了推动作用,即地方政府行为具有利己倾向,中央政府可以通过税收分成比例调节改变对地方政府行为的激励方向(即“做对激励”),主要来实现对地方政府行为取向的调整,使得地方政府的行为偏向于有利于经济社会可持续发展的方向。

参考文献:

- [1]中国经济增长前沿课题组.城市化、财政扩张与经济增长[J].经济研究,2011(11):4-13.
- [2]陆大道.我国的城镇化进程与空间扩张[J].城市规划学刊,2007(4):47-52.
- [3]刘守英,蒋省三.土地融资与财政和金融风险——来自

- 东部一个发达地区的个案[J]. 中国土地科学, 2005(6): 3-9.
- [4] 周飞舟. 大兴土木: 土地财政与地方政府行为[J]. 经济社会体制比较, 2010(3): 77-89.
- [5] 陶然, 袁飞, 曹广忠. 区域竞争、土地出让与地方财政效应[J]. 世界经济, 2007(10): 15-27.
- [6] 李永乐, 吴群. 现行财税体制下我国耕地资源数量变化的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2007(6): 119-123.
- [7] 杜雪君, 黄忠华. 土地财政与耕地保护——基于省际面板数据的因果关系分析[J]. 自然资源学报, 2009(10): 1724-1728.
- [8] 刘守英, 廖炳光. 土地的城市化: 从外延扩张转向理性增长[EB/OL]. 国土资源政策法律网, <http://www.gtzycefl.com.cn/news.asp?Id=8416>.
- [9] 刘红梅, 肖平华, 王克强. 中国县级土地财政收入问题研究[J]. 中国土地科学, 2010(11): 35-40.
- [10] 王永钦, 等. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J]. 经济研究, 2007(1): 4-16.
- [11] Hardin G. The Tragedy of the Commons [J]. Science, 1968, 162: 1243-1248.
- [12] 姚俊, 孙雁, 刘友兆. 避免“公地悲剧”——我国集体土地产权制度改革向度分析[J]. 中国土地, 2009(2): 20-22.
- [13] 曲福田, 陈江龙, 陈会广. 经济发展与中国土地非农化[M]. 北京: 商务印书馆, 2007: 3.
- [14] Ma Jun. 1997. Intergovernmental Relation and Economic Management in China [M]. Macmillan Press.
- [15] Martinez-Vazquez, Jorge and R M McNab. Fiscal Decentralization and Economic Growth [J]. World Development Report, 2003, 31(9): 1597-1616.
- [16] 张晏, 龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J]. 经济学(季刊), 2005(1): 75-108.
- [17] 郭艳茹. 中央与地方财政竞争下的土地问题[J]. 经济社会体制比较, 2008(2): 59-64.
- [18] 张军, 高远, 傅勇, 等. 中国为什么拥有了良好的基础设施[J]. 经济研究, 2007(3): 4-19.
- [19] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向[J]. 管理世界, 2007(3): 4-12.
- [20] 马光荣, 杨恩艳. 中国式分权、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 制度经济学研究, 2010(1): 10-24.
- [21] 王守坤, 任保平. 中国省级政府间财政竞争效应的识别与解析[J]. 管理世界, 2008(11): 32-43.
- [22] 姚先国, 张海峰. 教育、人力资本与地区经济差异[J]. 经济研究, 2008(5): 47-57.

(责任编辑: 刘浩)

Chinese-style Decentralization and Urban Sprawl: An Explanation under the Tragedy of the Commons

LI Yongle^{1,2}, WU Qun³

(1. School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China; 2. Institute for Urban Development, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China; 3. China Center for Land Policy Research of Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: With “the tragedy of the commons” as a starting point for analysis, the paper empirically analyzed the local governments’ behaviors that affected urban sprawl under the Chinese-style decentralization system. As the strategy choice in various regions tended to be unified, the marginal personal cost was less than the marginal social cost at the optimal points and the total city expansion area determined by Nash Equilibrium was bigger than the national optimal city expansion area, thus resulting in the over urban sprawl. The method of system-GMM was used to treat the provincial dynamic panel data recursive model from the Statistical Yearbook from 1999 to 2008 and the result showed that power division is positively related to city expansion, in which expenditure power division’s role is bigger than that of income power division. Local governments boosted the urban sprawl with their efforts of increasing competition. The central government is needed to redirect the behavioral orientation of local government and thus realize the rational expansion of city through incentive and coordination policies. The result also showed that the lagged urban sprawl exerted a positive influence on the current urban sprawl and the land market construction is beneficial to the slowing down of urban sprawl, though with vague effect.

Key words: Chinese-style Fiscal Decentralization; Urban Sprawl; the Tragedy of the Commons; Local Fiscal Revenue

048

城市化与城市土地利用结构的相关研究

李永乐¹ 吴群² 舒帮荣³

(1. 南京财经大学公共管理学院, 江苏 南京 210023; 2. 南京农业大学土地管理学院, 江苏 南京 210095;

3. 江苏师范大学测绘学院, 江苏 徐州 221116)

摘要 城市化发展与城市土地利用结构变化存在相互影响。从城市化的核心内涵生产(就业)和生活(居住)两条路径出发,建立了城市化与城市土地利用结构之间的逻辑关联,并利用2000-2009年中国29个省际面板数据模型进行了实证检验。结果显示:从全国来看,生活用地比重与城市化发展呈现显著的正相关关系,生产用地比重与城市化发展呈现倒U型变化趋势。公共设施用地比重和市政公用设施用地比重与城市化的关系在各地区均表现为显著的正相关关系,且回归系数呈现自东向西逐渐减小的趋势。道路广场用地比重与城市化的关系在东部和西部呈现显著的正相关关系,且东部的系数明显大于西部,因此加强东部地区内的道路建设对提高整体城市化水平更为有效。对外交通用地比重与城市化之间的关系呈现自东向西的渐变趋势,在东部地区两者呈现显著性正相关关系,中部地区的正相关关系不明显,西部地区呈现负相关关系。可以通过调整城市土地利用结构来推进城市化发展。

关键词 城市化;城市土地利用结构;面板数据模型;相关关系

中图分类号 F301 文献标识码 文章编号 1002-2104(2013)04-0104-07 doi:10.3969/j.issn.1002-2104.2013.04.018

城市化的核心特征主要包括城市人口数量的增加和城市用地规模的扩大。城市化水平是一个国家或地区经济发展水平的重要标志,城市化发展必然带来城市区域的外延扩张和城市内部用地结构的重组。^[1]自1996年我国人口城市化水平超过30%(30.48%)以后,城市人口比重和城市建成区面积增长速度加快,尤其是2000-2010年人口城市化和城市建成区面积年均分别增长1.37%和1762 km²,城市建成区面积的扩张超出了循序渐进的原则,城市用地规模扩张失控^[2]。国内外关于城市建成区总量规模扩张和控制的研究很多,主要集中于城市扩张特征和驱动因素两个方面,在关注城市化与城市用地扩张总量关系的同时,理应考量城市化与城市土地利用结构之间的关系,因为城市用地管理的两个重要方面分别是总量控制和结构管理,城市土地利用结构又是城市土地利用及城市规划研究的核心内容之一^[3-4]。既有的关于城市土地利用结构的研究主要集中于结构特征及驱动力^[5-7]、结构效益^[8]及其合理性^[9]等等,直接就城市化与城市土地利用结构关系研究的较少。

目前,虽然已有研究注意到了城市化和城市土地利用

结构之间的关系,从全国^[10]和省域(如重庆^[11])尺度出发,采用时间序列数据,通过相关分析、回归分析和Granger因果检验的方法进行了数量关系的探讨,但并没有相应的基于省级面板数据的实证研究,而且没有从理论上阐释城市化发展与城市土地利用结构之间的内在逻辑,仅得到了统计上的数量关系。本文从城市化的核心内涵——生产(就业)和生活(居住)两条路径为切入点,建立城市化与城市土地利用结构之间的逻辑关联,以求为更好地阐释两者之间的相关关系奠定基础,为从调整城市土地利用结构角度来推进城市化进程提供理论依据,为实现我国“十二五规划”中推进城镇化的重要任务提供决策支持。为此,本文尝试回答以下问题:①城市各用地类型与城市化之间是否仅存在单纯的正向或者负向的线性关系?还是存在其他类型?②两者之间的数量关系如何?地区之间是否存在差异?等等。

1 理论分析

土地利用结构的形成是人类活动与自然条件综合作

收稿日期:2012-10-14

作者简介:李永乐,博士,讲师,主要研究方向为城市化与土地利用管理。

基金项目:国家自然科学基金项目“财政分权、地方政府偏好与区域土地利用变化”(编号:71073082);江苏高校优势学科建设工程项目;南京财经大学科研基金项目“中国式分权、地方财政收支偏向与城市用地规模扩张”(编号:A2011015);江苏省2010年普通高校研究生科研创新计划(编号:CX10B_061R)。



用的结果,各种经济活动在城市空间上的投影形成一定的城市空间结构,是城市经济发展程度、阶段、内容的空间反映^[3]。城市土地利用结构是城市内部各种功能的用地比例和空间结构及其相互影响、相互作用的关系^[4]。随着城市化进程加快,城市的社会结构、经济结构和生态结构等也在变化,这些变化必定会通过相应的土地利用结构得到反映^[4]。

根据“结构-功能”理论,城市土地利用结构一定程度上决定了城市功能的发挥,城市建设用地结构的变化是体现城市设施水平、环境质量和城市功能完善程度的重要指标^[5]。厂商和居民的各种经济活动在空间上的投影就形成一定的城市空间结构,它是城市经济发展程度、阶段、内容的空间反应。从本质上讲,人口城市化内涵的关键指标是安居和乐业,即人们可以在城市中从事生产(就业)和生活(居住),不管城市土地利用结构如何变化,必须要提供生产和生活功能。与生产功能直接对应的用地类型^①是工业用地和仓储用地,与生活功能直接对应的土地是居住用地和绿地。间接支持生产和生活的用地类型有对外交通用地、公共设施用地、市政公用设施用地和道路广场用地,其中前两种用地类型与生产活动更加密切,后两种用地类型与人们生活更加密切(见图1)。

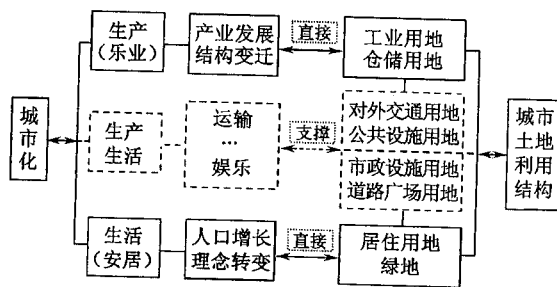


图1 城市化与城市土地利用结构的逻辑关系图解
Fig. 1 The logical relationship between urbanization and urban land use structure

注:①实线(框)表示与生产(乐业)和生活(安居)直接相关的用地类型所建立的逻辑关联,虚线(框)表示对人们生产和生活起支撑作用的用地类型所建立的逻辑关联。②特殊用地主要包括军事设施、涉外、宗教、监教、墓地等用地,未纳入逻辑分析框架,因其面积的多少与城市化发展关联较小。

1.1 城市土地利用结构变化对城市化发展影响的逻辑分析

与生产相关的用地增加、交通及公共设施用地的增加,即基础设施条件的改善必然会吸引更多的企业到该地区来落户、投资和生产,这也是我国目前各地引资竞争的

重要手段(竞相设立开发区)。工业用地数量的增加并不一定带来城市化水平的整体提高,是人口城市化发展的必要条件而非充分条件,究其原因有二:一是由于我国户籍的限制所产生的排斥作用,人们即使在城市中工作,但并未真正转移到城市中成为市民,即离土不离乡;二是由于工业生产过程中所形成的废气、废水和固体排放物对环境的污染,可能成为关注环境、关注健康的人们主动选择离开的重要原因。住宅用地的增加,提供更多用来居住的住房;绿地的增加,可以绿化和改善环境;市政公用设施用地和道路广场用地的增加,可以增加人们生活的便利度,这些都将成为吸引人来生活、提高城市化水平的条件,因此能促进城市化水平的提高。当然,住宅用地的增加在短期内可能并不能形成实质的城市化,比如鄂尔多斯的“鬼城”,因此预期住宅用地和城市化关系可能并不显著。

1.2 城市化发展对城市土地利用结构变化影响的逻辑分析

城市中产业结构的升级、二三产业产值比重的变化会引起城市土地利用结构的变化。根据经济发展阶段理论,城市产业结构会经历由“第二产业大于第三产业”向“第三产业大于第二产业”转变,当第二产业比重下降时,与之相对应的工业用地比重将下降,因此生产用地比重可能经历由大到小的变化过程。产业结构演变影响着城市用地结构转换,而城市用地结构的转换又是城市产业结构优化升级的物质基础^[6]。城市中人们生活理念的转变也会引起城市土地利用结构的变化。工业化前、中期,人们对市政设施、广场、绿地等关注度不高,因此此类用地比重较小,但随着人口增长、人们生活理念的转变,不仅要求住房条件得到进一步改善,而且要求完善与提高生活质量有关的设施和条件,特别是改善城市的生态环境^[7],这时居住用地比重逐渐增大,绿地比重逐渐增大,与人们生活息息相关的用地类型(如市政设施用地和道路广场用地)将随着城市化的发展而逐渐增多。当然,科技进步、土地利用政策转变、节约集约利用土地理念的倡导都会促使土地利用结构发生变化,这些也都是贯穿于城市化发展过程中,尤其是城市土地利用出现低效闲置时。

以上分析表明,城市化与城市土地利用结构有着密切的联系,作用途径是为人们提供不同数量的生产和生活用地。随着城市化的不断发展,产业结构变迁和人们生活理念的转变,用地结构也将相应发生变化;当某个地区用地结构发生变化时,也会对城市化发展带来相应影响。

① 本文采用的城市用地分类标准是1990年颁布《城市用地分类与规划建设用地标准(GBJ 137-90)》,因在已出版的历年《中国城市建设统计年鉴》上依据此标准,主要包括居住用地、公共设施用地、工业用地、仓储用地、对外交通用地、道路广场用地、市政公用设施用地、绿地和特殊用地共9类。尚未有以新的《城市用地分类与规划建设用地标准(GB50137-2011)》统计数据。



2 数据来源与模型设定

2.1 数据来源与变量说明

表1给出了实证分析中所涉及的主要变量说明和描述性统计。城市化水平数据来源于《新中国统计资料六十年汇编》和2010年《中国统计年鉴》，各类城市用地比重根据历年《中国城市建设统计年鉴》(2000-2010)用地面积数据计算得到，数据不包括港澳台地区。由于自2006年之后《中国城市建设统计年鉴》中上海市的用地面积数据缺失，西藏的城市化数据缺失。最终本文所使用的数据是2000-2009年29个省级行政区的面板数据。为考察不同区域间的差异，本文依照研究中较为通行的方法对东、中、西部地区进行划分：东部地区包括北京、天津、浙江、江苏、福建、广东、辽宁、山东、河北、海南10个省份，中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省份，西部地区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、西藏11个省份。

2.2 计量模型设定与说明

已有的研究^[10-11]主要以时间序列数据为基础，采用多元线性回归和因果检验的方法进行了计量分析。本文使用面板数据模型对城市化与城市土地利用结构的关系进行更为精确的探讨，面板数据是截面数据与时间序列数据综合起来的一种数据资源，兼有截面数据和时间序列数据的特点，弥补了时间序列数据过短的问题。根据前文的理论分析，将计量模型设定为：

$$URBAN_{it} = c + \sum_{j=1}^n \alpha_j LS_{it} + \beta_1 Province_i + \beta_2 Year_t + \varepsilon_{it} \quad (I)$$

$$LS_{it} = c + \alpha_1 URBAN_{it} + \beta_1 Province_i + \beta_2 Year_t + \varepsilon_{it} \quad (II)$$

模型(I)考查城市土地利用结构与城市化水平之间的数量关系，模型(II)考查城市化水平对某类型用地比重的影响。其中，URBAN和LS分别代表城市化水平和用地结

构比重，c为常数项。下标i和t分别代表第i个省份和第t年，Province为省份特异效应，Year为年份特异效应；ε为随机扰动项，它服从独立同分布。

3 结果解释

对于静态的面板数据估计方法，主要有固定效应和随机效应模型，选择原则是根据Hausman检验结果^[12]。考虑到各个省份之间的差异可能会造成面板数据模型中的异方差问题，本文使用可行的广义最小二乘法估计对固定效应模型的组间异方差和序列相关进行修正。

3.1 城市土地利用结构变化对城市化发展的影响

根据Hausman检验结果，应采取固定效应方法进行估计，为便于比较，表2也列出了随机效应估计结果。模型(1)和模型(2)考查了各类用地结构对城市化水平的影响，模型(3)和模型(4)是为了考查工业用地比重变化对城市化的影响是否存在二次项。

从表2的模型结果来看，各变量的回归系数与理论预期基本一致。公共设施用地、市政公用设施用地和绿地比重与城市化水平提高通过了1%的显著性水平检验，表现为正相关关系，可能的原因是这些用地比重的增加能够更多地增加了人们的活动空间，更好地改善人们的生活环境，也暗含着人民对城市生活质量的要求。因此，提高与人们生活相关的用地比重有利于城市化水平的提高。以模型(2)为例，道路广场用地比重与城市化水平呈现1%的显著性水平的正相关关系，而对外交通用地比重与城市化水平呈现1%的显著性水平负相关关系，其隐含意义是对内交通用地比重的增加对城市化发展有利，对外交通用地比重的增加对城市化发展不利，如高速公路或铁路的建设必须有出口或站点才能对某地的经济发展产生有利的影响。然而，中国目前许多城市“无缝衔接”在综合交通

表1 变量说明与描述性统计分析
Tab. 1 Variable description and descriptive statistical analysis

变量 Variable	变量描述 Variable description	平均数 Mean	中位数 Median	最大值 Maximum	最小值 Minimum	标准差 Standard deviation
城市化水平	城镇人口占总人口的比重(URBAN, %)	43.32	41.70	85.00	19.60	13.34
生产用地	工业用地比重	20.18	20.92	28.18	6.85	3.72
	仓储用地比重	4.04	4.08	9.52	0.86	1.35
	对外交通用地比重	5.30	5.01	9.83	2.76	1.43
支撑用地	公共设施用地比重	12.76	12.27	21.46	4.58	2.82
	市政公用设施用地比重	3.86	3.45	11.62	1.64	1.64
	道路广场用地比重	9.74	9.69	15.34	2.18	2.18
生活用地	居住用地比重	31.74	31.26	47.70	24.21	3.59
	绿地比重	9.60	9.36	20.23	2.66	2.88



表2 城市土地利用结构对城市化的影响估计结果
Tab. 2 Estimated results that urban land use structure affects to urbanization

被解释变量:城市化 Explanatory Variable: urbanization	模型(1) Model(1)	模型(2) Model(2)	模型(3) Model(3)	模型(4) Model(4)
解释变量	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应
常数项	-1.991 543 (-0.103 870)	13.555 58 (1.017 944)	-182.106 7 ** (-2.513 612)	-154.718 3 *** (-2.798 366)
生产用地比重				
工业用地比重	0.449 230 *** (2.100 961)	0.325 395 ** (2.076 930)	2.472 896 *** (3.323 116)	2.255 525 *** (3.967 039)
仓储用地比重				
生产用地比重二次项			-0.134 100 *** (-4.785 085)	-0.163 069 *** (-6.219 861)
支撑用地比重				
对外交通用地比重	-1.278 837 *** (-3.421 167)	-1.664 729 *** (-6.400 300)	0.477 164 (0.635 182)	0.287 172 (-0.502 974)
公共设施用地比重	0.601 351 *** (3.070 055)	0.481 368 *** (3.210 190)	2.487 461 *** (3.483 123)	2.277 986 *** (4.167 892)
市政公用设施用地比重	1.547 188 *** (4.056 417)	0.954 161 *** (3.541 604)	2.750 818 *** (3.679 473)	2.249 465 *** (4.083 675)
道路广场用地比重	1.351 562 *** (5.575 328)	1.148 365 *** (6.327 075)	3.003 412 *** (4.176 247)	2.715 660 *** (4.968 752)
生活用地比重				
居住用地比重	0.260 749 (1.384 543)	0.162 010 (1.220 059)	2.186 207 *** (2.987 685)	1.906 629 *** (3.405 975)
绿地比重	0.638 720 *** (2.914 111)	0.475 346 *** (3.253 017)		
特殊用地			2.148 417 *** (3.135 334)	1.786 669 *** (3.338 955)
Adj. R ²	0.570	0.995	0.602	0.993
F 值	50.196	1 368.783	50.139	910.697
观测值	290	290	290	290

注:①*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1% 的显著性水平,括号内为 t 检验值,空白处表示未考虑此变量。

枢纽内没能得到实施,枢纽建设过于强调自身的运营速度、运营效率,而忽视了与城市发展的密切结合和相互协调关系^[9],对城市化发展不利。

模型结果显示,居住用地比重与城市化发展具有同步变化的趋势,但显著性水平不高,可能的原因有二:一是短期内居住用地的增加可能并不能形成实质的城市化,需要相关配套设施的完善,如有了优美的环境才能有效吸引人们去居住,因而,生活用地比重(居住用地与绿地比重之和)与城市化呈现出 1% 水平下的显著正相关关系;二是近年来过高的房价阻碍了人口城市化。生产用地比重与城市化发展呈现倒 U 型变化趋势,即当生产用地比重超过某个临界值后,再增加生产用地的比重对城市化发展不利。为加快城市化发展速度,可以通过城市用地结构的调

整来实现,压缩生产用地,增加生活用地,保证基础设施和环境建设用地使土地更好地适应城市发展的需要。

表 3 反映了城市土地利用结构对城市化影响的区域差异。从生产用地回归系数来看,东部地区与全国情形类似,处于生产用地比重提高城市化水平提高阶段,中西部地区生产用地比重提高对城市化水平提高的影响并不显著,可能的原因是中西部地区更多地采取“候鸟式”或者“离土不离乡”的生产方式,由于受户籍制度、土地制度等约束,其中的大部分人不能拥有城市户籍^[9]。从生活用地回归系数来看,各地区生活用地比重与城市化发展呈现显著的正相关关系,东部地区的显著性程度最高,在 1% 的显著性水平下正相关。公共设施用地比重和市政公用设施用地比重与城市化的关系在各地区均表现为显著的



正相关关系,且回归系数由东至西呈现逐渐减小的趋势。

道路广场用地比重与城市化在东部和西部均呈现显著的正相关关系,且东部的系数明显大于西部,因此东部和西部加强辖区内的道路建设有利于城市化水平的提高,东部地区的效果更为明显。对外交通用地对城市化的影响呈现自东向西的渐变趋势,在东部地区两者呈现显著性正相关关系,中部地区的正相关关系不明显,西部地区呈现负相关关系。因而要提高西部地区的城市化水平,需要关注对外交通用地的建设。

3.2 城市化发展对城市土地利用结构变化的影响

表4反映了城市化发展对城市土地利用结构的影响,采用的是单变量回归模型,主要用于捕捉城市化发展与各用地类型之间的正、负向关系。城市化系数均通过了1%的显著性检验,调整后的样本可决系数均达到0.98以上,

模型拟合良好。模型(11) - 模型(16)的含义是,随着城市化水平的提高,生产用地、市政公用设施用地和对外交通用地比重逐渐下降,生活用地、道路广场用地和公共设施用地比重逐渐增加,与边学芳等^[10]基于1981 - 2000年全国时间序列数据得到的结果一致。

4 结论与讨论

本文构建了一个城市化发展与城市土地利用结构之间相互关系的分析框架,通过构建城市化和各类型城市土地利用比重指标,运用我国2000 - 2009年29个省(直辖市、自治区)的面板数据进行了实证检验。得到的结论如下:

(1)从全国来看,生活用地比重与城市化发展呈现出显著的正相关关系,但居住用地比重与城市化水平的相关

表3 城市土地利用结构对城市化影响的区域差异估计结果
Tab. 3 Estimated results that urban land use structure affects to urbanization in different regions

变量 Variables	东部地区 Eastern region		中部地区 Middle region		西部地区 Western region	
	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
常数项	-359.381 6*** (-2.850 375)	-376.602 2*** (-2.912 900)	-179.724 0 (-1.611 645)	-86.404 99 (-1.056 961)	-102.589 1 (-1.363 418)	-98.070 08 (1.305 406)
生产用地比重	4.455 216*** (3.460 558)	4.823 543*** (3.698 005)	1.830 339 (1.572 394)	1.467 699* (1.742 790)	1.037 028 (1.343 574)	1.104 506 (1.429 974)
生产用地二次项		-0.121 914** (-2.640 134)		-0.401 373*** (-7.284 710)		-0.050 762 (-1.257 634)
对外交通用地比重	2.135 460* (1.695 311)	2.766 731** (2.190 999)	0.310 716 (0.256 884)	0.410 026 (0.473 504)	-0.378 144 (-0.480 305)	-0.322 716 (-0.410 268)
支撑用地比重	3.614 800*** (2.866 069)	3.940 146*** (3.073 287)	2.996 077*** (2.839 099)	2.151 247*** (2.740 701)	1.531 269** (2.072 066)	1.506 431** (2.043 017)
市政公用设施用地比重	6.383 016*** (4.474 955)	6.270 042*** (4.326 401)	2.593 430* (1.979 188)	1.472 112 (1.565 938)	1.527 626** (2.071 469)	1.452 743* (1.967 972)
道路广场用地比重	5.671 049*** (4.573 703)	5.652 841*** (4.421 763)	2.575 001** (2.191 147)	1.250 450 (1.447 711)	2.039 828*** (2.743 832)	1.952 448** (2.621 597)
生活用地比重	3.835 230*** (3.039 957)	3.960 469*** (3.041 247)	2.436 965** (2.148 587)	1.481 645* (1.785 423)	1.552 839** (2.027 098)	1.492 612* (1.950 326)
绿地比重						
特殊用地比重	3.098 878*** (2.663 860)	3.431 162*** (2.927 147)	-0.635 795 (-0.506 949)	-2.055 917*** (-4.312 201)	2.009 994** (2.519 109)	1.863 316 (2.319 842)
Adj. R ²	0.997	0.995	0.939	0.987	0.987	0.987
F值	1 834.128	960.959	79.496	371.610	436.283	402.395
观测值	100	100	80	80	110	110

注:①*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为t检验值,空白处表示未考虑此变量。②根据Hausman检验结果,表3中的模型均采用固定效应估计方法。



表4 城市化发展对城市土地利用结构的影响估计结果
Tab. 4 Estimated results that urbanization development affects to urban land use structure

变量 Variables	生产用 地比重 Proportion of land for Production	生活用地比重 Proportion of land for living	市政公用设 施用地比重 Proportion of land for municipal utilities	道路广场 用地比重 Proportion of land for road and square	对外交通 用地比重 Proportion of land for transportation	公共设施 用地比重 Proportion of land for public facilities	
模型(II)	模型(11)	模型(12)	模型(13)	模型(14)	模型(15)	模型(16)	
城市化	常数项	32.648 37 *** (47.208 21)	34.854 83 *** (44.910 77)	4.521 236 *** (41.306 00)	-0.299 875 (-0.688 189)	12.260 94 *** (41.352 00)	8.928 410 *** (17.525 70)
	系数	-0.194 559 *** (-12.229 72)	0.149 763 *** (8.398 257)	-0.015 253 *** (-6.070 900)	0.231 736 *** (23.124 36)	-0.160 616 *** (-23.546 85)	0.088 321 *** (7.537 380)
Adj. R ²	0.995	0.997	0.994	0.990	0.980	0.990	
F 值	1 846.650	2 622.779	1 619.526	885.140	447.335	927.663	

注:①***表示1%的显著性水平。

关系并不显著,可能的原因是近几年过多的居住用地供应后尚未形成有效住房供应和过高的房价阻碍了人口向城市迁移。

(2) 分析结果表明,生产用地比重与城市化发展存在倒U型变化趋势,即当工业生产用地比重超过某个临界值时对城市化发展不利。从分析的样本来看,尚未出现理论分析所表现出的由于工业用地比重的增加、工厂排污量的增加所导致的“逆城市化”现象。

(3) 可以通过调整城市土地利用结构来推进城市化发展,但不同地区间城市土地利用结构对城市化的影响存在差异。根据计量模型分析结果,总体来看,提高城市中生活用地比重对各地区城市化发展都是有利的;公共设施用地比重、市政公用设施用地比重和道路广场用地比重与城市化水平呈现显著的正相关关系,但东、中、西部地区存在差异,因而各地基础设施建设需要差别化管理。

由于不同城市的功能定位取决于诸多因素,本文仅是对东部、中部和西部三大地区的分析。开展不同类型、不同等级、不同城市化阶段城市的实证研究,从而客观、全面的反映城市化与城市土地利用结构之间的关系成为笔者下一步探索的重点。

(编辑:王爱萍)

参考文献(References)

- [1] Hasse J E, Lathrop R G. Land Resources Impact Indications of Urban Sprawl [J]. Applied Geography, 2003, 23 (2): 159-175.
- [2] 陆大道. 我国城镇化进程与空间扩张 [J]. 城市规划学刊, 2007 (4): 47-52. [Lu Dadao. Urbanization Process and Spatial Sprawl in China [J]. Urban Planning, 2007 (4): 47-52.]
- [3] 杨重光. 调整用地结构是21世纪初中国城市土地管理的主要内容 [J]. 中国土地科学, 2001, (1): 8-9 [Yang Chongguang. Adjust the Land Use Structure is the Main Content of China's Urban Land Management in the 21st Century [J]. China Land Science, 2001, (1): 8-9]
- [4] Sutton P C. A Scale-adjusted Measure of 'Urban sprawl' Using Nighttime Satellite Imagery [J]. Remote Sensing of Environment, 2003, 8: 353-369.
- [5] Chris Davis, Tim Schaub. A Trans Boundary Study of Urban Sprawl in the Pacific Coastregion of North America: The Benefits of Multiple Measurement Methods [J]. International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation, 2005, 7: 268-283.
- [6] 刘雨, 刘玉振. 城市土地利用结构变化及其驱动力研究 [J]. 国土资源科技管理, 2011, 28 (1): 67-73 [Liu Yu, Liu Yuzhen. Driving Forces and Evolution of Urban Land Use Structure [J]. Scientific and Technological Management of Land And Resources, 2011, 28 (1): 67-73]
- [7] 鲁春阳, 文枫, 杨庆媛, 等. 地级以上城市土地利用结构特征及影响因素差异分析 [J]. 地理科学, 2011, 31 (5): 600-607. [Lu Chunyang, Wen Feng, Yang Qingyuan, et al. Characteristics and Driving Factors of Urban Land Use Structure of Cities at Provincial Level and Above [J]. Scientia Geographica Sinica, 2011, 31 (5): 600-607.]
- [8] 宋吉涛, 宋吉强, 宋敦江. 城市土地利用结构相对效率的判别性分析 [J]. 中国土地科学, 2006, 20 (6): 9-15. [Song Jitao, Song Jiqiang, Song Dunjiang. Discriminated Analysis for the Efficiency of Urban Land Use Structure [J]. China Land Science, 2006, 20 (6): 9-15]
- [9] 郑新奇, 孙元军, 付梅臣, 等. 中国城镇建设用地结构合理性分析方法研究 [J]. 中国土地科学, 2008, 22 (5): 4-10. [Zheng Xinqi, Sun Yuanjun, Fu Meichen, et al. Study on the Analytical Method of Rationality of Urban Construction Land Structure [J]. China Land Science, 2008, 22 (5): 4-10.]



- [10] 边学芳, 吴群, 刘玮娜. 城市化与中国城市土地利用结构的相关分析 [J]. 资源科学, 2005, 27(3): 73-78. [Bian Xuefang, Wu Qun, Liu Weina. Relationship Between Urbanization and Urban Land Use Structure Change in China [J]. Resources Science, 2005, 27(3): 73-78.]
- [11] 鲁春阳, 杨庆媛, 文枫. 城市化与城市土地利用结构关系的协整检验与因果分析: 以重庆市为例 [J]. 地理科学, 2010, 30(4): 551-557. [Lu Chunyang, Yang Qingyuan, Wen Feng. Cointegration Test and Granger Causality Test for the Relationship Between Urbanization and Urban Land Use Structure: A Case Study of Chongqing [J]. Scientia Geographica Sinica, 2010, 30(4): 551-557.]
- [12] 袁丽丽. 城市化进程中城市用地结构演变及其驱动机制分析 [J]. 地理与地理信息科学, 2005, 21(3): 51-55. [Yuan Lili. Analyses of the Evolvement and Its Dynamic Mechanism of the Spatial Structure of Urban Land in Urbanization [J]. Geography and Geo-Information Science, 2005, 21(3): 51-55.]
- [13] 崔功豪, 等. 城市地理学 [M]. 南京: 江苏教育出版社, 1992: 76. [Cui Gonghao, et al. Urban Geography [M]. Nanjing: Jiangsu Education Press, 1992: 76.]
- [14] 鲁春阳, 杨庆媛, 靳东晓, 等. 中国城市土地利用结构研究进展及展望 [J]. 地理科学进展, 2010, 29(7): 861-868. [Lu Chunyang, Yang Qingyuan, Jin Dongxiao, et al. Research Progress and Prospects of the Researches on Urban Land Use Structure in China [J]. Progress In Geography, 2010, 29(7): 861-868.]
- [15] 李江, 郭庆胜. 基于信息熵的城市用地结构动态演变分析 [J]. 长江流域资源与环境, 2002, 11(5): 393-397. [Li Jiang, Guo Qingsheng. Analysis of Dynamic Evolvement in Urban Land-Use Composition Based on Shannon Entropy [J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2002, 11(5): 393-397.]
- [16] 李培祥. 城市土地利用结构转换与产业结构演变关系分析: 以广东城市为例 [J]. 资源与产业, 2010, 12(4): 140-144. [Li Pengxiang. A Case Study on Guangdong Cities: Analysis on Relationship Between Land Utilization Structure Conversion and Industrial Structure Evolution [J]. Resources & Industries, 2010, 12(4): 140-144.]
- [17] (美) 拉姆·拉玛纳山. 应用计量经济学(第5版) [M]. 薛菁蓉, 译. 北京: 机械工业出版社, 2003. [Ramu Ramanathan, Introductory Econometrics With Applications (5th edition) [M]. Translated by Xue Jingrui. Beijing: China Machine Press, 2003.]
- [18] 陆大道. 关于避免中国交通建设过度超前的建议 [J]. 地理科学, 2012, 32(1): 2-10. [Lu Dadao. The Proposition to Avoid the Over Advance and Inappropriate Construction of China's Transport Infrastructures [J]. Scientia Geographica Sinica, 2012, 32(1): 2-10.]
- [19] 袁志刚, 绍挺. 土地制度与中国城市结构、产业结构选择 [J]. 经济学动态, 2010, (12): 28-35. [Yuan Zhigang, Shao Ting, Land Institution and the Choice of China Urban Structure and Industrial Structure [J]. Economic Perspectives, 2010, (12): 28-35.]

Correlation Study Between Urbanization and Urban Land Use Structure

LI Yong-le¹ WU Qun² SHU Bang-rong³

(1. School of Public Administration, Nanjing University of Finance & Economics, Nanjing Jiangsu 210023, China;

2. College of Land Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing Jiangsu 210095, China;

3. School of Geodesy and Geometrics, Jiangsu Normal University, Xuzhou Jiangsu 221116, China)

Abstract There is an inter-effect between urbanization and urban land use structure change. In order to show the logical relations between urbanization and urban land use structure, an analysis framework was established by two paths which are production (employment) and living (livelihood) that are the core meaning of the urbanization in this paper. Provincial panel data model was employed to examine the theoretical expectations. And the 29 provincial data from 2000 to 2009 was used. The results show that: there is a significant positive correlation between the proportion of land for living and urbanization. The relationship between the proportion of productive land and urbanization shows an inverted U-shaped trend. It shows a significant positive correlation between urbanization and the rate of land for public facilities as well as the proportion of land for municipal utilities. And the regression coefficient presents a gradually decreasing trend from eastern to western China. The rate of road and square land shows a significant positive correlation to urbanization, and the regression coefficient of eastern China is bigger than that of western China. So it implies, compared to western China, that road construction in eastern China is much more useful for urbanization. There is a complex correlation between the proportion of external traffic land and urbanization from eastern to western China. It presents a significant positive correlation in the eastern region and a positive correlation which is not obvious in the central region, and the relationship between the two is negatively in the eastern China. It is a very useful method for governments to improve the level of urbanization by adjusting the urban land use structure.

Key words urbanization; urban land use structure; panel data model; correlation

049

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: <https://www.researchgate.net/publication/253801255>

Land tenure (in)security and crop-tree intercropping in rural Xinjiang, China

Article in *Land Use Policy* · January 2016

DOI: 10.1016/j.landusepol.2015.09.001

CITATION

1

READS

88

4 authors:



Fangping Rao

Nanjing Agricultural University

1 PUBLICATION 1 CITATION

[SEE PROFILE](#)



Max Spoor

Erasmus University Rotterdam

80 PUBLICATIONS 748 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Xianlei Ma

Nanjing Agricultural University

8 PUBLICATIONS 20 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)



Xiaoping Shi

Nanjing Agricultural University

41 PUBLICATIONS 281 CITATIONS

[SEE PROFILE](#)

All content following this page was uploaded by Xiaoping Shi on 02 March 2016.

The user has requested enhancement of the downloaded file. All in-text references underlined in blue are linked to publications on ResearchGate, letting you access and read them immediately.



Land Use Policy in China

Fangping Rao, Nanjing Agricultural University

ARTICLE

Article history
Received 20 October 2015
Received in revised form 15 November 2015
Accepted 3 December 2015

Keywords:
Tenure (in)security
Crop-tree intercropping
Household decision-making
Rural Xinjiang

1. Introduction

Crop-tree intercropping in the same field system has become an alternative production system as a sustainable, agricultural, and agro-ecological approach to promoting agricultural productivity of whom a programme is to improve the region by increasing water productivity. Intercropping, which carries a high risk of crop loss, represents a challenge. The adoption of crop-tree intercropping is a

* Corresponding author.
E-mail address: shixp@njau.edu.cn

<http://dx.doi.org/10.1016/j.landusepol.2015.09.001>



Land tenure (in)security and crop-tree intercropping in rural Xinjiang, China



Yanping Rao^{a,b}, Max Spoor^b, Xianlei Ma^a, Xiaoping Shi^{a,*}

^aNanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China

^bInternational Institute of Social Studies, part of Erasmus University Rotterdam, Kortenaerkade 12, 2518AX The Hague, The Netherlands

ARTICLE INFO

Article history:

Received 20 May 2014

Received in revised form 14 July 2015

Accepted 3 September 2015

Keywords:

Tenure (in)security

Crop-tree intercropping

Household decision

Rural Xinjiang

ABSTRACT

The relationship between land tenure security and long-term land-related investment is of great importance especially given the current flux in property rights systems of agricultural land in China. This paper empirically examines the role of land tenure security in farmers' crop-tree intercropping decisions, and is based on a comparative analysis between contract land and wasteland holders in rural Xinjiang, China. Data from a survey, carried out in 2008 among 352 households in Awati County in Xinjiang, is used to estimate the factors that affect the adoption of crop-tree intercropping. The results indicate that, for those households that only have contract land, land tenure security positively affects their adoption of crop-tree intercropping. However, for those that hold both contract land and wasteland, land tenure security negatively impacts upon their adoption of crop-tree intercropping on wasteland, as the crop-tree intercropping on wasteland can increase the perceived tenure security of wasteland. The results also suggest that the comprehensive effect of labor organization on intercropping is moderate as a result of the presence of counteracting effects.

© 2015 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Crop-tree intercropping system, referring to the mixed cultivation of tree for wood/timber or fruit/nuts and annual crops in the same field, is widely practiced around the world and its popularity has increased since the late 1970s (Lacombe et al., 2009). As an alternative to traditional farming system, a crop-tree intercropping system is considered to increase land productivity and diversify production (Thevathasan and Gordon, 2004). This approach is seen as a sustainable agricultural practice, which brings significant ecological, agronomic and economic benefits (Mercer, 2004; Lee, 2005; Jerneck and Olsson, 2013). The local government in Xinjiang is promoting intercropping of crops and fruit trees in a large programme to improve the agricultural output of small farmers, most of whom are of Uyghur origin (Spoor et al., 2010). The other focus is to improve the ecological environment in this arid and semi-arid region by reversing the increasingly severe degradation of irrigation water and arable land.

Intercropping is considered as a long-term land investment which carries substantial risks about future outcomes, and also represents a lasting change of land use (Jerneck and Olsson, 2013). The adoption of intercropping systems involving trees is often

hindered by various constraints such as an unsupportive institutional environment and farm labour availability (Lee, 2005). There are many examples of low adoption rates and/or rapid abandonment after initial participation from many regions around the world (Pattanayak et al., 2003; Jerneck and Olsson, 2013). This phenomenon warrants further analysis into the factors that influence farmers' decisions to adopt agroforestry intercropping. Empirical results indicate that important determinants include demographics, resource endowments, geographical factors, and farmers' perceptions of risk-related factors, i.e., land tenure (in)security (Adesina et al., 2000; Neupane et al., 2002; Ndayambaje et al., 2013). Factors affecting farmers' adoption decision on agricultural innovation, however, are significantly location-specific (Lee, 2005). Understanding the precise relations between land tenure security and the adoption of these agroforestry practices may therefore contribute to a better implementation of policies to promote these technologies.

Although some empirical attention has been paid to the role of land tenure security in farmers' land investment/agricultural innovation practices (Montambault and Alavalapati, 2005; Nkamleu and Manyong, 2005), the existing studies in this field provide mixed evidence (Godoy, 1992; Adesina et al., 2000; Mercer, 2004; Tenge et al., 2011). For example, Tenge et al. (2011) demonstrate that insecure land tenure significantly reduces the likelihood of adopting a crop-tree intercropping system. This also reflects the findings of Godoy (1992) and Mercer (2004). Nkamleu and Manyong (2005), on

* Corresponding author. Fax: +86 2584395700.

E-mail address: serena2@njau.edu.cn (X. Shi).

the other hand, find that land tenure insecurity has a positive effect on farmers' adopting live fencing, and [Adesina et al. \(2000\)](#) note that farmers' adoption of alley farming is not significantly related to land tenure security. It is, then, of great interest to empirically investigate the factors that affect intercropping practices under specific land tenure systems.

In the context of China, various land reforms, in which peasants/farmers are provided with usufruct rights with different lease duration, do not create sufficient land tenure security ([Brandt et al., 2004; Wang et al., 2011](#)). Several studies have examined the assurance effect of land tenure security on land investment in China ([Li et al., 2000; Jacoby et al., 2002; Feng et al., 2010; Xu et al., 2014](#)). However, very limited empirical evidence can be found for the causal link between land tenure security and long-term investment in land in China. Exceptions are the analyses by [Wen \(1995\)](#) and [Ma et al. \(2013\)](#). The former reports that farmers' perception of land tenure insecurity caused by frequent land reallocation reduces their incentives for investment, and the latter shows that land leveling in northwest China is positively affected by land tenure security. Given the crucial role of land tenure security in the land use strategies of farmers, there is surprisingly little, if any, research undertaken on the precise linkages between land tenure (in)security and smallholders' decisions to adopt crop-tree intercropping (which represents a long-term land investment) in rural China.

In the case of rural Xinjiang, interestingly, farmers seem to be more likely to adopt tree-crop intercropping on wasteland rather than contract land, offering a useful insight in the role of land tenure security. This paper attempts to identify the determinants of adopting intercropping practices on contract land and wasteland, focusing particularly on the role of land tenure security from the long-term land investment perspective. The innovative aspect of our analysis is the distinction of two categories of land used by small farmers. Contract land was assigned following the implementation of the household responsibility system (HRS) in the 1970s, and farmers normally are issued with formal contracts or certificates of long duration. Wasteland refers to land converted from desert land which can be developed by farm households or local government. This is often rented for short period from the village committee through informal land allocation systems, and the use of the land needs to be pre-approved by the village committee ([Spoor et al., 2010](#)). These two land types represent two typical land tenure arrangements in rural Xinjiang, thus providing important comparative insights into the effects of land tenure (in)security on long-term land investment.

The remaining part of the paper is structured as follows. Section 2 discusses recent land tenure reforms in China and their consequences for land tenure (in)security, drawing a comparison of the two land tenure arrangements that are the focus of our study. This section also establishes an analytical framework for identifying the linkage between land tenure security and farmers' adopting intercropping, based on the literature review. Section 3 introduces the research site and data set, and is followed by the empirical estimations in Section 4, in which the variables are defined, the model specified and the estimation strategy are presented. Section 5 reports on the estimation results. The conclusions and some policy implications are drawn out in the final section.

2. Land tenure security and crop-tree intercropping decisions

2.1. Tenure security of contract land and wasteland

To have a clear understanding of the tenure security of contract land and wasteland, we first describe the recent land tenure

reforms that are relevant to these two land tenure arrangements. We discuss tenure security status within a tripartite framework based on [Van Gelder \(2010\)](#) and [Ma et al. \(2015\)](#). The former author initially proposed that land tenure security has three components: legal status, *de facto* status, and perceived tenure security. These three components were further qualified by [Ma et al. \(2015\)](#) in their investigation of the underlying causes of land tenure insecurity in rural China. However [Ma et al.'s study \(2015\)](#) did not focus on the role of informal tenure institutions on land tenure security. This section focuses on comparing tenure security status of contract land and wasteland in rural Xinjiang, paying special attentions to the role of informal institutions in shaping the perceived tenure security of wasteland.

2.1.1. Tenure security of contract land

Contract land is collectively owned and was allocated by the village committees to individual households under the HRS in the early 1980s. To strengthen tenure security of contract land, four major land relevant laws have been enacted since the late 1990s. These laws include the Land Management Law of 1998, the Rural Land Contract Law of 2002, the Property Law of 2007, and the Mediation and Arbitration of Rural Land Contract Disputes Law of 2009. They regulate various aspects of land tenure security, ranging from the issue of land certification, the extension of contract lengths, a prohibition on land reallocation, the encouragement of the right of transfer, and the provision of instruments to resolve land disputes. These laws contribute to a high level of land tenure security in a formal institutional framework ([Deininger and Jin, 2006; Wang et al., 2011](#)), but fail to provide farmers with actual security of tenure ([Brandt et al., 2004; Deininger and Jin, 2009](#)). This is mainly due to insufficient implementation of these laws in many regions. For example, formal land institutions do not prohibit land reallocation ([Tan et al., 2006; Wang et al., 2011](#)), and the governments do not issue land certificates to every household. The underlying causes include ambiguous nature of laws and rules for village level self-governance ([Ho, 2001; Ma et al., 2015](#)).

Insufficient implementation of the laws and regulations further contributes to farmers having stronger perceptions of less security of tenure. A survey conducted by [Wang et al. \(2011\)](#) shows that 60 percent of 2200 respondents do not believe in the role of government policies in stabilizing rural land tenure security. Another survey of 259 households from 21 villages in the Minle County, Guansu province also shows that 47 percent of farmers do not have confidence in the central government's efforts at stabilizing land tenure security ([Ma et al., 2013](#)). This is similar with the situation found in rural Nicaragua, where although local farmers are legally entitled to use their land, they perceive their land tenure status to be insecure due to the lack of enforcement and impartiality in addressing insecurities on formal institution ([Broegaard, 2005](#)). Land certificate is another important proxy of actual tenure security in China and is expected to improve perceived tenure security. However, surveys conducted in rural China show that while 80 percent of interviewed households in the Gansu research area that possess land certificates believe that land certificates are important for protecting land rights, only 58 percent of the households possessing a land certificate in the Jiangxi case hold a similar belief ([Ma et al., 2015](#)).

2.1.2. Tenure security of wasteland

Due to the provision of technology and subsidies, construction of irrigation facilities, and population growth (and influx of migrants) in Xinjiang, large areas of wasteland have been converted for agricultural production ([Spoor et al., 2012](#)). Wasteland is exploited either by individuals or by the local government (the township government and the village committee). It is estimated that around

million hectares of arid land were converted into arable land in China between 1950 and 1990 (Arsel and Dasgupta, 2013).

As with contract land, the ownership of wasteland rests with the village community according to the Property Law. During the centralization process during the 1980s, a very small proportion of the wasteland was allocated to individuals by 'collective' organizations. Only limited analysis is available within the literature on wasteland tenure reforms in China, because the central government does not consider wasteland development to be a priority (Hanstad and Li, 1996).

An important policy for acquiring wasteland is the so-called 'Four Wastelands Auction Policy', which was initiated in the Luliang prefecture of Shanxi province in the early 1980s and later widely implemented all over the country (Ho, 2003).¹ The auctioned land is granted a certain period of lease right and use right. The initial lease period was 5 years in 1984, and this was extended to 15–30 years at a later stage (Ho, 2003). Extension of use period is based on the previous auction contract. In this situation, land users are required to pay additional fees to the village committee. The auction policy also stipulates that the county-level government should issue a land certificate to users. However, this policy was not implemented effectively, since a large proportion of farmers have received neither a land certificate, nor a written contract (Ho, 2005).

In 1996 the central government stated that the *de facto* rights of wasteland could be allocated either to the village, the household, or the individual (Ho, 2003). The general principles of this policy are similar across China, except for differences in the lease period and sometimes the contract terms. Wasteland cultivators are free to transfer, sell or inherit subject to prior approval from village officials. Interestingly, wasteland is the only land category which can be used as collateral for a bank mortgage under Chinese law (Ho, 2003).

2.1.3. Comparison of tenure securities of two land tenure arrangements in rural Xinjiang

Contract land in rural Xinjiang was allocated in the early 1980s under egalitarian principles according to household size and/or the number of laborers in a family. Regular land reallocations did not take place in rural Xinjiang, except for occasional changes in the duration of contracts (Spoor et al., 2010). However, local farmers still may perceive the potential risks of losing their contract land in the future due to potential land reallocation and land expropriation. Land reallocation still could occur on newly exploited wasteland or in the case of the emergence of salinized soil (Spoor et al., 2010). Zhou and Li (2011) find that soil salinization caused by water shortages around the Tarim basin in southern Xinjiang is extremely severe, and land reallocation is very likely to occur in future in order to compensate those households with salinized land. In addition, the lack of reallocation can cause conflicts among villagers due to population change and emerging land inequality (Wang et al., 2011; Ma et al., 2015). Hence, local governments may have good cause to conduct land reallocation in future, particularly in rural Xinjiang, where stabilizing society has been the first priority.

Beside land reallocation, land expropriation is another source of risk of losing land. Due to the absence of transparent implementation procedures and a clear definition of 'public use', and inadequate land compensation, land expropriation and its associated land conflicts are commonly found in rural Xinjiang. This is particularly the case in the southern part, where limited availability of off-farm opportunities means land compensation plays an essential role in helping farmers who have their land expropriated meet their basic livelihood needs. Farmers usually do not have access to the nego-

tiation in land expropriation, resulting to a growing concern about losing land in future in the process of urbanization.

Despite the widespread efforts to issue land certificates to households in rural Xinjiang, these certificates are often kept in the archives of village committees—which as our field survey shows is the case in Awati County. Hence, formal contract registration by issuing cultivation contracts to households is often no more than a 'paper agreement' (Ho and Spoor, 2006). The issue of a land certificate does not completely eliminate all the risks of land reallocation and expropriation, and thereby does little to alleviate farmers' worries about losing land in future.

In addition to contract land, local farmers also cultivate wasteland and have an average of 4.25 mu per capita,² 39 percent more than the contract land under cultivation in our research area (Awati County). The reclaiming of wasteland started in the late 1970s, with a peak between 1998 and 2005. Unlike contract land, there is no official rule for wasteland allocation. Wasteland reclamation is formalized only by signing a cultivation contract with the village committee, without the issuing a land certificate. This contract is usually signed in public, witnessed by the village cadre and an ordinary villager. The cultivation duration varies between villages, ranging from 3 to 5 years, or sometimes even shorter. To reclaim and use wasteland, farmers have to pay an extra fee to the village committee, which is formally acknowledged as a way of legalizing the use of wasteland. This fee needs to be paid all at once; otherwise, the current holder may lose the land in next round of wasteland contracting.

Due to the lack of legal arrangements, wasteland users face a high risk of land evictions in future, particularly in regions where the local authority has strong power in dealing with wasteland. Results from the 2008 household survey show that one half of wasteland holders claim that they worry about losing their wasteland in future. In this context, besides paying a use fee for the wasteland, villagers tend to provide protection against infringement by recognizing the wasteland holders' usufruct based on local informal institutions. Participation in crop-tree intercropping plays an important role in villagers' recognition, and improves wasteland tenure security through local informal institutions, since conducting crop-tree intercropping is an important way for farmers to extend the contract duration. In the Awati County, the contract duration is 30-year for intercropped wasteland, 25-year longer or more than for those land that is not intercropped.

In conclusion, perceived tenure security of contract land is higher than that of wasteland for three reasons. First, legal tenure reforms have provided tenure security of contract land in a formal institutional framework, but just provided weaker legal protection against third party infringement for wasteland users. Instead, tenure security of wasteland relies more on local informal institutions. Second, contract land has been serving as a basic means of livelihood since it was initially assigned (Kong and Unger, 2013), while wasteland functions mainly a way of generating income. Hence, land expropriation is more likely to occur on wasteland than contract land, leading to lower level of tenure security on wasteland. Moreover, local governments possess more control power over wasteland, which further increases the likelihood to expropriate wasteland. Third, farmers have less rights on wasteland than contract land. Despite farmers having transfer rights over both contract land and wasteland through the use of subcontracts, and even only collateral rights on wasteland, these rights on wasteland are more constrained by village committees than on contract land, and this makes them more difficult to put into practice. Additionally, wasteland is unofficially endowed with limited water rights. Irrig-

¹ The Chinese Ministry of Agriculture divides wasteland into four categories: wasteland, waste mountain, waste gully, and sandy waste (Ho, 2003).

² 1 hectare = 15 mu.

gation access to contract land is available when a water use fee is paid. In addition to payment of water use fee, wasteland users are responsible for the construction and maintenance of the irrigation facilities. The 2008 survey shows that one half of the households with both contract and wasteland report worrying about losing land in future, while only 38 percent of the households with only contract land share this feeling, further confirming a higher level of tenure security on contract land.

2.2. Land tenure security and intercropping decisions

Three effects have been distinguished, in the assumed causal relationship between land tenure security and long-term land investment: the assurance effect, the transferability effect and the collateral effect (Besley, 2000; Deininger and Jin, 2003; Banerjee and Ghatak, 2004). The assurance effect reflects that more secure land tenure will boost land investment, as there is a larger chance of reaping the rewards of such investment (Godoy, 1992; Jacoby et al., 2002; Carter and Olinto, 2003). The transferability effect means secure land tenure helps to facilitate more efficient land resource allocation through the rural land market (Besley, 2000; Deininger and Jin, 2006; Ma, 2013). This factor is more significant in regions with well-developed off-farm and/or land rental markets (Ma et al., 2013). The collateral effect implies that security of land tenure increases access to credit and hence provides supplementary capital for investment activities (Carter and Olinto, 2003).

Nevertheless, an inverse causality relationship between land tenure security and land-related investments can be distinguished. This occurs when investment activities are seen as ways of protecting land rights, rather than the other way around. The so-called tenure enhancement effect suggests that tenure insecurity does not always discourage investment, but that it can encourage investment efforts (Brasselle et al., 2002; Deininger and Jin, 2003; Ma et al., 2013). This phenomenon usually takes place in the cases where formal legalization does not provide sufficiently secure land tenure, and informal institutions play an important role in shaping land tenure security status (Razzaz, 1993; Ma et al., 2015). The available evidence has demonstrated that land-related investments, such as tree planting, constructing wells and land quality improvement activities, do indeed contribute to enhancing land tenure security (Brasselle et al., 2002; Cotula et al., 2006; Abdulai et al., 2011). In this sense, potential insecurity of land tenure may encourage crop-tree intercropping.

In China, under the existing land laws it is not allowed to use contract land as collateral for a bank loan (Jacoby et al., 2002). Although 'Four Wastelands Auction Policy' allows wasteland to be used as collateral, there are few cases in our research area due to the poorly developed credit market, as well as ambiguous specification of collateral rights of wasteland. As such the collateral effect does not exist in our research area. Since both the off-farm and land transfer markets are imperfect in our research area,³ this paper also does not consider the transferability effect. The focus of this paper is on the investigation of the assurance effect and tenure enhancement effect between land tenure security and intercropping.

In terms of the relationship between land tenure security and crop-tree intercropping, the assurance effect suggests that when farmers are threatened by a high possibility of losing their land during the land use period, they tend to use a high discount rate for future returns, which makes them less favourable to adopting crop-tree intercropping. Conversely, crop-tree intercropping would be more attractive if farmers expected that the benefits are not (or are

to a minor extent) under threat, and would consequently display more enthusiasm for intercropping.

When there is a prospect of losing land, crop-tree intercropping is a useful strategy for enhancing tenure security. Since the trees are individually owned, tree crops can be a basis for claiming land (Fortman, 1985; Besley, 2000). Our field survey also shows that the adoption of crop-tree intercropping has the potential to increase land value. Meanwhile, perceiving certain rights to intercropped land has been emphasized by farmers via claiming the ownership of trees. In their view trees can be defined as permanent holdings due to their long life cycle.⁴ Given that individuals own these trees, the duration of their land use is likely to be prolonged, hence land users may claim land by virtue of this (Besley, 2000).

As discussed in Section 2.1, under the current land tenure framework farmers in rural Xinjiang face more tenure insecurity on wasteland than on contract land. Equally the tenure security of wasteland is dominated by informal institutions, while the tenure security of contract land is defined within the legal framework. We therefore hypothesize that wasteland holders may display stronger concerns about stable land use rights than contract land holders. This concern is often the driving force for actively pursuing more secure rights (De Meza and Gould, 1992). From this perspective, crop-tree intercropping is more likely to be a way of protecting wasteland use rights, suggesting that an inverse causality relationship (tenure enhancement effect) is more likely to be found on wasteland. Conversely, the assurance effect of tenure security is more likely to be observed on contract land since farmers with contract land are less likely to use crop-tree intercropping as a way of increasing tenure security. Instead, they may be more concerned about whether or not the fruits of their investment can be guaranteed in future.

3. Research site and data set

3.1. The introduction of crop-tree intercropping

Our research site is located in the Awati County in the southwest of Xinjiang Uygur Autonomous Region (XUAR), where more than 90 percent of the rural village population is of Uighur descent. It is a typical arid and semi-arid region, with an average of less than 150 mm annual precipitation, and even less than 100 mm in the southern parts (Li et al., 2011). Agricultural production relies heavily on the availability of irrigation water. Due to increased water use on cotton production, a poorly maintained irrigation infrastructure, and forced water diversion for environmental goals, such as improving biodiversity, water scarcity is dramatically severe, in particular during the hot summer period (Spoor et al., 2012). The scarcity of irrigation water also leads to serious soil salinization, and these two problems have become important threats to agriculture in this area (Zhou and Li, 2011).

Cotton production remains the long-standing pillar of these farmers' livelihood strategies, providing a substantial share of net incomes. Yet its contribution to making sustainable improvements in farmers' incomes is limited by the small size of most farms (Spoor and Shi, 2009). There are only limited off-farm opportunities for rural migrants from (and in) Xinjiang, due to language barriers, a lack of demand for their skills and, possibly, a traditional mentality that is related to land-based production.

Faced with these challenges, the provincial government initiated programmes in late 2004 to promote a diversified cropping system by intercropping fruit trees with cotton, particularly in the

³ See Section 3 for detailed information.

⁴ In our research area fruit trees can survive several decades, ranging from 30 to 70 years, or even 300-years for ungrafted walnut trees. Farmers perceive that the life cycle of a tree is much longer than that of the officially issued contract period.

southwest part of Xinjiang. The aim was to increase farmers' income in the long run and protect a fragile environment. To encourage farmers' participation, subsidies for seeds and fertilizers, as well as technical support, are provided (Spoor et al., 2010). The land area on which fruit trees are cultivated in southern Xinjiang has almost doubled in recent years, from 347,923 hectares in 2006 to 660,226 hectares in 2012 (XUARBS, 2006, 2013).

It has been recognized that planting trees on farmland is a long-term land investment without short-term paybacks (Besley, 2000). In our study case, intercropping does not produce immediate profits on both contract land and wasteland. Despite the fruit trees have been introduced as economic crops and are expected to generate continuous economic benefits in the long term (Spoor and Shi, 2009), their introduction has reduced farmer's short-term crop revenues as they occupy some of the former cropland (Spoor et al., 2012).

3.2. Dataset

The dataset used in this paper is derived from a rural household survey, conducted in three townships of the Awati County in Aksu prefecture in December 2008. The main purpose of the survey was to detect the relationship between rural land reform and small farmers' livelihood strategies in the context of institutional transformation and emerging openness of factor markets. Farming households were selected randomly from a household list provided by the local village committees of nine villages, distributed equally over three townships.⁵ Detailed information on agricultural production, intercropping participation, demographic characteristics, and tenure security was collected and complemented by village-level data obtained from the respective village committees.

In developing our empirical model, we have used a sample of 352 households,⁶ consisting of 276 with only contract land and 76 with both contract land and wasteland. Generally, 233 out of 352 households had adopted crop-tree intercropping, 183 of them being single-type contract land holders and 50 double-type landholders.

4. Econometric model specification and estimation method

4.1. Model specification

In neoclassical economic theory on production decisions, the analysis of farmers' decisions to adopt a new innovation is often investigated by using a utility maximization framework. It is considered that the decision to adopt is made if the expected utility, derived from its use, is higher than it is currently. As utility is unobservable, this framework is usually translated simply as a binary choice model. We followed this framework in this study.

To investigate the effects of land tenure (in)security on farmers' intercropping decision on two different types of land, we distinguish the 76 double-type land use households (contract land and wasteland) from 276 single-type (contract land) landholders, and specify the following intercropping adoption models:

$$A_{c,i} = \alpha_{c,0} + \alpha_{c,1}P_i + \sum \alpha_{c,j}X_{j,i} + \epsilon_{1,i} \quad (1)$$

$$A_{w,i} = \beta_{w,0} + \beta_{w,1}P_i + \sum \beta_{w,j}X_{j,i} + \epsilon_{2,i} \quad (2)$$

$A_{c,i}$ and $A_{w,i}$ denote the intercropping adoption status of household i on contract land and wasteland, respectively, by defining $A_{c,i} = 1$ and $A_{w,i} = 1$ for intercropping on contract land and wasteland, respectively, while $A_{c,i} = 0$ and $A_{w,i} = 0$ for non-adoption on these two land types. P_i represents the perceived land tenure security of household i . $X_{j,i}$ is the value of control variable j for household i , including village, household, labour organization, land and regional characteristics. $\epsilon_{1,i}$ and $\epsilon_{2,i}$ are the residuals in the contract land and wasteland adoption equation, respectively.

4.2. Variable definition and descriptive statistics

Table 1 displays the definitions and descriptive statistics of the six groups of explanatory variables. *Perceived land tenure security*: Van Gelder (2007) decomposes the perception of tenure security to two components, namely the perceived probability and the fear, and empirically demonstrates that it is the fear of eviction that influences farmers' investment decisions. We use farmers' fear of losing land in the future to measure their perceived land tenure security. As discussed in Section 2.2, the effect of land tenure security on crop-tree intercropping differs on the two types of land. We expect that perceived land tenure security to have a positive impact on contract land, and a negative impact on wasteland.

Village characteristics: Village characteristics consist of the distance from the village to the nearest town centre and the irrigation district that a village belongs to. Distance to town centre is an indicator for market access, while the irrigation district that a village is located is a proxy for access to infrastructure. Considering that the larger sub-sample of 276 and the smaller one (of 76) are located across three and two districts respectively, we use two dummies for larger sub-sample, and one dummy for smaller sub-sample. The effect of town distance is mixed because farmers living closer to market will find it easier to access policy information related to intercropping relevant than those who live further away from town, and may show more enthusiasm for adopting intercropping. On the other hand, farmers who live away from town have less off-farm opportunities, hence are more likely to adopt agricultural innovations in order to their living from agriculture than those who are close to town.

Household characteristics: We use the age of the household head and the years of education of the household head as proxies for the experience and management ability of the household. Although these two variables are to some extent correlated,⁷ they can measure differences in human capital from different aspects, and usually are both used in analyses of agricultural innovation adoption (Lee, 2005; Kung, 2006; Barbier, 2007; Ma et al., 2013). Older household heads usually have more agricultural management experience, and therefore are more likely to adopt crop-tree intercropping, while younger farmers show more enthusiasm for agricultural innovation. The age of the household head therefore has an ambiguous effect on intercropping adoption. More educated farmers are more likely to be able to handle the technical issues relating to intercropping, and might therefore prefer to adopting intercropping. On the other hand, they may also have more opportunity to find off-farm employment which would make them less likely to adopt intercropping. Hence the education of the household head is also expected to have an ambiguous effect on intercropping. A dummy variable that equals one if the household head is Uyghur ethnicity is used to reflect difference in ethnicity. The effect of this variable is not determined because it depends on which ethnicity is more likely to adopt intercropping. Household

⁵ The townships are Bex erik baziri (Baishairike), Horiqol baziri (Wuluquele) and Yengi erik yezisi (Ying'airike).

⁶ The original sample includes 361 households, but only 352 households have either contract land or wasteland.

⁷ For our sample, the correlation coefficient between age and education is -0.47 in the 276-single contract land adoption equation and -0.30 in the 76-double land adoption equation.

Table 1
Definition of variables and descriptive statistics for households with different tenure arrangements.^{a,b}

Variables	Definition and its value	Double-type land households/N=76		Single-type land households/N=276	
		Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Intercropping adoption					
Contract land adoption dummy	=1 if households had adopted intercropping on contract land by 2008, =0 otherwise	0.62	0.49	0.67	0.47
Wasteland adoption dummy	=1 if households had adopted intercropping on wasteland by 2008, =0 otherwise	0.39	0.49	N.A.	N.A.
Perceived land tenure security					
Perception of losing land	=1 if households do not fear losing contract land and/or wasteland in the future, =0 otherwise	0.50	0.50	0.38	0.49
Village characteristics					
Distance to town	Average distance from the village to the nearest town center (km)	9.16	7.80	9.21	6.87
Yin'airike irrigation dummy	=1 if the village is irrigated by Yin'airike irrigation district, =0 otherwise	0.34	0.48	0.39	0.49
Qiwusiti irrigation dummy	=1 if the village is irrigated by Qiwusiti irrigation district, =0 otherwise	N.A.	N.A.	0.08	0.27
Household characteristics					
Age	Age of the head of household (years)	48.96	13.54	47.49	14.67
Education	Years of formal education of the household head (years)	5.13	3.18	5.92	3.11
Uyghur	=1 if the household head is of Uyghur ethnicity, =0 otherwise	0.88	0.33	0.88	0.33
Livestock	Value of livestock (yuan)	10096	12110	5913	11714
Agricultural subsidy	Value of agricultural subsidy (yuan)	93.42	132.94	77.43	177.21
Family size	Number of family members	5.16	1.45	4.63	1.53
Past intercropping experience	=1 if the household head has past intercropping experience, =0 otherwise	0.64	0.48	0.45	0.50
Frequency of land reallocations*	Number of experienced land reallocations	0.78	1.61	0.70	1.60
Dummied certificate holding status*	=1 if households hold land certificate; =0 otherwise	N.A.	N.A.	0.91	0.29
Categorical certificate holding status*	=1 if households hold both contract land certificate and wasteland certificate; =2 if households hold only contract land certificate; =3 if households hold only wasteland certificate; =4 if households hold no land certificate	1.42	0.59	N.A.	N.A.
Labor organization					
Membership	=1 if the household head is a village cadre and/or cooperative member; =0 otherwise	0.21	0.41	0.13	0.34
Male-labourer ratio	Ratio of male labourers to all labourers in the household	0.53	0.19	0.48	0.19
Hired-labourer ratio	Ratio of hired labourers to all labourers in the household for production	N.A.	N.A.	0.01	0.09
Village off-farm labour ratio	Ratio of off-farm labourers to all labourers in a village	0.13	0.08	0.15	0.11
Land characteristics					
Contract land irrigation	=1 if households state they have enough irrigation water on contract land; =0 otherwise	0.18	0.39	0.29	0.46
Wasteland irrigation	=1 if households state they have enough irrigation water on wasteland; =0 otherwise	0.18	0.39	N.A.	N.A.
Per capita contract land area	Per capita contract land area (mu)	3.06	2.04	3.36	2.88
Per capita wasteland area	Per capita wasteland area (mu)	4.25	10.62	N.A.	N.A.
Contract land fertility	Soil fertility of contract land: =1 good; =2 medium; =3 poor	1.78	0.78	1.74	0.76
Wasteland fertility	Soil fertility of wasteland: =1 good; =2 medium; =3 poor	1.75	0.80	N.A.	N.A.
Wasteland use fee*	=1 if land users paid wasteland use fee; =0 otherwise	0.82	0.39	N.A.	N.A.
Regional dummies					
Baishaiirike	=1 if respondent resides in Baishaiirike town; =0 otherwise	0.32	0.47	0.28	0.45
Wuluquele	=1 if respondent resides in Wuluquele town; =0 otherwise	0.17	0.38	0.25	0.43

^a N.A. = non-applicable.

^b Variables marked with a* are instrumental variables for model identification.

with is used to control for heterogeneity in economic and social power among households (Li et al., 2000; Abdulai et al., 2011). Wealthy households are seen as more capable of investing in crop-tree intercropping due to facing less capital constraints, while households with more livestock may have less workers to engage in intercropping agriculture. So the impact of livestock on intercropping is not determined. The agricultural subsidy is introduced and is expected to have a positive effect on crop-tree intercropping adoption because the subsidy provides complementary capital for investing in intercropping.⁸ Labor availability is a primary constraint confronted by farmers in many developing countries when considering adopting agricultural innovation (Lee, 2005). Households with bigger family size have more labourers available for intercropping farming; hence this is predicted to have a positive effect. Farmers with past intercropping experience have accumulated relevant knowledge, and are more prone to adopt intercropping.

Labour organization: Labour organization is introduced to capture the effect of labour opportunity cost. Higher labour opportunity costs associated with off-farm opportunities and supervision for hired laborers in agricultural innovation, make innovation adoption less attractive among farmers (Beckmann and Wesseler, 2003; Chapika et al., 2010; Irawan et al., 2010). We introduce four variables in the regressions to indicate labour organization, namely the household head membership dummy (a village cadre or cooperative member), share of male laborers to all laborers in the household, share of hired workers in agricultural production in a family,⁹ and share of off-farm laborers to all laborers in a village.¹⁰ These variables are used to capture the effect of labour opportunity costs on intercropping within and between family members, hired laborers, as well as the development of village labour market.

In rural China, a village cadre or cooperative member usually obtains special political sources and finds it is easier to find off-farm work opportunities due to their wide social networks; hence, the opportunity cost for participation in crop-tree intercropping for these households is higher than for other households. On the other hand, a village cadre or cooperative member may well have a better understanding of the policy supporting intercropping and the long-term costs and benefits of intercropping, leading them to be more likely to adopt it. The effect of this variable is therefore not determined. Male laborers normally have higher ability to do off-farm jobs than female ones, therefore, a household with a higher share of male laborers may have less interest in crop-tree intercropping adoption. However, male laborers are also less risk-averse, and are more likely to adopt new technologies. The effect of male laborer share is therefore not determined.

Hiring in workers involves transaction costs associated with administration and supervision (Beckmann and Wesseler, 2003; Irawan et al., 2010); and thus carries a higher level of opportunity cost than a family laborer. The predicted impact of the share of hired workers is negative. A higher share of off-farm laborer in village means more off-farm opportunities, and therefore intercropping may be less competitive (Lee, 2005). On the other hand, off-farm employment income facilitates to agricultural inputs supplement

(Reardon and Vosti, 1995). Therefore, the effect of the share of off-farm laborer is mixed.

Land characteristics: Land characteristics include irrigation, per capita land area and soil fertility. As we focus on the differences between contract land and wasteland, three land characteristics are distinguished. Irrigation and land are two key agricultural inputs in rural Xinjiang. Farmers with more irrigation and land endowment may display more possibility to adopt intercropping, thus both of them are expected to have positive signs. Soil fertility is expected to have a negative impact on intercropping decisions because farmers are more likely to adopt intercropping on the plots with better soil fertility.

Regional dummies: Two township dummies are introduced for controlling unobserved effects from outside the village.

4.3. Estimation strategy

Since the dependent variable, in this case the intercropping adoption dummy, is discrete the usual two-stage instrumental variable approach will not be able to address the endogeneity problem of perceived land tenure security (Brasselle et al., 2002; Ma et al., 2013). A two-stage conditional maximum likelihood (2SCML) technique is used, following Brasselle et al. (2002) and Wooldridge (2010). This approach produces consistent and unbiased results, when the residual of the second stage follows a normal distribution (conditional on the endogenous variable) when both the dependent variable and the endogenous regressor are discrete. It proceeds through two stages: in the first stage, a linear probability regression is performed for the discrete endogenous variable by using instrumental variables, and the residual value is obtained from the linear probability regression. This is then followed by a probit regression introducing both the residual and the original endogenous variable into the second stage. Significant coefficient of the residual indicates the presence of endogeneity.

4.3.1. Probit model with 2SCML for single-type contract landholders' crop-tree intercropping adoption equation

We use the 2SCML approach to estimate the following system of equations for the single-type contract landholders' crop-tree intercropping adoption:

$$P_{c,i} = \gamma_{c,0} + \gamma_{c,1}I_{c,i} + \sum \gamma_{c,i}X_{j,i} + \epsilon_{3,i} \quad (3)$$

$$A_{c,i} = \alpha_{c,0} + \alpha_{c,1}P_{c,i} + \alpha_{c,2}\hat{\epsilon}_{3,i} + \sum \alpha_{c,i}X_{j,i} + \epsilon_{4,i} \quad (4)$$

Specifically, in the first stage, we run the linear probability regression for Eq. (3) by introducing instrumental variables ($I_{c,i}$), and obtain the predicted residual $\hat{\epsilon}_{3,i}$. In the second stage, we introduce both the predicted residual as well as the original possibly endogenous variable $P_{c,i}$ into Eq. (4).

4.3.2. SUBP model with 2SCML for double-type landholders' crop-tree intercropping adoption equation

An issue that should be taken into account is the potential interdependence of the household's crop-tree intercropping decisions between on contract land and wasteland, since a farmer with two types of land may make an adoption decision either on contract land and/or on wasteland. Empirical estimates of the impact of tenure security may be biased if the interdependence between two decisions is neglected. We therefore estimate the following system of equations for the double-type landholders' adoption of crop-tree intercropping:

$$P_{c,i} = \gamma_{c,0} + \gamma_{c,1}I_{c,i} + \sum \gamma_{c,i}X_{j,i} + \epsilon_{5,i} \quad (5)$$

$$P_{w,i} = \delta_{w,0} + \delta_{w,1}I_{w,i} + \sum \delta_{w,i}X_{j,i} + \epsilon_{6,i} \quad (6)$$

⁸ A governmental agricultural subsidy is provided based on land area in order to encourage farmers' not to abandon farmland.

⁹ Our survey data shows that among the 76 double land-type holders, only one household uses hired laborers, hence the share of hired laborer variable is excluded from this model. Our field observations also show that in our research area, hired labor is used mainly in cotton-picking seasons and is only short-term.

¹⁰ Share of off-farm labourers to all labourers in a household is a better proxy of family labour organization structure, however, this variable suffers from a severe endogeneity problem. Therefore we introduce village-level variable in the model in order to reduce the endogeneity problem.

$$A_{c,i} = \alpha_{c,0} + \alpha_{c,1}P_{c,i} + \alpha_{c,2}\hat{\epsilon}_{5,i} + \sum \alpha_{c,i}X_{j,i} + \epsilon_{7,i} \quad (7)$$

$$A_{w,i} = \beta_{w,0} + \beta_{w,1}P_{w,i} + \beta_{w,2}\hat{\epsilon}_{6,i} + \sum \beta_{w,i}X_{j,i} + \epsilon_{8,i} \quad (8)$$

$$\text{Cov}(\epsilon_{7,i}, \epsilon_{8,i}) = \rho \quad (9)$$

We suppose that the adoption decisions related to these two types of land are made simultaneously, with the null hypothesis being that Eq. (7) is correlated with Eq. (8) via residuals, corresponding to a test of $\rho = 0$ in Eq. (9). Following Greene (2003), Feng et al. (2010) and Ma et al. (2013), a seemingly unrelated bivariate probit approach (SUBP) is widely used to estimate the factors affecting two joint decisions simultaneously.

In order to address the endogeneity problem of perceived land tenure security, we use the SUBP model with 2SCML to estimate system Eqs. (5)–(8). In the first stage, we run the linear probability regression for Eqs. (5) and (6) by introducing instrumental variables $I_{c,i}$ and $I_{w,i}$ respectively, and obtain the predicted residuals $\hat{\epsilon}_{5,i}$ and $\hat{\epsilon}_{6,i}$. In the second stage, we introduce both the obtained residuals as well as the original possibly endogenous variable into system Eqs. (7) and (8) respectively.

4.3.3. Identification strategy

To identify the single contract land holders' intercropping adoption Eq. (4), we introduce two instrumental variables in Eq. (3), which are frequency of land reallocation and dummied certificate holding status. The former measures the number of land reallocations a household has experienced in the past, the latter is a dummy indicating whether a household holds a land certificate. To identify the double-type of landholders' intercropping adoption system Eqs. (7) and (8), frequency of land reallocation and categorical certificate holding status (a categorized variable indicating land certificate holding status) are introduced into Eq. (5), as instrumental variables for the perceived security of tenure of contract land. Frequency of land reallocation, categorical certificate holding status and wasteland use fee are introduced into Eq. (6) as instruments for the perceived security of tenure of wasteland.

We suppose that these instrumentals are correlated with farmers' perception of land tenure security, but uncorrelated with the crop-tree intercropping decision. Land reallocation experience is demonstrated to significantly influence farmers' perceptions on land tenure security, but has been found to be unrelated directly with individuals' land related investment decisions in rural China (Ma et al., 2013). Despite land certificates not efficiently working in improving land tenure security in rural China (as discussed earlier), they are heavily weighted towards protecting farmers' land rights, and should be significantly correlated with perceived tenure security (Ma et al., 2014, 2015). Yet, at the same time the land certificate is argued to be an essential factor for developing a land rental market in rural China (Deininger and Jin, 2005; Ma, 2013), thus a land certificate may also be indirectly correlated with an intercropping decision via the land rental market. However this correlation may be negligible due to the poorly developed rural land rental markets in our research area.¹¹ There are no reasonable grounds, therefore, to expect that land certificate would directly affect a household's intercropping decision without via affecting perceived tenure security. As discussed in Section 2.1, paying the use fee is the unofficial practice for accessing wasteland; hence, this should affect farmers' perceived security of tenure of wasteland. There are no clear *a priori* grounds, however, to expect that paying the use fee might

¹¹ According to our 2008 survey, only 9.7 percent households rented in contract land, covering 8.2 percent of the land area; 9.2 percent households rented in wasteland, covering 6.6 percent of the wasteland.

Table 2
Regression results for holders of a single-type of land (contract land) adopting crop-tree intercropping (2SCML).

Explanatory variables	Probit model with 2SCML for contract land	
	Coef.	Z-value
Perceived land tenure security		
Perception of losing land	2.297**	2.23
Residual of perception on losing land	-1.872*	-1.70
Village characteristics		
Ln(distance to town)	-1.092***	-3.06
Yin'airike irrigation dummy	-0.911	-1.24
Qiwusiti irrigation dummy	-0.502	-0.55
Household characteristics		
Ln(age)	0.158	0.33
Education	-0.026	-0.49
Uyghur	-0.330	-0.68
Ln(livestock)	-0.037	-0.94
Ln(agricultural subsidy)	0.216***	2.90
Ln(family size)	0.831*	1.63
Past intercropping experience	2.857***	5.85
Labour organization		
Membership	-0.405	-1.28
Male-labourer ratio	-0.117	-0.17
Hired-labourer ratio	2.139	1.14
Village off-farm labour ratio	-0.063	-0.02
Land characteristics		
Contract land irrigation	-0.283	-0.86
Ln(per capita contract land area)	0.005	0.01
Contract land fertility	-0.508**	-2.48
Regional dummies		
Baishairike	-0.182	-0.26
Wuluquele	1.011**	2.1
Constant	2.388	0.98

Notes: Obs. = 276; Mean VIF = 1.35 and 5.67 in the first and the second-stage of the 2SCML respectively; Pseudo R² = 0.6016; Log pseudolikelihood = -69.9943.

- ^a Significant at *10, **5 and ***1 percent levels.
- ^b F-statistic for instrumental variables of land reallocation frequency and certification in first stage estimation in 2SCML model: 4.15 (P = 0.0169).
- ^c χ^2 -statistic for significance of residual: 2.91 (P = 0.0882).
- ^d F-statistic for over identification: 0.2897 (P = 0.5904).
- ^e Standard errors are robust to heteroscedasticity in the probit model.

affect a household's decision between adopting intercropping and just cultivating cotton.

5. Estimation results

The econometric results estimated by probit (N = 276) and SUBP (N = 76) based on the application of the 2SCML technique for crop-tree intercropping adoptions are displayed in Tables 2 and 3, respectively.

5.1. Single-type contract landholders' crop-tree intercropping adoption

Table 2 reports the regression results for the single-type contract landholders' crop-tree intercropping adoption equation. The residual derived from the first-stage perceived land tenure security equation is statistically significantly different from zero, indicating the potential existence of endogeneity of the perceived land tenure security. This means that the coefficient of the perceived land tenure security variable in the second-stage equation would be biased if we did not control for endogeneity. The perceived land tenure security variable has a positive and statistically significant impact on intercropping decisions. This indicates that farmers who perceive secure land tenure display a higher likelihood of adopting intercropping. This finding confirms the presence of the assurance

Table 3
Regression results for holders of a double-type of land (contract land) adopting crop-tree intercropping (2SCML).

Explanatory variables	Probit model with 2SCML for contract land	
	Coef.	Z-value
Perceived land tenure security		
Perception of losing land	2.297**	2.23
Residual of perception on losing land	-1.872*	-1.70
Village characteristics		
Ln(distance to town)	-1.092***	-3.06
Yin'airike irrigation dummy	-0.911	-1.24
Qiwusiti irrigation dummy	-0.502	-0.55
Household characteristics		
Ln(age)	0.158	0.33
Education	-0.026	-0.49
Uyghur	-0.330	-0.68
Ln(livestock)	-0.037	-0.94
Ln(agricultural subsidy)	0.216***	2.90
Ln(family size)	0.831*	1.63
Past intercropping experience	2.857***	5.85
Labour organization		
Membership	-0.405	-1.28
Male-labourer ratio	-0.117	-0.17
Hired-labourer ratio	2.139	1.14
Village off-farm labour ratio	-0.063	-0.02
Land characteristics		
Contract land irrigation	-0.283	-0.86
Ln(per capita contract land area)	0.005	0.01
Contract land fertility	-0.508**	-2.48
Regional dummies		
Baishairike	-0.182	-0.26
Wuluquele	1.011**	2.1
Constant	2.388	0.98

Notes: Obs. = 276; Mean VIF = 1.35 and 5.67 in the first and the second-stage of the 2SCML respectively; Pseudo R² = 0.6016; Log pseudolikelihood = -69.9943.

- ^a Significant at *10, **5 and ***1 percent levels.
- ^b F-statistic for instrumental variables of land reallocation frequency and certification in first stage estimation in 2SCML model: 4.15 (P = 0.0169).
- ^c χ^2 -statistic for significance of residual: 2.91 (P = 0.0882).
- ^d F-statistic for over identification: 0.2897 (P = 0.5904).
- ^e Standard errors are robust to heteroscedasticity in the probit model.

affect a household's decision between adopting intercropping and just cultivating cotton.

5. Estimation results

The econometric results estimated by probit (N = 276) and SUBP (N = 76) based on the application of the 2SCML technique for crop-tree intercropping adoptions are displayed in Tables 2 and 3, respectively.

5.1. Single-type contract landholders' crop-tree intercropping adoption

Table 2 reports the regression results for the single-type contract landholders' crop-tree intercropping adoption equation. The residual derived from the first-stage perceived land tenure security equation is statistically significantly different from zero, indicating the potential existence of endogeneity of the perceived land tenure security. This means that the coefficient of the perceived land tenure security variable in the second-stage equation would be biased if we did not control for endogeneity. The perceived land tenure security variable has a positive and statistically significant impact on intercropping decisions. This indicates that farmers who perceive secure land tenure display a higher likelihood of adopting intercropping. This finding confirms the presence of the assurance

Notes: Obs. = 276; Mean VIF = 1.35 and 5.67 in the first and the second-stage of the 2SCML respectively; Pseudo R² = 0.6016; Log pseudolikelihood = -69.9943.

Results for holders of a two types of land (contract land and wasteland)
crop-tree intercropping (2SCML)^{a,b,c,d}

Explanatory variables	Model (1) : SUBP with 2SCML for contract land	
	Coef.	Z-value
Perceived land tenure security	-5.832	-1.26
Perception of losing land	-6.722	-1.36
Residual of perception on losing land		
Village characteristics		
Ln(distance to town)	3.463***	2.75
Yin'airike irrigation dummy	-10.74***	-2.85
Household characteristics		
Ln(age)	-0.010	-0.01
Education	-0.389***	-2.59
Uyghur	1.979	1.21
Ln(livestock)	-0.467**	-2.01
Ln(agricultural subsidy)	0.553*	1.90
Ln(family size)	5.046**	2.28
Past intercropping experience	3.039***	2.57
Labor organization		
Membership	-0.888	-0.80
Male-labourer ratio	-0.730	-0.26
Village off-farm labour ratio	45.76***	2.94
Land characteristics		
Contract land irrigation	0.210	0.23
Contract land fertility	-1.616*	-1.92
Ln(per capita contract land area)	-0.220	-0.14
Regional dummies		
Baishairike	3.570	1.56
Wuluquele	-1.439	-1.15
Constant	-17.05*	-1.81
Explanatory variables	Model (2) : SUBP with 2SCML for wasteland	
	Coef.	Z-value
Perceived land tenure security		
Perception of losing land	-3.733**	-2.28
Residual of perception on losing land	2.602*	1.91
Village characteristics		
Ln(distance to town)	-0.120	-0.17
Yin'airike irrigation dummy	-3.583**	-2.19
Household characteristics		
Ln(age)	-2.014**	-2.11
Education	-0.06	-0.76
Uyghur	-0.092	-0.08
Ln(livestock)	-0.087	-0.84
Ln(agricultural subsidy)	0.305***	2.61
Ln(family size)	1.327	1.11
Past intercropping experience	0.221	0.34
Labor organization		
Membership	-0.675	-1.13
Male-labourer ratio	0.096	0.06
Village off-farm labour ratio	14.45*	1.83
Land characteristics		
Wasteland irrigation	1.193*	2.1
Wasteland fertility	0.227	0.72
Ln(per capita wasteland area)	0.330*	1.75
Regional dummies		
Baishairike	0.526	0.54
Wuluquele	0.571	0.68
Constant	2.309	0.57

Notes: Obs.=76; Likelihood-ratio test of $\rho=0$: $\chi^2(1)=12.872$; $\text{Prob} > \chi^2=0.0003$; Mean VIF=1.17 and 4.50 in the first and the second-stage respectively in the contract land model by using 2SCML technique; Mean VIF=1.19 and 4.15 in the first and the second-stage respectively in the wasteland model by using 2SCML technique; Log likelihood = -40.8997.

^a Significant at *10, **5 and ***1 percent levels.
^b F-statistic for instruments in first stage estimations: 2.40 ($P=0.0363$) and 2.49 ($P=0.0247$) in contract land model and wasteland model by applying 2SCML respectively.

^c F-statistic for over identification: 0.0442 ($P=0.8335$) and 0.0465 ($P=0.9770$) in contract land adoption model and wasteland adoption model respectively.

^d χ^2 -statistic for joint significance of residuals in system equations: 6.43 ($P=0.0401$).

effect of land tenure security on tree intercropping on contract land. In the context of rural Xinjiang this should be interpreted as farmer's responses to being constrained by limited off-farm employment opportunities, making their living by farming and relying heavily on initially assigned contract land (Spoor et al., 2010). This leads farmers to be willing to switch from mono-cotton cropping to intercropping, but only if they perceive that their land is safe enough to allow them to gain investment returns in the future. In terms of village characteristics, the distance from village to nearest town center negatively affects the likelihood of crop-tree intercropping adoption, indicating that farmers who live close to town are more likely to adopt intercropping. A possible reason is that easier access to relevant policy information about intercropping makes it more attractive among farmers living close to town. Little evidence is found regarding the influence of irrigation, which may be explained by the poorly maintained irrigation facility in the local area.

Regarding household characteristics, the agricultural subsidy, and past intercropping experience are all found to be positively correlated with crop-tree intercropping, as expected. Family size has a significant and positive effect, indicating that labor constraints play an important role in farmers' decisions to adopt intercropping. The effects of the age of the household head, the education of the household head and livestock numbers are not significant. This is the result of two counteracting effects, as discussed in Section 4.2. Uyghur ethnicity is also insignificant showing that there is no significant ethnic difference in take up of the practice.

Surprisingly, there is little evidence to show that labour organization is important in intercropping adoption. This finding is inconsistent with the work of Beckmann and Wesseler (2003), Irawan et al. (2010) and Sangkapitux et al. (2010), who note that labour organization matters in Thailand when adopting an integrated pest management strategy, since there are labour opportunity costs to consider. They state that decision-makers have to deal with farmers with very different opportunity costs that are related to off-farm employment opportunities and the transaction costs involved in monitoring and supervising hired workers. This argument suggests that when assessing innovation adoptions, labour organization plays an essential role with various work tasks in field management and farm operations needing to be optimally divided among farm owners, family members and/or hired workers.

In our case, the effect of the opportunity costs of farm laborers on intercropping is offset, to some extent, by other counteracting effects: the information advantage related to intercropping, risk-aversion and increased income, as discussed in Section 4.2. Households with a village cadre and/or cooperative member face a higher opportunity cost of adopting intercropping because they have more off-farm employment opportunities; On the other hand, a village cadre and/or cooperative member has more advantage in obtaining intercropping-related information. The overall effect for this variable (Membership) is not statistically significant. Second, male laborers have higher opportunity cost of adopting intercropping because of more off-farm employment opportunities; however, male laborers are also less risk-averse and more likely to adopt intercropping. The counteracting effect was not observed to be significant. Third, off-farm laborers have higher opportunity cost of adopting intercropping, and thus be less likely to adopt it, but this effect is offset by the income increase resulted from off-farm employment. We therefore find insignificant overall effect of village off-farm employment ratio on intercropping decisions.

In terms of land characteristics, the coefficient of soil fertility is negatively significant, as expected. Contract land irrigation is not significant, possibly because irrigation water is guaranteed to assigned contract land. Per capita land area has no significant effect, indicating land endowment does not matter farmers' deci-

sions to adopt long-term land investment, which is consistent with the finding in northwest China by Ma et al. (2013). The significant Wuluquele dummy suggests that farmers in Wuluquele township display a higher intercropping adoption possibility than other township.

5.2. Double-type landholders' crop-tree intercropping adoption

Table 3 shows that the residual derived from the first-stage perceived land tenure security equation is significantly different from zero in the wasteland adoption model, confirming that the perceived land tenure security variable is endogenous in the system equations. The result of likelihood-ratio test for $\rho = 0$ shows that there is significant interdependence of a household's decisions about whether to crop-tree intercrop on contract land or wasteland, and the separate estimation of the factors affecting intercropping decisions on the two types of land would have produced biased results. As expected, we find that the estimated sign of perceived tenure security variable is negative and statistically significant in the wasteland model. This confirms the tenure enhancement effect of land tenure security on decisions about crop-tree intercropping on wasteland. In other words, farmers who perceive that their wasteland tenure is insecure are more likely to adopt intercropping, in an attempt to increase security of tenure, than those who perceive their wasteland is secure. This finding is consistent with the argument made by Gray and Kevane (2001) who note that farmers' investments in tree planting and applying manure are used as a 'tenure-building' strategy in the face of agricultural intensification in southwestern Burkina Faso. It is also consistent with Ma et al. (2013), who find that canal maintenance is used to strengthen land tenure security in rural Gansu, China. However, the tenure enhancement effect is not demonstrated in the contract land model. This finding is not surprising, given that the level of tenure security on contract land is relatively higher than on wasteland, and the security of contract land tenure is dependent more on formal institutions, whereas the security of wasteland tenure is more affected by informal institutions, as discussed previously in Section 2.1. From this sense, farmers are consequently less motivated to take action to protect contract land against insecurities than on wasteland. We also find the absence of the assurance effect in the contract land model, which could be explained by two factors. On the one hand, taking into account the interdependence of intercropping decisions between two types of land, farmers who adopt intercropping on wasteland are less likely to adopt crop-tree intercropping on contract land, perhaps due to credit or labour constraints. On the other hand, the positive assurance effect on contract land may be weakened by a household's perception that the tenure security on the wasteland is relatively lower than on the contract land. In this way a household's perception of the tenure status of the two types of land may affect each other.

Regarding the village-level variables, the distance to town displays a positively significant effect but only on contract land. One possible reason is that in regions away from the town centre, there are less off-farm employment opportunities available, making intercropping more competitive. The non-significant negative sign of distance in wasteland can be explained by the effect of the interdependence of intercropping decisions on contract land and wasteland. Due to limited credit or other constraints, farmers intercropping on contract land are less likely to intercrop on wasteland. The coefficient of Yin'airike irrigation district are less likely to adopt intercropping than farmers in Qiwusiti district.

Household characteristics play an important role. Household head age displays a negatively significant effect, but only on wasteland, showing that younger farmers are more likely to adopt crop-tree intercropping than older farmers (Fischer and Vasseur, 2002), but they prefer to adopt the risky practice only on waste-

land, because contract land provides a basic subsistence. Education shows a negatively significant effect in contract land model, meaning that more educated farmers are less likely to participate in intercropping on contract land. A possible reason is that more educated farmers have more opportunities to engage in off-farm activities, thereby show less interest in intercropping.

The coefficient of livestock is negatively significant, but only in the contract land model. A plausible explanation is that farmers with more livestock need to use more labour to look after them and thus have less laborers available for intercropping. In the context where current short-term income from intercropping on contract land is very limited, and intercropping on wasteland can improve perceived land tenure security, farmers therefore minimize labour input on intercropping on contract land when the labour pool is limited.

As expected, both family size and past intercropping experience are found to have positive signs in contract land model, although they are not significant in wasteland model. This indicates that farmers with a larger family and past intercropping experience are more likely to adopt intercropping due to more labour availability and accumulated technical skills. Because the contract land is of much better quality than wasteland, farmers with family size and past intercropping experience favour intercropping on contract land.

Among the labour organization variables, we find that both membership and share of male laborers are not significant in either the contract model or wasteland model. This is because of the presence of counteracting effects, which are consistent with the results obtained in Table 2. The share of village-level off-farm laborers does positively impact on intercropping adoption decisions in the two models. This means that farmers from a village where more laborers are involved in off-farm activities are more likely to adopt intercropping. Despite the fact that off-farm labour opportunity cost makes agricultural innovation less attractive (as demonstrated by Beckmann and Wesseler 2003), in our case off-farm employment derived income facilitates making productive investment in land and stimulates intercropping adoption. This finding is consistent with findings by Reardon and Vosti (1995), who note that development of off-farm opportunities relaxes the liquidity constraints for investment in intercropping. Furthermore, most rural migrants nowadays in rural China are featured as temporary and individual migrants (Ma et al., 2014). Therefore rural migrants, to a great extent, rely on agricultural land for their current and future income. Intercropping is an important way for temporary rural migrants to protect their wasteland rights and earn a future income.

Regarding land characteristics, both irrigation and land area are statistically significant, with a positive sign in wasteland model as previously expected (see Section 4.2). The possible reason for the non-significance of irrigation in the contract land model is the different water allocation mechanisms between contract land and wasteland (discussed earlier). The irrigation for contract land is guaranteed under a quota system, but access to irrigation on wasteland is more constrained and as such intercropping is more sensitive to irrigation on wasteland. It is not surprising that farmers with more wasteland are more likely to adopt intercropping since intercropping is partly motivated by pursuing more stable land use rights on wasteland. The coefficient of contract land fertility is negatively significant, consistent with the finding in Table 2.

5.3. Robustness checks

The application of the 2SCML approach is based on an essential hypothesis that the residual of the second stage is conditionally normally distributed (Brasselle et al., 2002). Following the existing literature (Brasselle et al., 2002; Ma et al., 2013), we use the modified instrumental variable probit (IVP) technique to check the

robustness of the estimation results obtained by using the 2SCML approach in Table 2. In this method the standard errors obtained using conventional methods are replaced by bootstrap estimates of standard errors. The bootstrap method generates multiple samples by resampling from the current sample. The standard errors obtained from bootstrap can be used to solve the problem of biased standard error estimates obtained by using conventional methods (Cameron and Trivedi, 2010). More specifically, we perform a probit model for Eq. (3) and obtain the predicted values ($\hat{P}_{c,i}$) in the first stage. The predicted values are then introduced into Eq. (4), following up the probit regression based on a subsample of 146 households abstracted randomly by bootstrap in the second stage.

Due to limited sample size, the modified IVP is inapplicable to check the results obtained from the 2SCML in the SUBP model. Instead, we perform the conventional instrumental variable method (IV), which does not take into account that the discrete endogenous variable may produce inconsistent results. Specifically, in the first stage, we run probit to estimate Eqs. (5) and (6) and obtain their predicted values ($\hat{P}_{c,i}$ and $\hat{P}_{w,i}$). In the second stage, the predicted values are introduced into Eqs. (7) and (8), respectively, using the SUBP but excluding the original endogenous variables likewise.

The robustness check results of the modified IVP and the conventional IV are reported in Tables A1 and A2 in the Appendix A. The conclusions that can be drawn for the variables of our main interest from applying the modified IVP in the probit model are the same as those that we obtained from using the 2SCML technique. Likewise, similar conclusions can be drawn from using the conventional IV instead of the 2SCML technique in the SUBP model. Hence, we may conclude that the results reported in Tables 2 and 3 are robust within the context of the choice of the estimation technique.

6. Conclusions

This paper analyses crop-tree intercropping adoption decisions against the context of two distinctive land tenure arrangements in rural Xinjiang. Contract land use is generally in a formal (legal) tenure security system, but one where there is an inadequate institutional environment to guarantee security of tenure. In comparison, wasteland use exists in a more informal tenure institutional framework, due to lags in making land tenure reforms. Both contract land users and wasteland users face land tenure insecurities, but the security of tenure on wasteland is much lower than on contract land because of an absence of a formal tenure security system.

Our empirical work based on a 2008 household survey found that, in the current tenure institutional framework, for single-type land holders, farmers' perception of the security of their land tenure is positively correlated with adopting crop-tree intercropping on contract land. This finding confirms the presence of the assurance effect of land tenure security on long-term land investment, and is consistent with findings by Besley (2000) and Banerjee and Ghatak (2004), who note that secured land tenure facilitates to land investments as the investors are confident that they will enjoy the fruits of those investments in the future.

By contrast, for farmers who hold both contract land and wasteland, the adoption of crop-tree intercropping on wasteland is found to be negatively correlated with the perceived land tenure security of the wasteland, indicating an inverse causality relationship (the tenure enhancement effect) between security of land tenure and adopting intercropping. This finding is consistent with the arguments by Gray and Kevane (2001) and Brasselle et al. (2002), who clarify that long-term land investments can be used to improve land tenure security.

We also find that labor organization has a moderate effect on intercropping decisions because the effect of the opportunity costs of farm laborers on intercropping is offset by other counteracting effects, i.e. the information advantage related to intercropping, risk-aversion and increase in income. This finding is inconsistent with that by Beckmann and Wesseler (2003), Irawan et al. (2010) and Sangkapitux et al. (2010). These studies show that the opportunity costs of farm laborers with different types of labour organization mattered: In Thailand when adopting integrated pest management strategies, the opportunity costs dominated.

Three significant policy implications come from our findings. First, perceived land tenure security is an essential component of tenure security, and household perception about land tenure security can be a tool to increase land-related investments. Supplementary measures aimed at improving household perceptions of tenure security, such as disseminating information about the importance of land certificates for pursuing rights in land conflicts could stimulate farmers to adopt crop-tree intercropping, and increase farmers' future income and improve the local environment. Second, the crop-tree intercropping is a crucial part of a tenure security enhancing strategy in the context of badly lagging reforms to formal land tenure, hence policies aiming to strengthen land tenure security should take farmers' perceptions on land tenure security into account, and pay special attention to the role of informal institutional tenure arrangements. Finally, policies for developing rural labour markets and non-farm job opportunities are crucial to help support sustainable agricultural innovations, as well as improve incomes.

A major limitation of our study is the use of a small-size of cross-sectional data for the empirical analysis. Unmeasured household characteristics (e.g., production capacity) may affect both the explained and explanatory variables and thereby result in biased estimations. Panel data analysis with a larger sample size may be used in future studies in this field to produce more rigorous results.

Acknowledgement

Authors are grateful for the helpful comments by Arie Kuyvenhoven, Nico Heerink, and Oane Visser and anonymous reviewers. We also greatly appreciate the financial supports by the National Natural Science Foundation of China (Grant 71573134, 71003051, and 71373127), the Royal Academy of Arts and Sciences (KNAW) (Grant 07CDP028), and the China Scholarship Council (CSC).

Appendix A.

Table A1Regression results for holders of a single-type of land (contract land) adopting crop-tree intercropping (modified IVP)^{a,b,c,d,e}

Explanatory variables	Probit with modified IVP for contract land	
	Coef.	Z-value
Perceived land tenure security		
Perception of losing land	2.297**	2.26
Residual of perception on losing land	-1.872*	-1.78
Village characteristics		
Ln(distance to town)	-1.092*	-1.81
Yin'airike irrigation dummy	-0.911	-1.21
Qiwusiti irrigation dummy	-0.502	-0.26
Household characteristics		
Ln(age)	0.158	0.21
Education	-0.026	-0.43
Uyghur	-0.330	-0.60
Ln(livestock)	-0.037	-0.71
Ln(agricultural subsidy)	0.216**	2.52
Ln(family size)	0.831	1.25
Past intercropping experience	2.857*	1.74
Labour organization		
Membership	-0.405	-0.92
Male-labourer ratio	-0.117	-0.16
Hired-labourer ratio	2.139	0.50
Village off-farm labour ratio	-0.063	-0.02
Land characteristics		
Contract land irrigation	-0.283	-0.75
Contract land fertility	-0.508**	-2.08
Ln(per capita contract land area)	0.005	0.01
Regional dummies		
Baishairike	-0.182	-0.17
Wuluquele	1.011	1.37
Constant	2.388	0.69

Notes: Obs. = 276; Mean VIF = 1.35 and 5.67 in the first and the second-stage of the 2SCML respectively; Pseudo R² = 0.6016; Log pseudolikelihood = -69.994308.

^a Significant at *10, **5 and ***1 percent levels.

^b F-statistic for instrumental variables of land reallocation frequency and certification in first stage estimation in 2SCML model: 4.15 ($P=0.0169$).

^c χ^2 -statistic for the significance of residual: 2.91 ($P=0.0882$).

^d F-statistic for over identification: 0.2897 ($P=0.5904$).

^e Standard errors are robust to heteroscedasticity in the probit model.

Table A2Regression results for holders of two types of land (contract land and wasteland) adopting crop-tree intercropping (conventional IV)^{a,b,c,d}

Explanatory variables	Model (1): SUBP with conventional IV for contract land	
	Coef.	Z-value
Perceived land tenure security		
Perception of losing land	-2.076	-1.57
Village characteristics		
Ln(distance to town)	3.385***	2.91
Yin'airike irrigation dummy	-11.34***	-3.27
Household characteristics		
Ln(age)	0.293	0.21
Education	-0.409***	-3.01
Uyghur	1.659	1.18
Ln(livestock)	-0.491**	-2.23
Ln(agricultural subsidy)	0.566**	2.27
Ln(family size)	5.045**	2.43
Past intercropping experience	3.003***	2.87

Table A2Regression results for holders of two types of land (contract land and wasteland) adopting crop-tree intercropping (conventional IV)^{a,b,c,d}

Explanatory variables	Model (1): SUBP with conventional IV for contract land	
	Coef.	Z-value
Labour organization		
Membership	-1.141	-1.45
Male-labourer ratio	-1.123	-0.58
Village off-farm labour ratio	47.39***	3.07
Land characteristics		
Contract land irrigation	0.231	0.27
Contract land fertility	-1.813**	-2.18
Ln(per capita contract land area)	-0.521	-0.64
Regional dummies		
Baishairike	3.505**	2.16
Wuluquele	-1.523	-1.50
Constant	-13.61*	-1.89
Explanatory variables		
	Model (2): SUBP with conventional IV for wasteland	
	Coef.	Z-value
Perceived land tenure security		
Perception of losing land	-2.292**	-2.18
Village characteristics		
Ln(distance to town)	-0.132	-0.19
Yin'airike irrigation dummy	-3.934**	-2.50
Household characteristics		
Ln(age)	-2.133**	-2.21
Education	-0.0774	-1.01
Uyghur	-1.047	-0.94
Ln(livestock)	-0.0762	-0.75
Ln(agricultural subsidy)	0.294**	2.50
Ln(family size)	1.392	1.27
Past intercropping experience	0.295	0.53
Labour organization		
Membership	-0.579	-1.11
Male-labourer ratio	0.628	0.46
Village off-farm labour ratio	16.57**	2.12
Land characteristics		
Wasteland irrigation	1.173**	2.23
Wasteland fertility	0.115	0.40
Ln(per capita wasteland area)	0.333*	1.74
Regional dummies		
Baishairike	0.378	0.41
Wuluquele	0.637	0.78
Constant	4.620	1.19

Notes: Obs. = 76; Likelihood-ratio test of $\rho=0$: $\chi^2(1) = 15.7953$ (P value = 0.0001); Mean VIF = 1.17 and 3.83 in the first and the second stages respectively in the contract land model by using conventional IV technique; Mean VIF = 1.19 and 3.64 in the first and the second-stages respectively in the wasteland model by using conventional IV technique; Log likelihood = -42.9434.

^a Significant at *10, **5 and ***1 percent levels.

^b F-statistic for instruments in first stage estimations: 2.40 ($P=0.0363$) and 2.49 ($P=0.0247$) respectively in contract land and wasteland models by applying conventional IV technique.

^c F-statistic for over identification: 0.0442 ($P=0.8335$) and 0.0465 ($P=0.9770$) in contract land adoption model and wasteland adoption model respectively.

^d χ^2 -statistic for joint significance of predicted values in system equations: 6.83 ($P=0.0330$).

References

- Abdulai, A., Owusu, V., Bakang, J.-E.A., 2011. Adoption of safer irrigation technologies and cropping patterns: evidence from southern Ghana. *Ecol. Econ.* 70, 1415–1423.
- Adesina, A.A., Mbila, D., Nkamleu, G.B., Endamana, D., 2000. Econometric analysis of the determinants of adoption of alley farming by farmers in the forest zone of southwest Cameroon. *Agric. Ecosyst. Environ.* 80, 255–265.
- Arsel, M., Dasgupta, A., 2013. Structural change, land use and the state in China: making sense of three divergent processes. *Eur. J. Dev. Res.* 25, 92–111.
- Banerjee, A.V., Ghatak, M., 2004. Eviction threats and investment incentives. *J. Dev. Econ.* 74, 469–486.

- Her, E.B., 2007. Natural capital and labor allocation: mangrove-dependent households in Thailand. *J. Environ. Dev.* 16, 398–431.
- Hermann, V., Wesseler, J., 2003. How labour organization may affect technology adoption: an analytical framework analysing the case of integrated pest management. *Environ. Dev. Econ.* 8, 437–450.
- Hov, T., 2000. Property rights and investment incentives: theory and evidence from Ghana. *J. Polit. Econ.* 108, 903–937.
- Jandt, L., Rozelle, S., Turner, M.A., 2004. Local government behavior and property rights formation in rural China. *J. Inst. Theor. Econ.* 160, 627–662.
- Jelle, A.-S., Gaspart, F., Platteau, J.-P., 2002. Land tenure security and investment incentives: puzzling evidence from Burkina Faso. *J. Dev. Econ.* 67, 373–418.
- Jordaard, R.J., 2005. Land tenure insecurity and inequality in Nicaragua. *Dev. Change* 36, 845–864.
- Jorner, A.C., Trivedi, P.K., 2010. *Microeconometrics using Stata*. StataCorp LP, College Station TX, pp. 415–437.
- Kruger, M.R., Olinto, P., 2003. Getting institutions right for whom? Credit constraints and the impact of property rights on the quantity and composition of investment. *Am. J. Agric. Econ.* 85, 173–186.
- Kapika, S., Pornsiri, S., Sakdameon, N., 2010. Determining factors of IPM adoption: Empirical evidence from longan growers in the north of Thailand. In: Beckmann, V., Dung, N.H., Shi, X., Spoor, M. (Eds.), *Economic Transition and Natural Resource Management in East and Southeast Asia*. Shaker Verlag, Aachen, pp. 297–315.
- Kotula, L., Hesse, C., Sylla, O., Thébaud, B., Vogt, G., Vogt, K., 2006. Land and water rights in the Sahel. International Institute for Environment and Development (accessed 1 April 2014) <http://pubs.iied.org/pdfs/12526IIEED.pdf>.
- Meza, D., Gould, J.R., 1992. The social efficiency of private decisions to enforce property rights. *J. Polit. Econ.* 100, 561–580.
- Reininger, K., Jin, S., 2003. The impact of property rights on households' investment, risk coping, and policy preferences: evidence from China. *Econ. Dev. Cult. Change* 51, 851–882.
- Reininger, K., Jin, S., 2005. The potential of land rental markets in the process of economic development: evidence from China. *J. Dev. Econ.* 78, 241–270.
- Reininger, K., Jin, S., 2006. Tenure security and land-related investment: evidence from Ethiopia. *Eur. Econ. Rev.* 50, 1245–1277.
- Reininger, K., Jin, S., 2009. Securing property rights in transition: lessons from implementation of China's rural land contracting law. *J. Econ. Behav. Organ.* 70, 22–38.
- Reng, S., Heerink, N., Ruben, R., Qu, F., 2010. Land rental market, off-farm employment and agricultural production in southeast China: a plot-level case study. *China Econ. Rev.* 21, 598–606.
- Fischer, A., Vasseur, L., 2002. Smallholder perceptions of agroforestry projects in Panama. *Agrofor. Syst.* 54, 103–113.
- Fortman, L., 1985. The tree tenure factor in agroforestry with particular reference to Africa. *Agrofor. Syst.* 2, 229–251.
- Godoy, R.A., 1992. Determinants of smallholder commercial tree cultivation. *World Dev.* 20, 713–725.
- Gray, L.C., Kevane, M., 2001. Evolving tenure rights and agricultural intensification in southwestern Burkina Faso. *World Dev.* 29, 573–587.
- Greene, W.H., 2003. *Econometric Analysis*. Pearson Education India, Harlow, pp. 800–833.
- Hanstad, T., Li, P., 1996–1997. Land reform in the People's Republic of China: auctioning rights to wasteland. *Int. J. A. Int'l & Comp. L.* 19, 545–583.
- Ho, P., 2001. Who owns China's land? Policies, property rights and deliberate institutional ambiguity. *China Q.* 166, 387–414.
- Ho, P., 2003. The wasteland auction policy in northwest China: solving environmental degradation and rural poverty? *J. Peasant Studies* 30, 121–159.
- Ho, P., 2005. The credibility of agricultural land tenure, or why intentional institutional ambiguity might work. In: Ho, P. (Ed.), *Institutions in Transition: Land Ownership, Property Rights and Social Conflict in China*. Oxford University Press, New York, pp. 1–37.
- Ho, P., Spoor, M., 2006. Whose land? The political economy of land titling in transitional economies. *Land Use Policy* 23, 580–587.
- Irawan, E., Beckmann, V., Wesseler, J., 2010. Transaction cost analysis of hired labor use in pest management: An empirical study of fruit tree farming in Thailand. In: Beckmann, V., Dung, N.H., Shi, X., Spoor, M. (Eds.), *Economic Transition and Natural Resource Management in East and Southeast Asia*. Shaker Verlag, Aachen, pp. 317–335.
- Jacoby, H.G., Li, G., Rozelle, S., 2002. Hazards of expropriation: tenure insecurity and investment in rural China. *Am. Econ. Rev.* 92, 1420–1447.
- Jerneck, A., Olsson, L., 2013. More than trees! Understanding the agroforestry adoption gap in subsistence agriculture: insights from narrative walks in Kenya. *J. Rural Studies* 32, 114–125.
- Kong, S.T., Unger, J., 2013. Egalitarian redistributions of agricultural land in China through community consensus: findings from two surveys. *China J.* 1–19.
- Kung, J.K.-S., 2006. Do secure land use rights reduce fertility? The case of Meitan County in China. *Land Econ.* 82, 36–55.
- Lacombe, S., Bradley, R.L., Hamel, C., Beaulieu, C., 2009. Do tree-based intercropping systems increase the diversity and stability of soil microbial communities? *Agric. Ecosyst. Environ.* 131, 25–31.
- Lee, D.R., 2005. Agricultural sustainability and technology adoption: issues and policies for developing countries. *Am. J. Agric. Econ.* 87, 1325–1334.
- Li, G., Rozelle, S.D., Huang, J., 2000. Land rights, farmer investment incentives, and agricultural production in China. In: *Agriculture and Resource Economics Working Papers*. Department of Agricultural and Resource Economics University of California Davis, Davis, CA.
- Li, Q., Chen, Y., Shen, Y., Li, X., Xu, J., 2011. Spatial and temporal trends of climate change in Xinjiang, China. *J. Geogr. Sci.* 21, 1007–1018.
- Ma, X., 2013. Does Tenure Security Matter? Rural household responses to land tenure reforms in northwest China. In: (Ph.D thesis), Wageningen University, Wageningen, The Netherlands.
- Ma, X., Heerink, N., Feng, S., Shi, X., 2015. Farmland tenure in China: comparing legal, actual and perceived security. *Land Use Policy* 42, 293–306.
- Ma, X., Heerink, N., Ierland, E., Shi, X., 2014. Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China. *Papers Reg. Sci.* 1–24, <http://dx.doi.org/10.1111/pirs.12129>.
- Ma, X., Heerink, N., Ierland, E., Den Berg, M., Shi, X., 2013. Land tenure security and land investments in northwest China. *China Agric. Econ. Rev.* 5, 281–307.
- Mercer, D.E., 2004. Adoption of agroforestry innovations in the tropics: a review. *Agrofor. Syst.* 61, 311–328.
- Montambault, J.R., Alavalapati, J.R.R., 2005. Socioeconomic research in agroforestry: a decade in review. *Agrofor. Syst.* 65, 151–161.
- Ndayambaie, J.D., Heijman, W.J.M., Mohren, G.M.J., 2013. Farm woodlots in rural Rwanda: purposes and determinants. *Agrofor. Syst.* 87, 797–814.
- Neupane, R.P., Sharma, K.R., Thapa, G.B., 2002. Adoption of agroforestry in the hills of Nepal: a logistic regression analysis. *Agric. Syst.* 72, 177–196.
- Nkameu, G.B., Manyong, V.M., 2005. Factors affecting the adoption of agroforestry practices by farmers in Cameroon. *Small-scale forest economics. Manag. Policy* 4, 135–148.
- Pattanayak, S.K., Mercer, D.E., Sills, E., Yang, J.-C., 2003. Taking stock of agroforestry adoption studies. *Agrofor. Syst.* 57, 173–186.
- Razzaz, O.M., 1993. Examining property rights and investment in informal settlements: the case of Jordan. *Land Econ.* 69, 341–355.
- Reardon, T., Vosti, S.A., 1995. Links between rural poverty and the environment in developing countries: asset categories and investment poverty. *World Dev.* 23, 1495–1505.
- Sangkapitux, C., Suebpongsang, P., Nonkiti, S., 2010. Determining factors of IPM adoption: Empirical evidence from longan growers in the north of Thailand. In: Beckmann, V., Dung, N.H., Shi, X., Spoor, M. (Eds.), *Economic Transition and Natural Resource Management in East and Southeast Asia*. Shaker Verlag, Aachen, pp. 297–315.
- Spoor, M., Arsel, M., Jiang, P., 2012. Local climate change, water scarcity and institutional responses in Xinjiang, China. In: Mohamed Salih, M.A. (Ed.), *Local Climate Change and Society*. Routledge, London and New York, pp. 74–89.
- Spoor, M., Shi, X., 2009. Cotton and rural income development in Xinjiang. In: Spoor, M. (Ed.), *The Political Economy of Rural Livelihoods in Transition Economies*. Routledge, London and New York, pp. 225–245.
- Spoor, M., Shi, X., Pu, C., 2010. Shifting livelihood strategies of small cotton farmers in southern Xinjiang. In: Beckmann, V., Dung, N.H., Shi, X., Spoor, M., Wesseler, J. (Eds.), *Economic Transition and Natural Resource Management in East and Southeast Asia*. Shaker Verlag, Aachen, pp. 221–240.
- Xinjiang Uyghur Autonomous Region Bureau of Statistics (XUARBS), 2006. *Xinjiang Statistical Yearbook*, China Statistics Press, Beijing (in Chinese).
- Xinjiang Uyghur Autonomous Region Bureau of Statistics (XUARBS), 2013. *Xinjiang Statistical Yearbook*, China Statistics Press, Beijing (in Chinese).
- Tan, S., Heerink, N., Qu, F., 2006. Land fragmentation and its driving forces in China. *Land Use Policy* 23, 272–285.
- Tenge, A., Kahumuna, M., Shisanya, C., 2011. Social and economic factors for the adoption of agroforestry practices in Lake Victoria Catchment, Magu, Tanzania. In: Bationo, A., Jeremiah Okeyo, B.W.M., Maina, F., Kihara, J. (Eds.), *Innovations as Key to the Green Revolution in Africa*. Springer, pp. 1345–1352.
- Thevathasan, N.V., Gordon, A.M., 2004. Ecology of tree intercropping systems in the north temperate region: experiences from southern Ontario, Canada. *Agrofor. Syst.* 61, 257–268.
- Van Gelder, J.-L., 2007. Feeling and thinking: quantifying the relationship between perceived tenure security and housing improvement in an informal neighbourhood in Buenos Aires. *Habitat Int.* 31, 219–231.
- Van Gelder, J.-L., 2010. What tenure security? The case for a tripartite view. *Land Use Policy* 27, 449–456.
- Wang, H., Tong, J., Su, F., Wei, G., Tao, R., 2011. To reallocate or not: reconsidering the dilemma in China's agricultural land tenure policy. *Land Use Policy* 28, 805–814.
- Wen, G.J., 1995. The land tenure system and its saving and investment mechanism: the case of modern China. *Asian Econ. J.* 9, 233–260.
- Wooldridge, J.M., 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT press, Cambridge, pp. 561–635.
- Xu, H., Huang, X., Zhong, T., Chen, Z., Yu, J., 2014. Chinese land policies and farmers' adoption of organic fertilizer for saline soils. *Land Use Policy* 38, 541–549.
- Zhou, H., Li, W., 2011. Effect Of water resource on soil salinization of oasis in the lower reaches of Tarim River, China. *Procedia Environ. Sci.* 11 (Part B), 925–933.



Contents lists available at ScienceDirect

Land Use Policy

journal homepage: www.elsevier.com/locate/landusepol

Household-level effects of China's Sloping Land Conversion Program under price and policy shifts

Adam M. Komarek^{a,*}, Xiaoping Shi^b, Nico Heerink^c^a School of Science and Health, University of Western Sydney, Locked Bag 1797, Penrith, NSW 2751, Australia^b College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, PR China^c Development Economics Group, Department of Social Sciences, Wageningen University, P.O. Box 8130, 6706 KN Wageningen, The Netherlands

ARTICLE INFO

Article history:

Received 5 December 2012

Received in revised form 26 March 2013

Accepted 22 April 2013

Keywords:

China

Grain prices

Farm household model

Livestock

Sloping Land Conversion Program

ABSTRACT

This study examined how agricultural households involved in China's Sloping Land Conversion Program (SLCP) could respond to expected changes in environmental and livestock policies and changing commodity prices. We calibrated a farm household model using 2009 survey data collected in northeast Gansu Province, China, and examined the responses of four different household groups. Household groups were distinguished based on the resources they possessed for either cropping, livestock husbandry or off-farm employment. We also calculated the opportunity cost of converting sloping land from grain crop production to perennial grass production and included the net value of the replacement crop in these calculations. Our model simulations indicated that subsistence-oriented households were most likely to participate in the SLCP, and that SLCP payment reductions could have large negative income effects for this group. Reductions in SLCP payments increased income inequality among households in the study area. Migration- and cropping-oriented households have fewer incentives to participate in the SLCP. With rising commodity prices, SLCP payments need to rise to avoid that subsistence-oriented households reconvert their land from perennial grasses to annual grain crops. Local government policies related to livestock production are being devised in Gansu as a method to lift incomes, and these policies could also have positive environmental benefits by increasing grass production on sloping land. The introduction of these livestock promotion policies had modest income effects but did not alter the area grown with grasses under the SLCP.

© 2013 Elsevier Ltd. All rights reserved.

Introduction

China's Sloping Land Conversion Program (SLCP) is one of the world's largest programs offering ("supply-side") payments for environmental services in terms of scale, payment and duration (Liu et al., 2008; Qu et al., 2011). The program uses central government funds to encourage households in the upper and middle reaches of the Yellow and Yangtze River Basins to convert steep-sloped cropland back to forestland and grassland. To encourage participation, households are offered annual payments in cash and in kind for each converted hectare.

The SLCP, also known as the "Grain for Green" program, involves ambitious environmental targets and affects the livelihoods of tens of millions of rural households. In this context, rigorous debates are emerging on the household economic effects of program participation (Xu et al., 2006a; Uchida et al., 2007, 2009; Xu et al., 2010; Li et al., 2011). Consensus is developing that program participation

reduces crop incomes and increases livestock production but has mixed effects on participation in off-farm employment and net household incomes. In addition rapid SLCP expansion has generated discussions about its impact on national food security (Xu et al., 2006b) and its fiscal risks for governments, income risks for participants, and ecological risks for program-covered areas (Xu et al., 2010). Several studies have also examined the expected effects of program cessation. Available estimates of the share of farmers in different locations who would return to pre-payment enterprises if SLCP payments end range from 38% to 67% (Bennett, 2008; Zhang et al., 2008; Cao et al., 2009; Grosjean and Kontoleon, 2009).

Although the above comprehensive studies provide many useful insights for current and future policy making, there appear to be at least three overlooked aspects in the available literature that have emerged as the SLCP has evolved over time. Firstly, opportunity cost estimates of SLCP participation are based on lost grain production and are compared with the amount of payment received to examine the extent to which households are being over- or under-compensated for retiring grain land (Uchida et al., 2005; Gauvin et al., 2010; Xu et al., 2010). This approach implicitly assumes that the replacement crop has no value. This may be a sound approach if

* Corresponding author. Tel.: +61 2 4570 1475; fax: +61 2 4570 1750.
E-mail address: a.komarek@uws.edu.au (A.M. Komarek).

replacement crops are trees with a low survival rate or limited economic value, as can be the case in western China (Bennett, 2008; Bennett et al., 2011; Cao, 2011). However, if the trees or grasses intended to replace grain crops have substantial economic value, this approach should be modified.

Secondly, changes in the economic and policy environment may greatly affect households' incentives for program participation. For example, wheat and maize producer prices have increased by 71% and 59%, respectively, during the period 2001–2010 (NBS, various). These strong price increases may have greatly reduced household willingness to convert land or increased incentives to reconvert already converted land. Likewise, household land (re)conversion decisions are likely to be influenced by central or local policies that stimulate the planting of grain crops and promote livestock husbandry. Limited attention has been focused towards understanding how changes in the external environment of households influence SLCP participation. A notable exception is Grosjean and Kontoleon (2009). They use contingent behaviour questions related to household land and labour allocation intentions after the SLCP expires, and find that enhanced off-farm employment opportunities and more secure land property rights contribute to the long-term viability of the program.

Thirdly, it is important to take household resources into account when analysing responses to SLCP incentives. Several insightful studies distinguish between responses of relatively poor and rich households to SLCP measures (Xu et al., 2006a; Wang et al., 2007; Li et al., 2011). Recently, Liang et al. (2012) examined household heterogeneity in terms of demographic characteristics and found that households with children but without elderly tend to have lower migration rates and lower incomes after participation in the SLCP. Limited attention is paid in the available literature to differences in responses between households that depend for their livelihoods mainly on either cropping, livestock husbandry or off-farm employment, even though it can be expected *a priori* that responses to land conversion incentives will differ between these households.

In this article we used a farm household modelling approach to gauge how different types of farm households may respond to changes in program incentives as well as changes in the economic and policy environment. Using in-depth household data collected from 94 farms in Huan County, Qingyang Prefecture, in north-eastern Gansu Province in 2009, we (1) compared SLCP payments with the opportunity costs of land conversion when the replacement crop was valued and (2) simulated responses of different household groups to price and policy changes using a farm household model. Our study covered households from one county in western China. By collecting detailed whole farm data for those households and dividing them into different groups based on differences in assets for earning income from either arable farming, livestock husbandry or off-farm employment, we intended to offer modest insights into the whole-farm interactions and typical responses of farm households if policy and price shifts occur. This complements previous econometric studies which have used data collected from larger samples to examine the direct consequences of the SLCP on farm livelihoods.

Background, data collection and household classification

Background

Huan County is in a semi-arid region that contains a mixture of sloping and flat land. Soils in the county are a sandy loam and the county's average annual rainfall between 2004 and 2009 was 329 mm (308 mm in 2009). These biophysical factors result in the predominant farming system being a wheat–maize rotation with alfalfa continuously grown on a separate field. Grain crops are

grown on both flat and sloping land, and alfalfa is mainly grown on sloping land, but can also be grown on flat land. Alfalfa is a perennial grass that is a valuable livestock feed source grown in many parts of western China; it is eligible for payments under the SLCP.

In Huan County, the SLCP commenced in 2002 and households are currently in the second phase of the program. Payments are not expected to end at the completion of the second phase; rather payments are envisaged to be reduced from 2400 to 1350 RMB/ha/annum (at the time of research in 2009, 1 \$US ≈ 6.4 Chinese Yuan Renminbi, RMB), this reduction is determined by central government policy, with the central government providing funds to local governments to implement the SLCP. At a more aggregate level (Appendix), payments across the Yellow River Basin have also declined since 2007 (Yin and Zhao, 2012). Given the SLCPs vast coverage and differences in local–central government interactions, households in different regions may be subject to different policies with payment removal or reduction both being possible outcomes.

Huan County authorities are contemplating the use of different interventions aimed at increasing livestock and alfalfa production (Brown et al., 2009). Envisaged measures include providing farmers with a subsidy of 150 RMB/breeder to buy breeder goats, and promoting two new cropping activities: one is improved alfalfa harvesting, and the other is the production of maize silage. The subsidies for buying breeder goats provide incentives to increase flock sizes and may also ease liquidity constraints on the purchase of additional forages. Evidence from alfalfa management research in western China suggests that the protein content of alfalfa will be approximately 15% higher if it is harvested when 50% of a field is starting to produce flowers, instead of the current practice of harvesting daily from mid-April (Philp, 2011). Maize silage is produced by placing maize stover, the part of the crop that remains in the field after grain harvest, into concrete pits (anaerobic conditions) for approximately 45 days. Maize silage has higher energy content than maize stover. The two new cropping activities are common in other agricultural systems, but households in Huan County have had limited exposure to these activities due to a lack of dissemination and co-ordinated extension, a common challenge in western China (Brown et al., 2008).

Commodity prices

The overall trend for major agricultural commodity prices in Huan County between 2004 and 2009 has been a modest rise in grain prices, strengthening of meat prices and a decline in cashmere wool prices (Fig. 1). Despite sizeable price fluctuations in the global grains market in 2006–2008, domestic grain prices in China have been somewhat insulated from global market variations. For example, the increase in wheat prices from 2006 to 2008 within Gansu was 23%, compared to a 71% in the global wheat prices during the same period (Lu and Yu, 2011). Carter et al. (2012) and Lu and Yu (2011) attribute this insulation to government food self-sufficiency policies.

Data collection and household classification

A household survey, to collect the data necessary for building a farm household model, was conducted in Huan County in November 2009. A stratified random sample was used for selecting the households, with two different townships forming the strata (Appendix). A total of 94 households were interviewed. The main purpose of the survey was to collect detailed information on the farming systems in the county that can be used for model building. We therefore opted for in-depth data collection using a relatively small sample.

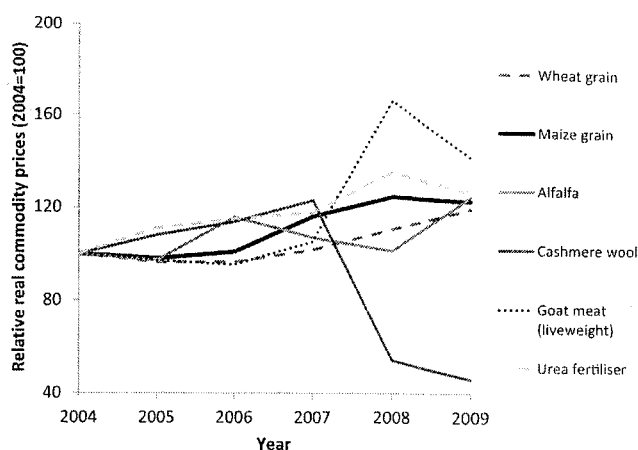


Fig. 1. Changes in relative real prices of main commodities in Huan County from 2004 to 2009 (2004 = 100).

Source: Fieldwork and CSP (2009).

Descriptive statistics of the surveyed households are reported in Table 1. Average annual per capita income of the surveyed households was 4164 RMB, of which 30% was derived from agricultural enterprises. Income was calculated based on the difference between revenue and expenses for all household activities and included agricultural enterprises, off-farm earnings and public transfers like SLCP payments. The same definition of income was used when calculating simulated incomes. The average wheat yield on sloping land was 1132 kg/ha, with a coefficient of variation of 0.67. The variation in wheat yields was relatively large possibly due to differences in weather conditions across the county and to variations in the quantities of fertiliser applied and in the management ability of farmers.

Given the underlying diversity of farming systems in Huan County we divided our sample into different groups for analytical purposes. Following the logic presented in Köbrich et al. (2003) and Shi et al. (2011), we used exploratory regression analysis to identify the main household resources that determine crop income, livestock income, and off-farm income, respectively. These three variables (the main drivers of income) – rainfall, access to public

grazing land, and the ratio of children to adults – were then used as inputs into a subsequent cluster analysis to identify major household groups (see Waitthaka et al., 2006; Woelcke, 2006 and Tiltonell et al., 2010 for similar approaches). A farm household representative of each cluster was calibrated based on the mean household survey characteristics for that cluster. Additional information on the clustering and the data and code required to generate the results is available in the Appendix.

Descriptive statistics of the four resulting household groups are shown in columns (2)–(5) of Table 1. The first group consisted of households that focus on *subsistence* production. Households in this group had low wheat yields and low per capita farm incomes, although their land size was slightly above the average land size of all households. They lived in an area with unfavourable rainfall, and had small flock sizes. The child–adult ratio was relatively high for this group, and so was the share of sloping land in total land. Group two consisted of *migration-oriented* households. Households in this group had relatively high off-farm incomes, small land sizes and no family members were below 15 years old. They lived in an area with favourable rainfall and have relatively high wheat yields. The third group consisted of *livestock-oriented* households. All households in this group had access to public grazing land, whereas households in the other three groups did not have such access. The average number of breeder goats in this group was more than three times the average for the whole sample, while land size and the share of sloping land were also above average. This group had the highest per capita household incomes. The fourth group that we distinguished in our analysis was the group of *cropping-oriented* households. Although this group's average land size was below average, all the land was located in the area with favourable rainfall and the share of sloping land was below average. As a result, the average wheat yield in this group was above average, while the average farm income was comparable to that for the whole sample.

Observed program payments for sloping land converted from grain to alfalfa differed from the official subsidy of 2400 RMB/ha/annum (Table 1). The official payment is based on 1500 kg/ha/annum for lost grain production (valued at 1.4 RMB/kg), plus a 300 RMB/ha/annum cash living allowance. Payment shortfalls are common under the SLCP (Bennett, 2008). A major cause of this gap is because program implementation costs need to be funded by local governments, who often try to recoup

Table 1

Descriptive statistics for households in Huan County, Gansu Province (average values presented with coefficient of variation in brackets).

Characteristics	Household group				
	Subsistence	Migration	Livestock	Cropping	Average
Number of households	38	19	13	24	
Household size (persons/household)	5.3 (0.23)	4.9 (0.22)	5.8 (0.21)	4.8 (0.28)	5.1 (0.24)
Located in higher rainfall area (% of households)	0(-)	100(0)	38 (1.31)	100(0)	51 (0.98)
Access to public grazing land (% of households)	0(-)	0(-)	100(0)	0(-)	14 (2.51)
Child–adult ratio	0.50 (1.01)	0(-)	0.27 (1.31)	0.47 (0.54)	0.36 (1.14)
Grain area (ha)	1.6 (0.51)	1 (0.61)	1.6 (0.71)	1 (0.43)	1.3 (0.59)
Alfalfa area (ha)	0.5 (0.75)	0.8 (0.54)	1.1 (0.65)	0.6 (0.55)	0.7 (0.71)
Area of land with slope > 15 degrees (%)	65(0)	35(0)	53(0.28)	35(0)	50(0.30)
Breeder goats (number)	2(2.43)	4(1.15)	16(0.54)	4(1.29)	5(1.98)
Draft cattle (number)	1(0.71)	1(0.87)	0(1.90)	1(0.80)	0.86 (0.89)
Wheat yield on sloping land (kg/ha)	705(0.87)	1620(0.31)	1122(0.91)	1429(0.50)	1132(0.67)
SLCP payment (RMB/annum/ha)	2070(0.30)	1659(0.37)	1950(0.25)	1783(0.37)	1897(0.33)
Net household income (RMB/annum/capita)	3307(0.80)	5554(0.78)	6686(0.69)	3053(0.76)	4164(0.85)
Off-farm income (RMB/annum/capita)	2605(1.01)	4192(1.05)	3837(1.11)	1851(1.37)	2904(1.17)
Net farm income (RMB/annum/capita)	702(0.52)	1361(0.45)	2849(0.33)	1202(0.37)	1260(0.67)

Notes: Data are from the 2009 survey. The average in the last column is the weighted arithmetic mean over all households, and takes into account differences in group sizes. Children are under 15 years and adults are between 15 and 65 years.

* Significance at 10%.

** Significance at 5%.

*** Significance at 1%.

use costs by lowering the actual payment made to farm households. The shortfall among the households in our survey is 21%.

Methodology

SLCP opportunity costs

Earlier estimates of the opportunity cost of participating in the SLCP focus on the net value of foregone grain production (Uchida et al., 2005; Gauvin et al., 2010; Xu et al., 2010). In this study, the opportunity cost of growing alfalfa on sloping land is defined as the net value of foregone grain crop production minus the net value of the replacement crop. The opportunity cost of replacing grain crops on sloped land with alfalfa was calculated for 2009 on a per hectare basis for the different household groups. The net value of grain crop production was composed of the net value of grain production (used for home consumption and market sales) and the net value of the stover used to feed goats. The net value of grain crop production was the gross margin of grain production, with grain being valued using district-level market prices, and household-specific yields and variable costs being observed from the survey. The value of crop stover to feed goats was accounted for when calculating the value of lost grain crop production, and was based on the quantity and quality of stover produced per hectare and standard goat energy requirements (NRC, 1981). The net value of alfalfa that replaced the grain was determined by calculating the number of goats that can be raised based on the post-conversion amount of additional alfalfa available, again based on the quantity and quality of alfalfa produced per hectare and standard goat energy requirements (NRC, 1981). Alfalfa yields were observed for each household type from the survey, and observed district-level livestock prices are used to value livestock production. The switch into growing alfalfa, as opposed to grain crops, on sloping land increased goat numbers above the number of goats that could be currently fed from the grain crop stover on sloping land. The amortised cost associated with purchasing new breeder goats to maintain the higher goat numbers when alfalfa was grown was also accounted for in our opportunity cost calculations.

Farm household model description

Simulations of the impact of changes in SLCP payments and livestock-promotion policies under a range of price scenarios were made using a farm household model (the complete GAMS code and data files are available in the Appendix). Komarek et al. (2012) provides a description of the model used in this study. The model distinguished between household constraints (for example, land, labour, cash and livestock energy demand) and constraints that operate at the township and county level (for example, equilibrium conditions related to the trading of rental land, forages for livestock feed and daily agricultural labour).

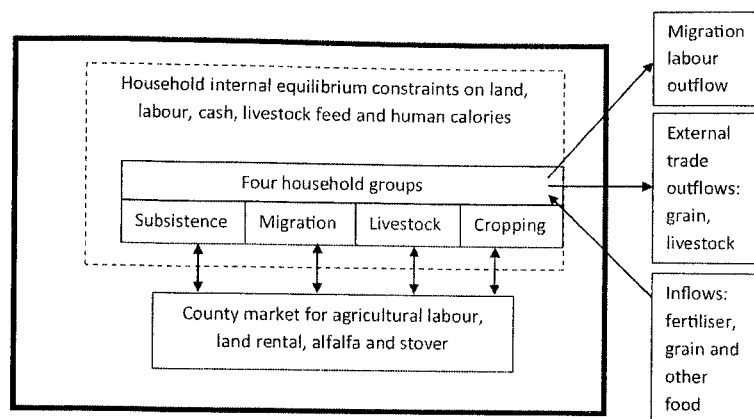
The model used here was a static, one year, mixed integer program that maximises net total household income across four household types, subject to individual household resource constraints and trade conditions that connect households. Heterogeneity among households arose from differences in area of arable land and grazing land, slope of land, available cash, family size, crop yields, production costs, and access to off-farm employment opportunities (Table 1). In this study, households faced the same set of exogenous commodity prices. The basic structure of the model is presented in Fig. 2 with further information on the model provided in the Appendix.

The main activities in the model were as follows:

- **Livestock activities** – Households raised Liaoning goats (dual-purpose cashmere and meat goats). There were different classes of goats in the model, including starting breeders, purchased breeders, culled breeders, kids retained for breeding and kids sold. Each class produced different outputs (cashmere and meat) and had different energy requirements and gross margins.
- **Crop activities** – Maize, wheat, soybean, potato and alfalfa could be grown, sold and consumed. The four household groups had different areas of flat and sloping land. Crop yields on the different slopes and for different crops were directly observed from the survey. Households had the option to use draught power (integer variable) or to rent a tractor for tillage purposes. Crops could be grown on own land or on rented land. Land rental prices were set at the observed rate of 1650 RMB/ha/annum.
- **Alfalfa-growing payments** – These SLCP payments were available for alfalfa planted on sloping land (in excess of 15 degrees) that had replaced grain crops. To capture this, the area of land allocated to alfalfa on sloping land before the SLCP was obtained from model simulations with zero payments. Following this, payments were provided for any additional land converted to alfalfa on sloping land (relative to pre-payment levels). The payment used in the model was the observed payment for each farm type (Table 1).
- **Labour** – Households allocated their time to four activities: agricultural activities on their own farm; agricultural activities on other households' farms (hired out labour); full year migration (integer variable); and six months migration during the winter period (integer variable). Agricultural labour could be hired in and hired out in each month. Daily wages for agricultural work in Huan County were 25 RMB in the harvest season and 20 RMB in the slack season.

The main constraints in the model were:

- **Land** – The area of arable land available for a household was equal to the amount observed in the 2009 survey. Land was further subdivided into flat and sloping classes, with household groups having different areas of each. Only draught power could be used for tillage on sloping land. Additional land could be rented in or out depending on other households being willing to participate in rental activities. There was zero excess demand for rental land at the county level. Buying or selling land is not permitted in China.
- **Livestock feed** – Goats must obtain a minimum amount of energy each month from stover, alfalfa, grain or pasture in order to meet maintenance and growth requirements. Goat energy demands were calculated using NRC (1981) and local field observations. Feed could be sourced from home-grown crops or market purchases.
- **Labour** – Activities had monthly labour requirements that must balance with available household labour and hired labour. The amount of labour available to conduct agricultural activities was limited by the number of people living on the farm in any month, and the amount of cash available to hire in labour. Technical input–output coefficients for seasonal labour requirements per unit of activity were fixed and were based on survey data. Family labour could be supplemented with hired labour. The sum of all labour time incurred across the households within a township in wage earning agricultural activities equalled the time that all households hire in labour for agricultural activities in that township. Travel times restricted workers to staying within their township to conduct agricultural labour on other local farms on a daily basis.
- **Cash** – The amount of cash available for agricultural activities was set equal to the observed net agricultural income in 2009, plus any migrant remittances available for farm spending.
- **Stover trade** – The sum of all household stover purchases could not exceed stover sales within Huan County. This constraint reflected



Notes: Thick line represents Huan County boundary (external flows have no equilibrium closure requirements). The supply and demand of goods within the county must be equal (lower box with thin line). Dotted line represents household boundary (indicating internal household-level constraints).

Fig. 2. Outline of farm household model with main farming system flows.

the reality of high marketing costs rendering inter-county trade of stover currently not a viable activity (Komarek et al., 2012).

Model simulations

The model was used to run a base case and two bundles of simulations using two different price structures (Table 2 and Appendix).

The first bundle (RSLCP) examined a 46% reduction in SLCP payments. Official payments are expected to be reduced from 2400 to 1350 RMB/ha (State Council, 2007). The State Council announced that the official payment would be reduced from 2007 onwards (Yin and Zhao, 2012), but time lags occur between central government policy decisions and such policies actually reaching farmers. Given the observed differences between official payments and observed payments to households (Table 1), we defined the RSLCP simulation as a 46% reduction in observed payments for each household group (from 1897 to 1030 RMB, on average).

The second bundle (LPP) examined the effect of introducing livestock-promotion policies (LPPs), consisting of a 150 RMB subsidy per purchased breeder goat and the introduction of improved alfalfa harvesting techniques and maize silage production. This reflected the situation when central-government funded SLCP payments continue at current levels and the local government implements policies aimed at lifting agricultural incomes.

These two bundles (RSLCP and LPP) were repeated for two different price series that attempted to examine the impact of changing commodity prices on household decision making. The different price series simulations were a sensitivity analysis of the base-case results. Based on the trends that we observed for the commodities shown in Fig. 1, we defined the two price series as follows:

Table 2
Simulation definitions.

Simulation names	SLCP payments	Livestock-promotion policies
BASE	Observed household payments	Absent
RSLCP	Reduced household payments	Absent
LPP	Observed household payments	Present

Notes: Reduced household payments were 46% less than the observed household payments reported in Table 1. Two additional simulations examined: (1) SLCP payment removed without LPPs and (2) SLCP payment reduction with LPPs. The results of these additional simulations are available in the Appendix.

1. 2009 prices = 'base year';
2. 2009 prices + (2009 prices × percentage change in prices between 2004 and 2009) = 'medium run'.

Although increasing price volatility (Wright, 2011) may reduce the usefulness of historic price data as indicators of future price trends, there is strong evidence that food prices will remain high over the next decade (Headey et al., 2010). The price scenario simulations attempted to address the issue of how households could respond in the medium run if future price trends resembled the price trends observed between 2004 and 2009. Hence, we examined the impact of the general upward trend in commodity prices on farm enterprise choices and the implications on farm incomes and SLCP participation.

Results

Opportunity costs of retiring sloping grain land

Including the estimated value of alfalfa reduced the opportunity cost of converting land from grain cropping to alfalfa production by 38% on average (Fig. 3). When we only took the value of lost grain production into account, the average value of the opportunity costs of land conversion was larger

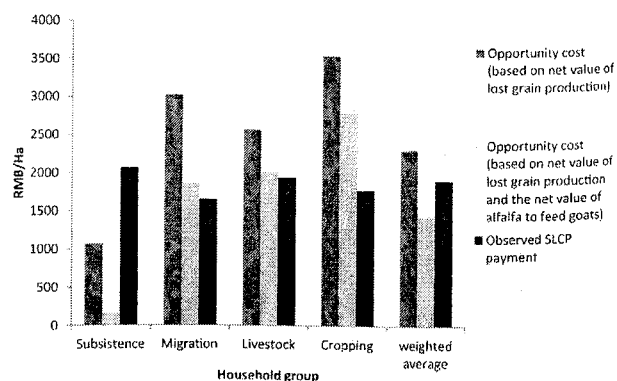


Fig. 3. Average opportunity costs and benefits of retiring sloping land for different household groups in 2009.

Table 3
Base-case simulation results using base year (2009) prices (households have access to SLCP payments but no LPPs).

Variable	Household group				Average
	Subsistence	Migration	Livestock	Cropping	
Grain area (ha)	0.95	2.11	0.86	1.62	1.34
Alfalfa area (ha)	1.20	0	1.41	0	0.68
Land area rented in (+) or out (-) (ha)	0	0.36	-0.36	0	
Breeder goats (number)	1	5	18	4	5
Net household income (RMB/annum/capita)	3190	6409	6816	3201	4345
Net farm income (RMB/annum/capita)	873	2508	3139	1557	1691

Notes: The average in the last column is the weighted arithmetic mean over all households, and takes into account differences in group sizes. LPPs are livestock-promotion policies.

than the average SLCP payments in the year 2009, but when we also accounted for the value of growing alfalfa on the converted land, the opportunity costs were lower than the SLCP payments on average. Hence, for the sample as whole we found that the decision whether or not to participate in the SLCP depends on what households included in their estimation of opportunity costs.

For migration-, livestock- and cropping-oriented households, the opportunity costs exceeded the SLCP payments even when the value of planting alfalfa was taken into account. These were the households that had relatively high wheat yields (Table 1). Hence, if program participation decisions were taken voluntarily, which is not always the case; see Bennett (2008) and Xu et al. (2010), households in these groups were unlikely to participate in the SLCP. For subsistence-oriented households, on the other hand, the SLCP payments exceeded the opportunity costs independent of whether the value of alfalfa was included. This household group had the lowest wheat yields, and therefore benefited most from the SLCP. Per capita household incomes were also lowest for this group (Table 1).

The results in Fig. 3 were based on a plot-level analysis that used 2009 price and yield data. The results did not take into account indirect income effects that may occur. The results also did not account for other constraints and opportunities, for example, land renting, labour or calorie requirements facing households. Such indirect effects and constraints may be important if large price or policy changes occur.

Simulation results: base case in 2009 and in the medium run

Enterprise levels and incomes in the base case model should closely follow observed data if the model is to provide a valid basis for conducting simulations. For each of the four household groups, the percentage absolute deviation (PAD) between predicted income in the base-case model (Table 3) and observed income (Table 1) ranged from 2% and 15%, with an average of 4%. Hazell and Norton (1986) suggest that a PAD under 10% is a well specified model, thus our base-case model appeared a reasonable representation of the farming system. In addition, the average PAD for both alfalfa acreage and livestock numbers was below 5%. The observed average

number of breeder goats for the whole sample equalled five per farm (Table 1), while the base model also simulated five goats per farm (Table 3). Its distribution over the four groups closely resembled the actual distribution. The observed average household's total area of alfalfa was 0.67 ha, which was close to the average simulated area of 0.68 ha per household. The observed average household's total area of grain was 1.34 ha, which was close to the average simulated area of 1.39 ha per household.

Our simulation results for rising commodity prices indicated that, as may be expected, household participation in the SLCP declined and grain production increased (Table 4). Examining the effects per household group, only the subsistence-oriented households reduced the size of the land planted with alfalfa; this was because they choose to rent that land to livestock households, who convert the land to grain. Livestock-oriented households (the other group that grows alfalfa) did not change their alfalfa area as they have strong incentives to retain alfalfa as a source of livestock feed. Sensitivity analysis of the rising commodity prices scenario suggested that to maintain the sloping land alfalfa acreage at 2009 levels, SLCP payments for the subsistence-oriented household needed to rise from 2070 to 2173 RMB/ha (5% rise).

Although the livestock-oriented household group did not reconvert sloping land from grass to grain in response to higher grain prices, it did expand the area planted with grain. This was achieved by renting out less land. To meet the increased demand for grain land at the county level, the subsistence-oriented household group started to rent out land and, as a consequence, only marginally increased its area planted with grain (3%, Table 4). As noted before, this group had the lowest wheat yields of all four groups. The rise in grain prices not only reduced alfalfa supply, but also increased the profitability of selling grain as compared to using grain as livestock feed. As a result, all groups except the livestock-oriented households reduced their flock sizes.

As a result of all these changes, per capita farm incomes rose from an average of 1691 to 2142 RMB (27%) in the 'medium run' scenario (rising commodity prices scenario). Migration- and cropping-oriented households benefited most, despite their smaller flock sizes, because they had relatively large areas planted with grain (Table 1) and much higher grain yields than the other

Table 4
Base case simulation results for the medium-run price scenario (households have access to SLCP payments but no LPPs).

Variable	Household group				Average
	Subsistence	Migration	Livestock	Cropping	
Grain area (ha)	0.98 (3)	2.11 (0)	1.11 (29)	1.62 (0)	1.39 (3)
Alfalfa area (ha)	0.92 (-23)	0	1.41 (0)	0	0.57 (-17)
Land area rented in (+) or out (-) (ha)	-0.25 [0.25]	0.36 [0]	-0.11 [0.25]	0 [0]	
Breeder goats (number)	0 (n.a.)	3 (-24)	18 (0)	2 (-22)	4 (-10)
Net farm income (RMB/annum/capita)	912 (4)	3357 (34)	4049 (29)	2096 (35)	2142 (27)

Notes: Percentage changes (relative to 2009 prices) in parentheses; absolute changes (for rented land) in square brackets. The average in the last column is the weighted arithmetic mean over all households, and takes into account differences in group sizes. Alfalfa is planted only on sloping land. n.a.: not applicable. LPPs are livestock-promotion policies.

two groups. But livestock-oriented households also gained almost 30% in farm income. Their grain yields were lower, but they expanded their grain growing areas. They used their (relatively high) cash resources to rent in additional land from subsistence-oriented households and hired surplus labour from migration- and cropping-oriented households.

Subsistence-oriented households, on the other hand, gained little (4%) from rising commodity prices. They had the lowest grain yields and started to rent out land at the expense of the area planted with alfalfa in response to grain price increases. As a result, the coefficient of variation (CV) of the incomes of the four household groups, assuming no within-group inequality, increased from 0.50 to 0.56. Rising commodity prices contributed to a more unequal income distribution among surveyed households.

Simulation results: reduction of SLCP payments

Simulation results of the SLCP payment reduction (RSLCP) scenario are presented in the first two columns with results in Table 5. The data between brackets in the first column show the changes in each variable as compared to the base case (SLCP with no LPPs) for 2009 prices, while the data between brackets in the second column compare the results with those of the rising commodity prices ('medium run') scenario.

Reduction of SLCP payments (at constant 2009 prices) led to changes in areas planted with grain and alfalfa that were similar to those caused by increasing commodity prices. At the aggregate level (across all 94 households), the reduction in SLCP payments (at constant 2009 prices) increased the predicted area of grain grown on sloping land by 11 ha, concurrently the area of alfalfa grown on sloping land fell by 11 ha from 64 to 53 ha. Subsistence-oriented households reconverted part of their alfalfa land and rent most of that land out to other households in response to the lower profitability of alfalfa. Livestock-oriented households expanded their grain land without changing the area of (sloping) land planted with

alfalfa. The changes in the number of goats, however, were much smaller than those resulting from rising commodity prices. Total alfalfa supply was reduced, but the profitability of selling grain instead of using it as livestock feed did not change. As a result, subsistence-oriented households reduced their flock size by 8%, while the other three household groups hardly changed their flock size.

Payment reduction had almost no impact on the incomes of migration and cropping-oriented households as they did not grow any alfalfa on sloping land. Subsistence-oriented households were the main victims of the policy change as they lost 25% of their farm incomes. Livestock-oriented households, on the other hand, even experienced a small increase in their farm incomes. Their income lost from the lower SLCP payments was more than compensated by the income gain from the expansion of their grain land area. Taken together this implied that SLCP payments reduction had substantial negative ecological effects (17% reduction in sloping land planted with grasses) and equity effects (largest income decline experienced by the poorest group; CV of the incomes of the four groups increased from 0.50 to 0.59).

In the medium run, when the reduction of SLCP payments was accompanied by rising commodity prices, these negative ecological and equity effects increase in magnitude (Table 5: second column with results). At the aggregate level (across all 94 households), the reduction in SLCP payments (using the medium run prices) increased the predicted area of grain grown on sloping land by 8 ha, concurrently the area of alfalfa grown on sloping land fell by 8 ha from 53 to 45 ha. The subsistence-oriented household group further reduced the sloping land area planted with alfalfa, and rented out most of that land to the cropping-oriented households, who had stronger incentives to grow grain crops at the new price structure. As discussed earlier subsistence-oriented households gained much less than the other household groups from rising commodity prices. As they were also the main victims of the SLCP payments

Table 5
Simulation results for the scenarios for reduced SLCP payments and introduction of livestock promotion policies (LPPs).

Variable	Scenario	Household group			
		RSLCP		LLPs	
		Base year	Medium run	Base year	Medium run
Grain area (ha)	Subsistence	0.98 (3)	1.01 (3)	0.95 (0)	0.98 (0)
	Migration	2.11 (0)	2.11 (0)	2.11 (0)	2.11 (0)
	Livestock	1.11 (29)	1.22 (10)	0.86 (0)	1.11 (0)
	Cropping	1.62 (0)	1.68 (3)	1.62 (0)	1.62 (0)
	Average	1.39 (3)	1.43 (3)	1.34 (0)	1.39 (0)
Alfalfa area (ha)	Subsistence	0.92 (-23)	0.71 (-23)	1.20 (0)	0.92 (0)
	Livestock	1.41 (0)	1.41 (0)	1.41 (0)	1.41 (0)
	Average	0.57 (-17)	0.48 (-15)	0.68 (0)	0.57 (0)
Land area rented in (+) or out (-) (ha)	Subsistence	-0.25 [0.25]	-0.43 [0.18]	0 [0]	-0.25 [0]
	Migration	0.36 [0]	0.36 [0]	0.36 [0]	0.36 [0]
	Livestock	-0.11 [0.25]	0 [0.11]	-0.36 [0]	-0.11 [0]
	Cropping	0 [0]	0.07 [0.07]	0 [0]	0 [0]
Breeder goats (number)	Subsistence	1 (-8)	0 (-7)	2 (131)	1 (n.a.)
	Migration	5 (-2)	4 (0)	6 (12)	5 (11)
	Livestock	17 (-3)	18 (-1)	18 (0)	20 (13)
	Cropping	4 (1)	3 (-7)	5 (13)	4 (12)
	Average	5 (-2)	4 (-2)	5 (13)	5 (19)
Net farm income (RMB/annum/capita)	Subsistence	653 (-25)	732 (-20)	932 (7)	981 (8)
	Migration	2494 (-1)	3357 (0)	2608 (4)	3464 (3)
	Livestock	3232 (3)	4108 (1)	3258 (4)	4175 (3)
	Cropping	1561 (0)	2129 (2)	1645 (6)	2179 (4)
	Average	1613 (-5)	2086 (-3)	1775 (5)	2230 (4)

Notes: Percentage changes relative to each base in Table 3 (2009 prices) and Table 4 (medium-run price scenarios) in parentheses; absolute changes (for rented land) in square brackets. Alfalfa was planted only on sloping land. In no scenario did the migration- and cropping-oriented household groups grow alfalfa. The average in the last column is the weighted arithmetic mean over all households, and takes into account differences in group sizes. LLPs are livestock-promotion policies.

reduction, their average net farm income declined (by 16%, from 773 to 732 RMB) while the farm incomes of the other three groups increased more than 30% as compared to the base scenario without commodity price changes. As a consequence, the CV of the incomes of the four groups increased to 0.62.

In order to compare our results with those of studies examining the impact of SLCP payment removal, we also ran a simulation of the impact of complete SLCP removal. In our study, the subsistence- and livestock-oriented households converted land under the SLCP. These groups accounted for 51 of the 94 surveyed households. In the SLCP removal simulation, the subsistence-oriented household group ($n=38$) reverted back to original land mixes, while the livestock-oriented households continued to grow alfalfa. Thus, 74% of the converting households reconverted land. This slightly exceeds previous estimates based on surveys among farmers about their envisaged responses, which range from 38% to 67%. Although we did not ask farmers directly about their expected behaviour if SLCP payments were reduced or removed, our simulation results confirmed the finding of contingent behaviour analyses that payment cessation is expected to have major ecological consequences (Bennett, 2008; Zhang et al., 2008; Cao et al., 2009; Grosjean and Kontoleon, 2009).

Simulation results: introduction of livestock promotion policies

The results of model simulations of the impact of introducing livestock-promotion policies that promote breeder goat purchases and more efficient feed production (LPP scenario) are shown in the last two columns of Table 5. The introduction of LPPs did not change the alfalfa area on sloped land, and therefore did not affect household participation in the SLCP. The policies did however induce a 5% average income gain, with the two poorest income groups (subsistence- and cropping-oriented households) gaining slightly more than the other two groups. As a result, the CV of the incomes of the four groups declined from 0.50 to 0.49. The income gains were driven by the increase in alfalfa-growing productivity and the use of maize silage that helped generate additional feed stocks which encouraged an expansion of livestock. In the medium run, LPPs also fostered income growth but had no influence on land planted to alfalfa. All groups increased their breeder goat flock sizes. The LPPs changed how land was managed, with new practices related to alfalfa harvesting and maize silage production being adopted on current land grown to alfalfa and maize. These changes in productivity were not large enough to change actual land use, *i.e.* the increase in protein from changes in alfalfa harvesting were not enough to alter the relative profitability of grain and alfalfa to encourage farmers to reduce grain areas and plant more alfalfa.

Conclusion

We have used a farm household model to examine households' expected reactions to policy changes that were driven by both local-government authorities (livestock policies) and central-government authorities (payments for environmental services) under two commodity price structures. Major findings of this study were that (1) SLCP payments exceeded the opportunity costs of program participation for some, but not all, household groups; (2) rising commodity prices reduced the area of land planted under the SLCP, with subsistence-oriented households being influenced the most; (3) reduced SLCP payments affected SLCP planting decisions in a way that was very similar to rising commodity prices; (4) both rising commodity prices and reduced SLCP payments increased (between-group) income inequality; and (5) livestock-promotion policies lifted household incomes, but had no effect on the area of land under the SLCP.

The increased demand for livestock products has led to higher meat prices and this has had a positive effect on alfalfa demand and SLCP plantings, while rising grain prices caused by global developments as well as domestic policies had a negative effect on SLCP plantings. The net effect of these driving forces was that medium run price dynamics resulted in the current SLCP payments not being able to maintain alfalfa at 2009 levels. To maintain 2009 sloping land alfalfa acreage, if there were no significant changes in other commodity prices or total factor productivity, SLCP payments need to rise by, at least, 5% if commodity price changes follow the 2004–2009 pattern. With the changing commodity prices and government plans to extend the subsidy payment periods of the SLCP, the issue of adequate payment levels to maintain environmental benefits appears important.

Different household responses were evident from our simulations. Subsistence-oriented households reduced their sloping land alfalfa acreage in response to grain price increases and reduced SLCP payments, while livestock-oriented households did not do so because they have strong incentives to retain alfalfa as a source of livestock feed. Migration- and cropping-oriented households, on the other hand, had limited economic incentives to participate in the SLCP. Rising commodity prices greatly benefited the incomes of all household groups except the subsistence-oriented group. Curtailment of SLCP payments negatively influenced the farm incomes of subsistence-oriented households much more than the incomes of the other groups. The introduction of policies that promote breeder goat purchases and more efficient feed production had positive income effects, but these policies did not appear to have any influence in increasing alfalfa areas on sloping land. Issues of rural income growth and environmental protection are intertwined, as our analysis clearly illustrates. Developing farmer production practices that help maintain grasses and trees on sloping land, if payments are reduced, appear critical.

Central government policy states that farmer participation in the SLCP is voluntary (SFA, 2003). Despite these intentions of volunteerism, survey evidence reported in Bennett (2008), Xu et al. (2010) and Bennett et al. (2011) suggests that the degree of autonomy granted to households over the different dimensions of program decision making often varies significantly between regions, with Gansu farmers being reported to have limited autonomy in their involvement in the SLCP. Thus, SLCP payments might represent compensation rather than incentive payments. If households cannot choose to exit the program if payment reductions occur, then incomes will fall by amounts larger than those reported in this study. This further strengthens calls to improve the productivity of alfalfa production to counter potential SLCP payment falls and commodity price changes.

Acknowledgements

The Australian Centre for International Agricultural Research funded this research. The Programme Strategic Scientific Alliances (PSA) of the Royal Netherlands Academy of Arts and Sciences (KNAW), the Ministry of Science and Technology (MoST) and the Program for New Century Excellent Talents in University, PR China also provided additional funding for this research. The authors thank Michael T. Bennett for useful comments on an earlier version of this article.

Appendix. Supplementary material

Supplementary material includes additional information on the SLCP, on the methodology and additional simulation results. A link to the GAMS code and data files associated with generating all the

results is available in the online version. Supplementary material associated with this article can be found, in the online version, at <http://dx.doi.org/10.1016/j.landusepol.2013.04.013>.

References

- Bennett, M.T., 2008. China's sloping land conversion program: institutional innovation or business as usual? *Ecological Economics* 65, 699–711.
- Bennett, M.T., Mehta, A., Xu, J., 2011. Incomplete property rights exposure to markets and the provision of environmental services in China. *China Economic Review* 22, 485–498.
- Brown, C., Waldron, S., Longworth, J., 2008. Sustainable Development in Western China: Managing People, Livestock and Grasslands in Pastoral Areas. Edward Elgar Pub, Cheltenham.
- Brown, C., Waldron, S., Yuman, L., Longworth, J., 2009. Forage-livestock policies designed to improve livelihoods in western China: a critical review. *China Agricultural Economic Review* 1, 367–381.
- Carter, C.A., Zhong, F., Zhu, J., 2012. Advances in Chinese agriculture and its global implications. *Applied Economic Perspectives and Policy* 34, 1–36.
- Cao, S., 2011. Impact of China's large-scale ecological restoration program on the environment and society in arid and semiarid areas of China: achievements, problems, synthesis, and applications. *Critical Reviews in Environmental Science and Technology* 41, 317–335.
- Cao, S., Xu, C., Chen, L., Wang, X., 2009. Attitudes of farmers in China's northern Shaanxi Province towards the land-use changes required under the Grain for Green Project, and implications for the project's success. *Land Use Policy* 26, 1182–1194.
- CSP, 2009. *Gansu Yearbook*. China Statistics Press Drafting Committee, Lanzhou.
- Gauvin, C., Uchida, E., Rozelle, S., Xu, J., Zhan, J., 2010. Cost-effectiveness of payments for ecosystem services with dual goals of environment and poverty alleviation. *Environmental Management* 45, 488–501.
- Grosjean, P., Kontoleon, A., 2009. How sustainable are sustainable development programs? The case of the Sloping Land Conversion Program in China. *World Development* 37, 268–285.
- Hazell, P., Norton, R., 1986. *Mathematical Programming for Economic Analysis in Agriculture*. Macmillan, New York.
- Headley, D., Malaiyandi, S., Fan, S., 2010. Navigating the perfect storm: reflections on the food, energy, and financial crises. *Agricultural Economics* 41, 217–228.
- Köbrich, C., Rehman, T., Khan, M., 2003. Typification of farming systems for constructing representative farm models: two illustrations of the application of multi-variate analyses in Chile and Pakistan. *Agricultural Systems* 76, 141–157.
- Komarek, A.M., Waldron, S.A., Brown, C.G., 2012. An exploration of livestock-development policies in western China. *Food Policy* 37, 12–20.
- Li, J., Feldman, M.W., Li, S., Daily, G.C., 2011. Rural household income and inequality under the Sloping Land Conversion Program in western China. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 108, 7721–7726.
- Liang, Y., Li, S., Feldman, M.W., Daily, G.C., 2012. Does household composition matter? The impact of the Grain for Green Program on rural livelihoods in China. *Ecological Economics* 75, 152–160.
- Liu, J., Li, S., Ouyang, Z., Tam, C., Chen, X., 2008. Ecological and socioeconomic effects of China's policies for ecosystem services. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 105, 9477–9482.
- Lu, K., Yu, B., 2011. The impact of high food prices on poverty in China. *Development in Practice* 21, 679–690.
- NBS (various). *China Statistical Yearbook*. National Bureau of Statistics (NBS), Beijing.
- NRC, 1981. Nutrient requirements of goats: angora. In: *Dairy and Meat Goats in Temperate and Tropical Countries*. National Academy Press, Washington, DC.
- Philp, J., 2011. Lucerne management practices in crop-livestock production systems of the Chinese Loess Plateau. Bachelor of Science undergraduate honors thesis, School of Natural Sciences, University of Western Sydney, Penrith.
- Qu, F., Kuyvenhoven, A., Shi, X., Heerink, N., 2011. Sustainable natural resource use in rural China: recent trends and policies. *China Economic Review* 22, 444–460.
- SFA, 2003. *Sloping Land Conversion Program Plan (2001–2010)*. China's State Forestry Administration, Beijing (in Chinese).
- Shi, X., Heerink, N., Qu, F., 2011. Does off-farm employment contribute to agriculture-based environmental pollution? New insights from a village-level analysis in Jiangxi province, China. *China Economic Review* 22, 524–533.
- State Council, 2007. *Document for further improving Sloping Land Conversion Program (2007 No. 25)*. Available at: http://www.gov.cn/jzwgk/2007-08/14/content_715617.htm (accessed 18.07.12) (in Chinese).
- Tittonell, P., Muriuki, A., Shepherd, K.D., Mugendi, D., Kaizzi, K.C., Okeyo, J., Verchot, L., Coe, R., Vanlauwe, B., 2010. The diversity of rural livelihoods and their influence on soil fertility in agricultural systems of East Africa – a typology of smallholder farms. *Agricultural Systems* 103, 83–97.
- Uchida, E., Rozelle, S., Xu, J., 2009. Conservation payments, liquidity constraints and off-farm labor: impact of the grain for green program on rural households in China. *American Journal of Agricultural Economics* 91, 70–86.
- Uchida, E., Xu, J., Rozelle, S., 2005. Grain for green: cost-effectiveness and sustainability of China's conservation set-aside program. *Land Economics* 81, 247–264.
- Uchida, E., Xu, J., Xu, Z., Rozelle, S., 2007. Are the poor benefiting from China's land conservation program? *Environment and Development Economics* 12, 593–620.
- Waithaka, M.M., Thornton, P.K., Herrero, M., Shepherd, K.D., 2006. Bio-economic evaluation of farmers' perceptions of viable farms in western Kenya. *Agricultural Systems* 90, 243–271.
- Wang, C., Ouyang, H., Maclaren, V., Yin, Y., Shao, B., Boland, A., Tian, Y., 2007. Evaluation of the economic and environmental impact of converting cropland to forest: a case study in Dunhua county, China. *Journal of Environmental Management* 85, 746–756.
- Woelcke, J., 2006. Technological and policy options for sustainable agricultural intensification in eastern Uganda. *Agricultural Economics* 34, 129–139.
- Wright, B.D., 2011. The economics of grain price volatility. *Applied Economic Perspectives and Policy* 33, 32–58.
- Xu, J., Tao, R., Xu, Z., Bennett, M.T., 2010. China's Sloping Land Conversion Program: does expansion equal success? *Land Economics* 86, 219–244.
- Xu, J., Yin, R., Li, Z., Liu, C., 2006a. China's ecological rehabilitation: unprecedented efforts dramatic impacts, and requisite policies. *Ecological Economics* 57, 593–607.
- Xu, Z., Xu, J., Deng, X., Huang, J., Uchida, E., Rozelle, S., 2006b. Grain for green versus grain: conflict between food security and conservation set-aside in China. *World Development* 34, 130–148.
- Yin, R., Zhao, M., 2012. Ecological restoration programs and payments for ecosystem services as integrated biophysical and socioeconomic processes—China's experience as an example. *Ecological Economics* 73, 56–65.
- Zhang, L., Tu, Q., Mol, A., 2008. Payment for environmental services: the Sloping Land Conversion Program in Ningxia Autonomous Region of China. *China & World Economy* 16, 66–81.

农业产业化背景下农户水资源利用效率影响因素分析

——基于甘肃省民乐县的实证分析

夏莲 石晓平 冯淑怡 曲福田

(南京农业大学中国土地问题研究中心, 江苏 南京 210095)

摘要 以甘肃省民乐县马铃薯产业化发展为例,利用2007及2009两年农户调研的面板数据,采用随机前沿函数模型(SFA),测算该区域农户马铃薯生产的技术效率,并在此基础上计算水资源利用效率,采用混合回归模型分析影响农户水资源利用效率的因素。研究发现农户马铃薯生产过程中两年平均技术效率为66.8%,存在显著的效率损失;其水资源利用效率也仅为29.5%,十分低下。研究农业水资源利用效率的影响因素发现涉农企业介入带来的生产规模的扩大并没有改善农户技术效率,却显著负向影响水资源利用效率,这与当地政府为推广规模化马铃薯种植实施的优先配水政策高度相关;由于在引入初期新品种的生产技术并没有很好的扩散,农户对新品种的种植技术掌握不够完全,也导致了水资源利用效率的降低;而马铃薯商品率的提高以及涉农企业与农户之间稳定的收购关系显著改善了水资源利用效率。

关键词 农业产业化;农户技术效率;水资源利用效率

中图分类号 F323.2 文献标识码 A 文章编号 1002-2104(2013)12-0111-08 doi:10.3969/j.issn.1002-2104.2013.12.017

由于长期局限于传统的粗放经营的发展模式,依靠增加投入要素的数量来获得产品总量的增长,尤其是水资源这个制约因素,再加上管理不善^[1-2]、节水等灌溉技术推广乏力^[3-4]及对基础设施投资不足^[5-6]等原因,我国农业水资源利用效率一直十分低下。为了应对日益增长的工业和居民用水需求,以及生态脆弱区域的生态用水需求,在农业生产中如何提高用水效率成为学者和政策制定者们关注的焦点。

在大量文献研究中,研究者们关注到了农户或者是农场等内在的特征是如何影响到水资源的利用效率的问题,这些证据不仅仅集中在中国,在其他的发展中国家同样存在。Dehehibi等利用突尼斯纳布尔地区144个农场数据估计了生产技术效率及农业用水效率,并发现农场主年龄、农场规模、教育水平、农业技能培训以及农场主对水资源可利用性的判断会对生产技术效率及农业用水效率有显著影响^[7]。Speelman等基于南非兹拉斯特地区60个农户调研数据计算灌溉用水效率,分析得出农场规模、土地

产权、土地细碎化程度、种植结构以及灌溉方式会对灌溉用水效率有显著影响^[8]。王晓娟等利用河北省石津区205户农户三年调研数据,测算该区生产技术效率及农业灌水效率,并认为提高渠水使用比例、提高水价、采用节水灌溉技术以及建立用水者协会,对灌水效率的提高有积极作用^[9]。王学渊等利用1997-2006年省级面板数据,对灌水效率的影响因素分析表明减少水密集型作物种植、新建和改造农田水利、调整农业用水供给系统、加强农业水资源需求管理、采取有利于增加农户节水积极性的经济措施均有利于农业用水效率的提高^[10]。

目前研究还较少的关注到农业产业化背景下,涉农企业介入农业生产如何影响到自然资源的利用效率的问题,特别是较少关注在中国特有的涉农企业介入农业生产的模式和运作机理以及对自然资源利用的影响。近年来在中国发展起来的农业产业化的模式,逐步使得原本脱离市场的“小农户”逐渐走向了“大市场”,农户生产决策相应逐渐更多受到市场价格、销售方式和销售合同等的影响。

收稿日期:2013-07-10

作者简介:夏莲,博士生,主要研究方向为资源环境与可持续发展。

通讯作者:石晓平,博士,教授,博导,主要研究方向为资源环境经济与政策、土地经济与政策等。

基金项目:中荷合作项目“中国农村可持续资源利用:制度、政策与市场”(编号:2008DFA90630);教育部“新世纪优秀人才支持计划”(编号:NCET-10-0474和NCET-10-0494);国家自然科学基金重点项目“农村发展中生态环境管理研究”(编号:70833001)。



农业产业化的推行促进了涉农企业介入农村,并成为连接农户与市场重要的中介组织。因此关注涉农企业介入农业生产如何影响农户的生产经营决策,进而影响农户对水资源利用的决策,应该是在目前水资源短缺背景下一个重要的研究内容。

本文以甘肃省民乐县农户种植引入马铃薯品种为例,利用2007及2009两年农户调研数据,通过实证测算农户水资源利用效率,并构建影响农户水资源利用效率因素的分析模型,分析涉农企业介入农业生产带来制度环境变化对农户水资源利用效率的影响。

1 农业产业化对农户水资源利用效率影响

近年来,农业产业化作为一种新型生产经营方式在我国广泛推广实施,被认为不仅是发展农业经济、增加农民收入的重要途径,更是粗放型数量型增长向集约效益型增长、传统农业向现代农业转化的根本路径和唯一选择。农业产业化背景下,大量涉农企业介入农业生产,以多种途径影响农户的生产经营决策及资源的利用决策。

首先,农业产业化扩大了农业生产规模。涉农企业介入立足于本地资源优势,培育当地的主导产业,提高了农产品的竞争优势和市场占有率,帮助农民确定经营方向、经营项目以及农产品销售问题,有效促进了当地的种植结构的调整,推进农民集中种植,形成规模化、专业化的生产,解决农户分散经营的局限性。而生产规模与生产效率的研究一直存在着争议而未达到共识,Bizimana等通过对非洲卢旺达的研究表明土地规模与农业生产效率之间存在负向关系^[1]。曹慧等对江西集体林区农户技术效率的测算及影响因素分析则认为规模化生产对农户技术效率有正的影响,农地过于细碎不利于生产发展^[2]。而李谷成等通过对湖北农户数据分析表明,土地规模并不影响采用农业前沿技术以达到最大潜在可能产出能力的技术效率^[3]。可见生产规模与农业效率之间的关系是非常复杂的。因此涉农企业对农户生产规模的影响带来的对农业生产效率的影响并无法给出确切的结论。

其次,农业产业化引入了新品种新技术。为确保主导农产品符合市场需求,涉农企业往往为农户引入良种,并配套推广栽培以及防治病虫害等技术措施。新技术新品种的引入被认为有利于技术效率的提高,然而章立等通过浙江省农户调研数据研究发现新品种在引入初期往往处于非技术效率的状态,随着农户使用新技术和生产经验的积累,这种技术无效则会逐渐降低^[4]。

然而,农业产业化发展的本质是市场化,通过涉农企业带动小农户进入大市场。涉农企业追求利润最大化的特征,带动人才、管理、技术、资金等生产要素向农业回归,

促进当地农业市场的发展,通过产供销一体化的经营方式将市场信息、技术服务、销售渠道直接有效传达给农户,带动农户按照市场需求组织生产和销售,减少农户生产及销售中的风险,降低农户市场交易成本,提高农户农业收入^[5-10]。柯福艳等通过对国家现代蜂产业体系蜂农固定观察点数据分析家庭养蜂技术效率,发现如果养蜂收入占家庭收入比例较高,则养蜂技术效率较高^[7]。曹暎等对奶牛生产技术效率的影响因素分析得出类似的结论,如果养牛收入占总收入比例越高,对农户激励越大,养牛农户则更加专注奶牛生产,对技术效率有正的影响^[8]。涉农企业参与当地农业生产对农产品商品率的提高,有助于形成专业化的生产,提高农户生产技术效率。而涉农企业带来的销售渠道的扩展不仅更方便农户农产品的销售,同时涉农企业以及其他主体和农户形成的稳定的收购关系也降低了农产品的销售风险,消除农户生产的不确定性。研究发现涉农企业和当地农户合作时往往通过签订协议可以降低对风险的预期,这有利于提高农户农业生产的技术效率^[18-19]。

此外,地方政府和涉农企业之间的密切的合作,也会改变原有的市场结构、资源利用的制度和政策。大量的研究和现实做法表明,地方政府为保障当地农业产业化发展往往会为涉农企业的介入制定一系列的配套政策,这些配套政策可能直接或者间接影响到农户农业生产^[20-21]。在我们研究的区域甘肃省民乐县,为了引入的马铃薯加工企业地方政府制定了优先用水权,即保证连片种植的马铃薯新品种可以获得适时适量的灌溉,以鼓励农户扩大马铃薯的种植。

技术有效的农户被定义为资源利用也有效^[2],农业产业化背景下,涉农企业介入农业生产对农户技术效率的影响,也影响到对农业水资源的利用效率。

2 数据来源和方法介绍

2.1 样本区域及数据来源

本文所用数据主要来源于对甘肃省民乐县农户调研获得的2007年与2009年农业生产和消费等方面的数据。甘肃省民乐县自然条件非常有利于马铃薯生长,从2006年起,发展壮大马铃薯产业,努力打造“中国马铃薯之都”成为该地区的发展思路,通过招商引资引入多个马铃薯加工企业。为满足加工企业马铃薯的需求,该县大力鼓励农民种植马铃薯。除本地普通马铃薯以外,涉农企业为该区引入克新及大西洋两种新品种。

在甘肃省民乐县随机选取10个乡镇,按照各个乡镇的海拔高度、村庄数量和人口数量,选择21个村庄作为农户调研样本村,每个村庄随机选择2到3个村民小组,每



个村庄选择 15 个农户作为调研对象,这样入户问卷调查获得农户数据 315 份。2010 年对 2008 年所访问的农户做回访调研,有 52 户农户由于打工不在家等原因缺失,两年调研到相同农户共 263 户。本研究采用的是两年都种植了马铃薯的 183 户农户。

2.2 研究方法

测算技术效率的方法,目前应用最多的为数据包络分析法(DEA)与随机前沿函数法(SFA)。考虑到农业生产的特点,且收集的样本量较大,变量变异性较强,本文选择参数 SFA 法对农户技术效率估计。以往利用 SFA 方法估计水资源生产效率通常都是运用 Reinhard 等^[2]提出的根据生产技术效率方程的估计参数和误差项估算偏要素利用效率,再分析解释变量对投入要素生产效率的影响及程度,采用的为两阶段估计。也就是说,对技术效率及影响因素的分析往往采用 Battese 等^[23]模型进一步估计以解决在两步估计存在的“两步悖论”^[24-25],而目前已有研究对偏要素利用效率的测算利用的往往是传统两步法中的第一步,估计出来的参数和效率值还是以技术非效率项独立于其他解释性要素为基本假设。这样测算出来的技术效率值仍然存在着有偏及低效的问题,对第二阶段测算的偏要素利用效率也会造成一定的偏差。

本研究采用随机前沿生产函数法,首先设定生产函数形式,与 CD 生产函数相比,Translog 生产函数包容性更高,被认为是任何形式生产函数的二阶泰勒近似。但是大量交叉项的引入,不仅可能带来自由度不足、严重的多重共线性等统计计量问题,如果交叉项过多统计上又不显著,这对一步法的估计也有很大的影响,本文实践中发现的这一点与王志平^[26]的研究完全相同。因此利用 Cobb-Douglas 生产函数形式的“一步法”先估计农户生产技术效率,其理论模型为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_j \beta_j \ln X_{ijt} + \beta_R \ln R_{it} + V_{it} - U_{it}(z_{it}, w) \quad (1)$$

上式中, Y_{it} 是第 i 农户在第 t 年的农业产出, R 为研究中关注的单一投入要素, X 为其他投入要素。 V_{it} 是随机误差项,且假定 $V_{it} \sim N(0, \delta_v^2)$,主要包括测量误差、自然灾害、气候变化等在农业生产中不可控制的因素。 U_{it} 是非负随机误差项,代表生产中的技术无效,反映第 i 个农户在第 t 年的技术效率损失。 z_{it} 则是代表了影响农户技术效率水平的外生变量, w 为纯随机误差项,服从均值为 0、方差为 δ_u^2 的断尾正态分布。 β_j 与 β_R 为待估参数, β_0 为常数项。

由 Kaneko 等^[27]研究可推导得出,偏要素生产效率的估计公式为:

$$TER_{it} = \exp\left(-\frac{U_{it}}{\beta_R}\right) \quad (2)$$

将利用公式(1)估计出来的农户生产技术效率带入

偏要素生产效率的估计公式(2)中得出偏要素生产效率 TER_{it} ,进而再对其影响因素分析,公式(3)中 t_{it} 为影响偏要素生产效率的解释变量, δ_{kt} 为待估参数, δ_0 为常数项, e_{it} 为随机误差项。

$$TER_{it} = \delta_0 + \sum_{k=1}^n \delta_{kt} t_{it} + e_{it} \quad (3)$$

3 实证分析

3.1 农户水资源利用效率测算

以马铃薯的总产值为产出变量,投入变量包括土地、劳动力、水资源以及资金(种植马铃薯所有的金钱投入,包括种子、化肥、农药、薄膜以及机械费用)。利用估计随机前沿生产函数的 FRONTER 4.1 软件采用“一步法”对公式(1)进行估计。进入“一步法”估计的其他外生变量包括:①户主特征:户主年龄;户主非农经验,有非农经验则为 1,没有则为 0;户主受教育年限;风险厌恶程度,根据调研问卷中涉及的两个问题按 1-5 划分评分等级取均值来衡量农户风险态度,评分越高则越厌恶风险。②家庭特征:非农打工人数占家庭总劳动力的比例;农业收入占家庭总收入比例;家庭固定资产以衡量家庭富裕程度,包括房屋、家用电器、交通工具等动产或不动产的现值;家庭是否有成员参与用水者协会或土豆协会,有则为 1,没有则为 0。③土地资源禀赋:根据民乐县当地情况,农业灌水定量配置取决于农户初始水权面积,但农户在初始水权面积判定后可能有开荒行为,则农户拥有的实际土地面积可能大于初始水权面积,因此利用水权面积占实际土地面积的比例表示该农户家庭水资源稀缺状况,该比例越小农户家庭水资源越稀缺;农户家庭渠系是由土渠取值为 1,渠道类型为石头取值为 2,水泥+石头取值为 3,预制件或水泥取值为 4,取值越大说明该农户家庭渠系状况越好;对种植马铃薯土地质量由农户按 1-3 打分,质量很好取值为 1,一般为 2,较差为 3,再根据地块种植面积加权计算出马铃薯种植土地的综合肥力,评分越高其质量越差;此外将该地区三类地区作为虚拟变量介入模型,其中二类地区最适宜农业生产。④信贷市场的发育程度:按农户该年度获得的银行或者农信社的贷款额衡量该地区资本信贷市场发达程度。⑤涉农企业引入变量:其中包括马铃薯种植规模;大西洋及克新品种的种植比例以衡量该地区新品种新技术的推广程度;马铃薯销售量占总生产量的比例;企业收购量占马铃薯总销量的比例;以及农户是否与涉农企业签订销售协议,签订为 1,没有则为 0。

模型估计结果见表 1。可以看出模型整体通过似然比检验,极大似然值(-329.47)也表明估计的计量模型在统计上是可靠的。 γ 等于 0.898,且在 1% 的程度上显著,说明实际生产与前沿面的距离主要是由于技术非效率产



表1 随机前沿生产函数估计结果
Tab. 1 Estimate result of stochastic frontier analysis

变量 Variable	系数 Coefficient	T值 T Value	外生变量 External variable	系数 Coefficient	T值 T Value
常数项	2.465***	7.20	常数项	-2.76	-1.28
Ln 土地投入	0.745***	7.45	户主年龄	-0.03	-1.33
Ln 劳动力投入	-0.05	0.85	户主非农就业经验	-0.99	-1.60
Ln 水资源投入	0.267*	1.65	户主受教育程度	-0.20**	-1.99
Ln 资金投入	0.228**	2.63	风险厌恶程度	0.12**	1.95
Sigma-squared	1.806***	2.27	非农打工人口比例	1.58*	1.76
γ	0.898***	19.43	农业收入比例	1.92*	1.75
Log likelihood	-329.47***		家庭资产	0.00	-0.72
Lrttest	121.5***		是否WUA	0.36	1.17
			是否土豆协会	-0.17	-0.19
			家庭水资源稀缺程度	1.17	1.07
			渠系状况	-0.77*	-1.68
			种植马铃薯土地质量	1.10**	2.32
			一类地区D1	0.53	0.92
			二类地区D2	-1.00*	-1.72
			信贷市场	0.00	0.60
			种植马铃薯土地面积	0.08	0.94
			克新种植比例	2.46**	2.15
			大西洋种植比例	1.83*	1.68
			马铃薯商品率	-3.20**	-2.31
			企业收购比例	-0.70**	-1.64
			是否签订协议	0.50	0.48

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著。

生的,占合成误差的89.8%,其余11.2%的部分是由农民控制不了的因素引起的,这也说明了运用SFA测算技术效率是合理的。此外,除劳动力投入外,其他投入变量的系数都为正且通过显著性检验,这符合经济学意义上的检验。对技术无效外生变量的具体解释将在后文中与水资源利用效率影响因素综合分析。

将“一步法”估计出的农户生产技术效率值及估计参数带入公式(2),便可得出农户在马铃薯种植过程中利用水资源的要素生产效率。表2为2007年和2009年农户生产技术效率以及水资源利用效率频率分布。可以看出:①本文所测算两年的农户平均技术效率为66.8%,说明以现有技术和不变的投入,如果消除技术无效,产出还可以增加33.2%。农户平均水资源利用效率为29.5%,说明保持其他投入不变的情况下,达到目前的马铃薯产出可以减少70.5%的水资源投入。②分别从两年数据来看,2009年平均生产技术效率与水资源利用效率比2007年略有下降,但是在2009年有3户农户生产技术效率达到了90%以上,2户农户水资源利用效率最高达到了70%以上,说明了部分农户的技术效率有显著提高。③总体来看,农户生产技术效率主要集中在70-90%,而水资源利

用效率普遍低于70%,可见研究区域农户水资源利用效率仍有较大的改进空间。

表2 农户生产技术效率及水资源利用效率在不同年份的分布
Tab. 2 Distribution of farmers' technical efficiency and water use efficiency

效率值(%) Efficient value	农户生产技术效率 Farmers' technical efficiency		水资源利用效率 Water use efficient	
	2007 样本数	2009 样本数	2007 样本数	2009 样本数
0-10	2	3	39	37
10-20	6	4	24	29
20-30	1	5	22	32
30-40	9	4	30	26
40-50	12	16	41	31
50-60	17	25	21	14
60-70	27	27	6	12
70-80	50	50	0	2
80-90	59	46	0	0
90-100	0	3	0	0
平均值	67.3%	66.3%	30.1%	29.0%
两年平均值	66.8%		29.5%	



3.2 农户水资源利用效率影响因素分析

再对水资源利用效率的影响因素进行回归分析,由于使用两年数据,首先通过F检验决定模型形式的选用,其原假设为 $H_0: \text{all } u_i = 0$ (所有的个体效应 u_i 为0),即混合回归时可以接受的,根据本文中F检验统计量对应的概率值 $\text{Prob} > F = 0.81$,不能拒绝原假设,则说明该模型个体效应并不显著,从时间上看,不同个体之间不存在显著性差异;从截面上看,不同截面之间也不存在显著性差异。因此选用混合回归,利用公式(3)用普通最小二乘法(OLS)估计参数(估计结果见表3)。

表3 农户水资源利用效率影响因素回归结果
Tab.3 Estimate result of water use efficiency impact factors

控制变量 Control variable	水资源利用效率 Water use efficiency		
	系数 Coefficient	T值 T value	
常数项	0.27***	3.62	
户主年龄	0.00**	2.35	
户主非农经验	0.03	1.57	
户主受教育程度	0.01***	5.44	
风险厌恶程度	-0.01***	-3.78	
非农打工人口比例	-0.09**	-2.50	
农业收入比例	-0.11***	-2.93	
家庭资产	0.00 [*]	1.85	
是否WUA	-0.01	-0.68	
是否土豆协会	0.01	0.19	
家庭水资源稀缺程度	-0.05	-1.51	
渠系状况	0.03**	2.27	
种植马铃薯土地质量	-0.06***	-4.11	
一类地区D1	-0.04	-1.26	
二类地区D2	0.06**	2.13	
信贷市场	信贷市场	0.00	-0.24
涉农企业影响变量			
规模化	种植马铃薯土地面积	-0.01 [*]	-1.81
新品种新技术	克新种植比例	-0.18***	-6.97
	大西洋种植比例	-0.12***	-3.97
	马铃薯商品率	0.22***	9.08
市场特征	企业收购比例	0.03 [*]	1.68
	是否签订协议	-0.03	-0.94
	R-squared	0.44	
	Adj R-squared	0.41	
	F	12.85***	

注:***表示在1%水平上显著,**表示在5%水平上显著,*表示在10%水平上显著。

综合表3中水资源利用效率的影响因素与表1中对技术无效率的影响因素分析,可以看出,水资源利用效率与农户生产技术效率的影响因素及影响方向基本一致。对各个影响因素解释如下:

(1)户主特征。农户受教育程度和风险偏好对农户生产技术效率和水资源利用效率都起到了显著作用。受教育程度越高的户主其技术效率和水资源利用效率越高,教育程度被归结为人力资本的重要度量,教育程度越高的农户利用现有技术的能力也越高,因此其技术生产效率也越高。农户厌恶风险导致采用传统保守的耕作方式,接纳新型农业技术的可能性相对较低,因此导致农户技术效率及水资源效率低下。

户主年龄对农户生产的技术效率的影响并不明显,却显著正向影响水资源利用效率,说明当地年龄较大的农户更能意识到水资源的稀缺和节水重要性。户主非农经验对技术效率和水资源利用效率的影响并不显著,一方面户主非农就业经验有利于将先进技术和管理能力带回农业生产中,提高其资源利用效率,另一方面户主非农就业经验可能会使得农户认识到农业比较收益低下,带动更多的家庭劳动力投入到收益较高的非农就业中,这两种效应可能相互抵消导致其影响不显著。

(2)家庭特征。非农就业往往由于劳动力的流出对农业生产带来负面的影响,本文中证明家庭非农打工人口比例的增加会导致从事农业生产的劳动力减少,进而降低农户生产技术效率和水资源利用效率。

如果家庭的主要收入来自农业收入,则农户更加依赖于农业生产,由于研究区域发展相对落后,基础设施不齐全,生产技术也不完善,农户往往通过投入更多的资源以期获得更多产出,特别在水资源严重稀缺地区,通过大量增加水资源这种限制因素提高作物产量,这种粗放的经营方式是导致了水资源利用效率低下的主要原因。

家庭财产对技术效率及水资源利用效率的影响并不大,由于富裕的家庭一方面可能对比较收益相对较低的农业生产重视不够,另一方面又可能利用足够的资金采用先进技术耕作,这两方面效应可能会相互抵消。

农户是否参加用水者协会和土豆协会都没有对农户技术效率及水资源利用效率产生影响,当地形同虚设的农业协会并没有为农业生产提供完善的技术和信息服务。

(3)土地特征。水资源稀缺程度对马铃薯的生产效率影响并不显著,可能原因是由于马铃薯的大力推广和经济收益相对较高,水资源稀缺的农户仍然给马铃薯配置了足够的水资源。

在民乐县,如果农户拥有良好的渠系状况,则其用水量则比较容易测算,灌水收费则是按照实际灌水来收取,



如果是渠系状况比较差,用水量无法测算,对农户灌水收费按照面积来收,为了少收费,拥有较好灌溉渠系的农户节水意识反而比较强。因此渠系状况越好的农户水资源利用效率更高。

土地质量是影响资源利用效率的重要指标,根据农户对马铃薯耕作的土地质量评价,综合评分越高的土地质量越差,从计量结果来看质量较好的土地往往会有更高的产出,水资源利用效率也更高。

此外,农业生产在很大程度上受到自然环境的影响,二类地区农户生产技术效率和水资源利用效率明显高于其他两类地区,这是符合当地自然地理情况的。

(4) 信贷市场。农村资本信贷市场发达与否影响到农户家庭生产效率,因为信贷市场影响到农户扩大经验规模和加大投资的能力,改变农户预算约束线的位置^[8]。但是由于我国农村信贷市场并不发达,往往是小额信贷为主,因此在模型中并不显著。

(5) 涉农企业影响变量。关于农户规模与农业效率的关系一直是学者们关注的重点问题。根据本文研究结果,研究区域马铃薯种植面积的增加并没有很有效的提高农业生产技术效率,这可能是由于不同生产规模的农户在前沿技术的采用和实现最大潜在可能的产出能力上并不存在显著的差别^[3]。根据速水佑次郎的观点,现代农业技术更多趋于中性,规模变量并不是一个有效的影响变量。但种植规模的扩大却显著负向影响了水资源利用效率,可能的原因是由于马铃薯,特别是大西洋品种的种植推广,民乐县在2008年对连片种植50亩以上的大西洋实施了优先配水政策,即在水资源稀缺的情况下,优先给大规模种植的大西洋灌溉充足的水资源,这种优先灌水权的实施可能促使了对马铃薯的过多灌水,导致水资源被浪费。

克新与大西洋这两种新品种的引入降低了水资源利用效率,这与章立等^[4]的研究结论是一致的,即新技术开始投入农业生产时往往处于非技术效率状态,随着农户随着新技术的生产经验的积累,非技术效率会降低。由于这两种新品种属于需水量相对较大的作物,而在新品种处于引入初期生产技术并没有很好扩散,农户对新品种的种植技术掌握不够完全,往往灌溉过多的水资源,导致水资源效率的下降。调研中很多农户反映大西洋的种植中由于存在烂种等问题,并没有达到宣传预期的产量。

市场的完善对农业生产技术效率的提高十分显著,马铃薯的商品率越高,越有利于农户提高市场意识并按照市场需求合理组织生产,专业化的生产方式有利于农户水资源利用效率的提高;而马铃薯出售给涉农企业的比例反映了农户与涉农企业的合作关系,与企业稳定的合作关系有利于减少农户生产的不确定性,因此对水资源利用效率起

到了积极的影响;协议的签订并没有对水资源利用效率造成影响,其主要原因是该地区只有较少农户与公司签订种植协议,且协议中保护价格较低对农户并不能起到规避风险的功能,更为重要的是企业在协议中并没有涉及到技术培训。

4 结论及政策建议

本文根据对甘肃省民乐县农户马铃薯种植2007和2009两年数据,采用随机前沿生产函数模型,利用Cobb-Douglas生产函数形式,通过“一步法”估计出农户生产技术效率,在此基础上测算出水资源利用效率,并采用混合回归模型分析水资源利用效率的影响因素,侧重分析涉农企业引入的外部因素对农户生产效率及水资源利用的影响。实证结果发现,研究区域马铃薯种植普遍存在效率损失,两年平均技术效率为66.8%,水资源利用效率也较低,为29.5%,说明该地区农户技术效率仍有提升的空间,水资源节约利用仍有较大的潜力。

对农业水资源利用效率的影响因素研究发现:户主年龄、学历及风险偏好正向影响水资源利用效率。非农打工对水资源利用效率造成了负的影响。由于该地用水者协会与马铃薯协会形同虚设,对水资源利用效率的影响并不显著,因此应增强农业协会的服务功能,提高农产品生产的组织化程度,完善农业技术的推广制度。渠系状况、土地质量都显著影响到水资源利用效率,因此应加大对渠道修建或维修的节水投资,鼓励农户实施土地平整等农田保护型投资。

涉农企业带来外部因素的影响是本文关注的重点,规模化生产显著负向影响了水资源利用效率,这和当地实施的优先灌水权有一定关系;新品种新技术由于在引入初期,仍存在一定技术上的缺陷,导致了水资源利用效率的降低;而农产品商品率及涉农企业与农户稳定的收购合作关系显著促进了水资源利用效率。这些发现对涉农企业介入农业生产的发展具有重要意义。首先,应通过涉农企业的介入完善农业市场,通过提高农产品商品率以增强农户市场意识,促使其按照市场需求合理组织生产,提高水资源利用效率。此外,进一步加强涉农企业与农户稳定的合作关系。通过涉农企业将市场信息、技术服务、销售渠道直接有效传达给农户,签订有效协议以减少农户生产及销售中的风险,并增加涉农企业对农户技术培训。将企业与农户发展为利益共享风险共担的一体化经营结合体,这将有利于水资源利用效率的提高。最后,政府在保障农业产业化发展制定优惠政策中不仅应考虑到经济效益,更应考虑到对自然资源的合理利用。

(编辑:王爱萍)



参考文献(References)

- [1] Wang J, Huang J, Zhang L, et al. Water Governance and Water Use Efficiency: The Five Principles of WUA Management and Performance in China [J]. Journal of the American Water Resources Association, 2010, 46(4):665-685.
- [2] 许咏梅. 从农村用水现状引发的思考 [J]. 农业技术经济, 2005, (2):79-80. [Xu Yongmei. Thinking of the Status of Rural Water [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2005, (2):79-80.]
- [3] Deng X P, Shan L, Zhang H P, et al. Improving Agricultural Water Use Efficiency in Semiarid Areas of China [J]. Agricultural Water Management, 2006, 80:23-40.
- [4] Wang H X, Liu C M, Zhang L. Water-saving Agriculture in China: An Overview [J]. Advances in Agronomy, 2002, 75:135-171.
- [5] Xu Z. Studying on Increasing Water Use Efficiency [J]. Journal of China Water Resources, 2001, 455:25-26.
- [6] 李文, 于法稳. 中国西部地区农业用水绩效影响因素分析 [J]. 开发研究, 2008, (6):60-63. [Li Wen, Yu Fawen. Influencing Factors of China's Western Region of Agricultural Water Performance [J]. Research on Development, 2008, (6):60-63.]
- [7] Dhehibi B, Lachaal L, Elloumi M. Measuring Irrigation Water Use Efficiency Using Stochastic Production Frontier: An Application on Citrus Production Farms in Tunisia [J]. African Journal of Agricultural and Resource Economics, 2007, 1(2):1-15.
- [8] Speelman S, Marijke D H, J Buysse, et al. A Measure for the Efficiency of Water Use and Its Determinants: A Case Study of Small-scale Irrigation Schemes in North-West Province, South Africa [J]. Agricultural Systems, 2008, 98:31-39.
- [9] 王晓娟, 李周. 灌溉用水效率及影响因素分析 [J]. 中国农村经济, 2005, (7):11-18. [Wang Xiaojuan, Li Zhou. Analysis of Efficiency of Irrigation Water Use and Influencing Factors [J]. Chinese Rural Economy, 2005, (7):11-18.]
- [10] 王学渊, 赵连阁. 中国农业用水效率及影响因素: 基于 1997-2006 年省区面板数据的 SFA 分析 [J]. 农业经济问题, 2008, (3):10-18. [Wang Xueyuan, Zhao Liange. Agricultural Water Efficiency and the Causal Factors: A Stochastic Frontier Analysis Based on Chinese Provincial Panel Data: 1997-2006 [J]. Issues in Agricultural Economy, 2008, (3):10-18.]
- [11] Bizimana C, Nieuwoudt W, Ferrer S. Farm Size, Land Fragmentation and Economic Efficiency in Southern Rwanda [J]. Agrekon, 2004, 43(2):244-262.
- [12] 曹慧, 秦富. 集体林区农户技术效率及其影响因素分析: 以江西省遂川县为例 [J]. 中国农村经济, 2006, (7):63-71. [Cao Hui, Qin Fu. Collective Forest Farmers' Technical Efficiency and Its Influencing Factors, Suichuan County [J]. Chinese Rural Economy, 2006, (7):63-71.]
- [13] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据 [J]. 经济学(季刊), 2009, 9(1):95-124. [Li Gucheng, Feng Zhongchao, Fan Lixia. Is the Small-sized Rural Household More Efficient? The Empirical Evidence from Hubei Province [J]. China Economic Quarterly, 2009, 9(1):95-124.]
- [14] 章立, 余康, 郭萍. 农业经营技术效率的影响因素分析: 基于浙江省农户面板数据的实证 [J]. 农业技术经济, 2012, (3):71-77. [Zhang Li, Yu Kang, Guo Ping. Factors Affecting the Efficiency of Agricultural Management Techniques-Farmers in Zhejiang Panel Data-based Empirical [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2012, (3):71-77.]
- [15] 万俊毅. 准纵向一体化、关系治理与合约履行: 以农业产业化经营的温氏模式为例 [J]. 管理世界, 2008, (12):93-102. [Wan Junyi. The Quasi-vertical Integration, the Governance by Relations and the Performance of Contracts [J]. Management World, 2008, (12):93-102.]
- [16] Warning M, Key N. The Social Performance and Distributional Consequences of Contract Farming: An Equilibrium Analysis of the Arachide de Bouche Program in Senegal [J]. World Development, 2002, 30(2):255-263.
- [17] 柯福艳, 张杜梅. 中国家庭养蜂技术效率测量及其影响因素分析 [J]. 农业技术经济, 2011, (3):67-73. [Ke Fuyan, Zhang Shemei. Chinese Family Beekeeping Technical Efficiency Measurement and Its Influencing Factors Analysis [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2011, (3):67-73.]
- [18] 曹曦, 孙顶强, 谭向勇. 农户奶牛生产技术效率及影响因素分析 [J]. 中国农村经济, 2005, (10):42-48. [Cao Jian, Sun Dingqiang, Tan Xiangyong. The Farmers Dairy Production Efficiency and Impact Factor Analysis [J]. Chinese Rural Economy, 2005, (10):42-48.]
- [19] 陈诗波, 王亚静. 基于农户视角的外生性因子对循环农业生产技术效率的影响: 来自湖北省的实证研究 [J]. 经济经纬, 2009, (1):104-107, 111. [Chen Shibo, Wang Yajin. The Influence of Exogenous Factors on the Technique Efficiency of Circular Agricultural Production from the Perspective of Farmers: An Empirical Study of Hubei Province [J]. Economic Survey, 2009, (1):104-107, 111.]
- [20] 康云海. 农业产业化中的农户行为分析 [J]. 农业技术经济, 1998, 6-11. [Kang Yunhai. Analysis of Farm Household in the Industrialization of Agriculture [J]. Journal of Geotechnical Economics, 1998, 6-11.]
- [21] 方言. 农业产业化发展中的地方政府职能 [J]. 农业经济问题, 2002, (12):56-59. [Fang Yan. The Functions of the Local Government in the Development of Agricultural Industrialization [J]. Problem of Agricultural Economy, 2002, (12):56-59.]
- [22] Reinhard S, Lovell C A K, Thijssen G. Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: An Application to Dutch Dairy Farms [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1999, 2:44-60.
- [23] Battese G E, Coelli T J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data [J]. Empirical Economics, 1995, 20(2):325-332.
- [24] Binam J N, Tonye J, Nyambi G, et al. Factors Affecting the



- Technical Efficiency among Smallholder Farmers in the Slash and Burn Agriculture Zone of Cameroon [J]. *Food Policy*, 2004, 29: 531 - 545.
- [25] 武延瑞. 生产率对中国经济增长的贡献: 新的估计 [J]. *经济学 (季刊)*, 2008, 7, (3): 827 - 842. [Wu Yanrui. The Role of Productivity in China's Growth: New Estimates [J]. *China Economic Quarterly*, 2008, 7(3): 827 - 842.]
- [26] 王志平. 生产效率的区域特征与生产率增长的分解: 基于主成分分析和随机前沿超越对数生产函数的方法 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2010, (1): 33 - 43, 94. [Wang Zhiping. Regional Disparity in Production Efficiency and Decomposition of Productivity Growth [J]. *The Journal of Quantitative and Technical Economics*, 2010, (1): 33 - 43, 94.]
- [27] Kaneko S, Tanaka K, Toyota T. Water Efficiency of Agricultural Production in China: Regional Comparison from 1999 to 2002 [J]. *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology*, 2004, (3): 231 - 251.
- [28] Chavas J, Petrie R, Roth M. Farm Household Production Efficiency: Evidence from the Gambia [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2005, 87(1), 160 - 179.

Impact Factor of Farmers' Water Use Efficiency Under the Background of the Agriculture Enterprise

——Minle County in Gansu Province

XIA Lian SHI Xiao-ping FENG Shu-yi QU Fu-tian

(China Center for Land Policy Research, Nanjing Agricultural University, Nanjing Jiangsu 210095, China)

Abstract This paper analyzes how the potato industry development in Minle County, Gansu Province affects the farm household water use efficiency. The technical efficiency of farmers' potato planting and the water use efficiency are analyzed by applying a stochastic frontier analysis method. Then, the paper examines the factors which have impact on farm household water use efficiency. The results show that there is significant efficiency loss in potato planting, which is 66.8%, and find that the water use efficiency is very low, which is only 29.5%. Increasing scale of the farm results in a significant negative impact on water use efficiency of the farm households in Minle County, which is closely related to the priority water distribution policy implemented by the local government for the promotion of large-scale potato planting. There are still some technical flaws at the early introduction of new varieties, which leads to reduction in water use efficiency. Water use efficiency of farm households is improved significantly by increasing of market selling of agricultural products and maintaining the stable relationship between farm households and local agricultural enterprises.

Key words agricultural commercialization; technical efficiency; water use efficiency; farm households

052

【土地问题】

农地经营规模与农业生产率研究综述

石晓平, 郎海如

(南京农业大学 中国土地问题研究中心, 江苏 南京 210095)

摘要:农地经营规模与农业生产率之间的关系一直受到农业经济学领域的关注,在中国关注该问题具有很强的政策含义。本文通过综述和比较国内外关于农地经营规模与农业生产率关系的研究进展发现,由于学者对农地规模概念的理解存在差异,且在研究中选取了不同的指标衡量农业生产率,得到的研究结论不一致。此外,还发现已有研究往往从要素市场不完善、遗漏变量问题等角度对农地经营规模与农业生产率之间的经典的“反向关系”进行解释,但对于两者之间呈现的其他关系,学者的研究相对较少。对上述结论的解释意味着目前中国推行规模经营仍然需要考虑地区条件、市场发育特征等条件的差异而适度开展。进一步的研究还需要分析农村要素市场完善程度与开展农地适度规模经营的关系等方面展开。

关键词:农地经营规模;农业生产率;土地生产率;劳动生产率;文献综述

中图分类号:F301 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2013)02-0076-09

一、问题的提出

关于农地经营规模与农业生产率之间的关系一直是农业经济学领域的热点及重点。在中国,由于在政策领域和现实的操作中,地方政府热衷于规模经营、发展现代高效农业,经常采用行政等手段推行规模经营,因此讨论该问题在中国更具有重要的政策含义。农业生产中的农地经营规模和土地生产率之间的反向关系(Inverse Relationship, IR),首先是由 Chayanov 在考察俄罗斯的农业生产中发现的,随后, Sen (1962)、Bardhan (1973) 等在对印度农业的研究中也观察到此现象^[1-2]。自此农业生产存在规模经济性^①的传统认识受到了挑战,关于农地经营规模与农业生产率之间的关系问题以及如何进行合理解释引起众多研究者的广泛争论,至今仍未达成共识。对农地经营规模与农业生产

率之间的关系的认识,对于制定与土地流转、规模经营等有关政策、完善农村要素市场,以及如何鼓励并发展规模经营的农业发展战略等具有很强的政策含义。

鉴于此,本文运用归纳、对比、评述的方式对农地经营规模与农业生产率关系的相关文献进行了回顾梳理,发现由于研究者在研究中选取了不同的测度生产率的指标,导致研究者得出不一致的结论,进而带来不同的政策含义。最后,本文对上述问题提出了未来可能的研究方向,以期为进一步深入研究奠定基础。

二、农地经营规模与农业生产率关系研究

1. 相关概念界定

在进入对农地经营规模和农业生产率关系的

收稿日期:2012-12-28

基金项目:教育部“新世纪优秀人才支持计划”项目(NCET-10-0474)

作者简介:石晓平,男,教授,博士生导师,主要研究方向:土地经济与政策、资源环境经济与政策。

郎海如,女,硕士生,主要研究方向:土地经济与政策。

① 规模经济源自西方经济学中的厂商理论,指因生产规模变动而引起的生产单位的成本和收益的变动关系,后来此概念被应用到对农业生产的研究中。

讨论之前,需要澄清在学者研究中经常使用到的相关概念以及对这些概念的准确界定。研究农地经营规模与农业生产率的关系通常可理解为考察不同农地经营规模的物质生产率,而现有文献对农地经营规模有两种不同的理解。一种是保持其他要素投入不变,只考虑农户实际投入农业生产的耕地面积或播种面积的变化;另一种将农户视为生产单位,考察包括各种资源投入的经济规模的变化,即所有生产资源以同一比率同时增加时生产率如何变动。不同的规模概念可能对应不同的政策涵义,因此本文将同时考虑两种含义的农地经营规模。

关于农业产出,大多数文献的处理方式是使用“价值量”或净收益表示农业产出量,用物质数量还是“价值量”取决于研究的目的与范围。若研究单一粮食作物如水稻的话,用实物量更能准确描述生产率概念,但多数文献是考虑农户种植业甚至整个农业^①的生产率,不同作物品种不能直接比较实物量,因此采用了价值数量。

关于农业生产率的概念,已有研究大多直接从土地单位面积“物质产量”“价值量”或“净收益”,即从土地生产率角度对农地规模与生产率之间的关系进行探讨。这往往与广大发展中国家需要优先确保国家的基本粮食安全,较多强调土地生产率有关。但是需要明确指出的是,土地单产是一个单要素生产率指标,不能全面综合地反映整个农业生产过程,而农业生产率是一个多维度综合性概念,至少还应该包括劳动生产率、成本利润率、全要素生产率和技术效率^②。前四项指标均反映农业生产中的投入产出关系,而技术效率则反映规模扩大对农户技术利用效率的影响,例如在李谷成等(2010),Helfand and Levine(2004),Townsend et al.(1998)等研究中,因为采用不同的生产率指标可能会导致不同的研究结论以及由此带来的政策涵义,所以下文对相关研究的综述不能仅仅对关系类型的结论进行对比,还应考虑不同指标概念、研究方法等的差异及所对应的政策含义。

2. 农地经营规模与农业生产率关系类型研究

在发展中国家进行实证研究的一个普遍性的发现是农地经营规模与土地生产率呈现的反向关系。除之前提到的 Chayanov & Sen(1962)等最早发现小农户比大农户的土地生产率更高以外,其他学者也提供了丰富的实践证据。Berry and Cline(1979)在20世纪70年代巴西北部做的农户调查资料显示,按面积分组得出的农户耕地面积平均数

与单位面积净收益呈反向关系^③。Carter(1984)研究了印度哈里亚纳邦1969—1972年376户农户的农业生产数据,线性回归结果为土地规模翻倍,每公顷产量下降40%。且Carter利用Heckman条件方程消除非随机取样导致的样本偏差后的方程系数与原方程一致,说明反向关系不会受到样本选择偏误影响^④。类似地,Heltberg(1998)利用巴基斯坦3个省52个村930户农户面板数据进行线性回归,证明每英亩土地的农业净收益与经营规模呈负相关,且57个村庄中有29个的反向关系显著,占总样本的69%。即使使用固定效应模型控制土地质量等不可观测变量,估计显示仍存在显著的反向关系^⑤。反向关系在Newell et al.(1997)对Gujarat区域以及Reardon et al.(1996)对卢旺达的研究中也得到了证实^{⑥-⑦}。

有些来自中国的研究也得出相同的结论。无论是对不同规模组农户的土地生产率进行直接对比还是采用计量的方法,包括构建生产函数、一元线性双向的固定效应模型等,卫新等(2003)、高梦滔和张颖(2006)、李谷成等(2010)等学者对不同经济发展水平地区(如浙江、湖北及省级农村固定观察点等)的经验研究均证明土地生产率与耕地规模是负相关关系,此外还包括王建军等(2012),Wu et al.(2005),夏永祥(2002)等的研究^{⑧-⑩}。

上述研究表明对于包括中国在内的许多发展中国家,“小农更有效率”的观点不是一个由于遗漏变量的统计问题,也不是由于样本选取问题而得到的结论,而是有着坚实的实证基础。由于这些研究大多以发展中国家或传统农业国家作为研究对象,所以农地经营规模与土地生产率之间的反向关系也常被认为是传统农业的经典特征^⑪。

尽管如此,仍有研究者对反向关系观点持怀疑态度并提出应该是正向的观点。早期的研究者通过对比法美及日本历史发展的纵横向经验数据得出,各国农业发展共同的趋向是平均单位农场土地

① 在农业生产率研究中,一般不包括林业、渔业、副业,只包括种植业和畜牧业,本文只对种植业中生产率与农地经营规模的关系进行了考察。

② 劳动生产率一般是指种植收入或净收益与实际劳动投入量或家庭农业劳动力数量的比值;成本利润率则是净收益与成本的比值;全要素生产率表示产出与所有生产要素加权值的比值,而加权值的计算取决于文献使用的具体生产函数形式,例如李谷成等(2010)、刘玉铭和刘伟(2007)均采用公式 $Y_i/(K_i^{\alpha K} L_i^{\alpha L} M_i^{\alpha M})$;技术效率是指在特定技术条件下,生产单位的实际产出与其所能实现的最大潜在产出比值,已有研究大都采用DEA法或随机前沿生产函数法进行测算。

经营面积增加且农产品的单位面积产量也随之增加^[4]。从发展中国家的实证研究角度也发现有正向关系的研究证据,普罗斯特曼等(1996)通过对江苏省吴县进行调查发现规模经营大户的水稻单产高出村的平均数8%,小麦高出3%^[5]。宋伟等(2007)以江苏省常熟市为例,利用统计年鉴和农户调查数据,结合生产函数和偏相关分析表明耕地经营规模对单产有显著的正影响,偏相关系数为0.331^[6]。梅建明(2002)通过案例研究揭示出,在一定技术条件下,小规模分散经营会造成农作物产量低^[7]。虽然在王建军等(2012)的研究中,小农户的水稻单位面积物质产量高于大农户,但大农户的亩均净收益要高于小农户^[8]。

单纯考察土地生产率时,存在有正向和负向关系的讨论,而当考察其他生产率指标时,正向关系能得到更多经验研究的支持。无论采取直接分组对比、构建生产函数或回归方程等方法,大多数研究证实农地经营规模与劳动生产率之间一般是正向关系^[9,10,13,18-22]。如学者对浙江省宁波、嘉兴等28个不同粮田经营规模农户的样本资料研究发现粮田经营规模变动与劳动生产率相关系数为0.79,且显著性水平高^[9]。李谷成等(2010)的研究证明采用实际劳动用工量和劳动力数量计算的劳动生产率都与耕地规模呈正相关关系^[10]。

另外,已有文献很少对成本利润率与规模的关系做专门的研究,代表性的文章有李谷成等(2010)、邵晓梅(2004)、夏永祥(2002)、张忠根等(2001)、陈欣欣等(2000)。他们的研究结果由于生产成本计算差异而不一致。李谷成等(2010)的实证研究表明包含劳动力成本(含家庭用工)的成本利润率与耕地规模存在显著正相关关系,但不包含劳动力成本的成本利润率与规模大小无关^[10]。夏永祥(2002)认为成本利润率与土地规模的关系是倒“U”型,取决于二者的配置比例,在土地少而资本多的情况下,扩大土地规模可以提高成本利润率^[13]。其他学者认为两者是下面提到的“U”型关系。

关于全要素生产率与农地规模关系的文献也不多。Townsend et al. (1998)对南非西开普省葡萄生产研究表明,全要素生产率与土地面积的关系无显著关系^[23]。在李谷成等(2010)的研究中也得出此结论^[10]。而刘玉铭和刘伟(2007)研究了黑龙江各地区的农户面板数据,利用线性生产函数研究却发现农户经营面积扩大对农业全要素生产率具

有促进作用^[24]。

同样地,对技术效率与农地规模关系的研究也比较少。Bagi(1982)将美国田纳西州西部从事纯种植业的农户按大小分组,利用随机前沿生产函数测算平均技术效率,结果两组农户的技术效率相同^[25]。但是,Bagi and Huang(1983)以超越对数生产函数测算出农户个体层面的技术效率,则显示大农户比小农户有更高的技术效率^[26]。也有学者采用DEA分析法,分别对巴西中西部地区426个郡和中国吉林省中部地区722户农户进行研究,两个研究的回归结果均证明土地规模与技术效率之间是“U”型关系^[27-28]。在李谷成等(2010)的研究中,技术效率与耕地规模无关^[10]。

此外,农地经营规模与生产率的关系可能是非线性的。研究者从土地生产率、劳动生产率及成本利润率角度,根据1986—2001年山东省陵县大于集村和阳谷县郭围子村共80户跟踪观察资料测算不同农地规模组的生产率后发现规模在0.13~0.27hm²和≥0.67hm²的农户最好,即三项指标随耕地经营规模扩大总体呈“U”型趋势^[29]。得出类似结论的还包括张忠根等(2001)、陈欣欣等(2000)^[30-31]。Carter and Wiebe(1990)对肯尼亚农户数据进行研究,无论是每英亩农业产值还是农业净收入(不包括劳动力成本),都与土地规模呈“U”型关系^[32]。

与上述研究相反,还有学者认为农地经营规模与土地生产率之间是倒“U”型关系。胡初枝和黄贤金(2007)利用江苏省铜山县农户调查资料,采用多元回归法分析表明农地规模与单位播种面积净收益呈倒“U”型关系,最适点在14.17亩^[33]。郑少峰(1998)则从理论上分析了土地规模与种植业亩纯收入和亩产量的生产函数,认为在给定技术条件下生产函数为倒“U”曲线^[34]。类似还有瑞定杰和康赛优(2000)对菲律宾的研究^[35]。

最后,若从纯粹经济学中规模概念出发,大部分学者研究认为农地经营规模与生产率在统计上并不存在显著联系。利用农业部与澳大利亚阿德雷得大学所做的抽样数据,研究者构建了规模函数和生产函数,估算结果表明玉米、晚粳稻、冬小麦、早粳稻及薯类的规模经济指数在0.904和1.169之间变化^[36]。Wan and Cheng(2001)、Chen et al. (2009)和许庆等(2011)虽然利用不同粮食主产省份的农户调查数据,建立不同的C-D及Translog生产函数,但测算出中国主要粮食生产总的规模报

酬系数均不会显著地异于1^[67-39], 从总体上讲, 中国粮食生产中几乎不存在显著的规模收益递增。认为农业生产具有规模报酬不变特征的学者还包括弗兰克·艾利思(2006)、林毅夫(2005)、速水佑次郎和拉坦(2000)^[40-42]。

综上所述, 选取不同的生产率指标研究农地经营规模与生产率的关系, 研究者得出了不一样的结论, 且即使采用同种生产率指标, 在每一种生产率指标内部也有分歧。对于土地生产率, 大部分学者的研究认为该指标与农地经营规模是反向关系, 有些则证明是正向、“U”型和倒“U”型的关系。对于劳动生产率, 几乎所有的研究证明其与农地经营规模是正向关系, 少数学者证明是“U”型的。而有关成本利润率、全要素生产率和技术效率与农地经营规模关系的研究相对较少, 且结论不一致难以发现规律。最后, 从纯粹经济学中规模概念出发, 大多数学者研究表明粮食生产具有规模报酬不变特征。

三、对农地经营规模与农业生产率关系的解释

不难看出, 国内外学者从不同角度对农地经营规模与农业生产率关系提供了解释, 其中, 研究较多的是对反向关系形成原因的分析。已有文献主要从要素市场不完善、遗漏变量问题、面积测量误差等角度进行论述。

1. 对农地经营规模与农业生产率反向关系的解释

要素市场不完善意味着由于大小农户面对不同的要素价格, 从而作出不同的资源配置决策。其中劳动力市场的“二元性”, 被大部分学者认为是理解农地规模与生产率问题的关键。对此研究者有的进行理论分析, 有的则通过实证进行检验, 本文梳理出“二元性”假说对反向关系解释的分析思路。分析认为由于难以接近劳动力市场、缺乏非农就业机会^[4]或者交易成本的存在使得小农的有效工资率低^[40], 从而小农家庭劳动力的机会成本低于雇佣劳动工资, 导致投入过多家庭劳动^[4], 从而产生了较高的土地生产率。而大农户劳动力机会成本高, 倾向于雇佣劳动力。此外大农户还需面对劳动力雇佣中的交易成本问题, 如激励、监督以及劳动力市场的季节性等^[43-45], 从而导致雇工实际的有效市场工资偏高, 大农户因此会降低雇工数量, 导致复种指数和土地生产率较低。

交易成本的存在使大小农户面对不一样的有效工资率, 从而做出不同的劳动配置决策。但有效工资率差异只能部分解释小农较高的劳动投入强度, 不同农户的决策标准也是导致小农投入更多劳动力的原因。即便是大小农户面对相同的劳动力市场工资, 大农户为追求利润最大化, 往往使雇佣劳动边际产品等于工资, 而小农使其家庭劳动的平均产品等于市场工资, 小农户劳动力的边际产品低于市场工资, 说明小农户投入过多劳动力获得更多的产量。

劳动力市场的“二元性”假说得到许多国内外经验研究做支撑。Lamb(2003)选取印度三个不同气候区为研究区域, 对包括农户劳动力市场活动变量(工作天数、失业率等)的农户利润模型进行估计, 耕地面积系数估计值在回归中完全等于1, 反向关系消失, 说明劳动力市场不完善能够解释反向关系^[44]。Newell et al.(1997)研究印度古吉拉特邦农户样本数据后发现反向关系可以用劳动力供给的区域差异解释^[4]。

然而, 仅根据劳动力市场的“二元性”解释反向关系是不充分的, 因为农业生产中的要素投入不仅有劳动力, 还有土地和资本。若只是劳动力市场不完善, 而土地租赁及信贷市场活跃, 那么小农同样可以通过租入土地来获得更多产量。但是, 由于土地市场也存在不完善, 可能由于权力关系导致的土地租赁限制^[44], 使得土地资源无法合理配置到使用更高生产效率的家庭劳动的小农手中, 小农只能通过以劳动力代替土地来获得较高的土地生产率。对资本要素的分析也是如此, 若资本市场完善, 小农可以购买机械或其他间接投入品来取代投入过多的劳动力。

除了劳动力、土地与资本等生产要素市场不完善外, 在广大发展中国家的农村地区还存在保险市场不完善及农户风险规避等问题, 对农户的生产要素投入也会有影响。Barrett(1996)对马达加斯加农户的水稻生产研究表明在土地市场不完善和保险市场缺失的情况下, 小农户作为农产品购买者, 存在价格风险规避, 从而投入更多劳动力, 而大农户是净卖出者, 存在收入风险规避, 所以投入较少劳动^[47]。因此, 考虑各要素市场不完善来解释反向关系可能更加准确。不同于其他学者, Heltberg(1998)研究了巴基斯坦农户面板数据, 对土地、劳动力、信贷及风险等各市场不完善同时进行理论与实证分析, 结果表明小农户由于土地禀赋少而存在

信贷限制,但由于使用家庭劳动力而获得较高土地产出率,大农户虽然拥有较多土地,但雇工的监督和激励问题导致生产率损失^[49]。

虽然要素市场不完善几乎在大多数学者的理论及实证研究中得到证实,但仍有学者对此表示质疑。Barrett et al. (2010)利用马达加斯加农户水稻生产和地块层面数据,运用生产函数和作物产量方程,分步骤作线性回归来考察不完善市场的影响,发现要素市场不完善只能解释反向关系的大约三分之一^[48]。该研究的结果表明争议集中在不完全要素市场的解释力度,而不是否认要素市场不完善可能导致农地经营规模与生产率反向关系这一观点。除要素市场不完善外,还有一种代表性观点认为统计学意义上的遗漏变量问题,即对土地质量、农户生产能力等难以观测的农户异质性变量的忽略,会导致计量估计偏差^①,可能导致对两者关系的判别。国外学者对此做过大量实证研究,但也存在一些争论。

有研究提出农户间土地质量差异是导致土地生产率差异的主要原因^[6,49-51]。早期研究由于缺乏详实的土地肥力等实际测量的质量数据(如有机质成分),只能间接采用较为粗略的方式控制该变量,因此导致生产率水平的差异。Sen (1975)通过控制村庄固定效应,削弱了土地生产率与农地面积的反向关系,并以此证明村庄内部土地质量、价格、工资率等外生条件差异可能会导致反向关系^[49]。Bhalla and Roy (1988)以印度为例证明研究的地理单元越小,即土地质量等可认为是同质的,反向关系越微弱^[50]。Benjamin (1995)采用工具变量法检验了Java水稻生产中此类假说,证明两阶段模型消除了OLS估计中反向关系,说明土地质量等遗漏变量与农地规模的相关性会导致估计偏差^[51]。目前,已有不少文献在模型中引入土地质量测量数据,如Barrett et al. (2010), Lamb (2003)等。为解决Benjamin (1995)研究中工具变量的代表性问题,Lamb (2003)引入土壤类型、地块灌溉情况及地块价值等土地质量变量也证实了土地质量可以解释反向关系的假说^[48]。

但并不是所有此类研究均能证实土地质量假说。Carter (1984)采用与Sen (1975)相同的方法,却证明土地规模系数变化不大^[4]。Barrett et al. (2010)等尽管利用灌溉、土地价值、土壤酸性等表示土壤特性的变量,但这些变量在模型中不显著,无法说明反向关系与土地质量差异有关^[48]。据此

推断导致此类研究结论不一致的原因可能与土地质量变量的衡量指标有关,从上文可以看出研究者采用的变量既包括经济价值又包括物理特性,既有村级研究又有农户及地块层面的研究,学术界还没有对土地质量的衡量做统一规定,因此采用不同的测度标准可能会导致结果的差异。但是,从计量模型的特征数据来看,土地质量差异或多或少会导致反向关系产生,只是影响程度不同,高梦滔和张颖 (2006)用一组代表地域及地形的哑变量控制土地质量差异,利用固定效应模型后仍能证明反向关系,只是土地规模系数负相关性变弱^[8]。

关于农户生产能力异质性的观点,Assunção and Ghatak (2003)认为在信贷市场不完善条件下,农户本身管理能力、生产效率等差别使农户进行选择性就业,使农地规模小但是种植业能力强的农民留在种植业中,从而小农户的土地生产率高^[52]。但是,高梦滔和张颖 (2006)以中国农村固定观察点数据为研究对象,证明利用工具变量法控制选择偏误及农户异质性后发现反向关系仍存在^[8],与上述研究结论不一致。

除了对传统的要素市场不完善及遗漏变量问题的研究,Lamb (2003)提出反向关系是由规模的测量误差导致的新观点。在他的研究中,生产利润的固定效应模型能够加强反向关系,控制土地质量或市场失灵变量无法消除反向关系,与理论相悖,于是采用工具变量法,以分成或租入土地的虚拟变量以及复种指数代替农地规模,结果表明消除测量误差偏误后规模系数为1,反向关系被消除,说明测量误差能够进行解释^[48]。这一观点得到Barrett et al. (2010)的支持。另外,还有研究者认为小农户是非理性的,小农投入劳动力要超过市场机制下均衡点时的36%,因此非理性人假设的“小农模式”是导致反向关系的原因^[53],这与Chayanov的自我剥削以及黄宗智(2006)的“过密型”和“内卷型”农业理论类似^[54]。

2. 对农地经营规模与农业生产率其他关系类型的解释

有些学者认为农地规模与土地生产率之间是

① 一般研究中遗漏变量会反映在回归方程的误差项中,如果某些异质性因素与土地面积是负相关性的,那么,会降低土地面积的系数估计值,可能原本系数为0,由于估计偏差而成为负值,即产生所谓的“负相关性”。

② Bhalla and Roy (1988)发现在州一级,17个州中有16个显示有显著的反向关系,但是176个郡中只有57个能观察到反向关系^[50]。

正向关系的原因也有许多。首先,发达国家大农场生产率高是由于其优越的自然禀赋条件以及在高度发育的市场条件下土地、资本及先进技术替代劳动力从而实现资源优化配置的结果^[53]。而日本、台湾等地区大规模农场的高生产率则是以高额的财政补贴为代价的。例如,日本为实现规模经营、提高农业生产率,中央财政利用农业预算总支出的50%以上作为各类农业补贴^[54]。这在普罗斯特曼等(1996)对中国吴县的调查研究中也是如此,规模经营大户的单产水平高赖于政府的高额补贴^[55]。宋伟则认为耕地规模越大,技术应用所带来的预期净收益越大,从而农户投入更大热情以致单产高^[56]。而梅建明(2002)则认为农业比较利益低下促进小农非农就业,导致土地抛荒^[57]。王建军等(2012)的研究证明小农在单位土地面积上往往投入较多物化劳动,导致其亩均产量高而亩均净收益低^[58]。此外,对于农地规模与土地生产率之间的“U”型关系,学者没有作出解释。对于倒“U”型关系,学者认为小农户的土地规模相对于劳动力要素过小,适当扩大土地规模有利于土地与劳动力的要素配合而使产出增加,但是当土地扩大到超出劳动力能力范围后,由于劳动力资源稀缺导致土地生产率降低^[59]。

对于劳动生产率与农地规模之间的正向关系,黄祖辉和陈欣欣(1998)认为新技术采用、机械对劳动的替代使劳动力投入本身减少,即使产出没有变化,劳动生产率也会提高^[60]。其他观点是因为小农户劳动力投入过密,适当地扩大土地面积会使得劳动力作用充分发挥,从而提高劳动生产率^[61,62]。对于“U”型关系的结论,研究者没有解释。

对于其他生产率指标与农地规模的关系,只有部分学者对此做出解释。李谷成等(2010)认为小农成本利润率低是因为在经营过程中过度投入自身劳动力^[63]。刘玉铭和刘伟(2007)则认为大农户全要素生产率高是由于大型农机具利用率的提高,一方面减少成本,另一方面大型机械可以对土地进行深耕,防止病虫害并提高生产能力,且大农户能够适应市场需求的变化,改变自己的种植结构和经营方式^[64]。Helfand and Levine(2004)在对技术效率与农地规模之间的“U”型关系解释时认为大农场更容易得到相关机构的帮助及服务因此技术效率高^[65]。最后,关于农业规模报酬不变特征,学者们从农业生产性质、市场交易特征以及农业投入资

产不具专用性等方面理解^[66-69]。

四、综述发现及研究展望

国内外有关农地经营规模与农业生产率关系的研究一直相当丰富,本文在对已有研究综述的基础上总结得出几点结论、相应的政策含义及未来可能的研究方向。

从土地生产率角度,大多数国内外研究证实了对于包括中国在内的许多发展中国家,农地经营规模与土地生产率是反向关系。已有研究从劳动力市场“二元性”、土地、资本、保险市场不完善及农户风险规避,农户土地质量、生产能力等难以观测变量的遗漏,面积测量误差等角度对此观点进行了解释。具体地,由于劳动力市场不完善,小农往往面对较低的有效工资率或采取不同于大农的标准来配置劳动力,在土地租赁及信贷市场限制阻碍小农土地流转或获取贷款的情况下,小农在有限的土地上投入较多家庭劳动力,从而获得较高的土地生产率;而当保险市场不完善时,小农户为规避粮食价格波动的风险,也会增加劳动力投入;对农户土地质量、生产能力等难以观测变量的忽略及对农地规模的测量误差,会导致计量估计偏误和对两者关系的判别。另有学者认为小农具有非市场理性并导致了反向关系。尽管有些研究者对要素市场不完善及遗漏变量问题作为解释原因存在争议,但争议集中在解释力度,而并没有否认两者可能导致反向关系这一观点。上述研究对于中国的政策启示是在中国大部分农村地区仍存在要素市场不完善以及城镇化发展难以完全吸收农村剩余劳动力的背景下,由于小农土地生产率更高,从提高粮食产量角度,依靠行政手段盲目开展规模经营的做法可能是不妥的。在当前中国的经济发展水平下,仍要维持以分散经营为特征的家庭联产承包责任制,这既体现社会公平,又能够保障粮食供给。

此外,农地规模与土地生产率之间的正向关系在发达国家及中国部分地区的农业生产中也得到了经验证据支持,研究者认为这与市场条件下资本与先进技术替代劳动、政府补贴、大农户技术预期高而投入热情大、非农就业导致土地抛荒等有关。其政策含义是对于经济发达或非农就业率高地区应完善农村要素市场,如建立土地流转市场、采取合适的土地流转方式等,消除要素市场完善的制度障碍(户籍、产权制度等),规模经营应由政府主

导向农民自愿转变, 前者的主要职能应为提供信贷、加大农业科研投入、提供技术服务、改善市场流通等, 构建相应的社会服务体系, 为有意愿扩大农地规模的农户提供条件。此外, 关于农地经营规模与土地生产率是“U”型和倒“U”型关系的观点, 研究者没有给出充分解释, 该结论意味着规模经营存在适度问题, 不能盲目开展, 要结合具体的自然经济条件, 在一定范围内扩大农地规模。

从劳动生产率角度, 大部分学者认为扩大农地规模能够提高劳动生产率, 这往往与劳动力要素得到释放、机械代替劳动等有关。其政策含义在于, 劳动生产率提高意味着农民收入增加, 从实现农民增收角度, 应扩大农地规模。在中国农业收入低下而城乡收入差距越来越大的情况下, 学者认为不能过分强调旨在提高土地产出率的农业政策, 也要适当提高农民收入, 适度规模经营以提高劳动生产率^[22, 54]。此外, 少数学者证明农地经营规模与劳动生产率是“U”型关系, 但没有给出解释。

从成本利润率、全要素生产率及技术效率角度, 研究这三项指标与农地经营规模关系的文献相对较少, 且结论不一致难以发现规律。研究者从小农生产成本高、大农户机械利用率高且容易得到技术支持的角度分别解释了大农户成本利润率、全要素生产率及技术效率高的原因。

从规模经济角度, 大多数学者研究表明粮食生产存在规模报酬不变特征, 学者们从农业生产性质、市场交易特征以及农业投入资产不具专用性等方面进行了理解。这表明农业部门不能被视为企业而盲目扩大规模, 学者与有关政府部门也不应把厂商理论中的规模经济性作为扩大农地规模的依据, 应考虑特定地区农业生产的投入产出规律, 充分考虑当地市场与经济发展状况。

未来可能的研究方向是: 研究如何完善经济发达地区农村要素市场, 包括土地流转路径研究、劳动力转移机制研究等; 研究政府如何构建农业综合服务体系等来为规模经营创造条件; 研究在目前资源禀赋及经济社会发展条件下种植业的最适规模以及适度规模经营的条件; 研究成本利润率、全要素生产率及技术效率与农地经营规模的关系, 发现变化规律, 以便从价格政策、技术服务等方面为适度规模经营提供政策建议。

参考文献:

[1] Sen A. An Aspect of Indian Agriculture [J]. Economic 82

Weekly, 1962, 14(4-6): 243-246.

- [2] Bardhan P K. Size, Productivity and Returns to Scale: An Analysis of Farm - Level Data in Indian Agriculture [J]. Journal of Political Economy, 1973(81): 1370-1386.
- [3] Berry R A, Cline W R. Agrarian Structure and Productivity in Developing Countries [M]. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.
- [4] Carter M R. Identification of the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity: An Empirical Analysis of Peasant Agricultural Production [J]. Oxford Economic Papers, 1984(36): 131-145.
- [5] Hellberg R. Rural Market Imperfections and the Farm Size - Productivity Relationship: Evidence from Pakistan [J]. World Development, 1998, 26(10): 1807-1826.
- [6] Newell A, Pandya K, Symons J. Farm Size and the Intensity of Land Use in Gujarat [J]. Oxford Economic Papers, 1997, 49(2): 307-315.
- [7] Reardon T, Kelly V, Crawford E, Jayne T, Savadogo K, Clay D. Determinants of Farm Productivity in Africa: A Synthesis of Four Case Studies [J]. MSU International Development Paper, 1996(22): 194-207.
- [8] 卫新, 毛小报, 王美清. 浙江省农户土地规模经营实证分析 [J]. 中国农村经济, 2003(10): 31-36.
- [9] 高梦滔, 张颖. 小农户更有效率? ——八省农村的经验证据 [J]. 统计研究, 2006(8): 21-26.
- [10] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据 [J]. 经济学(季刊), 2010, 9(1): 95-124.
- [11] 王建军, 陈培勇, 陈风波. 不同土地规模农户经营行为及其经济效益的比较研究——以长江流域稻农调查数据为例 [J]. 调研世界, 2012(5): 34-37.
- [12] Wu Ziping, Liu Minquan, Davis J. Land Consolidation and Productivity in Chinese Household Crop [J]. China Economic Review, 2005, 16(1): 28-49.
- [13] 夏永祥. 农业效率与土地经营规模 [J]. 农业经济问题, 2002(7): 43-47.
- [14] 张光辉. 农业规模经营与提高单产并行不悖——与任治君同志商榷 [J]. 经济研究, 1996(1): 55-58.
- [15] 罗伊 普罗斯特曼, 李平, 蒂姆 汉斯达德. 中国农业的规模经营: 政策适当吗? [J]. 中国农村观察, 1996(6): 17-29.
- [16] 宋伟, 陈百明, 陈曦炜. 东南沿海经济发达区域农户粮食生产函数研究——以江苏省常熟市为例 [J]. 资源科学, 2007, 29(6): 206-210.
- [17] 梅建明. 再论农地适度规模经营——兼评当前流行的“土地规模经营危害论” [J]. 中国农村经济, 2002(9): 31-35.
- [18] 黄祖辉, 陈欣欣. 农户粮田规模经营效率: 实证分析与

- 若干结论[J]. 农业经济问题,1998(11):2-7.
- [19] Byiringiro F, Reardon T. Farm Productivity in Rwanda: Effects of Farm Size, Erosion and Soil Conservation Investments[J]. *Agricultural Economics*, 1996, 15(2): 127-136.
- [20] 辛良杰,李秀彬,朱会义,等. 农户土地规模与生产率的关系及其解释的印证——以吉林省为例[J]. *地理研究*, 2009, 28(5): 1276-1283.
- [21] 齐城. 农村劳动力转移与土地适度规模经营实证分析——以河南省信阳市为例[J]. *农业经济问题*, 2008(4): 40-43.
- [22] 黄宗智,彭玉生. 三大历史性变迁的交汇与中国小规模农业的前景[J]. *中国社会科学*, 2007(4): 74-88.
- [23] Townsend R F, Kirsten J F, Vink N. Farm Size, Productivity and Returns to Scale in Agriculture Revisited: A Case Study of Wine Producers in South Africa[J]. *Agricultural Economics*, 1998, 19(1): 175-180.
- [24] 刘玉铭,刘伟. 对农业生产规模效益的检验——以黑龙江省数据为例[J]. *经济经纬*, 2007(2): 110-113.
- [25] Bagi F. Relationship between Farm Size and Technical Efficiency in West Tennessee Agriculture[J]. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 1982, 14(2): 139-144.
- [26] Bagi F, Huang C. Estimating Production Technical Efficiency for Individual Farms in Tennessee[J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 1983(31): 249-256.
- [27] Steven M. Edward H S L. Farm Size and the Determinants of Productive Efficiency in the Brazilian Center - West[J]. *Agricultural Economics*, 2004(31): 241-249.
- [28] 张忠明,钱文荣. 农户土地经营规模与粮食生产效率关系实证研究[J]. *中国土地科学*, 2010, 24(8): 52-58.
- [29] 邵晓梅. 鲁西北地区农户家庭农地规模经营行为分析[J]. *中国人口、资源与环境*, 2004, 14(6): 120-125.
- [30] 张忠根,史清华. 农地生产率变化及不同规模农户农地生产率比较研究——浙江省农村固定观察点农户农地经营状况分析[J]. *中国农村经济*, 2001(1): 67-73.
- [31] 陈欣欣,史清华,蒋伟峰. 不同经营规模农地效益的比较及其演变趋势分析[J]. *农业经济问题*, 2000(12): 6-9.
- [32] Carter M, Wiebe K. Access to Capital and its Impact on Agrarian Structure and Productivity in Kenya[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1990, 72(5): 1146-1150.
- [33] 胡初枝,黄贤金. 农户土地经营规模对农业生产绩效的影响分析——基于江苏省铜山县的分析[J]. *农业技术经济*, 2007(6): 81-84.
- [34] 郑少锋. 土地规模经营适度的研究[J]. *农业经济问题*, 1998(11): 8-11.
- [35] 瑞定杰,康赛优. 对菲律宾土地改革的再思考[M]. 北京: 中国经济出版社, 2000: 100-103.
- [36] 万广华,程恩江. 规模经济、土地细碎化与我国的粮食生产[J]. *中国农村观察*, 1996(3): 31-36.
- [37] Wan G H, Cheng E. Effects of Land Fragmentation and Returns to Scale in the Chinese Farming Sector[J]. *Applied Economics*, 2001(33): 183-194.
- [38] Chen Zhuo, Wallace E H, Scott R. Farm Technology and Technical Efficiency: Evidence from Four Regions in China[J]. *China Economic Review*, 2009(20): 153-161.
- [39] 许庆,尹荣梁,章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究[J]. *经济研究*, 2011(3): 59-71.
- [40] 弗兰克·艾利思. 农民经济学——农民家庭农业和农业发展[M]. 上海: 人民出版社, 2006: 225-226.
- [41] 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展[M]. 上海: 上海三联书店, 2005: 56-58.
- [42] [日]速水佑次郎, [美]弗农·拉坦. 农业发展的国际分析[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2000: 105-109.
- [43] 廖洪乐,习银生,张照新,等. 中国农村土地承包制度研究[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2003: 112-115.
- [44] Feder G. The Relation between Farm Size and Farm Productivity: The Role of Family Labor, Supervision and Credit Constraints[J]. *Journal of Development Economics*, 1985, 18(2-3): 297-313.
- [45] Eswaran M, Kotwal A. A Theory of Contractual Structure in Agriculture[J]. *The American Economic Review*, 1985, 75(3): 352-367.
- [46] Lamb R L. Inverse Productivity: Land Quality, Labor Markets and Measurement Error[J]. *Journal of Development Economics*, 2003, 71(1): 71-95.
- [47] Barrett C B. On Price Risk and the Inverse Farm Size - Productivity Relationship[J]. *Journal of Development Economics*, 1996, 51(2): 193-215.
- [48] Barrett C B, Bellemare M F, Hou J Y. Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity - Size Relationship[J]. *World Development*, 2010, 38(1): 88-97.
- [49] Sen A K. Employment, Technology and Development[M]. Oxford: Clarendon Press, 1975: 156-167.
- [50] Bhalla S S, Roy P. Mis-specification in Farm Productivity Analysis: The Role of Land Quality[J]. *Oxford Economic Papers*, 1988(40): 55-73.
- [51] Benjamin D. Can Unobserved Land Quality Explain the Inverse Productivity Relationship? [J]. *Journal of Development Economics*

- opment Economics, 1995, 46(1): 51 - 84.
- [52] Juliano J, Assunção , Maitreesh G. Can Unobserved Heterogeneity in Farmer Ability Explain the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity? [J]. Economic Letters, 2003(80): 198 - 194.
- [53] Fleisher B M, Liu Y. Economies of Scale, Plot Size, Human Capital and Productivity in Chinese Agriculture [J]. Quarterly Review of Economics and Finance, 1992, 32(3): 112 - 23.
- [54] 黄宗智. 中国农业面临的历史性契机 [J]. 读书, 2006(10): 118 - 129.
- [55] 谢冬水. 农地经营规模与效率研究综述 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2011(5): 97 - 103.
- [56] 卢荣善. 经济学视角: 日本农业现代化经验及其对中国的适用性研究 [J]. 农业经济问题, 2007(2): 95 - 100.
- [57] 郭江平. 扩大土地经营规模与提高农业效率并行不悖 [J]. 理论探索, 2003(3): 11 - 12.
- [58] 陈健. 农业规模经济质疑 [J]. 农业经济问题, 1988(3): 3 - 6.
- [59] 罗必良. 农地经营规模的效率决定 [J]. 中国农村观察, 2000(5): 18 - 24.

(责任编辑: 刘浩)

Literature Review on the Issue of Relationship Between Farm Size and Agricultural Productivity

SHI Xiaoping, LANG Hairu

(China Center for Land Policy Research, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The relationship between farm size and agricultural productivity has been a much - debated issue in the field of agricultural economics. For China, it also has important policy implications for the formulation of agricultural development strategies related to the scale operation. Through comparing and conducting comprehensive reviews on the previous studies on the relationship between farm size and agricultural productivity, this paper found that selecting different productivity indicators would come to inconsistent conclusions about the relationship between farm size and productivity. Previous studies mostly interpreted the traditional inverse relationship from the perspectives of incomplete factor markets, omitted variables, etc. and as for other types of relationship, sufficient explanations had not been given yet among the existing literature. Above conclusions mean that local governments in China that carry out the scale operation should take the regional conditions into account. Further research needs to focus on how to improve the rural factor markets, how to achieve the appropriate scale operation of the agricultural land, etc.

Key Words: Farm Size; Agricultural Productivity; Land Productivity; Labor Productivity; Literature Review

农户兼业阶段性分化探析

诸培新 颜杰 苏敏

(南京农业大学土地管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要 当前农户兼业的阶段性分化其本质是农户之间兼业进程的不统一,进而导致了严重的农村社会分化问题。本文利用江苏省苏北地区农户调研数据分析了当前农户兼业阶段性分化的现状及其带来的社会后果,利用似不相关双变量 Probit 模型分析了农户兼业阶段性分化的原因,得出了阻碍农户兼业发展的主要制约因素。结果显示,家庭人力资本稀缺是农户实现兼业生产的主要制约因素,农户无法进行非农工作主要是受到家庭人口规模小、老龄化严重的限制,这一部分农户家庭生活水平低,面临严重的“贫困陷阱”。政府直接干预土地流转使部分农户被动退出了农业生产,形式上实现了农户兼业进程的统一,但损害了农户的土地权益,造成农村土地产权不稳定,降低了农户自发性退农倾向,妨碍了土地市场的进一步发展,因此实质上对农户兼业进程起到了阻碍作用。此外,由于土地承包经营权证书对承包经营权能、地块四至等信息界定不清晰,对农户兼业进程的发展没有刺激作用。综合以上结论可知,土地产权以及农户家庭人力资本是导致当前农户阶段性分化的主要原因。政府不对农村土地市场进行直接干预,而应通过完善农村社保体系、扶持农户非农就业、加快新一轮土地确权发证工作以促进土地市场与农户兼业进程的发展,在市场机制为主、政府调控为辅的环境下合理实现土地的集中与农业规模经营。

关键词 农户兼业;阶段性分化;家庭人力资本;政府干预;土地流转

中图分类号 F328 文献标识码 A 文章编号 1002-2104(2016)02-0102-09 doi:10.3969/j.issn.1002-2104.2016.02.013

伴随着中国经济的增长以及二三产业的快速发展,农业的主导地位逐渐削弱,非农就业机会增加,2009年我国农户的非农就业比率已达44.78%,工资性收入占家庭总收入的40%,这种亦工亦农的农户兼业生产形势不仅在中国较为普遍,韩国、日本等国家的历史经验也印证了农户兼业的必然趋势,其本质为家庭成员个体层面上的专业化以及家庭整体专业多样化的统一^[1]。由于小农经济的高度自给性以及经营土地的细碎化,农业商品经济难以得到发展、农业技术与农机推广缓慢,可见小农兼业经营不是农户生产的最终目标模式^[2]。韩俊将农户兼业进程分为了三个阶段:农户初级兼业阶段、兼业农户分化以及专业农户发展阶段、大规模农业经营基础上的农户兼业化阶段^[3]。这说明了农户兼业进程以精耕细作的小农为起点,需要经历漫长的农户兼业以及分化过程,最终实现农业的规模化与多数小农的非农化。

当前城乡二元结构开始松动,农户生产要素流动的制

度壁垒不断消除,土地与劳动力的市场化促进了农地流转以及剩余劳动力的就业,也进一步推动了中国农户的兼业进程。但在农户兼业发展过程中出现了一定的社会问题,由于农户之间技术水平、市场参与程度以及其他因素的差异导致了农户之间兼业发展进程的不一致,不同农户的收入结构与劳动力分配结构产生差异并通过自我积累的循环最终导致农村社会的分化。^[4]这种由于农户内部兼业水平的差异导致农户个体之间兼业进程不统一,带来的农户个体之间生活、生产水平上的分化现象即为农户兼业的阶段性分化。

为了通过市场机制引导兼业农户退出农业推动农户兼业进程,促进土地流转以实现农业规模经营,政府在2002年颁布的《农村土地承包法》中规定农户享有土地流转的权利,江苏省也在2015年建立了覆盖全省的乡镇、县(市)和省三级联网的土地流转交易平台,以促进土地流转。而农户流转土地、退出农业生产的内在需求源自于高

收稿日期:2015-11-07

作者简介:诸培新,博士,教授,博导,主要研究方向为土地经济与政策、土地可持续利用管理。

基金项目:国家自然科学基金项目“政府主导下农地流转对农户收入不平等影响研究:作用机制与政策调控”(编号:71373128);教育部博士点基金项目“政府主导下农地流转对农户收入分化影响研究:作用机制与政策调控”(编号:20130097110037);教育部哲学社会科学重大项目“我国土地出让制度改革及收益共享机制研究”(编号:13JZD014)。



质量的非农就业、收入以及成熟的土地市场^[9],因此推动农户非农就业与土地市场的发展至关重要。政府应当通过间接干预的形式促进农户非农就业,引导其流转土地退出农业生产^[9],但目前政府与村集体的行政力量对土地流转有着显著的影响,存在农民被动流转土地的现象^[9]。尤其在欠发达地区,政府的直接干预现象更为严重,对土地流转作用也更加明显^[9]。这种对土地流转的直接行政干预也带来了一些负面影响:首先,为了强势推进土地流转,政府通过行政干预主导进行农村土地整治,其成本较高,对政府财政与土地市场的支付能力产生较大压力,不具备可持续性^[9];其次,农户土地产权的稳定性受到威胁,农户自发性退农倾向降低。Brandt等指出在土地产权不稳定的情况下,进行农业生产会降低被政府调整土地的可能性^[9];再次,农户不愿意退出农业,没有人愿意租出土地,农村土地市场缺少土地供给难以运行,限制了土地市场的发展;最后,市场机制下小农不具备直接退出农业生产的物质基础,但由于受到政府干预,部分纯农户被收走了土地退出了农业生产,微薄的土地租金难以维持生计。

本文主要对农户兼业阶段性分化及其形成机理进行讨论,揭示现阶段农户兼业进程中出现的社会问题以及出现这种农户分化现象的原因。

为推动农户兼业进程的发展,最终实现农业规模经营提供理论参考。本文以开始非农务工和退出农业两个节点将农户兼业分为三个阶段,其具体体现为纯农户、兼业户与非农户。由于农业专业大户、家庭农场主等已经实现了兼业发展的最终目标,因此本文不将他们纳入考虑范围。通过以上的划分方法,笔者将对这三种处在不同兼业阶段农户的特征及表现进行讨论,并在理论分析的基础上利用似不相关双变量 Probit 回归结果分析农户兼业阶段性分化的原因。下文内容安排如下:第一部分主要探讨农户兼业阶段差异形成的理论框架与微观机理;第二部分详细地讨论农户兼业的阶段性分化现状、特征及其原因;第三部分利用模型检验,验证前文提出的假设;第四部分总结本文结论,并提出相关政策建议。

1 农户兼业阶段性分化的微观机理

农户平均人力资本的数量以及水平的提升是推动农户兼业的内在因素^[10],因此对农户兼业阶段性分化的讨论,笔者将以农户的劳动力分配为切入点,讨论在初级兼业阶段农户行为机理,分析农户兼业进程受阻的主要原因。为了模型的简洁性与分析的便利性,在参照贺振华提出的农户兼业分析框架的基础上^[10],本文首先提出以下假设作为农业兼业化机理分析的前提条件:

(1) 假设市场是完善的,农户的消费决策与生产决策

具有“可分性特征”。

(2) 从家庭人力资本的强弱角度考虑,假设农户家庭只有两类劳动力 h_1, h_2 。 h_1 代表农户家庭的主要劳动力(可以外出务工的青壮劳动力), h_2 代表农户家庭的次要劳动力(家庭中无法进行非农工作只能从事农业生产的老、弱劳动力), L_1 和 L_2 分别代表其劳动时间禀赋, w 为青壮劳动力务工的单位时间收入, L_3 代表农业雇工时间, w_3 是雇佣劳动力的单位时间价格。

(3) 农业产出 $F(L, A)$ 是劳动时间投入的凹函数, L 为劳动投入, A 为经营地面积,等于原承包地 A' 与租入土地 A'' 之和和减去租出的土地 A' 。 L_0 是投入到农业生产的劳动时间,在 L_0 一点劳动力边际产出等于非农务工收入。

(4) 农户家庭收入 I 由农业收入 $F(L, A)$, 非农务工收入 W 组成,由于讨论的是农户初级兼业阶段,此时农户不具备退农条件,仅在兼业生产与纯农生产两种选择中进行决策。

根据以上假设,本文在 Deininger 研究的基础上^[13],将非农户界定为既没有农业产出也没有农业生产机械的农户群体;纯农户以农业收入为主,但没有非农收入且不投入劳动力进行非农务工但有农业收入;兼业户既有农业收入也有非农收入并且这两个部门都至少有一个劳动力参与。

在初级兼业阶段,农户仍以农业为主,同质性较强,未出现显著分化,农业生产仍然在家庭生产中占有重要地位。但初级兼业阶段是农户分化的开端,今天是否兼业直接影响农户明天的财富,在 L_0 处继续投入劳动力的边际产出 $\partial F(L_0, A) / \partial L_0$ 等于非农务工收入 w ,因此理性状态下,农户会优先将次要劳动力投入农业生产,并且将超出 L_0 的家庭剩余主要劳动力投入非农部门。

该阶段农户未实现兼业高级化,物质基础不完善,不具备退农条件。家庭所拥有的劳动时间禀赋为 $L_1 + L_2$,当家庭次要劳动力 $L_2 > L_0$ 时,由于次要劳动力无法进行非农工作,并且当劳动力投入超过 L_0 时劳动力投入边际报酬低于非农务工收入,因此当家庭次要劳动力充足的情况下,农户必定兼业。

在农户家庭次要劳动力 $L_2 < L_0$ 时,劳动力边际产出 $\partial F(L_2, A) / \partial L_2$ 高于农户非农务工收入 w ,此时农户将投入部分家庭主要劳动力进行农业生产。当家庭总劳动时间禀赋 L 大于 L_0 时,农户将剩余的劳动力 $L_1 + L_2 - L_0$ 投入非农部门,虽然缺乏次要劳动力,但仍拥有充足的青壮劳动力,这部分农户仍然会选择兼业;另一种情况,当家庭总劳动时间禀赋小于 L_0 时,由于 $\partial F(L, A) / \partial L$ 仍高于 w ,这部分农户家庭规模相对较小,极其缺乏青壮劳动力,难以进行兼业生产,兼业发展严重受阻。

综合以上分析可知:当家庭次要劳动力充足时,农户



必然会选择兼业;在家庭次要劳动力不足的情况下,家庭青壮劳动力较为充足的家庭仍然有条件进行兼业生产,但获取的兼业收入相对较低,兼业发展进程受阻;值得注意的是,家庭规模偏小,青壮劳动力匮乏的家庭极有可能被限制在农业生产中,由于缺乏充足的劳动力,农业收入低下并且无法进行兼业生产,兼业进程完全停滞,极易陷入贫困。可以看出,家庭劳动力数量与家庭年龄结构是就业决策的主要决定因素,老龄化与家庭劳动力的稀缺阻碍了农户兼业的起步与发展,引发了农村社会分化。

2 农户兼业阶段性分化的现状及原因讨论

2.1 数据来源与样本情况

本文使用的数据来自2014年在江苏省苏北地区抽取的29个村获取的713份农户样本,其中纯农户有103个,占14.45%;非农户有167个,占23.42%,非农户中包含了28个没有非农收入的样本;兼业户443个,占62.13%。数据涵盖2个县市12个镇。数据的统计分析主要包括农户的家庭基本情况、家庭生活水平、兼业情况以及农业生产情况,并将不同类型的农户进行分类对比,为后续兼业阶段性分化形成机理的探讨提供基础,见表1。

2.2 农户兼业阶段性分化特征及其社会影响

表2介绍了农户非农就业、农业生产以及生活状况,从中可以看出当前农户兼业阶段性分化的特征及其带来的社会影响(大多为负面影响)。

(1)少数农户滞留在纯农业生产阶段,兼业进程受阻,大量农户处于兼业阶段,部分农户完成兼业进程退出土地,脱离了农业生产。只有14.45%的农户完全依靠农业收入作为主要收入来源,这一部分兼业进程受阻的农户是目前兼业阶段性分化的主要受害者。半数以上(62.13%)的农户仍然处于兼业生产状态,这部分兼业农户短时间内难以退出农业生产。23.42%的农户退出了农业生产,但其非农就业收入与兼业户相比无明显差异,并且其中存在无非农收入的群体,违背了农户兼业进程发展的必然趋势。

(2)纯农户面临着严重的“贫困陷阱”,生产、生活都已落后于整个农村社会,并且其生活情况会随着老龄化的加重进一步恶化。从表2中可以看出由于家庭人口结构的变动周期较长,纯农户受到家庭劳动力的制约,只能从事农业生产,因此纯农户在财富积累过程中始终处于劣势地位,逐渐走向农村社会的底层。纯农户无论是家庭消费性资产(1.74万元)还是家庭住宅价值(11万元)还是购买城镇住房比例(13%)都远远低于其他两类农户,说明其财富积蓄速度落后于其他两类农户。2013年纯农户的平均家庭总收入为2.03万元,远低于农村户均收入水平(8.

26万元),农业收入是纯农户的主要收入来源(农业收入比例0.81)。此外,2013年纯农户的平均消费高于其家庭总收入,消费收入比达到1.08,家庭收入无法满足其消费需求会进一步影响其农业生产投资。从以上分析的种种可以看出纯农户无论是在家庭财富方面还是收入水平方面都低于其他两类农户。

(3)土地趋于集中,农户之间农业生产资源差距明显。土地承包后,随着农业生产技术以及土地市场的发展,农户经营面积不断增加并且集中度越来越高(见表2)。相比以非农工作为主的兼业户,以农业生产为主的纯农户没有体现出更优秀的农业经营能力,反而体现出农地经营面积更小,农业机械投入更低的特征。收入较低的纯农户难以有较高的储蓄,无法提高对农业生产的投资。与此相对应,我们能够发现纯农户所面临的农业增收困境,103份纯农户样本中,仅有31户扩大了农业生产规模,占纯农户的30%。由此可见纯农户并没有在农业生产上具有优势,尽管众多学者得出纯农户的农业生产效率或总产出要高于兼业户^[3-13],但由于缺少农业投资,难以承受规模经营的成本,因此有效但贫穷。

2.3 农户兼业阶段性分化原因分析

在通过将农户兼业进程划分为三个阶段的基础上,讨论农户之间出现兼业阶段差异的原因,需要关注两个核心问题,第一是为何部分农户无法外出务工,实现兼业生产;第二是现阶段非农户是否是在实现兼业的高级化的基础上退出农业生产的。

(1)农户退出农业主要推动力来自于政府对土地流转的强制干预。在被调查的339个转出户中,有296户受到政府干预。在没有进行土地流转的230份农户样本中,大约有一半的农户所在村庄的土地流转受到了政府的干预。非农户不存在抛荒现象,都将土地转出,并且其中84.43%在政府干预下进行(见表2)。政府的强制干预导致没有外出务工能力的农户退出了农业,并且生计问题无法得到有效保障。可以看到一部分农户没有非农工作收入,却仍然被政府干预退出了农业生产,这些农户家庭生活困难,人均年收入仅为0.45万元,并且其中土地租金收入占总收入的80%左右;另一方面,这部分家庭几乎都由老人构成,对农村社会保障的依赖程度远远大于其他农户,但政府在主导土地的流转时,没有充分考虑到这个群体的生计问题(见表2)。

(2)充足的人力资本是实现兼业生产的必要条件,也是造成部分农户兼业进程受阻的主要原因。农户整体受教育水平不高,初中以上学历人数比例仅49%,户主受教育年限仅为6.64年。与其他两类农户相比,纯农户的家庭人力资本更加匮乏。一方面家庭规模小并且老龄化严



表1 农户兼业阶段性分化状况与特征
Tab. 1 The situation and features of farmers' periodical division of concurrent business

家庭特征 Family features	整体 Overall	纯农户 Pure agricultural household	兼业户 Part-time household	非农户 Non-agricultural household		
				整体 Overall	外出务工 Employed	未外出务工 Unemployed
家庭兼业情况						
非农劳动力人数(人)	1.80	0	2.20	1.84	2.22	0
非农劳动力比例	0.40	0	0.47	0.45	0.54	0
人均务工时间	8.01	0	9.64	8.62	10.35	0
务工6月以上比例	0.67	0	0.80	0.73	0.88	0
总收入(万元)	8.26	2.03	9.99	7.49	8.91	0.45
非农收入比例	0.66	0	0.78	0.74	0.89	0
农业收入比例	0.23	0.81	0.18	0	0	0
家庭生活水平						
消费性资产现值(万元)	3.23	1.74	3.44	3.56	4.06	1.09
农村住房现值(万元)	14.92	11.00	16.08	14.26	15.79	6.69
购买城镇住房	0.26	0.13	0.26	0.32	0.37	0.11
2013年家庭总收入(万元)	8.26	2.03	9.99	7.49	8.91	0.45
Gini系数	0.42	0.54	0.37	0.47	0.47	0.47
贫困率	0.063	0.23	0.0068	0.11	0.11	0.11
2013年家庭总消费(万元)	3.06	2.19	3.34	1.90	3.22	1.07
消费占收入比例	0.37	1.08	0.33	0.25	0.52	4.21
农业生产情况						
承包地面积(亩)	7.85	7.75	8.30	6.72	6.92	5.72
经营土地(亩)	14.83	16.70	19.99	0	0	0
Gini系数	0.71	0.67	0.72	0	0	0
扩大耕种规模比例	0.20	0.30	0.26	0	0	0
农业机械现值(万元)	1.21	0.86	1.75	0	0	0
Gini系数	0.72	0.69	0.73	0	0	0

注:消费性资产指满足人们基本生活需求的能够给人们带来使用效益的资产,这里主要指家庭电器、服装等资产现值;贫困率根据2011年国家贫困线2300元/人/年,由FGT函数测算得出。

重,平均家庭规模只有3.33人,65岁以上的老人占家庭规模的一半(51%)以上,并且15-65岁青壮劳动力比例只有38%;另一方面家庭受教育水平(41%)低于整体平均水平(49%)。与此对应地,兼业户拥有着较大的家庭规模(5人)以及充足的青壮劳动力(15-65岁比例为66%),并且也有较高的整体教育水平(初中以上教育水平比例为51%)。非农户与兼业户之间的家庭人力资本、年龄结构的差异并不明显,非农户的家庭人口规模略小于兼业户(见表3)。

综上可知当前农户阶段性分化明显,不同兼业阶段的农户生活生产方面都有显著差异。结合以上分析笔者对形成这种分化的原因提出两点假设:①农户无法外出务工,兼业进程受阻的关键是家庭人力资本的稀缺。②农户退出农业生产的主要原因是政府强制干预土地流转,而非农户兼业高级化的结果。

为了检验以上两个假设,明晰当前农户外出务工的主要制约因素以及退出农业生产的推动力,本文将通过似不相关双变量Probit回归来进行检验。



表2 农户家庭人力资本与土地流转情况
Tab. 2 Status of farmers' family labor resource and land transfer

家庭特征 Family features	整体 Overall	纯农户 Pure agricultural household	兼业户 Part-time household	非农户 Non-agricultural household		
				整体 Overall	外出务工 Employed	未外出务工 Unemployed
家庭基本情况						
户主年龄(岁)	57.28	61.47	55.77	58.72	56.29	70.79
户主受教育年限(年)	6.64	6.99	6.64	6.40	6.49	6.00
男性户主	0.98	0.99	0.97	0.98	0.97	1.00
户主外出务工	0.51	0.00	0.60	0.61	0.73	0
初中以上教育比例(%)	0.49	0.41	0.51	0.48	0.52	0.30
总人口(人)	4.51	3.33	5.00	3.96	4.35	2.00
0-15周岁比例(%)	0.15	0.11	0.17	0.12	0.14	0
15-65周岁比例(%)	0.59	0.38	0.66	0.52	0.62	0.05
65周岁以上比例(%)	0.27	0.51	0.17	0.36	0.24	0.95
土地流转情况						
转出户	339	30	142	167	139	28
受政府干预比例	0.87	0.87	0.91	0.84	0.89	0.75
未流转户	230	42	188	0	0	0
受政府干预比例	0.51	0.62	0.49	0	0	0
转入户	144	31	113	0	0	0
受政府干预比例	0.17	0.13	0.18	0	0	0

注:受政府干预为村级变量,因此即使农户未流转土地,其所在村庄也有可能政府在干预下流转了土地。

3 农户兼业阶段性分化模型检验

农户兼业发展进程是渐进、缓慢的,农户兼业生产是均衡状态,但并不是最终理想状态。首先农户从完全依靠农业生产到开始低水平的就地兼业。随着兼业的深化,农户退出农业的客观物质条件基本具备,农业与非农业的关系也从相促转变为相竞,农户退出农业成为可能。

农户外出务工以及退出农业,是农户兼业进程发展的两个突出节点,也是农户阶段性分化的主要体现。对农户外出进行非农务工以及退出农业生产决策的影响因素进行讨论,目的在于探讨当前农户外出就业的阻碍以及农户退出农业的推动力。

计量模型采用简化的线性模型来表示,下标 i, j, k 分别代表农户、村以及市,构建模型如下:

$$W_{ijk} = \alpha_1 X_{ijk} + \alpha_2 V_{ijk} + a_{ijk} + c_{jk} + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

$$E_{ijk} = \beta_1 X'_{ijk} + \beta_2 V'_{ijk} + a'_{ijk} + c'_{jk} + \mu_{ijk} \quad (2)$$

W_{ijk} 代表农户是否外出务工,即农户是否有非农业收

入,总样本中未进行非农就业的农户样本为133个,除105个纯农户外还包括28个无非农收入的非农户样本,由于这28个农户原本是纯农户,在政府干预后成为了非农户,因此本文在探讨农户是否外出务工时将其视为未非农就业。此外考虑到该28个样本的特殊性,在剔除了这部分样本后再进行回归分析,回归结果基本一致,由于篇幅限制,本文不在此展示。 E_{ijk} 代表农户是否退出农业,即是否为非农户, X_{ijk} 与 X'_{ijk} 是农户层面的变量集合, V_{ijk} 是村级层面的变量集合, a_{ijk}, c_{jk} 分别代表农户和村庄的不可观测值。

由于农户以及村庄的不可观测效应 a_{ijk}, c_{jk} 同时影响着农户的退农与外出务工决策,(1)式与(2)式之间的残差项存在一定的关联,并且笔者通过验证得到 W_{ijk}, E_{ijk} 的观测值满足正态分布,因此对以上两个因变量的估计方法本文采用似不相关双变量 Probit 回归,在5%的显著水平下通过 wald 检验,说明农户和村庄的不可观测效应对农户的两种决策都具有影响。



表3 农户外出务工及退出农业决策回归分析结果
Tab.3 Analytical results of farmers' decisions of non-farm employment and exit from agriculture

变量名称 Names of variables	退出农业 Exit from agriculture	外出务工 Non-farm employment	变量说明 Definition of variables
户主非农务工	0.39		0 = 户主没有非农务工; 1 = 户主非农务工
户主性别	-0.075	-0.83	0 = 女性户主; 1 = 男性户主
户主年龄	0.012	-0.029	户主年龄(岁)
户主教育水平	0.072	-0.27 **	1 = 文盲, 2 = 小学, 3 = 初中, 4 = 高中(含中专), 5 = 本科以上(含大专)
家庭教育水平	0.41	0.098	初中学历以上人口占家庭总人口比重(%)
青壮劳动力	0.39	-0.35	家庭15-65岁劳动力数量
老年人比例	2.53 ***	-2.10 ***	65岁以上老人占家庭总人口比重(%)
儿童比例	2.97 ***	-2.32 **	15岁以下儿童占家庭总人口比重(%)
消费比例	0.33 ***	-1.02 ***	家庭消费占家庭总收入的比例(%)
家庭人口	-0.56 ***	0.45 ***	家庭总人口数
外出务工比例	-1.12		外出务工人数占家庭总人口比例(%)
长期务工比例	-0.25		外出务工6月以上占外出务工人数的比例(%)
非农收入比例	4.19 ***		家庭非农务工收入占家庭总收入的比例(%)
土地租金	1.16 ***	-0.080	家庭租出土地获得的租金总收入(万元)
人均经营土地		0.055	家庭人均经营土地面积(亩/人)
农机资产		0.024	家庭拥有的农机资产现值(万元)
人均农业收入		-1.13 **	家庭人均农业纯收入(万元/人/年)
政府主导流转	2.53 ***	0.28	农户自发流转或未进行土地流转 = 0; 政府主导的土地流转 = 1
最近集镇距离	0.024	-0.023	村庄离最近集镇的距离(km)(村级)
劳动力转移比例	1.41 ***	-0.039	村庄劳动力外出务工比例(村级)
土地证书	0.21	0.69	村庄未发放土地二轮承包证书 = 0; 发放 = 1(村级)
政府干预	-0.78 **	-0.031	村庄土地流转未受到政府干预 = 0; 受到干预 = 1(村级)
土地调整	-0.33	0.19	在土地二次承包后未进行土地行政调整 = 0; 进行土地调整 = 1(村级)
Log pseudolikelihood	-321.31		
Wald 检验	通过		
样本数	713		

注: **、*** 分别代表 5%、1% 的显著水平。

表3反映了农户外出务工以及非农就业的决策模拟结果,验证了上文提出的两点假设,家庭人力资本稀缺以及老龄化是目前兼业阶段性分化的主要原因,严重阻碍了农户兼业进程的发展。政府通过行政干预使一部分农户提前实现了非农化,表面上看推动了农户兼业进程,但由于政府主导的土地整治成本极高,因此往往不具备可持续性。农户整体的非农化、实现农业规模经营依然需要土地市场的推动,但政府对土地流转的行政干预造成了农村土

地产权的不稳定,导致了农户自发性退农倾向降低,对农户兼业进程的发展产生阻碍作用。

(1)从家庭人力资本来看,家庭人口数量及其年龄结构对农户外出务工以及退出农业生产都有显著作用,是当前出现兼业阶段性分化现象的重要原因。家庭人口年龄结构的老龄化或低龄化都会使得农户难以进行兼业生产,退出农业的倾向提高,并且导致农户外出务工的可能性大大降低。可以看出,目前兼业进程受阻,无法兼业的农户



并非是由于家庭青壮劳动力的缺乏,而是由于家庭人口规模极小,劳动力分配受到约束。家庭人口的上升对农户退农倾向有显著的负向影响(-0.56),但能够促进农户外出务工(0.45)。一方面家庭规模的扩大使得农户家庭对农产品需求提高,为了保障口粮农户不愿意退出农业生产,另一方面,人口的增加使无法外出务工的农户拥有了剩余劳动力,能够分配到非农部门进行生产。

(2)被政府主导流转土地是农户退出农业生产的主要原因,但同时也会降低农户自发性退农倾向,阻碍土地市场发展。政府干预过村庄的土地流转对农户退出农业生产具有显著的负向作用(-0.78),主要原因有两点:一方面是在产权不稳定情况下,为了保证自己的土地承包经营权,农户不会选择退出农业;另一方面村庄受到政府干预进行土地流转使农户对自己土地将来会被政府流转的预期提高。结合苏北地区的实际情况我们可以发现,由于政府牵头将农户土地流转承包给农业大户,支付给农户的土地租金普遍高于农户私下流转的市场价格,因此农户在预期自己在将来会被政府流转土地的基础上,为了使得自己将来的土地租金收益最大化,农户往往不愿意退出农业生产。因此,政府干预尽管短期内能够带来较高效益,但对农村土地市场的长期发展以及农户的兼业发展进程有不可忽视的负面作用。

(3)农户兼业的高级化能够有效促生农户退农需求。农户非农收入比例上升,具备的物质条件越充足,农业地位下降愈发明显,农户退农倾向越高(4.19)。户主个人特征对农户兼业进程没有显著影响。户主受教育程度与农户非农就业倾向成反比关系,该结论与其他研究得出结论不一致,具体原因有待在今后的研究中进一步分析。劳动力转移比例越高的村庄,其农户退出农业的倾向更强。可能的解释是在这种劳动力大量输出的村庄,空心化现象严重,老年人与儿童留守,农业生产难以完成,因此退出农业几率较高,另一方面,这种空心化现象较为严重的村庄农业生产效率低下,一般会被乡镇政府优先进行土地整治。

(4)土地二轮承包证书由于产权界定不明确,四至信息不清晰,无法推动农户兼业进程。土地二轮承包证书的发放是对农户土地承包权与经营权的肯定。但从另一角度来看,土地流转虽然是经营权的转移,但由于二轮承包证书对土地经营权、承包权的界定不清晰,土地四至信息不完整,经营权的转让对农户的承包权具有潜在威胁,因此二轮承包时发放的土地证书并没有实现政府促进农户退出农业的政策目标。同样,由于产权证书对产权的模糊界定,农户非农就业也未受其影响。政策制定者意识到了这个问题,新一轮的土地确权发证明确了“三权分置”思想,对土地所有权、承包权以及经营权的分离有希望能够

解决这些产权不明确带来的问题,但是否能够促进农户兼业进程的发展还需要进一步考察。

4 结论及政策建议

4.1 结论

本文主要探讨了农户兼业的阶段性分化现状、特征,主要包括农户生活水平、农户农业生产以及非农工作这三个方面,并利用似不相关双变量 Probit 模型讨论了农户兼业阶段性分化的原因,主要得出以下四点结论:

(1)农户兼业进程的不统一导致了当前农户兼业的阶段性分化,其主要体现为部分小农兼业进程受阻,难以实现兼业生产,另有部分小农户在政府行政干预下退出了农业,在形式上实现了兼业进程的目标,但不是家庭劳动力非农转移与经济发展的成果。无法外出务工进行兼业的小农正面临较为严重的“贫困陷阱”,并且情况会进一步恶化。由于家庭规模较小且老龄化严重,这一部分农户难以外出务工,仅仅依靠农业收入难以促进其农业生产投资,导致农业生产收入难以上升,财富积累缓慢,生活水平无法得到提升,进而形成一个恶性循环。非农户被政府强制干预流转并失去土地,其中一部分不具备非农务工能力的非农户生计难以得到保障。

(2)政府干预土地流转推动了农户退农,短期内加快了农户兼业进程,但从长期来看对其有阻碍作用,影响了土地市场的发展,加重了农村的社会分化。政府干预土地市场使得一部分农户失去土地成为了非农户,推动了土地的集中和规模经营,但导致了农村土地产权不稳定以及农户利益受损。一方面,部分在人力资本和经济基础都无法非农化的农户被强行转出土地、退出农业,造成其生活质量的下降,也影响农地流转的稳定性;另一方面,部分兼业农户为了保障其对承包地的正常权益,即使在其退出土地的条件具备时也不会自发的退出,而是要等待政府组织的整体推进的农地规模化流转,以获得更高的流转报酬,这实际上也遏制了农户由兼业向非农化发展的进程。

(3)农户家庭人口规模、年龄结构、青壮劳动力数量是造成现阶段的兼业阶段性分化的另一主要原因。劳动力的教育水平对农户非农就业没有推动作用,主要原因在于农村整体教育水平偏低,在就地兼业阶段非农劳动力主要从事技术水平低、劳动强度较大的工作,因此教育水平对农户开始兼业没有推动作用;造成农户无法非农就业的主要制约因素包括家庭老龄化严重以及家庭规模小,由于无法外出务工,财富积累和人力资本积累缓慢,也进一步影响了他们与其他农户在规模经营土地、非农就业机会的获取等方面的竞争力。

(4)土地承包经营权证书由于权能界定不清晰,无法



有效推动农户兼业进程的发展。由于二轮承包证书对承包地的四至、边界没有清晰的界定,对农户外出进行非农就业没有推动作用。并且相关法律对承包经营权的抵押、买卖交易等权能严格限制,也没有提供农户放弃后再获得承包经营权的路径,使得农户在退出土地、离开农业后面面临土地承包权永久丧失的可能,因此农户即使已经能在生产、生活上做到完全非农化,从保护其承包经营权的目的出发,农户也会不轻易地转出土地、退出农业。

4.2 政策建议

针对以上所得的经济结论,本文提出以下三点政策建议:

(1) 完善农村社会保障体系,提高保障水平,弱化土地保障作用,消除老龄化农户流转土地的生计压力,推动农户兼业发展。目前农村老龄化现象严重,其带来的农村家庭人力资本的萎缩对农户兼业的历史发展进程有着不可忽视的阻碍作用。一方面是由于农民缺少社会保障,因此农业生产作为家庭的生计保障与非农就业的风险保障,使得农户难以脱离土地放弃农业生产。另一方面,老龄化使得家庭的医疗等消费支出增加,进一步恶化了部分农户的家庭生活情况。所以,通过完善农村的社会保障体系,才能够帮助一部分农户脱离“贫困陷阱”,并且通过以土地换养老保障的方法,建立养老保障与土地保障的替代关系,帮助一部分老龄化严重的农户退出农业。

(2) 加大农户非农就业扶持力度,增加农户非农就业机会与能力,帮助部分兼业进程受阻的农户开始兼业,获取工资性收入,消除当前的兼业阶段性分化问题。一部分农户无法外出务工导致了增收困境,政府可以通过创造一些公益性岗位帮助这些群体提高其家庭收入。此外,政府可以通过提供一些非农就业的保障政策,帮助外出就业的农户规避风险,削弱农地的家庭生活保障功能,推动农户退出农业生产。

(3) 避免直接干预农村土地市场,加快推进新一轮农村土地的确权登记与颁证,促进土地市场快速发育,依靠市场力量推动农户兼业的发展。二轮承包时发放的土地证书虽然确定了农户的承包权,但由于缺少清晰的承包权与经营权的界定对农户整体兼业进程没有帮助。在中央推出“三权分置”将农户土地的经营权与承包权分离以来,对农村土地进行新一轮的土地确权发放证书有望帮助农户对土地流转形成新的认识,这对农户流转土地乃至退出农业生产都有一定的推动作用。另一方面,政府要考虑到强制干预农村土地市场带来的产权不稳定性不仅会降低农户自发性退农倾向,也会阻碍土地市场的发展。相比直接干预土地流转,政府可以通过提供土地交易平台以降低交易费用、消除信息不对称,并且可以通过建立纠纷

调处、市场鉴证来促进土地市场的发展。这些对土地市场的间接干预虽然不能带来立竿见影的成效,但对于农村土地市场的长期发展有着不可估量的推动作用。

(编辑:尹建中)

参考文献(References)

- [1] 向国成,韩绍凤. 农户兼业化:基于分工视角的分析[J]. 中国农村经济,2005,(8):4-9. [Xiang Guocheng, Han Shaofeng. Farmer Concurrent Business: A Survey on Labor Division[J]. China Rural Economy,2005,(8):4-9.]
- [2] 韩俊. 我国农户兼业化问题探析[J]. 经济研究,1988,(4):38-42. [Han Jun. Research on the Problem of famers' Concurrent Business[J]. Economic Research,1988,(4):38-42.]
- [3] 李宪宝,高强. 行为逻辑、分化结果与发展前景——对1978年以来我国农户分化行为的考察[J]. 农业经济问题,2013,(2):56-65. [Li Xian bao, Gao Qiang. Behavioral Logic, Differentiation Results and Prospects: The Inspection of Rural-household Differentiation Since the Reform in China[J]. Issues in Agricultural Economy,2013,(2):56-65.]
- [4] 田传浩,李明坤. 土地市场发育对劳动力非农就业的影响:基于浙、鄂、陕的经验[J]. 农业技术经济,2014,(8):11-24. [Tian Chuanhao, Li Mingkun. The Impact of Land Market Development on Nonagricultural Employment: Based on the experience of Zhejiang, Hubei, Shaanxi[J]. Journal of Agrotechnical,2014,(8):11-24.]
- [5] 陈晓红,汪朝霞. 苏州农户兼业行为的因素分析[J]. 中国农村经济,2007,(4):25-31. [Chen Xiaohong, Wang Chaoxia. Analysis on the Factors of Farmers' Concurrent Business Behavior in Su Zhou[J]. China Rural Economy,2007,(4):25-31.]
- [6] 王景新,刘福海. 农村土地制度改革不能损害农民利益[J]. 中国农村发现,2007,(1):124-129. [Wang Jingxin, Liu Fuhai. Reform of Rural Land System Can not Harm the Interests of Farmers[J]. China Rural Discovery,2007,(1):124-129.]
- [7] 诸培新,金焱纯,代伟. 区域间农地流转影响因素比较分析——基于江苏省农户调研的实证[J]. 中国土地科学,2011,(11):21-26. [Zhu Peixin, Jin Yanwei, Dai Wei. A Comparative Study on the Factors of Farmland Transfer Among Regions: Based on a Survey in Jiangsu Province[J]. China Land Science,2011,(11):21-26.]
- [8] 诸培新,王敏,胡军. 农村土地整治的区域条件与微观农户意愿研究——以南京市万顷良田工程为例[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2015,(1):61-67. [Zhu Peixin, Wang Min, Hu Jun. Rural Land Consolidation Regional Conditions and Farmers Willingness: A Case Study of 'Ten-Thousand-hectare Fertilize Land Development Project' in Nanjing[J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition),2015,(1):61-67.]
- [9] Brandt, Rozelle, Turner. Local Government Behavior and Property Right Formation in Rural China[J]. Journal of Institutional and Theoretical Economics,2004,160(4):627-662.
- [10] 陈浩,毕永魁. 人力资本对农户兼业行为及其离农决策的影响研究——基于家庭整体视角[J]. 中国人口. 资源与环境,2013,



- 23(8):90-99. [Chen Hao, Bi Yongkui. Influence of Human Capital to Farmer Household's Concurrent Business Behavior and Decision of Separated from Agriculture: Based on the Perspective of Whole Family [J]. China Population, Resources and Environment, 2013, 23(8):90-99.]
- [1] 贺振华. 农户兼业的一个分析框架 [J]. 中国农村观察, 2005, (1):2-9. [He Zhenhua. An Analytical Framework of Farmer Concurrent Business [J]. China Rural Survey, 2005, (1):36-41.]
- [2] Klaus Deininger, Songqing Jin, Fang Xia, et al. Moving off the Farm: Land Institutions to Facilitate Structural Transformation and Agricultural Productivity Growth in China [J]. World Development, 2014, 59:505-520.
- [3] 王图展, 周应恒, 胡浩. 农户兼业化过程中的“兼业效应”、“收入效应” [J]. 江海学刊, 2005, (3):70-75. [Wang Tuzhan, Zhou Yingheng, Hu Hao. 'Multiple Occupations Effect', 'Income Effect' in the Process of Farmers' Concurrent Business [J]. Jianghai Academic Journal, 2005, (3):70-75.]
- [4] 梅建明. 工业化进程中的农户兼业经营问题的实证分析——以湖北省为例 [J]. 中国农村经济, 2003, (6):58-66. [Mei Jianming. Empirical Study on Farmers' Concurrent Business during the Process of Industrialization [J]. China Rural Economy, 2003, (6):48-53.]
- [5] 梁流涛, 曲福田, 诸培新, 等. 不同兼业类型农户的土地利用行为和效率分析——基于经济发达地区的实证研究 [J]. 资源科学, 2008, (10):1525-1532. [Liang Liutao, Qu Futian, Zhu Peixin, et al. Analysis of Land Use Behavior and Efficiency of Different Farm Household Types [J]. Resource Science, 2008, (10):1525-1532.]

Analysis on Periodical Division of Rural Household Concurrent Business

ZHU Pei-xin YAN Jie SU Min

(College of Land Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing Jiangsu 210095, China)

Abstract The periodical division of rural household concurrent business essentially reveals the differences between farmers in concurrent business process, which leads to serious rural social differentiation. In this paper, periodical division situation of rural household concurrent business and the social consequences will be discussed with data from the household survey in North Jiangsu. Simultaneously, we adopt seemingly unrelated bivariate Probit Model to analyze reasons of periodical division for household concurrent business, in order to conclude the major constraints of household concurrent business. Result shows that adequate labor force is essential for farmers to achieve concurrent business. Moreover, household with small family size and serious aging problem would have lower capability of engaging in non-agricultural work, so these households fail to have high living standards and face serious 'poverty trap'. Direct intervention from government on farmland transfer could force some farmers to leave agricultural production. However, it reduces the spontaneous tendency of exiting agriculture at the same time, which will restrict the further development of land market. As a result, intervening directly will hinder the concurrent business process of farmers and motivates social division in the long term. What's more, owing to ambiguous land property and plot range, land certification fails to promote the process of household concurrent business. From all above, we can conclude that land property and farmer households' human capital are two major reasons for periodical division of rural household concurrent business currently. What government should adopt includes improving the rural social security system, assisting farmers in non-agricultural employment, and accelerating the confirming of new land property and land certificates in order to promote land market development and farmers' concurrent business process, rather than intervene directly on rural land market. Finally, land centralization and agricultural scale management need to be conducted reasonably in the situation of 'government instructs, market acts'.

Key words rural household concurrent business; periodical division; household human capital; government intervention on farmland transfer

集体建设用地流转增值收益共享机制研究

——以昆山市为例

王 敏, 诸培新, 张志林

(南京农业大学土地管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 研究目的: 归纳并总结江苏省昆山市集体建设用地流转“双集中”实践中土地增值收益共享方式的创新与不足, 为收益共享提供理论和实践指导。研究方法: 归纳演绎法与部门调查法。研究结果: 昆山市土地和资金“双集中”产生的收益按股份返回村集体, 确保了村集体能长期分享土地流转收益, 但由于集体建设用地权能不完整、各村存量建设用地规模有限, 村民增收效应不明显。研究结论: 首先, 应鼓励村集体将各自自有存量经营性建设用地以指标形式集中, 委托专业公司在县域范围统一进行空间置换、开发后对外出租经营, 以获得流转的区位优势收益和规模收益; 其次, 鼓励各村通过整理复垦村内闲置、废弃建设用地获得集体建设用地指标, 拓展可流转范围; 第三, 平等城乡建设用地权能, 使集体土地能与国有土地同等地按市场机制原则进行配置, 获得平等的发展机会; 最后, 应股份化改造集体资产并量化到村民, 村民按股分享集体收益, 确保村民真正共享土地增值收益。

关键词: 土地经济; 集体建设用地; 流转; 集中; 收益共享; 昆山

中图分类号: F301.3

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)02-0051-07

Study on Collective Construction Land Transfer Revenue Sharing Mechanism: Take Kunshan City for Example

WANG Min, ZHU Pei-xin, ZHANG Zhi-lin

(College of Land Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this paper is to provide theoretical and practical guidance for land revenue sharing through summarizing the innovation and shortages of Kunshan “double concentration” collective construction land transfer process and its revenue distribution pattern. Methods applied include: inductive and deductive method, and department survey. The results show that land revenue generated in Kunshan “double concentration” has been returned to villages according to the share they hold. It gave villages the opportunity to share long-term land incremental income. Due to incomplete collective construction land property and limited land size, it failed to attain huge improvement on farmers’ income. So we suggest that firstly, village collectives should be encouraged to concentrate their stocking land in the form of quotas in county ranges, and authorize a professional company to organize land spatial replacement and land exploitation, in order to

收稿日期: 2015-08-21; 修稿日期: 2016-01-12; 网络出版日期: 2016-02-17

基金项目: 国家自然科学基金项目(71373128); 教育部哲学社会科学重大项目(13JZD014); 博士点基金项目(20130097110037)。

第一作者: 王敏(1989-), 女, 安徽芜湖人, 博士研究生。主要研究方向为土地经济与政策, 土地可持续利用管理。E-mail: wangmin19890904@126.com

通讯作者: 诸培新(1968-), 男, 江苏高淳人, 教授, 博士生导师。主要研究方向为土地经济与政策, 土地可持续利用管理。E-mail: zpx@njau.edu.cn

gain more geographical advantages and scale benefits; Secondly, governments should permit village collectives to get some transferable rural construction land quotas to expand land transfer range through land consolidation and land reclamation; Thirdly, grant rural construction land the same land power and development opportunities with state-owned one as well as allocate rural construction land according to market mechanism; Lastly, put forward share holding reform of collective assets that should allocate shares to each villagers so as to make sure farmers could share on collective construction land transfer income.

Key words: land economy; collective construction land; transfer; concentration; revenue sharing; Kunshan

1 引言

集体建设用地流转虽然仍未得到《土地管理法》的认可,但流转已成客观事实并成为多地创新试点的内容。已有的流转实践主要是作为国有土地出让的补充形式,以弥补城镇建设用地的不足,同时集约利用农村土地,提高村集体和农民收益,促进城乡统筹发展。理论界也普遍认同集体建设用地流转对于缓解城市用地压力、提高土地利用效率及实现农民土地权益具有重要意义^[1-2]。党的十八届三中全会中明确提出“建立城乡统一的建设用地市场,允许农村集体经营性建设用地与国有土地同等入市、同权同价,建立兼顾国家、集体、个人的土地增值收益分配机制,合理提高个人收益。”然而,集体建设用地流转增值及农民收益共享在实践中仍面临很多难题。一是合法的存量经营性集体建设用地总量较少^[3],且分散在各村用于低端的工业企业,利用效率低下,土地增值难以提升^[4-5]。二是受土地利用规划与建设用地计划指标的双层限制,村庄内形成增量集体建设用地十分困难。三是集体土地产权不明晰、权能与国有土地不平等制约了土地的流转及增值收益的形成^[6-8],此外,还有流转增值收益分配不合理、共享机制缺失^[9-11]、村民在集体建设用地流转中的收益权容易被忽视等问题^[12-15]。江苏省昆山市地处经济较发达的苏南地区,在统筹城乡发展和农民增收过程中也面临着同样的难题。为了提高集体建设用地和村级资金的利用效率,实现强村富民,2010年起,昆山市试点实施村级集体经济预留建设用地指标和村级集体资产动迁补偿资金在镇域内集中统筹使用的“双集中”,较好地实现了土地收益在国家、集体和农民之间的合理共享。本文拟以昆山市土地和资金“双集中”实践为基础,从理论上总结其集体建设用地流转模式和土地增值收益共享机制,为推进集体建设用地流转和收益共享提供理论指导和实践支撑。

2 昆山市集体建设用地流转与收益共享机制分析

昆山市集体建设用地流转是集体存量经营性建设用地与村集体资本的“双集中”过程,通过土地权利的空间置换与重新配置、资金集中使用及土地收益按比例再分配,较好地实现了土地的资产增值及其收益在政府、村集体与村民之间的共享。

2.1 昆山市集体建设用地与资本“双集中”及收益共享实践

昆山市集体建设用地主要由乡镇企业用地和农村土地征收中村集体获得的一定数量的集体建设用地(简称“留用地”)开发指标构成。因用地规划空间限制和经营管理等原因,许多“留用地”指标并未真正落地,此外,土地征收中村级征地补偿款也缺乏有效的保值、增值途径,由此造成大量村集体资源、资产闲置或低效利用。为此,2010年昆山市出台《关于加快培育经济强村的工作意见》,鼓励各区镇以村集体为主体,联合成立纯集体性质的村级投资经营实体,探索建立村级组团发展、联合发展新机制。各镇政府纷纷组建“强村公司”,将各个村拥有的预留建设用地指标和土地征收补偿费中30%的村级资金集中到乡镇,由“强村公司”集中用于工业集中区内的标准厂房建设或“打工楼”等商业性物业的建设,以增强村级经济“造血”功能。

“强村公司”由镇政府成立和管理,负责对集中后的集体建设用地或指标统一规划、开发和招商引资,并最

终收取总收益的8%作为管理费,其余纯收益以股权形式量化分配到各村。提供土地指标和资金的村集体成为“强村公司”的股东,“强村公司”根据各村集体所出的现金和建设用地指标折算款算出各村入股的资本金额,再以此计算出各村可享受有收益权的物业面积和比例,这个面积比例也就是各村在“强村公司”中的股份。

村民通过村集体股份合作社分享村集体所获土地收益。自2003年起,昆山市各村集体进行了集体资产股份制改革,建立起了集体共有财产的人格化产权。通过折股量化、配置到人,将农民对集体土地或财产的共同共有转变为按股份共有。各村集体年终从“强村公司”获得的土地流转收益分别纳入各自的村股份合作社内,农户根据各自在村股份合作社拥有的股权分享土地流转收益。这样,“强村公司”的物业成了村集体与村民分享土地增值收益的重要平台与基础。通过集体建设用地和资金“双集中”,较好地解决了集体建设用地无法流转或流转收益低、农民不能直接分享的难题,为村集体经济发展和村民分享土地流转增值收益提供了有效的机制。

2.2 昆山市“双集中”制度下的集体建设用地流转机制创新

昆山市“双集中”制度的创新主要体现在对集体建设用地的所有权、发展权、经营权和收益权进行了“四权分离”,并按照市场机制对发展权和经营权进行重新配置,实现土地统一布局、区位改善、规模经营和集约利用,提高了流转土地的利用效率和经济收益。

(1)集体建设用地“四权分离”与所有者权益保障。巴泽尔认为,商品的各种属性统归一人所有并不一定效率最优,有时需要将商品各种属性的所有权分配给不同的人,并通过排他性规定,防止这些属性的所有者之间相互侵权^[6]。巴泽尔这一关于产权分割与所有者权益的研究为昆山市“双集中”中集体建设用地权利束的分置和优化配置的有效性提供了理论解释。

昆山市试验中集体建设用地作为一种商品被分割成开发的属性、市场化流转的属性、使用的属性与产生收益的属性。这些属性的权利并没有全部集中在集体或村民手中,他们拥有土地的所有权和收益权,并通过所有权证书和流转合同得到了排他性的保护。土地开发、流转等属性的权利在“强村公司”手中。土地的最终经营权又通过“强村公司”由市场信号配置到相应的使用者手中,最终完成集体建设用地的流转和高效利用。在此过程中土地的各种属性所对应的权利被分割,但并未造成对集体与村民权益的损害。

(2)建设用地指标集中与产权配置。在“双集中”实施过程中,村集体在继续保有土地所有权和长期收益权的前提下实现了土地发展权和经营权空间转移和重新配置,实现了集体建设用地所有权、发展权、经营权和收益权“四权分置”格局,有利于土地增值和集体收益共享。首先,土地所有权和发展权分离,村集体继续保有原有土地的所有权,但开发使用权以指标的形式入股给了“强村公司”,避免了现有集体建设用地指标交易中一次性买断发展权和收益权的弊端;其次,“强村公司”将指标形式的发展权集中落地后,对土地进行开发建设形成各类工业、商业物业,将物业使用权以出租经营的形式让渡给实际使用的企业,实现了经营权的再次分离与转移;最后,“强村公司”获得物业租赁收入,在扣除8%的管理费和经营成本后,将经营利润按股份比例分配给村级股份合作社,而村民凭借村集体合作社股权取得相应的土地收益权,如图1。

(3)资金集中与收益再分配。各村土地指标集中到“强村公司”后,需进行土地开发、物业建设投资,土地征收时村集体所有的土地补偿费成为“双集中”的启动资金。各村根据资金贡献和建设用地指标折算款享有“强村公司”一定比例的物业面积。“强村公司”组织开发建设厂房或“打工楼”等物业并对外出租获得租金收益,在留取一定管理费后将剩余收益根据确定的比例发放至村集体。在此过程中村集体将征地补偿资金委托“强村公司”统一运作与管理,但投资的方向限定在对各村拥有收益权的土地进行产业开发。与传统在村庄内开发厂房出租的资金投资方式相比,投资物业形态更高、市场更广阔、土地级差收益更高、投资利润率也因此更高。

2.3 昆山市“双集中”制度下的流转收益共享机制创新

(1)土地流转增值收益来源。昆山市集体建设用地流转中土地增值收益主要来自三个方面:一是通过空间

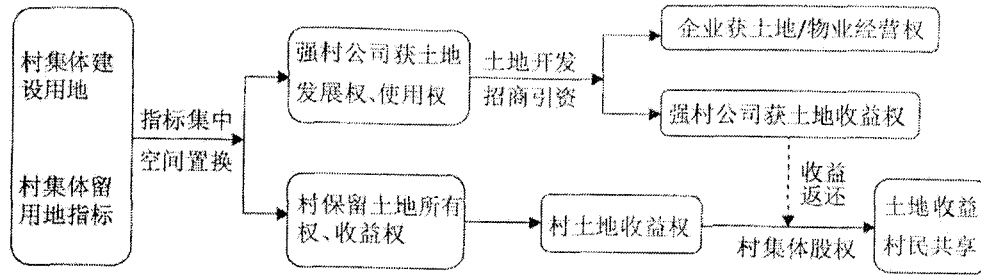


图1 昆山市“双集中”制度下的集体建设用地流转机制

Fig.1 Collective construction land transfer mechanism under "double centralized" system in Kunshan

置换、园区集中和优化布局,使分散、低效的存量建设用地及留用地指标实现利用的规模效应、集聚效应和区位优势,增加了土地级差地租Ⅰ和Ⅱ;二是由“强村公司”对分散在各村的土地和资金集中统一开发利用,显著提升土地投资强度、经营管理水平和政府的配套服务及支持政策,土地利用的集约度提高,显著增加土地级差地租Ⅱ;三是土地开发建设成“打工楼”、“邻里中心”等商业综合体后,土地利用由二产转为三产用地,进一步提高了土地增值收益。

(2)土地流转增值收益的分配。昆山市“双集中”下的集体建设用地流转涉及村民、村集体、“强村公司”和企业4者之间的三重契约关系,以此构建了以“强村公司”、村集体和村民为主体的集体建设用地流转收益共享机制。

首先,“强村公司”与企业之间属于定额合约形式。“强村公司”将厂房或“打工楼”租赁给企业经营,按照合同定期收取定额租金,不承担任何经营风险。其次,“强村公司”与村集体之间是分成合约形式。各村集体以村级提留的土地征收补偿费和建设用地指标折算款占物业建设成本的比例获取各自可以享受收益的物业面积比例,作为各村参与“强村公司”收益分成的基础。最后,村民和村集体之间也是分成合约形式。村集体将村级收益中可分配利润按股份红利的形式分配给村民。在分成合约关系中形成了村集体和“强村公司”、村民和村集体之间的双层委托代理关系。土地的委托代理使用和收益分配的合同约定,构建起了集体建设用地流转收益在镇政府(“强村公司”为代表)、村集体和村民之间的共享机制。镇政府在此过程中的直接经济收益虽较少,但获得了产业发展所带来的税收、就业以及城镇发展与面貌改善等间接经济效益,以及城乡二元差距缩小、村庄环境改善等社会和生态效益。图2展示了“双集中”试验中各参与主体间的合约形式及土地流转收益分配过程。

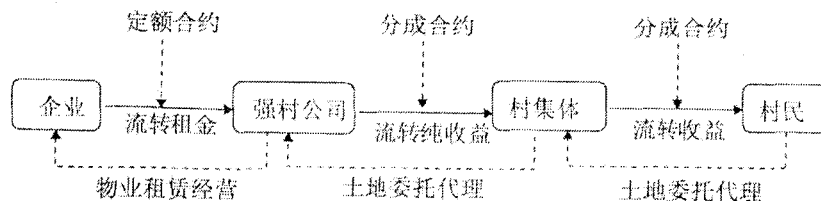


图2 昆山市集体建设用地流转过程中各主体间的合约形式与收益分配过程

Fig.2 Contracts and revenue allocation process among each subjects during Kunshan rural collective construction land transfer

3 昆山市集体建设用地流转与收益共享实践成效及存在的不足

昆山市“双集中”提升了集体建设用地流转形式,建立了村集体与农民分享土地收益的成效机制,但由于社会经济条件的客观限制,在进一步提升农民可分享土地收益方面存在一定的不足。

3.1 昆山市集体建设用地流转与收益共享实践的成效

(1)集体建设用地的规模化、专业化开发经营为村集体和农民长期分享土地增值收益提供了有效路径。土地征收过程中留给村集体一定量的建设用地指标,避免集体与村民失去持续分享土地增值收益的机会。在集体建设用地指标向镇集中的过程中按比例约定土地增值收益共享方式,使村集体长期保留建设用地的收益权,获得了集体建设用地流转增值收益共享的有效途径。因为村集体虽然将建设用地指标让渡给镇级“强村公司”,但并不是一次性的买卖转让,而是一种发展权的入股经营,这就保证了村集体长期的土地流转收益。

(2)整合土地及资金利用方式,实现土地规模化、集约化经营,带动产业转型升级,增加用地效益。实施“双集中”政策以来,昆山市村级集体经济收益和农民收入得到有效增加。如昆山市淀山湖镇2010年成立强村联合发展有限公司,一年后强村公司实现产值 2×10^8 元、利润 1682×10^4 元,全镇10个行政村平均从中获利 168×10^4 元。2014年昆山市共完成竣工投资开发建设项目15个,总投资 3.97×10^8 元,建筑面积 17.8×10^4 m²,结算分配利润 3082×10^4 元,投资利润率7.76%^[17]。

(3)通过各村集体入股组建镇级公司,减少了各村单独开发、经营或流转的成本。一是土地规模集中开发降低了单位土地上管网、路线等公共品投入成本。二是集中交易机制减少了谈判成本。“强村公司”代表村集体与用地主体谈判签约,避免了各村单独交易的成本。最终单位土地利用的产出增加、交易成本减少,从而使总的净收益增加。

(4)以“村级股份合作社”为载体的股份合作的制度安排使得农民可以直接分享土地增值收益。村集体资产股权量化到农民,既明晰了集体资产的分配方式,使农民真正成为土地收益人,又保证了集体资产的完整和稳定,巩固了集体经济地位。

3.2 昆山市“双集中”制度下土地收益共享进一步发展面临的不足

昆山市“双集中”试验为村民与村集体持续分享土地增值创造了条件,但村集体与村民同样需要承担集体建设用地流转的风险。“强村公司”受村集体委托对土地进行整体开发及招商引资,但对土地经营收益不承担保底或赔偿责任,村集体和村民承担了因土地产权不完整、土地经营市场变化等原因产生的流转风险及收益不足的风险。事实上,受土地权能、区位及规模等的限制,土地流转的总净收益仍有限,村民从集体建设用地流转中获得的主要是一些福利,股份分红收入并不多。例如昆山市花桥镇村民2014年终资产分红每人每股400—500元;千灯镇村民每人每股100—240元。这个分红量对农民的增收效应十分有限,与国内一些地方相比存在较大差距。以浙江省杭州市为例,自1998年实行征地留用地安置政策以来,被征地村庄进行留用地开发给村民带来的土地租金分红收入较高,如杭州市江干区三汉村2013年村民人均分红23850元。与杭州市相比,昆山市集体建设用地在土地权能、土地区位选择和流转规模方面尚有不足,土地流转收益、村民可分享的收益额与杭州市被征地农民相比差距较大。

(1)受土地权能的限制,集体建设用地上缺乏发展高端产业的机会,集体产权性质下的土地收益也有限。昆山市土地使用权集中至镇后,土地性质仍为集体所有。一方面由于集体土地产权缺陷,企业不能将集体建设用地使用权单独向银行抵押融资,资金融通上的缺失阻碍了集体土地上高端产业的发展。另一方面国家层面法律的缺失降低了流转的安全性,加剧了集体建设用地流转市场环境的不足和流转的风险,造成高端产业不愿意涉足集体建设用地的局面。

相比而言,杭州市对征地留用地进行了全部国有化,土地权能更加健全,城市次中心区国有性质的留用地用于商服、写字楼的需求旺盛。而昆山市集体建设用地集中后主要处于镇级次中心区,土地大多用于标准厂房建设出租;少量的三产用地均为较低层次的商业服务用地,远落后于杭州市留用土地上的产业水平。

(2)土地经济区位条件改善程度有限,级差地租收益难以大幅度提高。昆山市将土地指标集中至乡镇集中区,而杭州市被征地村庄可以在新区中心内优先选择留用地落地位置,留用地区位改善程度达到最大化。受制于区位限制,昆山市集体建设用地发展高附加值产业的需求不足,土地级差收益提升幅度相对有限。

(3)土地流转规模效应不足、产业集聚程度较低,制约了土地收益的大幅提升。受国家新增建设用地指标管制的约束,各村庄能够预留的土地面积有限。按照苏州市的地方政策,人均 5 m^2 基本上是昆山各村集体建设用地最高规模标准。而杭州市1998年出台留用地安置政策时规定被征地村集体按村庄农地(不含林地)面积的10%给定留用地指标,该指标明显高于昆山地区,如杭州市江干区三坝村人均留用地 34.07 m^2 ,相对较多的留用地指标使得各村土地开发利用的规模效应较昆山市更为显著。

除了土地指标较少,因空间规划限制,昆山市双集中过程真正可流转的土地规模进一步受限。在镇域范围,大多地块属于限制建设或禁止建设区,村集体建设用地指标仍无法全部落地。此外,空间规划中的允许建设区零散分布,产业集聚效应无法发挥。杭州市征地开发过程中,被征地村庄成为城市允许建设区的一部分,留用地开发不存在空间规划上的限制,拥有了产业集聚的基础条件。

4 昆山市集体建设用地流转与收益共享实践的政策启示

昆山市集体建设用地流转与收益共享实践在有效整合土地资源、寻找村级经济增长点以及在保障国家、集体、个人共享土地收益方面具有重要借鉴意义,但集体土地产权权能、“双集中”后土地的区位、流转规模等方面的欠缺而导致村民增收效应不足,其政策启示为:

4.1 集体建设用地流转应和空间置换相结合,以获取土地的规模优势和区位优势

昆山市的实践证明,空间置换可以将土地或土地指标落到经济区位更好的区域,更大程度地提升土地级差收益。建议通过空间置换将各村土地或指标集中起来,统一规划布局,更好地发挥土地规模效应和产业集聚效应,并结合资本集聚,提高可共享的土地收益量。

4.2 鼓励村集体整理复垦集体土地,获得更多建设用地指标,扩大空间置换范围

对拥有存量经营性建设用地的村庄,在土地利用总体规划的控制下,鼓励各村将土地以指标形式通过空间置换,集中布局至县(市)产业园区。对没有存量经营性建设用地的村庄,应支持村集体通过增减挂钩或土地整治等方式获得指标,再将其集中至县(市)产业园区,以优化城乡空间形态和土地利用布局。“强村公司”作为集体建设用地集中后的受托经营主体,可在符合产业规划前提下在区(县)园区内优先选择指标集中落地空间,使集中后的地块获得最大限度的土地收益。

4.3 平等城乡土地产权关系,促进流转后集体建设用地用于发展高端产业

对于依法获取的集体建设用地,应该按照“同地、同权、同价”的原则明确赋予其与国有建设用地完全同等的权能,使得集体建设用地也能用于高端产业用地开发,最终提高土地流转收益。鼓励银行开展集体建设用地抵押融资,解决集体建设用地开发资金不足等难题。赋予集体土地上的企业在产业转型、升级和资金融通上与国有土地同等机会,显化土地价值。

4.4 股份化改造集体资产并量化到村民个体,村民入股分享土地流转收益

集体资产股份制是保障村民合理分享土地增值收益的基础。鼓励在农村地区推行集体资产股份制改革,通过股权的形式将集体资产按股确定到每个村民,确保农民能真正分享集体建设用地流转带来的收益。同时,加强对类似“强村公司”组织和集体经济组织的财务收支监督与管理,减少土地收益共享中的寻租行为,保护农民的土地收益权。

参考文献 (References):

- [1] 高圣平, 刘守英. 集体建设用地进入市场: 现实与法律困境 [J]. 管理世界, 2007, (3): 62 - 72.
- [2] 吕萍, 支晓娟. 集体建设用地流转影响效应及障碍因素分析 [J]. 农业经济问题, 2008, (2): 12 - 17, 110.
- [3] 诸培新, 刘玥汐. 江苏省“万顷良田建设工程”中集体建设用地流转增值收益分配与机制创新 [J]. 中国土地科学, 2012, 26 (10): 4 - 8.
- [4] 江晓华. 集体建设用地市场化的制度风险及治理 [J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2014, 2(13): 1 - 7.
- [5] 万健, 诸培新. 基于用地需求者的集体建设用地流转方式影响因素的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2010, (2): 79 - 83.
- [6] 刘洪彬, 曲福田. 关于农村集体建设用地流转中存在的问题及原因分析 [J]. 农业经济, 2006, (2): 39 - 41.
- [7] 陈小君. 构筑土地制度改革中集体建设用地的新规则体系 [J]. 法学家, 2014, (2): 30 - 36.
- [8] 高艳梅, 李景刚, 汤惠君. 农村集体建设用地流转中的政府失灵和市场失灵及制度改革 [J]. 农业现代化研究, 2013, 34(3): 322 - 327.
- [9] 林瑞瑞, 朱道林, 刘晶, 等. 土地增值产生环节及收益分配关系研究 [J]. 中国土地科学, 2013, 27(2): 3 - 8.
- [10] 卢吉勇, 陈利根. 集体非农建设用地流转的主体与收益分配 [J]. 中国土地, 2002, (5): 20 - 21.
- [11] 吴丹妮. 中国农村集体建设用地流转研究 [J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2010, (1): 106 - 110.
- [12] 李栓, 王红梅, 等. 农村集体建设用地流转问题分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2011, 21(3): 397 - 400.
- [13] 黄庆杰, 王新. 农村集体建设用地流转的现状、问题与对策——以北京市为例 [J]. 中国农村经济, 2007, (1): 58 - 64.
- [14] 刘双良, 孙钰, 马安胜. 论农村集体建设用地流转与农民权益保护 [J]. 甘肃社会科学, 2009, (4): 75 - 78.
- [15] 王文, 洪亚敏, 彭文英. 集体建设用地流转使用权流转收益形成及其分配研究 [J]. 中国土地科学, 2009, 23(7): 20 - 23, 65.
- [16] 巴泽尔. 产权的经济分析 [M]. 上海: 上海人民出版社, 1997: 120 - 121.
- [17] 唐媛妮. 从单打独斗到合作生财 11 个区镇全部建成强村公司 [EB/OL]. 中国昆山网, <http://ks.jschina.com.cn/ksnews/201501/t1987920.shtml>, 2015 - 01 - 31.

(本文责编: 郎海鸥)

农地流转对农户收入影响研究

——对政府主导与农户主导型农地流转的比较分析

诸培新, 张 建, 张志林

(南京农业大学公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 研究目的: 对比分析政府主导和农户主导型农地流转对农户收入影响差异, 衡量不同类型农地流转对农户土地和劳动力资源配置效应。研究方法: DID模型, 比较分析方法。研究结果: 与政府主导下的土地流转相比, 农户主导型土地流转更能提高农户劳动力资源配置效率, 转出户的人均非农业收入比政府主导下高出1266元。而土地资源配置效应因农户类型和流转类型不同而有所差异。对于土地流转前以非农业为主的农户, 政府主导下土地转出户人均土地资源报酬显著高于农户主导型土地转出户387.74元, 但是对以农业生产为主的农户, 政府主导下农户转出土地面积过大, 人均土地资源报酬低于农户主导型土地转出户。研究结论: (1)应当尊重农户土地流转意愿, 使得土地流转符合农户资源配置收益最大化目标; (2)鼓励农户通过政府建立的平台进行土地流转, 显化土地租金价值; (3)针对不同类型农户采取多元化的土地流转和劳动力扶持政策, 增加农户收入, 促进土地流转。

关键词: 土地管理; 农地流转; 政府主导型; 农户主导型; 收入影响差异

中图分类号: F301.2

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2015)11-0070-08

Research on the Impact of Farmland Transfer on Household Income: A Comparative Analysis between Farmland Transfer Controlled by Government and Farmers

ZHU Pei-xin, ZHANG Jian, ZHANG Zhi-lin

(School of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this paper is to study the effect differences between farmland transfer controlled by government (FTCG) and farmland transfer controlled by farmers (FTCF) on household income. This study employs DID model and comparative analysis. The results show that: 1) compared to FTFC, FTFCG can improve farmers' labor allocation efficiency. Average non-agricultural income of farmers is 1266 yuan more than the one of FTFCG. 2) land allocation efficiency is different depends on the type of farmers and land transfer. For nonagricultural farmers, farmers of FTFCG have significantly 387.74 yuan more than those of FTFC. But for agricultural farmers, farmers of FTFC have higher land resources rewards. 3)

收稿日期: 2015-04-12

修稿日期: 2015-10-20

基金项目: 国家自然科学基金项目(73141038); 教育部博士点基金项目“政府主导下农地流转对农户收入不平等影响研究: 作用机制与政策调控”(20130097110037); 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“我国土地出让制度改革及收益共享机制研究”(13JZD014)。

第一作者: 诸培新(1968-), 男, 江苏南京人, 教授, 博士生导师。主要研究方向为土地经济与政策、土地可持续利用管理。E-mail: zpx@njau.edu.cn
通讯作者: 张建(1989-), 男, 江苏徐州人, 博士研究生。主要研究方向为土地经济与政策。E-mail: 2015209027@njau.edu.cn

For all the farmers, farmers from FTCF have higher efficiency of labor allocation. The paper concludes that: 1) farmers from FTCF have higher land allocation efficiency, so farmland transfer through official platform should be encouraged to improve land transfer rent. But farmers with different labor endowments should be considered and respected. 2) farmers from FTCF have lower labor allocation efficiency mainly because farmers' surplus labor cannot migrant successfully after land transfer; so local governments should take various kinds of methods to improve farmers' nonagricultural opportunity.

Key words: land administration; farmland transfer; controlled by government; farmland transfer controlled by farmers; income effect differences

1 引言

自十七届三中全会中央提出要促进土地承包经营权流转, 实现农业生产的规模经营以来, 农地流转越来越受到政府的鼓励。加快农地流转, 实现农业规模经营, 被赋予实现中国农业现代化、解决农村经济发展问题的新希望。实践中, 许多地方政府在发展现代高效农业的口号下, 以行政力量直接主导了土地流通过程。在政府的主导下, 农地流转速度明显加快, 许多地区实现了农地规模经营的目标。然而, 从农户的角度, 在政府这只看得见的手的指挥下, 农地流转是否实现农户家庭资源报酬最大化, 是政府制定土地流转政策时需要重点关注的问题。在衡量政府主导下的土地流转对农户收入影响时, 需要设置可以比较的对照组。已有的文献在研究土地流转与农民收入关系时, 一般将未参与土地流转农户设置为对照组^[1-4], 比较土地流转农户与未流转农户的收入差异, 较少区分不同主导力量的农地流转对农户资源配置效应和收入的影响, 因此未能观察到政府主导的土地流转是否有利于农户收入, 无法对当前政府推动的大规模流转提出改进意见。因此, 本文以农户自发的土地流转(下文称农户主导型土地流转)为对照组与政府主导型土地流转进行比较, 是因为这种土地流转模式下, 农户土地流转行为不受政府和村集体的干预, 土地流转决策是农户基于土地和劳动力资源禀赋条件做出的选择, 符合家庭资源配置效率最大化目标^[5]。通过两种农地流转模式的对比分析, 有助于得出政府主导下的土地流转是否更有利于农民增收。首先, 介绍政府主导型农地流转的内涵, 然后理论分析政府主导与农户主导型土地流转对农户收入的影响机理。其次, 采用倍差分析法评估政府主导与农户主导两种农地流转类型对农户收入的影响差异, 分析不同劳动力条件农户收入表现出的差异。最后, 提出保护农户权益、增加农户收入的政策建议。

2 政府主导和农户主导型农地流转对农户收入影响的理论分析

2.1 政府主导和农户主导两类农地流转的内涵界定

已有文献对政府主导型土地流转进行研究^[4-6], 总结学者们的观点, 政府主导型农地流转的内涵包括以下几点。第一, 基层政府既充当规模经营主体租地的中介平台, 又以其强制力、行政命令等方式干预农地流通过程^[4-5]; 第二, 基层政府和村委会成为农地流转的实际决策人, 承担农地产权代理人的角色^[6]。本文认为, 政府主导农地流转是地方政府为发展现代农业和规模农业, 由基层政府和村委会所推动以满足农业大户、合作社及农业企业等规模经营主体用地需求的农地流转, 在此过程中, 农地流转的参与主体、合同签订权、农地流转价格、规模等基本由基层政府或村委会所决定, 而农户则是被动地接受流转。农户主导型土地流转是指农户自己确定流转对象, 经过谈判、签约等实现土地流转, 农户拥有完全的土地流转决策权。

2.2 土地流转对农户收入影响的理论分析

土地和劳动力是农户家庭两种重要的生产要素。土地流转后农户收入的变化是农户家庭劳动力和土地要素重新配置及其报酬变化的结果。农户转出土地后, 一部分土地报酬由农业经营性收入变为土地租金收入。

同时,农户部分或全部劳动力与土地分离从事其他工作,家庭非农业收入变化。因此,两种类型土地流转对农户收入的影响差异,将主要体现在土地资源报酬和劳动力资源非农报酬上。

2.2.1 两种类型土地流转对农户土地资源报酬的影响 土地资源报酬主要以两种收入形式存在,分别是农业经营性收入和土地租金收入。两种类型农地流转对农户土地资源报酬的影响差异主要体现在土地流转租金上。

农户主导下的土地流转由农户之间协商确定土地租金价格,流转租金与农户家庭特征、谈判能力、土地质量、交易费用、就业状况等密切相关。政府主导下基层政府或村集体代理农户与用地主体谈判、签约,交易主体和土地流转规模的变化导致土地租金的确定机制发生了很大变化。第一,政府主导流转土地增强了土地的需求强度和价格谈判能力。政府主导土地流转,通过建立网络化的土地流转平台,将规模连片的农地在更大范围内寻找潜在的转入主体,增加土地需求者。在土地供给量一定的情况下,农地转入主体之间的竞争增强,在公开竞价的方式下势必增加土地流转价格。第二,政府主导土地流转减少了土地流转交易费用,增加农户土地租金。政府代理众多农户和流入主体谈判、签约,可以避免流入主体挨个与农户交易,大大减少流转合同签订的费用。政府作为农户土地产权代理人,以其权威性和公信力保障土地流转合约执行,减少土地流转合约执行、监督费用。因此,政府主导下提高了土地流转效率,减少交易费用对土地租金的侵蚀。第三,政府主导农地流转削弱了农户异质性特征对土地租金的影响,土地租金对于不同类型农户不具有差异性。为满足农地规模经营需求,政府往往动员众多农户参与以实现土地规模集中流转,对于同一质量的土地,土地租金价格对于不同类型农户具有一致性,理论上要高于所有农户可接受的最低租金水平。因此,政府主导下土地流转租金水平更高。

2.2.2 两种类型土地流转对农户非农业收入的影响 土地流转能否增加农户非农业收入,将主要取决于农户剩余劳动力能否顺利转移。农户主导下的土地流转,农户拥有自由的土地流转权利,能够通过劳动力转移机会的预期做出土地流转决策,实现家庭劳动力在农业和非农业领域的最佳配置^[9]。而政府主导下农户的土地流转决策受到较大的影响。为了追求农地流转的规模和效率,政府容易将其行政化、命令式作风带到土地流转过程中,并以农村的民主决策原则(少数服从多数)动员少数不愿意参与土地流转的农户。对于服从流转项目而非农就业能力较差的农户,土地流转后剩余劳动力难以得到转移,农户土地流转的收入增加效果显著低于农户主导下的土地流转^[8]。

然而,农户自发的土地流转多数不规范,农户之间以口头协议为主并且不约定土地租赁期限^[9]。这种不稳定的土地流转合约关系一旦终止,农户就要收回土地,重新耕种土地或寻找新的承租户。而政府介入后土地经过市场化平台流转给规模经营主体,并且建立相关的合同管理和监督体系,以保证土地流转双方具有长期且稳定的合约关系。长期的土地流转合约减少了农户频繁寻找承租户的交易成本,有利于农户“放心”离土,增加劳动力转移的时间预期,间接地保证农户非农就业的稳定性和长期性,有利于增加农户非农业收入^[10]。此外,一些地方政府在推动土地大规模流转的同时,还会采取劳动力就业培训和推荐就业等措施提高剩余劳动力转移能力和机会,也有利于增加农民的非农业收入。因此,从理论上难以简单判断政府主导还是农户主导下的土地流转对农户非农业收入的增加效果更明显。

2.2.3 两种类型土地流转对不同类型农户收入的影响 农民内部分化为非农业经营户、兼业户和纯农户,不同类型农户对农业生产的依赖程度不同,政府主导和农户主导型土地流转对其家庭总收入的影响有很大差异。对于非农业经营户和以非农为主的兼业户,其劳动力非农就业能力较强,政府主导下土地转出后不仅有利于其释放部分劳动力转移到非农业领域,获得更多的工资性收入,还可以获得较高的土地租金收入,家庭总收入一般因此而增加;而对于以农业为主的兼业户和纯农户,他们非农就业的能力较差,政府主导下土地流转对其非农就业收入的正向效应不明显。而且由于土地被迫转出后大部分农户都无法通过再转入土地的方式来获得农地的经营权,这部分农户的家庭劳动力常常处于闲置状态,导致家庭总收入有可能

因政府主导土地流转而下降。

3 数据来源与样本农户收入统计分析

3.1 数据来源

2014年7—8月课题组成员对江苏省苏北地区连云港市灌云县和淮安市金湖县的农户进行调研。两县均是农业大县,近年来均有村庄发生过政府主导型大规模的土地流转。为了有效区分政府主导和农户主导下两类农户样本,政府主导型农地流转样本农户主要在发生过地方政府推动的农地大规模流转的村庄中选取;农户主导型样本主要在没有发生过政府主导型大规模土地流转的村庄内选取,并且两类村庄的社会经济条件相似。调研对象的农地流转时间发生在2010—2012年,以保证农地流转对农户收入的影响趋于稳定和可比。所有的样本均按照随机原则在村庄内抽取。最终,调研获取了灌云县和金湖县235个有效农户样本,其中属于政府主导的农地流转样本176个,属于农户主导的农地流转样本59个。

3.2 农户各项收入统计分析

表1对农户收入的统计显示,政府主导下土地转出户的人均纯收入和人均非农业收入增加值均低于农户主导下土地转出户,两者在人均纯收入的净差值为1178元,人均非农业收入的净差值为1287元。政府主导下土地流转租金收入明显高于农户主导下的土地流转,这是因为政府主导下农地流转租金水平普遍较高,每亩租金平均值为846元,而农户主导下的土地流转每亩租金只有568元。为了衡量土地资源报酬收入,本文也计算农业纯收入与租地收入之和。统计显示,政府主导下农户土地资源带来的收入要高于农户主导下的转出户。

表1 土地流转前后政府主导和农户主导土地转出户各项收入比较分析

单位:元

Tab.1 Household income analysis before and after land transfer

unit: yuan

农户 人均收入	政府主导型转出土地农户			农户主导型转出土地农户			净变化差异
	2009年	2013年	差值	2009年	2013年	差值	
纯收入	10348 (10024.24)	14198 (13436.30)	3850	8869 (8248.17)	13897 (10369.73)	5028	-1178
农业纯收入	1785 (1882.48)	375 (787.19)	-1410	1347 (1401.49)	368 (737.62)	-979	-431
非农业收入	8351 (9637.23)	12377 (13401.06)	4026	7339 (8030)	12652 (10349.33)	5313	-1287
租地收入	1.23 (16.34)	1188 (1013.39)	1187	27 (99.66)	661 (752.81)	634	553
其他收入	210 (178.87)	258 (205.67)	48	155 (132.62)	215 (163.49)	60	-12
土地资源报酬	1787 (1881.51)	1563 (1333.09)	-224	1374 (1392)	1030 (1098.12)	-344	120

注:农业纯收入只扣除了农业生产物质费用,未扣除自家投入劳动力成本。表中所有收入变量都用以2009年为基期的消费者物价指数进行换算。人均其他收入包括农户的养老保险金收入以及政府其他补贴性收入。

4 模型与计量分析

4.1 模型构建

本文将运用倍差分析法(difference-in-difference, DID)来评估政府主导与农户主导下转出户收入差异。

DID的基本原理是将调查样本分为两组,一组是受政策影响的参与组,称为“处理组”;一组是不受政策影响的对象,称为“对照组”。将调研样本村政府主导型农地流转农户作为“处理组”,样本村农户主导型农地流转的农户作为“对照组”。通过控制时点差异因素和农户个体差异因素,比对农地流转前后处理组和对照组之间农户收入的差异。模型的基本设定为:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 t + \beta_2 P_i + \delta(P_i t) + \alpha_i X_{it} + a_i + u_{it} \quad (1)$$

式(1)中, Y_{it} 代表 t 时期 i 农户的人均各项收入, P_i 是一个二值虚拟变量,政府主导下农地转出户取值为1,农户主导下转出户取值为0。设立交叉项 $P_i t$, 以评价两种类型农地流转对农户收入的影响差异。 X_{it} 是一组因时而变可观测的影响收入的控制变量,包括家庭人口数、户主年龄、家庭劳动力比例等。 a_i 是非观测效应,控制随时间不变的不可观测因素。 u_{it} 是特异性扰动项,控制因农户和时间而变化的影响因素。 δ 是政策净效应,衡量两种类型农地流转对农户收入的影响差异。非观测宗列数据模型的估计方法有随机效应模型(Random Effects Model)、固定效应模型(Fixed Effects Model)和一阶差分模型(First Difference Model)。随机效应模型对非观测效应 a_i 和 u_{it} , X_{it} 有很强不相关假设,现实条件很难满足^[11]。因此考虑固定效应模型或一阶差分模型,两者的区别是扰动项 u_{it} 是否满足无时序自相关,若满足,则使用固定效应模型更有效。本文选择两期的面板数据,故可以不考虑面板自相关问题,固定效应和一阶差分法的估计值及其检验统计量完全一样^[11]。参考学者们在使用 DID 模型研究相关问题时常用的计量经济方法^[1-2,12-14],本文选择固定效应估计模型。

4.2 计量结果分析

4.2.1 政府主导与农户主导下农地流转对农户收入影响差异

本文使用 Stata 12.0 对模型(1)进行计量经济检验,结果见表2。控制其他变量后,政策净效应代表了两类农户各项收入的净差异。可以看出,对于农户主导下土地转出户,政府主导下农户人均纯收入、人均非农业收入和人均农业收入都有所减少,人均租地收入、人均土地资源报酬显著性增加。政府主导下人均非农业收入低于农户主导下土地转出户,说明农户主导下土地流转后农户劳动力资源非农配置效率更高。政府主导下农户人均农业收入加租地收入比农户主导的转出户显著高出401.5元,说明对于样本总体政府主导下农户土地资源得到更好的配置,土地报酬性收入增加的更明显。

人均纯收入的影响因素基本上和人均非农业收入相同。其中,时间变量代表了土地流转后农村经济发展带来的收入效应,显著地增加了农户非农业收入和总体收入水平。户主年龄平方项与人均纯收入和人均非农业收入关系显著且系数为负,说明年龄与收入呈现倒U型关系。农户家庭劳动力比例对家庭人均纯收入和人均非农业收入有显著的正影响,劳动力资源丰富的家庭收入水平较高,并主要反映在对非农收入的贡献上;农户家庭人口数对土地租金收入有着显著的负影响。原因是调研地区从1998年第二轮土地承包之后就基本上没有进行土地调整,因为得地人口基本不变,家庭人口的增加反而会降低人均承包地面积,农户家庭人口数越多,人均土地流转租金收入反而越少;收入的地区差异也较为显著,灌云县农户人均农业收入显著高于金湖县1437.75元,但是人均租地收入显著低于金湖县1020.38元。差异由两地政府主导下土地流转的规模造成。金湖县政府主导下户均土地转出面积8.75亩,户均剩余土地面积只有1亩;灌云县户均土地流转面积2.42亩,每户剩余土地面积2.13亩。

4.2.2 政府主导和农户主导下农地流转对不同类型农户收入的影响差异检验

本文筛选出2009年处理组和对照组以农业生产为主和以非农业生产为主的农户^①两类数据,由于剔除掉8个非经营户,剩余227个农

^①本文参照国家统计局(2006)全国第二次农业普查标准,将除非经营户的所有农户划分为纯农户、农业兼业户、非农兼业户和纯非农户。农业兼业户是指农业收入占总收入50%以上的兼业农户,非农兼业户是指非农业收入占总收入50%以上的兼业农户。本文根据研究需要,将纯农户和农业兼业户统称为以农为主的农户,将非农兼业户和纯非农户统称为以非农为主的农户。

表2 政府主导与农户主导下农地流转对农户收入影响固定效应模型估计结果

Tab.2 The fixed effect model estimation results of land transfer controlled by government and by farmers on household income

变量	人均纯收入	人均农业收入	人均非农业收入	人均租地收入	人均其他收入	人均土地资源报酬
政策净效应	-1067.3 (-0.96)	-396.8* (-1.87)	-1266.0 (-1.14)	521.5*** (4.86)	-2.517 (-0.40)	401.5*** (3.22)
时间	6102.1*** (2.87)	-732.7** (-2.11)	6492.0*** (3.07)	298.8 (1.61)	-58.74*** (-5.01)	-323.3 (-1.30)
户主年龄	1401.9 (1.39)	231.5 (1.65)	1340.5 (1.28)	-226.6*** (-2.97)	-5.19 (-1.22)	-104.3 (-1.29)
户主年龄平方	-17.75** (-1.99)	-0.639 (-0.54)	-17.72* (-1.91)	0.927 (1.41)	0.230*** (8.54)	1.106* (1.81)
户主受教育年限	907.4*** (3.13)	-200.9*** (-6.70)	946.2*** (3.18)	178.7*** (12.39)	-3.578*** (-4.07)	25.68 (1.55)
劳动力比例	7280.1*** (3.84)	74.12 (0.21)	7314.8*** (3.80)	150.0 (0.95)	-40.54*** (-2.87)	72.28 (0.27)
家庭总人口	-2870.2* (-1.73)	138.6 (0.76)	-2707.3 (-1.62)	-320.4*** (-3.08)	-16.53 (-1.36)	-218.3** (-2.10)
承包地面积	-25.90 (-0.18)	-111.8*** (-2.87)	-33.64 (-0.24)	102.3*** (6.26)	0.608 (0.74)	77.79*** (3.20)
地区(金湖=0, 灌云=1)	-789.18 (-0.57)	1437.75*** (6.77)	-1025.48 (-0.73)	-1020.38*** (-8.47)	-5.69 (-0.85)	417.36** (2.21)
常数项	-7964.1 (-0.24)	-8303.2* (-1.72)	-7386.5 (-0.22)	9687.7*** (3.68)	-362.8*** (-3.41)	3869.2 (1.19)
R ²	0.26	0.48	0.27	0.69	0.76	0.59
N	470	470	470	470	470	470

注：括号内数据为t检验值。模型中也包括农户2009年的各项收入变量，为节省篇幅本文没有列出系数估计结果。

户数据，其中土地流转前以农业生产为主的农户数据63户（政府主导下农户48个，农户主导下转出户15个），以非农业为主的农户数据164个（政府主导下农户122个，农户主导下转出户42个）。估计结果只汇报政策净效应和模型的拟合优度。如表3，从各项收入的政策净效应估计值来看，两种农地流转类型对以农业生产为主的农户收入差异更大，对照组农户人均纯收入比处理组高出2165.89元，且收入差异主要来自于人均非农业收入。对于以非农业生产为主的农户，处理组农户人均纯收入虽然低于对照组农户（差值为1137.66元），但是收入差异小于以农业生产为主的农户。此外，处理组农户土地资源报酬收入显著高于对照组农户（高出387.74元）。然而，对于以农业生产为主的农户，政府主导下的土地资源报酬较低。原因是政府主导下农户土地流转的规模较大，户均剩余土地面积只有1.27亩，低于农户主导型土地转出户（2.31亩），因此政府主导下土地流转农户农业收入显著低于农户主导下土地转出户（差值为1059.25元），土地流转租金收入尚不足以弥补家庭减少的农业收入。值得注意的是，无论对于以农为主还是以非农业为主的农户，农户自主的土地流转下家庭劳动力资源非农配置均是最有效率的，流转后劳动力资源配置效率进一步优化，明显的增加了非农业收入。

表3 政府主导和农户主导下不同类型农户收入固定效应模型估计结果

Tab.3 The fixed effect model estimation results of land transfer on household incomes for different types of farmers

解释变量	以农为主农户		非农业为主农户	
	政策净效应 (t)	拟合优度 R^2	政策净效应 (t)	拟合优度 R^2
人均纯收入	-2165.89 (-1.49)	0.63	-1137.66 (-0.81)	0.21
人均农业收入	-1059.25** (-2.07)	0.59	-202.16 (-0.81)	0.53
人均非农业收入	-2153.743 (-1.41)	0.64	-1338.62 (-0.96)	0.23
人均租地收入	643.32 *** (3.25)	0.71	403.22*** (4.33)	0.80
人均其他收入	10.59 (0.67)	0.85	-1.85 (-0.34)	0.74
人均土地资源报酬	-68.64 (-0.18)	0.17	387.74*** (2.90)	0.65
<i>N</i>	126	126	328	328

5 结论与政策建议

5.1 结论

本文对比分析了政府主导型与农户主导型农地流转对转出户的收入影响差异,以两种类型土地流转对农户的增收效果评价了农地流转的劳动力和土地资源配置效应。主要结论如下:

(1) 农户主导下的土地流转使农户劳动力资源得到更高效的配置,人均非农业收入比政府主导下土地流转农户高出1266元。其中,以农业为主农户人均非农业收入比政府主导下土地转出户高出2153.74元,以非农业为主农户人均非农业收入比政府主导下土地转出户高出1338.62元。

(2) 不同类型土地流转对不同农户的土地资源配置效应有很大差异。对于流转前以非农业为主农户,政府主导下转出户土地资源得到更好的配置,人均土地资源报酬比农户主导下土地转出户高出387.74元;对于以农业为主农户,农户主导下的土地流转使土地资源得到更高效配置,人均土地资源报酬比政府主导下土地转出户高出68.64元。

5.2 政策建议

(1) 尊重农户的土地流转意愿,土地流转面积符合农户收入最大化目标。政府为了满足规模经营主体的用地需求,往往推动土地集中连片流转。对于以农业生产为主的农户,土地转出面积过大,流转后土地利用效率降低,土地资源报酬也随之降低,剩余劳动力也难以有效转移。因此,土地流转面积不能仅从规模经营主体的角度考虑,还要尊重农户意愿,保护农民土地经营权利。对于以农业生产为主,不愿意土地转出的农户,采取“调地安置”的措施解决。

(2) 完善土地流转市场建设,建立全县乃至全省联网的土地流转交易平台,及时有效地发布土地流转的供求信息,县或乡级平台提供交易竞价、合同签订、鉴证、抵押融资等服务。鼓励农户通过政府建立的平台进行土地流转,以获得更高的租金收入。小农户在土地市场中的谈判能力较弱,农户之间直接的土地流转不利于土地

资源价值的实现, 通过政府平台规模连片流转土地能够提高土地流转价格, 增加农户土地资源报酬。

(3) 针对不同类型农户采取多元化的土地流转和劳动力扶持政策。对于以农业生产为主的农户, 要优先满足他们的种地需求, 不能片面的追求经营规模而剥夺小农户经营土地的权利。同时, 要完善金融政策、补贴政策扶持以农业生产为主的农户转入土地成为种田大户, 利用其农业生产比较优势扩大土地经营规模以增加收入。对于以非农业为主的农户, 土地转出后可以采取就业培训、推荐就业等措施促进农户劳动力转移, 增加农户非农业收入。

参考文献 (References):

- [1] 张笑寒. 农村土地股份合作制的农户收入效应——基于江苏省苏南地区的农户调查 [J]. 财经科学, 2008, (5): 110 - 117.
- [2] 薛凤蕊, 乔光华, 苏日娜. 土地流转对农民收益的效果评价——基于 DID 模型分析 [J]. 中国农村观察, 2011, (2): 36 - 42, 86.
- [3] 王春超. 农村土地流转、劳动力资源配置与农民收入增长: 基于中国 17 省份农户调查的实证研究 [J]. 农业技术经济, 2011, (1): 93 - 101.
- [4] 刘鸿渊. 农地集体流转的农民收入增长效应研究——以政府主导下的农地流转模式为例 [J]. 农村经济, 2010, (7): 57 - 61.
- [5] 于传岗. 我国地方政府主导型土地流转模式、流转成本与治理绩效分析 [J]. 农业经济, 2011, (7): 49 - 50.
- [6] 董国礼, 李里, 任纪萍. 产权代理分析下的土地流转模式及经济绩效 [J]. 社会学研究, 2009, (1): 25 - 63, 243.
- [7] 李中. 农村土地流转与农民收入——基于湖南邵阳市跟踪调研数据的研究 [J]. 经济地理, 2013, 33(5): 144 - 149.
- [8] 游和远, 吴次芳, 鲍海君. 农地流转、非农就业与农地转出户福利——来自黔浙鲁农户的证据 [J]. 农业经济问题, 2013, (3): 16 - 25, 110.
- [9] 叶剑平, 丰雷, 蒋妍, 等. 2008 年中国农村土地使用权调查研究——17 省份调查结果及政策建议 [J]. 管理世界, 2010, (1): 64 - 73.
- [10] 田传浩, 李明坤. 土地市场发育对劳动力非农就业的影响: 基于浙、鄂、陕的经验 [J]. 农业技术经济, 2014, (8): 11 - 24.
- [11] 陈强. 高级计量经济学及 Stata 应用 [M]. 北京: 高等教育出版社, 2010: 159.
- [12] 马林靖. 中国农村水利灌溉设施投资的绩效分析——以农民亩均收入的影响为例 [J]. 中国农村经济, 2008, (4): 55 - 62.
- [13] 张兵, 左平桂. WUA 与农民专业合作组织相互配合的效果评价——基于 DID 模型分析 [J]. 农业技术经济, 2009, (1): 98 - 102.
- [14] 徐晋涛, 陶然, 徐志刚. 退耕还林: 成本有效性、结构调整效应与经济可持续性——基于西部三省农户调查的实证分析 [J]. 经济学(季刊), 2004, 4(1): 139 - 162.

(本文责编: 陈美景)



普通高等教育“十一五”国家级规划教材

国家精品课程配套教材



面向 21 世纪课程教材

Textbook Series for 21st Century

土地经济学 第三版

曲福田 主编

图书在版编目 (CIP) 数据

土地经济学/曲福田主编. —3版. —北京: 中国
农业出版社, 2011.6

普通高等教育“十一五”国家级规划教材. 国家精品
课程配套教材. 面向 21 世纪课程教材

ISBN 978-7-109-15751-4

I. ①土… II. ①曲… III. ①土地经济学—高等学校
—教材 IV. ①F301

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2011) 第 108527 号

中国农业出版社出版

(北京市朝阳区农展馆北路 2 号)

(邮政编码 100125)

策划编辑 夏之翠

文字编辑 何晓燕

北京通州星家印刷厂印刷

新华书店北京发行所发行

1996 年 5 月第 1 版

2011 年 6 月第 3 版

2011 年 6 月第 3 版北京第 1 次印刷

开本: 787mm×1092mm

土地资源管理专业系列教材

- | | |
|-----------------|-----|
| ① 土地利用规划学 (第八版) | 王万茂 |
| ② 土地管理学总论 (第三版) | 陈鹤良 |
| ③ 地籍管理 (第二版) | 叶公琦 |
| ④ 土地经济学 (第三版) | 曹德全 |
| ⑤ 土地信息系统 (第二版) | 刘耀林 |
| ⑥ 土地资源学 (第三版) | 王铁兵 |
| ⑦ 城乡规划管理 (第三版) | 叶志平 |
| ⑧ 不动产估价 (第二版) | 王健刚 |
| ⑨ 土地行政管理学 (第二版) | 俞富清 |
| ⑩ 土地利用管理 (第二版) | 陈名雄 |
| ⑪ 土地法学 (第二版) | 陈利根 |
| ⑫ 案例学 | 王正军 |
| ⑬ 土地资源实践教学 | 王正军 |
| ⑭ 土地政策学 (第三版) | 曹安金 |
| ⑮ 遥感基础与应用 (第三版) | 刘国恩 |
| ⑯ 地理信息系统 | 刘国恩 |
| ⑰ 土地整理概论 | 胡静琪 |
| ⑱ 土地资源调查与评价 | 吴文勇 |
| ⑲ 土地资源管理专业英语 | 曹淑英 |
| ⑳ 土地生态学 | 袁玉相 |
| ㉑ 土地复垦学 | 白士科 |
| ㉒ 土地保护学 | 曹凤英 |
| ㉓ 地籍管理实务 | 曹海平 |

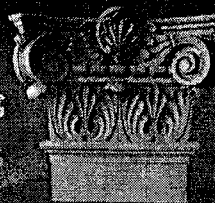
欢迎登录: 全国农业教育教材网
<http://www.nongyejiaocai.com>

封面设计: 姜一欣

9 787109 157514 >
 定价: 36.00元

053

管理学精品学术著作丛书
Excellent Academic Works
Series of Management



农村发展中土地资源 保护机制

曲福田 石晓平 马晓磊 李效顺 等◎著



科学出版社

管理学精品学术著作丛书

农村发展中土地资源保护机制

曲福田 石晓平 等 著
马贤磊 李效顺

国家自然科学基金重点项目“农村发展中生态环境
管理研究”成果

科学出版社

北京

内 容 简 介

随着我国经济的快速发展和城市化、工业化进程的加快,农村生态环境问题不断显现,其中土地资源的退化问题尤为突出。本书应用“驱动力-压力-状态-影响-响应(DPSIR)”模型构建了我国土地资源退化与政策间的关系的分析框架,揭示了耕地资源、草地资源和林地资源等农村土地资源利用过程中政策环境、经济行为与农地资源退化的内在机理。本书分别应用统计数据实证分析了农地非农化的生态-经济变化与补偿机制;应用农户调查数据检验了自然资源管理政策与农户土地资源保护行为之间的关系。基于上述实证分析,探寻基于政府管理决策和农户行为决策分析的农地资源可持续利用的管理机制,为解决农村发展、资源利用与生态环境保护之间的矛盾提供可靠的途径,并提供了相应的政策建议。

本书适合普通高等学校农业经济管理专业或资源环境经济专业(土地资源管理专业)本科、硕士、博士生及相关研究人员阅读与参考。

图书在版编目(CIP)数据

农村发展中土地资源保护机制/曲福田等著. —北京: 科学出版社, 2013

(管理学精品学术著作丛书)

ISBN 978-7-03-037052-5

I. ①农… II. ①曲… III. ①农村-土地资源-资源保护-研究-中国

IV. ①F323.211

中国版本图书馆CIP数据核字(2013)第046522号

责任编辑:马 跃 / 责任校对:张怡君

责任印制:阎 磊 / 封面设计:无极书装

科学出版社出版

北京东黄城根北街16号

邮政编码:100717

http://www.sciencep.com

北京彩虹伟业印刷有限公司 印刷

科学出版社发行 各地新华书店经销

2014年1月第 一 版 开本:720×1000 1/16

2014年1月第一次印刷 印张:15 1/2

字数:310 000

定价:52.00元

(如有印装质量问题,我社负责调换)

目 录

序	
第1章 农村土地资源退化研究背景及框架	1
1.1 农村土地资源退化研究背景及意义	1
1.2 农村土地资源退化研究框架	4
第2章 土地资源退化的演变特征及驱动因素	9
2.1 土地资源退化表现及演变特征	9
2.1.1 土地资源退化的界定及表现	9
2.1.2 土地资源退化的演变特征	12
2.2 农地非农化驱动因素	20
2.2.1 社会因素	20
2.2.2 经济因素	21
2.2.3 制度因素	23
2.2.4 本节小结	25
2.3 草地退化驱动因素	26
2.3.1 自然因素	26
2.3.2 经济因素	27
2.3.3 社会因素	28
2.3.4 制度因素	28
2.3.5 本节小结	29
2.4 林地退化驱动因素	29
2.4.1 自然因素	30
2.4.2 经济因素	31
2.4.3 制度因素	32
2.4.4 本节小结	34
第3章 农地非农化与生态-经济变化及补偿机制研究	35
3.1 分析框架：“两主线一重点”	35
3.2 农地非农化与生态-经济变化分析——全国层面的判断	35
3.2.1 中国农地变化与经济发展关系判断	36
3.2.2 我国农地非农化碳收支测度——系统动力学分析视角	45
3.3 农地非农化补偿机制——典型矿区的案例分析	59

3.3.1 分析框架与理论解释	60
3.3.2 实地调研与样本分析	62
3.3.3 农户对矿区农地损失的基本认知	64
3.3.4 补偿测度——以鹿庄、坨城、柳新煤矿开采为例	66
3.3.5 结论与讨论	70
第4章 产权制度与农户耕地资源保护行为研究	72
4.1 土地产权与农户土地投资行为研究——以江西东北部为例	73
4.1.1 农地产权制度对土地投资影响：文献分析	74
4.1.2 现阶段农地产权制度对土地投资影响：经验检验	76
4.1.3 本节小结	88
4.2 土地产权与农户旱地种植行为研究——以甘肃省张掖市民乐县为例	88
4.2.1 农地产权制度对农户种植行为的影响：文献分析	89
4.2.2 现阶段农地产权制度对旱地种植行为影响：经验检验	91
4.2.3 本节小结	103
4.3 水土产权安排与土地流转行为研究——以新疆阿瓦提县为例	104
4.3.1 水土产权制度对承包地和荒地流转行为的影响：文献分析	105
4.3.2 水土产权制度对承包地和荒地流转行为的影响：经验检验	109
4.3.3 本节小结	131
第5章 国家林果计划与农户种植选择行为研究——以新疆阿瓦提县为例	132
5.1 农户决策行为的影响因素：文献分析	133
5.2 农户果树套种行为实证模型构建与分析	135
5.2.1 模型选择	135
5.2.2 样本区域选择与数据介绍	136
5.2.3 农户种植决策行为模型构建与分析	136
5.2.4 本节小结	145
5.3 结论及政策建议	145
5.3.1 主要结论	145
5.3.2 政策建议	146
第6章 牧户行为对草地退化的影响研究——以环青海湖地区为例	148
6.1 牧户行为对草地退化的影响理论分析	148
6.1.1 理论框架	148
6.1.2 研究方法	150
6.2 牧户行为对草地退化影响的实证分析	152

6.2.1 模型选择	152
6.2.2 研究区域基本情况	153
6.2.3 变量选择及描述性分析	156
6.2.4 计量模型结果及分析	163
6.3 结论及建议	170
6.3.1 主要结论	170
6.3.2 主要政策建议	172
第7章 农业产业化与农户水土资源利用效率——以甘肃省民乐县为例	174
7.1 “公司+农户”模式下农户经营投入决策与水土资源生产效率	175
7.1.1 公司介入对水土资源生产效率影响的理论分析	175
7.1.2 “公司+农户”模式下农户生产技术效率	177
7.1.3 “公司+农户”模式下水土资源生产效率及影响因素	185
7.1.4 本节小结	191
7.2 “公司+农户”模式下农户种植选择决策与水土资源配置效率	192
7.2.1 种植结构调整与水土资源配置效率	192
7.2.2 “公司+农户”模式对农户种植选择决策影响分析	202
7.2.3 本节小结	209
第8章 农地资源保护的制度安排	211
8.1 科学确定耕地保护规模,健全耕地非农化的生态补偿机制	211
8.2 改善农地资源保护的激励约束环境——农地资源保护激励机制改革	211
8.3 改善农地资源保护的基本制度环境——农地资源产权制度改革	212
8.4 改善农地资源保护的经济(配套)环境——政府公共投资项目建设	213
8.5 改善农地资源保护的农业发展环境——合理发展农业产业化	213
参考文献	215
后记	234

(F-3014.01)



管理学精品学术著作丛书

www.sciencep.com



经济管理法律分社
联系电话: 010-64012800
E-mail: jingguanfe@mail.sciencep.com

定价: 52.00 元

057

【土地问题】



农村土地整治的区域条件与微观农户意愿研究

——以南京市万顷良田工程为例

诸培新, 王敏, 胡军

(南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要:农村土地整治能缓解建设用地供需矛盾,但对资金需求量巨大,同时会显著改变农户的生产生活方式和土地权属关系,因此整治工程的顺利推进主要取决于地方政府的财政支撑力、市场对建设用地的价格承受力和农户意愿。本文以南京市栖霞和江宁两区万顷良田工程为例,通过问卷调查与案例分析,研究农村土地整治的区域社会经济条件满足程度与农户的意愿偏好及其影响因素。研究发现:区域层面上,政府主导下的农村土地整治具有良好的土地政策环境,但整治成本较高,达每公顷1千多万元,对政府财政与土地市场支付能力形成较大压力;微观层面上,样本农户的参与意愿达87%以上,房屋搬迁补偿标准、安置房价值、承包地处置情况与农户长期生活保障对农户参与意愿有决定作用。为此,政府应根据市场的用地需求与价格支付能力、政府财政实力合理控制土地整治规模和时序,探索以农户为单元的宅基地退出机制;探索物业补偿和留地安置方式,使农户能够长期分享土地增值收益,保障其长期生计;探索村集体和地方政府合作参与的土地整治机制,以减少地方政府财政压力和农户阻力;推进农村社会保障建设,减少农户搬迁后的长期生活担忧,以增加农户参与土地整治的意愿。

关键词:农村土地整治;社会经济条件;农户意愿;影响因素

中图分类号:F301.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2015)01-0061-07

一、引言

当前,我国农村集体土地闲置、人均宅基地面积超标严重、耕地细碎化等导致了农村土地资源的低效利用与浪费。在城市建设用地供给不足的情况下,对农村土地进行有效规划与整治,在公平合理补偿与安置的基础上,使农户退出宅基地并集中居住,将结余的建设用地指标用于城镇发展,对于提高土地利用效率,缓解建设用地供需矛盾,实现城乡一体化具有重要的现实意义^[1-3]。为此,2009年、2010年及2013年中央一号文件分别提出“大力推进土地整治”“有序开展农村土地整治”“依法推进农村土地综合整治”,2012年3月《全国土地整治规划(2011~2015年)》正式颁布实施,提出积极整治农村散乱、废弃、闲置和低效建设用地。农村土地整治已经成为统筹城乡土地配置、提高农村土地利用效率的重大战略。但土地整治工程浩大、涉及利益主体众多、产生的社会影响较大,因此需要强有力的政策支持和充足的资金投入为基础。此外,农户作为宅基地和承包地的物权人,是农村土地整

收稿日期:2014-06-05

基金项目:教育部人文社会科学基金一般项目“农村土地增值收益分配机制研究”(12YJA630203);教育部哲学社会科学基金重大项目“我国建设用地总量控制与差别化管理政策研究”(11JZD031);国家自然科学基金项目“政府主导下农地流转对农户收入不平等影响研究:作用机制与政策调控”(73141038)

作者简介:诸培新,男,南京农业大学公共管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为土地经济与政策,土地可持续利用管理。E-mail: zpx@njau.edu.cn.

治的微观基础,其参与意愿将直接决定整治工作能否顺利开展^[6-7]。因此,农村土地整治既受到整治区域社会经济与制度因素,如土地管理政策、经济发展水平、建设用地供需矛盾等中观层面的因素影响,又受到被拆迁农民参与意愿的微观因素影响。虽然现有文献在一定程度上探讨了农村土地整治的路径^[8-9]、模式^[10-11]、农户的参与意愿^[12]、整治后效应评价^[13-14]等,但缺乏以具体的案例为基础将土地整治中观层面的社会经济条件分析和微观层面农户的参与意愿纳入到一个框架内进行系统分析,土地整治战略实施的社会经济条件研究不够完整和系统。

2008年9月,江苏省试点实施的“万顷良田建设工程”是组织农村土地整治的重要途径^[15],现已在全省13个市全面实施,但是各地实施的进展和效果有较大差异,说明项目实施的中观、微观条件的重要性,这也为本研究提供了良好的案例基础。为此,本文选择南京市栖霞区和江宁区万顷良田建设工程作为土地整治的案例,在中观层面梳理两地工程开展所处的土地管理政策背景、测算两地工程实施成本以研究工程实施对区域经济发展水平的要求,以评价两地土地整理项目实施的区域条件满足程度,在微观层面,于2013年1月和2014年1月分别在栖霞区龙潭街道和江宁区横溪街道的项目区内各随机选择100个农户进行问卷调查,以研究农户微观层面的参与意愿及其影响因素,以评判项目实施的微观条件满足状况,并分析区域和微观条件变动的内在联系及其对项目实施的影响。

二、万顷良田建设工程所需中、微观因素作用关系分析

区域层面的中观因素和农户层面的微观因素是构成万顷良田建设工程的两大类最重要的影响因素,且两者间又有较强的相互制约关系(如图1)。

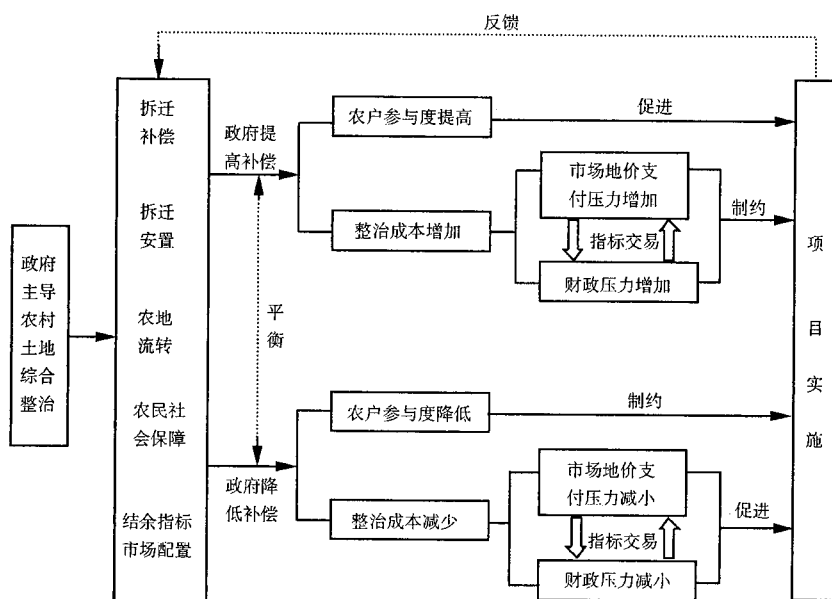


图1 农村土地整治影响因素作用机理图

在政府主导工程实施的情景下,微观层面农户被动地参与到项目之中,要提高农户的参与意愿,配合政府进行房屋拆迁和农地流转,就需要政府提高农户的拆迁补偿标准、农地流转价格以及农户集中居住后的社会保障水平,而这些标准的提高将直接导致土地整治成本的提高,这就意味着地方政府要有更大的财政支撑力才能实施项目。由于项目实施后结余的建设用地指标由地方政府通过市场交易的方式配置给城镇土地使用者,地方政府因此能获得一定的指标交易收益来分摊其项目实施成本,即将一定的土地整治成本通过土地市场转嫁给城镇土地使用者。但是,成本转移量的大小取决于结余指标量的多少以及土地市场对地价的支付能力。结余的建设用地指标越多,指标交易后政府获得的收益越高,可转移的成本越大;指标交易的价格越高,可转移的成本越多。但是项目结余指标的比

例和市场对地价的支付能力受到农户房屋安置占地、经济发展对建设用地的需求强度等客观限制,非地方政府的主观意愿能完全决定的。因此,土地综合整治中单纯提高农户的各类补偿标准虽然可以获得农户更多支持,但是会对政府的财政支撑能力和市场对地价的支付力产生较大压力,一旦超出两者的承受能力,项目实施可持续性必将受到影响。如果政府压低农户的各类补偿,能减轻地方政府财政压力或土地市场的压力,但是压低补偿又会降低农户对项目的参与和支持,使得项目实施缺乏微观基础,同样难以可持续地实施。因此,政府在主导土地整治项目实施中,微观层面的农户意愿和中观层面的社会经济条件之间形成一种此消彼长的互动关系:提高农户的补偿标准能增加农户的意愿度,但导致地方经济难以承受高成本、高地价;降低农户补偿标准能有效降低整治成本,容易达到地方经济可接受的水平,但是农户参与的意愿就会显著下降,甚至引发农户的强烈反对。因此地方政府在主导土地整治中常常处于一种两难选择的境地,必须在农户意愿和地方政府财政实力、土地市场地价支付力之间进行合理权衡,找到农户、政府、市场三方都可以接受的平衡点才能启动项目的实施;或者地方政府从项目的全程主导中部分退出,主要主导项目的规划、政策和资金扶持、实施监管等,让农户成为项目实施的主体。但是无论何种情景下,土地综合整治项目实施前既要评估区域层面的社会经济条件和土地政策因素,也要评价农户的参与意愿及其影响因素。

三、南京市万顷良田建设工程实施中观条件分析

1. 土地管理及相关政策的支撑力分析

“万顷良田工程”通过“田、水、路、林、村”综合整治,将项目区农村居民点整体搬迁,集中安置到多层或高层公寓小区内,搬迁后的农村居民点复垦成农用地并形成城镇建设用地指标用于城镇建设,涉及多个农村居民点的拆迁、安置与重新布局、农民承包地的流转与规模化经营,还涉及到建设用地指标的空间置换与建设项目的落地,由此又涉及到包含项目区农民在内的众多主体的利益调整。因此“万顷良田工程”需要有强有力的政策作为支撑与引导。近年来,国家层面开展的新型城镇化发展战略、新农村建设和城乡建设用地增减挂钩等为“万顷良田工程”提供了良好的政策环境。同时,江苏省和南京市围绕“万顷良田工程”先后颁布了一系列具体的指导政策。如江苏省国土资源厅《关于印发〈江苏省“万顷良田建设工程”试点方案〉的通知》(苏国土资发〔2008〕290号);《南京市政府关于推进“万顷良田建设工程”的意见》(宁政发〔2009〕304号)。根据这些政策规定,栖霞区和江宁区都已完成并获批“万顷良田建设工程”规划。工程实施具备了良好的政策支持和操作路径,因此从制度和政策层面而言,两地的万顷良田建设工程不存在制约因素。

2. 万顷良田工程建设对区域经济发展水平的需求分析

万顷良田作为一项综合性工程,巨大的工程量需要庞大的资金支持。同时又由于万顷良田建设工程都由政府主导实施,因此只有区域经济发展水平高、对建设用地的需求强度大、土地市场对地价的支付能力强,地方政府才能有足够的经济实力和动力来实施万顷良田建设工程,农村居民点复垦整治节省出的建设用地指标才能被土地市场接受用于城镇建设。

(1) 万顷良田工程建设费用测算

根据南京市栖霞区和江宁区的万顷良田建设工程规划,参照《南京市征地房屋拆迁补偿安置办法》(宁政发〔2007〕61号)《江苏省土地开发整理工程预算定额标准》《土地开发整理工程规划设计规范》等,栖霞和江宁万顷良田工程所需资金投入总额分别高达176881.65万元和453146.7万元,主要由房屋及其设施拆迁补偿费、土地及农业人员安置补偿费和土地整理复垦工程费用三大部分构成。栖霞区万顷良田建设工程涉及农民1889户,6809人,拆旧面积165.25hm²,户均工程费用93.64万元,每公顷1070.4万元;江宁万顷良田工程区涉及农民5887户,16978人,拆旧面积384.52hm²,户均工程费用为76.97万元,每公顷1178.4万元。两地万顷良田工程都是以政府主导投资、市场运作的形式完成,即由区级政府负责全部工程投资,项目形成的建设用地指标在区内调剂使用获得指标费用于弥补项目成本支出。由此,项目实施对地方政府财政实力和土地市场的地价支付能力产生压力,也

成为对地方经济水平的依赖和压力。

(2) 万顷良田工程建设对地方政府财政实力及土地市场地价支付能力的需求

2012年栖霞地方财政收入87.42亿元,而仅仅完成3个行政村的农村居民点搬迁整理就需要超过17.69亿元的工程费;江宁区地方财政收入为216.4亿元,而横溪镇片区的万顷良田工程需投入资金超过45.31亿元,因此万顷良田工程实施将给地方政府财政带来巨大压力。为了平衡资金缺口,两地都是采取将工程结余的建设用地指标在土地市场上有偿出让的方式来获得指标费用,由此又将工程成本转嫁到土地市场上的建设用地使用者头上。至此,土地市场地价支付能力能否承受土地整治的成本成为整个资金链的关键。本研究中,栖霞和江宁工程区土地整治成本分别达1070.4万元/hm²和1178.4万元/hm²。如果按整治形成的建设用地指标1/3用于安置区建设,其余2/3用于工业用地或经营性用地,折算知农村土地整治获得的指标成本在栖霞区为1605.6万元/hm²,江宁区为1767.6万元/hm²。如果将指标落地需要的土地征收补偿纳入计算,政府通过“万顷良田工程”进行农村土地整治最终获得的建设用地成本将会更大。但是2012年栖霞区与江宁区工业用地出让最低价分别为600万元/hm²和570万元/hm²,土地整治结余的建设用地指标如果用于工业用地开发,地方政府显然无法平衡土地整治成本,所以指标只能尽量用于商品房开发才能实现收支平衡。2012年栖霞区和江宁区二类居住用地挂牌出让均价分别达到10200万元/hm²和6375万元/hm²,远高于土地整理成本和建设用地指标成本。从表面上,土地整治能从土地市场上获得资金的平衡,但实际上整治指标不可能全部用于商业地产开发。即使可以,也带来了土地整治对房地产市场的高度依赖。在目前,整个房地产市场处于价格高位运行,市场风险日趋加大的环境下,一旦房地产市场出现波动,高度依赖房地产市场的土地整治工程就会陷入资金链断裂的困境之中,土地整治也会陷入风险之中。

四、农户参与万顷良田建设工程的意愿及其影响因素

万顷良田建设工程既需要有政策支撑和财政投入,也需要农户的积极参与和配合。农户对村庄拆迁与集中安置的意愿、对承包地被征收或流转的意愿及其影响因素成为微观层面影响农户参与万顷良田的重要方面,将直接关系到农村土地整治工作是否能顺利开展。对栖霞龙潭街道和江宁西岗社区农户进行工程参与意愿调研,分别获得有效问卷99份和95份,统计得到两地样本农户对工程参与意愿率为87.1%。栖霞区样本农户家庭年平均纯收入4.47万元,人均耕地面积约0.78亩,在农户可参照的搬迁补偿标准下,100%的农户都愿意放弃现有宅基地及承包地。江宁区样本农户家庭年平均纯收入4.03万元,人均耕地面积约1.6亩,在现有承包地流转和住宅置换标准下,26%农户不愿意搬迁,希望可以维持现有的村落及住房,约1/3农户希望可以继续耕种承包地。两地农户万顷良田工程参与意愿相差甚大,其内在的原因是什么?为此,本部分拟从栖霞区和江宁区调研农户的住房条件、村庄居住条件、房屋拆迁补偿与置换标准、搬迁后长期生活顾虑、承包地现状及处置情况等5个方面进行对比分析,以揭示栖霞和江宁两地农户参与意愿出现差异的原因,并进一步探索农户参与万顷良田建设工程的决定性因素。

1. 农户住房条件与农民搬迁意愿

农户已有的住房条件好坏直接影响到农户搬迁的积极性。如果农户现有的住房条件很好,一般不愿意搬迁或者要求得到很高的拆迁补偿才愿意搬走;反之,如果农户的居住条件较差,则会期望通过政府的搬迁来改善现有的居住条件。为此,笔者对样本村的农民住宅状况及农民对现有住房满意度进行了调查。在194个农户有效样本中,2001年以前建造的房屋数量占比65.98%,对现有住宅条件满意的农户有39.69%。具体来看,栖霞区龙潭街道样本农户的人均住房面积都普遍较大,人均约60m²,再加上生产、生活的辅助用房则面积更大。但建造年份较久,2001年以前建造的房屋的比例为66.67%,导致住房的结构和功能落后,不能满足农户更高的生活需求。仅有23.23%的农户对自己现有的住房条件满意。农户普遍反映其现有的居住条件并不理想,特别是和周边已经搬迁到居民小区内的公寓房相比,他们认为自己的住宅条件落后,期望能住到功能和设施齐全的小区内。从这一点

看,栖霞区农户对现有住房条件的不满意是农户参与万顷良田工程的潜在动力,有利于政府对土地整治的推进。

在江宁区西岗社区,农户人均住房面积为 55m^2 ,2001年以前建造的房屋占65.26%,这两项与栖霞区调研村庄相差无几。但是,农户对自己现有的住房条件满意的比例约为56.84%,远远高出栖霞区龙潭街道,这主要是因为江宁西岗社区约30%农户在最近10年间对房屋进行了重新装修,以房屋建造成本折合成的现值来看,栖霞区农户的房屋平均建造成本约为10.3万元,而这一数据在江宁西岗社区则为19.7万元。江宁区农户对现有住宅条件的满意度相对较高,在一定程度上是该地区农户对项目参与意愿相对较低的原因。

2. 村庄条件与农户搬迁意愿

农户对村庄居住条件的评价也是影响农户搬迁意愿的重要因素。在栖霞,农户对村庄的建筑布局和建筑物之间的间距等普遍不太满意。由于村庄布局混乱、拥挤,使得公共设施如文体健身、环境卫生、消防等在村庄内配置不足,农民对此的满意度仅为16.16%。76%~78%的村民认为周边小区内的商业设施、文教设施以及医疗设施配套都很好,而自己所在村庄的这些设施配置缺乏,自己的需求只能依赖周边小区和街道。农户对基本的基础设施配置则评价相对较高,如有44%以上的村民认为村庄对外交通条件很好,水、电供应设施齐全。农民对村庄条件的评价反映出农民对村庄现有居住条件并不满意,这会促使农户产生一种潜在的动力,参与土地整治,搬迁至配套设施更加齐全的小区居住。

相似的情况也出现在江宁西岗社区,村民对基本的基础设施评价相对较高,但由于村庄内部的商业设施、文体设施、医疗卫生设施等没有配套,村民一般要去距离村庄3公里左右的集镇购买基本生活用品导致评价较低。两个区域的村民对村庄的整体居住条件评价基本一致,但搬迁意愿却差别较大,说明村庄居住条件较差只是农民愿意参与整治项目的潜在动力,并不能起最终的决定性作用。

3. 房屋拆迁补偿安置标准与农户搬迁意愿

房屋补偿与安置标准直接关系到农户集中居住后的面积、房屋的价值,直接决定农户的参与意愿。两地工程区内房屋搬迁均采用货币补偿、产权调换的模式进行。调研发现,全部194个有效样本中,83.5%的农户倾向于按房屋面积进行产权置换,栖霞和江宁分别为82.8%和84.2%。栖霞工程区住宅房屋搬迁补偿价格在 $2400\sim 2500\text{元}/\text{m}^2$ 之间,而农户的安置房购买基价 $2420\text{元}/\text{m}^2$ 。横溪片属于江宁《产权调换房价标准》中的三级,安置房购买价格是 $2700\text{元}/\text{m}^2$,原有住房是楼房的,补偿标准是 $2650\text{元}/\text{m}^2$,原有住房为平房的,补偿标准是 $2500\text{元}/\text{m}^2$ 。通过对比可以看出,两地农户一般通过自筹少量资金加上搬迁补偿款就可以1:1的比例购置安置房,两地农户均可以在取得房屋拆迁补偿后再购买相应面积的安置房,自筹资金差异并不明显,两地间拆迁补偿标准差异不大。但两地安置小区的住宅价值差异较大,成为两地区农户搬迁意愿差别较大的最重要因素。据调查,栖霞区的农户将被集中安置到配套成熟、已经完全城市化的各街道内,区位条件优越使安置小区房屋价值能得到很大提升。而江宁西岗社区居民搬迁后的安置点距离集镇尚约2公里,距南京市区约50公里,虽然相比原来村庄,区位价值有所提升,但安置点商业服务设施匮乏,道路网密度低,基础设施也不尽完善,安置小区的住宅商业价值不高。所以,与栖霞区相比,江宁区农户搬迁后的房屋价值相对较低,升值空间小,这是栖霞100%农户有参与意愿而江宁区只有74%的农户愿意参与搬迁的根本原因。

4. 承包地现状、处置方式与农民搬迁意愿

在万顷良田工程开展过程中,两地的承包地现状与处置方式差异较大。栖霞龙潭街道调查的99位农户家庭收入主要来源不再是农业,农户在耕种的同时也进厂务工,或者从事非农生产经营等等。家庭收入的非农化为脱离传统的农村生活方式奠定了很好的物质基础。79.8%的被调查农户期望在村庄搬迁的同时,政府也将其所承包的土地同时征收并补偿。按照当地规定,土地被征收,一次性青苗补偿1800元/亩,土地补偿费和安置补助费纳入被征地农民的社会保障账户中,年满60岁后,即可享受720元/月的养老补助。从调研结果来看,承包地经营收入在家庭收入中的比例不足10%,绝大部分农户对现有的承包地征收补偿标准表示满意,大多数农户并无恋土情节。

江宁西岗社区所有农户的承包地已经在政府主导下统一流转,流转价格为每年500元/亩,样本区农户承包地面积6.5亩,户均年承包地流转收益为3250元。另外,江宁区规定,年满60岁以上的农民,每月享受200元养老补贴。问卷统计显示,超过一半的农户认为这两项收入相对较低,难以保障老年人的生活质量。由此可以说明为何1/4以上农户不愿意搬迁,1/3农户希望可以继续耕种自己的承包地。

5. 村民对搬迁后长期生活的顾虑与农民搬迁意愿

农民集中居住公寓式小区后基本无法再经营原有的承包土地,传统的农业生产和生活方式也将随之改变,家庭畜牧业以及蔬菜种植等庭院经济消失,加上水、电以及物业管理费等支出增加,农民的生活成本会显著提高,由此会影响到农户对项目的参与意愿。从农户调研结果来看,73.71%的被调查农户对搬迁后的长期的生活保障存有担忧,同时,58.76%的被调查农户担心在居民小区内生活成本较高,影响到他们的生活质量。在栖霞区,担忧长期的生活保障与居民小区内生活成本的农户比例分别为64.65%和40.4%;而在江宁区,这两项比例则更高,分别是83.16%和77.89%。对于长期生活的担忧是影响两地农户工程参与意愿以及工程能否持续推进的关键性因素。江宁区农户对搬迁后的长期生活保障及生活成本有着更高的担忧也使得他们对于万顷良田建设工程的参与意愿相对较低。

总之,农户住房条件、村庄居住条件、安置房置换标准、村民对搬迁后长期生活的顾虑以及承包地处置情况都会对农户的搬迁及承包地征收或转出意愿产生影响。与栖霞区相比,江宁区被调研农户对现有住房满意度更高,村民长期生活顾虑更大,安置房价值较小,承包地流转收益相对较低,这一系列因素的综合作用使得江宁西岗社区村民对万顷良田参与意愿低于栖霞龙潭街道村民。此外,两地农户对于村庄内基础设施和公共服务配套的满意程度都不高,但两地农户对项目参与的意愿有较大差异,说明相对于其他因素,村庄基础设施条件的好坏对农户参与意愿的影响程度相对较小。因此,房屋补偿方式、安置房的资产价值、承包地处置情况以及农户长期生活保障是影响农户参与万顷良田建设工程的决定性因素。

五、结论与讨论

通过对南京市土地整治项目的案例分析可以看出现行土地管理等宏观政策支持农村开展土地整治,不对其构成制度性的制约因素。但是按照现有的拆迁安置补偿政策和工程预算,栖霞区和江宁区土地整治工程实施成本分别达到1070.4万元/hm²和1178.4万元/hm²。单纯的政府财政支付难以支撑,必须将建设用地结余指标尽量有偿用于房地产开发,才能平衡农村土地整治的成本支出。尽管栖霞区和江宁区现有房地产用地的出让地价远高于土地整治成本,但是现有的高地价、高房价的房地产市场已对社会经济发展具有越来越明显的负效应,市场本身正处于政府的调控之中,因此在此情景下过度依赖土地市场具有较大的风险——土地高价出让的不可持续性。地方政府的财政不足与房地产市场地价支付能力不足将是制约农村土地整治的重要因素。政府在实施农村土地整治工程时,应根据建设用地的需求强度,明确资金预算与筹措途径,进行市场风险评估和科学规划,短期内不宜大规模成片推进。应积极探索以农户为单元的宅基地退出与整治机制,做到退出一户即整治一户,降低以整村或多村为单元进行宅基地退出与整治所导致的巨大财务压力,同时也可尊重农民的意愿,减轻部分不愿意退出宅基地农户的反对。

微观层面上,农户对现有农村住房及村庄公共服务配套不太满意,有通过土地综合整治改善居住条件的潜在愿望,但是这种愿望能否转化为对土地整治工作的支持或积极参与,主要取决于土地整治中对农户住宅搬迁补偿与安置的标准高低及承包地处置情况。在政府主导的土地整治模式下,农户获得的拆迁补偿高,安置房市场价值大,承包地征收补偿标准或流转收益高,那么农户愿意积极配合政府的土地整治工作。但提高搬迁补偿标准势必带来土地整治成本的增高,给地方政府的财政和土地市场的价格支付能力增加压力,需要政府在整治项目规划时统筹考虑农户的参与意愿与政府财政

支付能力、地价支付能力之间的关系,寻求三方都能接受的平衡点。但是从现有的实际看,农户对各类补偿的期望越来越高,市场的地价支付能力也到了极限,政府的资金平衡空间越来越小,因此,政府应转变思路,改革政府全程主导土地整治的模式,由政府提供整治规划与相应的激励政策,农村集体自主进行土地整治,使农户成为土地整治的主动参与者和长期获利者,既能减少地方政府的财政压力,也能降低农户对政府主导项目的抵触情绪。

集中居住后的生活成本增加和长期社会保障问题仍是大部分农户共同关心的问题。为降低农民集中居住后的生活成本,可仿照江苏省苏州市的做法,在农民集中居住区周围给村集体配置部分商业地产,由其经营获取收益用于农户集中居住后的物业管理等公共支出,以降低农民的居住成本;另一方面给农民集体部分产业用地,由其开发经营获取收益,使农户通过集体资产收益权长期分享土地增值收益,并增加农民就业机会。此外,还需尽快推进失地农民社会保障与城镇居民的社会保障接轨,提高失地农民社会保障水平。失地农民不能稳定就业、土地权益和长期生活得不到充分保障,农户就不可能真正地支持和配合政府的土地整治工作,这也是政府推进土地整治工作时需要解决的基本问题。

参考文献:

- [1] 刘彦随,朱琳,李玉恒.转型期农村土地整治的基础理论与模式探析[J].地理科学进展,2012,31(6):777-782.
- [2] 郎文聚,宇振荣.中国农村土地整治生态景观建设策略[J].农业工程学报,2011,27(4):1-6.
- [3] 张勇,包婷婷.我国农村土地整治中农民土地财产权保护探讨[J].经济问题探索,2013(2):136-141.
- [4] 陈秧分,刘彦随.农村土地整治的观点辨析与路径选择[J].中国土地科学,2011,25(8):93-96.
- [5] Rafael Crecente, Carlos Alvarez, Urbano Fra. Economic, Social and Environmental Impact of Land Consolidation in Galicia. Land Use Policy, 2002(19):135-147.
- [6] 刘旦.基于 Logistic 模型的农民宅基地置换意愿分析——基于江西的调查和农户视角[J].首都经济贸易大学学报,2010(6):43-48.
- [7] 龙开胜,陈利根.基于农民土地处置意愿的农村土地配置机制分析[J].南京农业大学学报:社会科学版,2011,11(4):80-87.
- [8] 吴次芳,费罗成,叶艳妹.土地整治发展的理论视野、理性范式和战略路径[J].经济地理,2011,31(10):1718-1722.
- [9] 龙花楼.论土地整治与乡村空间重构[J].地理学报,2013,68(3):1019-1028.
- [10] 徐保根,杨雪峰,陈佳鹂.浙江“两分两换”农村土地整治模式探讨[J].中国土地科学,2011,25(1):37-42.
- [11] 张蚌蚌,王敏.群众自主式土地整治模式及其效应研究——以新疆玛纳斯县三岔坪村为例[J].经济地理,2013,33(5):131-136.
- [12] 陈霄.农民宅基地退出意愿的影响因素——基于重庆市“两翼”地区 1012 户农户的实证分析[J].中国农村观察,2012(3):26-36.
- [13] 杨俊,王占岐,等.基于 AHP 与模糊综合评价的土地整治项目实施后效益评价[J].长江流域资源与环境,2013,22(8):1036-1042.
- [14] 谷晓坤,刘娟.都市观光农业型土地整治项目的社会效应评价——以上海市合庆镇项目为例[J].资源科学,2013,35(8):1549-1554.
- [15] 诸培新,刘明汐.江苏省“万顷良田建设工程”中集体建设用地流转增值收益分配与机制创新[J].中国土地科学,2012,26(10):4-8.

(责任编辑:刘浩)

isting small-scale irrigation service, and 35% of farmers are not satisfied with the services. From the point of management patterns, the orders from the highest satisfaction to the lowest satisfaction of farmers with services are households under the management of water association, private contracting farmers and farmers under village collective management. The factors affecting farmers' satisfaction are farming period, degree of cognitive, agriculture income's proportion within total household income, loss of water conservancy facilities, the extent of timely maintenance, and water disputes. What's more, farmers' satisfaction under different management patterns show obvious difference.

Rural Land Consolidation Regional Conditions and Farmers Willingness: a Case Study of 'Ten-Thousand-Hectare Fertilize Land Development Project' in Nanjing

ZHU Peixin, WANG Min, HU Jun

Rural land consolidation could alleviate the contradiction between construction land supply and demand effectively. Because it has a huge demand for fund and will bring a big change in farmers' production mode, lifestyle and land tenure relations, rural land consolidation depends on local governments' financial strength, premium bearing ability of construction land market and farmers' willingness. Taking 'Ten-Thousand-Hectare Fertilize Land Development Project' in Qixia and Jiangning districts of Nanjing Municipality for example, the paper is to discuss the regional social economic condition demand, farmers' willingness preferences and its influence factors during rural land consolidation through a case study and questionnaire. We find that projects in the two districts have good land policy environment. Due to the high consolidation cost, which reaches up to over 10 million yuan per hectare in Qixia and Jiangning, local governments' financial strength and payment ability in land market will be under high stress. On the micro-level, more than 87% farmers have the willingness to participate in the rural land consolidation, while housing relocation compensation standard, resettlement housing potential value, the contracted land disposal and farmers' long term life insurance play decisive roles in farmers' willingness. The research above implies that on the one hand, governments should control construction scale and progress according to the land market demand, payment ability in the land market, and government's financial capability. On the other hand, governments should take individual households as a unit to set up homestead exit mechanism and land consolidation, explore property compensation pattern, and offer certain land to them and give them the opportunity to share the long-term land value-added income. In order to lessen local governments' financial stress and farmers' opposition, village collectives and local governments both should participate in land consolidation projects. Lastly, rural social security should be built to decrease their long-term livelihood concern, in order to increase farmers' participation willingness in land consolidation.

On Inheritance of the Right to Land Contractual Management: Based on Analysis of Li Weixiang vs. Li Gemei Inheritance Disputes

CHEN Huiguang, CHEN Zhen

In the process of real property right and its legalication, the inheritance issue of land contract management right has given rise to hot discussions. Li Weixiang vs. Li Gemei inheritance dispute shows that judges' adjudication is that land contract management right can not be inherited. Above all, the adjudication as a typical case is shared among judges all over the country. Though the biggest advantage of such a judgment is to provide a consistent standard for judging the similar cases. But in the farmers' long term expectation, the difference between the inheritances of contracted land and other real estates is getting smaller and smaller, and they lack the cognitive abilities to comprehend such a difference practically or psychologically. Therefore, the justification and wide acceptance of the ruling will be affected in the social environment where

完善重庆地票制度的思考

——基于地票性质及功能的视角

黄美均, 诸培新

(南京农业大学共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 研究目的: 通过诠释地票性质, 挖掘地票制度功能, 分析地票制度存在的问题并提出解决对策, 为进一步完善地票制度提供参考。研究方法: 文献研究法, 政策分析法和归纳总结法。研究结果: 地票在性质上体现为一种指标象征、一个载体和一种权利代表; 地票具有协调土地市场和管理秩序、完善耕地占补平衡、优化城乡建设用地布局、促进缩差共富和为农村土地产权制度改革形成制度供给5大功能; 同时在运行中存在供给地票集体经济组织所有权权利保障不够、边远地区支撑性发展要素过度流失、地票增值收益分配不合理、地票落地使用制度不完善和地票来源受限及内涵不够丰富5个需要解决的问题。研究结论: 地票是促进统筹城乡发展、推动农村产权制度改革和实现城乡土地管理一体化的制度先导, 值得深化和推广, 但应从明确权利主体、合理确定地票底价, 严格复垦耕地质量管理, 创新地票落地模式, 合理分配土地增值收益, 进一步拓展地票的来源和补充地票内容5个方面予以完善。

关键词: 土地管理; 地票制度; 性质; 功能; 问题及对策

中图分类号: F301.11

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2013)06-0048-05

Ameliorating Chongqing Ticket System: the Nature and Function of the Institution

HUANG Mei-jun, ZHU Pei-xin

(School of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of the paper is to provide a reference for the amelioration of the land ticket system in Chongqing based on analyzing the nature and function of the institution. Methods used include literature review, policy analysis and deduction. Results show that the land ticket system reflects in nature as an indicator symbol, as well as a carrier or a representative of the right. It has five major functions, including coordination of land markets and governmental order, amelioration of balancing the occupation and reclamation of arable land, optimization of construction land relocation, convergence between the rich and poor, and a concretion of institutional supply for the rural land reform. Meanwhile, five main issues related to the land ticket system need to be considered further, including the insufficient guarantees for the ownership of the rural collective economic organization, the excessive loss of production factors of the remote areas,

收稿日期: 2012-12-14

修稿日期: 2013-03-25

基金项目: 教育部哲学社会科学重大课题(11JZD031); 教育部人文社科项目(12YJA630203)。

第一作者: 黄美均(1979-), 男, 重庆渝北人, 博士研究生, 高级工程师。主要研究方向为土地规划与土地管理。E-mail: ybhuanmj@126.com

the unbalanced income distribution of the incremental value of the ticket, the imperfect land ticket operation system, the limitation of its source, and the constrained connotation of the ticket. Conclusion of the paper shows that the land ticket should be further ameliorated due to its roles on facilitating urban and rural development, promoting rural property right system reform and achieving the integration of land management system. Five aspects need to be taken into account, including the right subjects, the benchmark of the ticket price, the quality of land reclamation, target location of land ticket transfer, distribution of land incremental income, source of land ticket, and the elaboration of the ticket connotation.

Key words: land management; land ticket system; nature; function; problems and countermeasures

1 引言

2008年11月17日,重庆市第三届人民政府第22次常务会议通过了《重庆农村土地交易所管理暂行办法》,标志着显化农村土地资产、实现城乡土地资源空间流转的工具——地票制度的诞生。近年来,学者和相关部门围绕地票制度进行了不同的探索,一些研究阐述了地票制度的创新意义、基本功能和地票性质^[1-3];一些研究从不同角度分析了地票制度在制度风险、落地、增值收益分配、交易规模和农民权益保护等方面存在的问题,并提出了完善地票制度的政策建议^[4-8]。这些研究主要是基于某一方面(法律、经济或制度),没有与土地管理实践及重庆市情相联系。本文从地票性质、地票制度功能及运行中存在的问题等方面开展研究,并提出进一步完善地票制度的对策建议。

2 地票的性质

地票是在农民、农村集体经济组织及其他土地权利人自愿的前提下,将闲置废弃的农村建设用地复垦为耕地并保障当地农村发展空间后,通过重庆农村土地交易所公开交易,形成的可用于重庆市域范围内的建设用地指标。地票的性质直接决定着地票制度的功能。

2.1 地票是一种指标象征

根据目前的地票制度设计,地票不是“土地”的“票据化”,也不是“土地权益”的“票据化”,更不是农村“土地承包经营权”的“票据化”,而是“指标”的“票据化”^[2],因此,地票在本质上是一种指标,是一种可交易且能跨区域使用的新增建设用地指标。

2.2 地票是一个载体

《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》和《城乡建设用地增减挂钩试点管理办法》等规定农村宅基地及其附属设施用地等农村集体建设用地,可以在城乡间跨区域流转。受土地资源位置固定性特征的约束和集体土地使用权权利主体特定的限制,集体建设用地无法实现真正实物上的跨区域、跨城乡流转,而地票的交易恰成为了集体建设用地流转的有效载体,促进了集体建设用地使用权空间配置的优化。

2.3 地票是一种权利代表

地票产生的基本前提是要征得农民、农村集体经济组织及其他土地权利人的同意;地票价款分配上,扣除复垦成本及相关费用后的余款,对源于宅基地及其附属设施的,按85:15的比例支付给退出宅基地的农户和农村集体经济组织;对源于乡镇企业用地的,支付给原建设用地使用权人和相应农村集体经济组织;对来源于农村公共设施、公益事业用地及经公示确认无具体农村建设用地使用权人的建设用地的,全部支付给相应的农村集体经济组织,并且对农户和集体经济组织做出了分别不低于144万元/hm²和25.5万元/hm²的保底规定^[9]。这足以说明地票在土地所有权和使用权上的权利代表性质。

3 地票制度的功能

3.1 有效协调土地市场和管理秩序

从地票落地使用的制度安排来看,一旦持票人选择了某块土地并和当地政府达成一致意见后,在土地供应上就存在了一个确定的供应时序和准受让人,客观上增加了供地的有效性、目的性和协调性,纠正了年度计划配置与市场需求的脱节^①,从而解决了批而未供、政府闲置土地和指标紧缺无经营性用地供应而潜在影响房地产市场的双重压力。因此,地票在协调土地市场和市场秩序管理中充分发挥了杠杆作用。

3.2 完善耕地占补平衡制度

耕地占补平衡制度是中国土地管理的基本制度,其实现途径主要包括两种:一是按国家规定缴纳土地开垦费实施异地土地整理复垦工程;二是利用新增耕地指标作冲抵。而地票已是建设用地指标,在其形成过程中不仅已经新造了一定数量和质量的耕地,而且农村节余的建设用地指标流转到城市,满足了城市经济社会发展对建设用地的需求,又减少了对耕地的占用,进一步优化和完善了耕地占补平衡制度。

3.3 优化建设用地布局和提高农村建设用地利用效率

多年来,由历史原因形成的粗放利用土地、一户多宅,因经济社会发展和城镇化形成的废弃宅基地、公共设施用地比比皆是,大量的农村集体建设用地闲置浪费,而城市发展和建设却面临巨大建设用地指标瓶颈。地票制度诞生后,通过指标“票据化”的形式将腾退出的建设用地流向城市,实现了农村建设用地的“空间转移”,优化了建设用地的空间布局,提高了农村集体建设用地的利用效率。

3.4 促进缩差共富

重庆市具有大城市带动大农村的显著特点,缩小三大差距、实现共同富裕是人们的共同目标和愿景。地票制度不仅从价款分配方面充分保证原建设用地使用权人(农户和乡镇企业)的权益保障,对农户和集体经济组织实行价款保底,而且优先留足农村发展用地空间,给农村发展提供了资源保障。同时,在地票形成过程中,农户还得到了复垦后耕地的承包经营权、复垦中参与施工的劳务收入和房屋残值三项收入。另外,地票制度发现了农村土地价值,地票交易价格为农村房地产价值评估提供了测度标准,充分保证了农村居民房屋抵押价值的真实体现。

3.5 为农村土地产权制度改革形成制度供给

农村土地产权制度改革是土地管理的重点和难点,也是农村土地从生产型要素向资产型要素转变的关键。地票制度实现了建设用地与耕地不同权利主体及区域之间的转换,并且对农村集体土地价值发现进行了实践探索,这些都为农村土地产权制度改革提供了制度储备和供给,为深入推进农村产权制度改革奠定了基础。

4 地票制度面临的问题

4.1 供给地票集体经济组织所有权权利保障问题

根据《中华人民共和国土地管理法》等的规定,农村集体土地实行乡(镇)、村和村民小组三级所有的公有制度,农户的宅基地使用权是一种带有社会保障和严格身份限制的土地权利,乡镇企业等合法权利人也只有集体建设用地使用权,所有权归集体经济组织所有。从物权的实现来讲,所有权在各种权利中占主导地位,但在地票价款分配上,农户和乡镇企业作为使用权人,在集体土地权利实现上比作为所有权权利主体的农民集体获得了更大的利益,集体土地的所有权权能在经济上没有得到充分体现。

^①《显化农村土地产权价值 助推城乡统筹改革发展——重庆市地票运行中土地产权问题调研报告》,中华人民共和国国土资源部地籍司调研组(内部资料)。

4.2 边远地区支撑性发展要素过度流失

在一定程度上讲,建设用地是地区发展的支撑性发展要素和资源保障。对于边远地区,在分配国家计划指标时就处于弱势地位,而通过地票制度形成的建设用地指标落地点又主要集中在主城发达区域,这样会加剧区域发展差距,影响区域平衡协调发展。

4.3 地票增值收益分配不够合理

地票交易不仅发现了农村集体建设用地使用权的价值,而且其还存在巨大的增值空间,比如交易时的增值、落地时产生的土地出让收入、税收以及级差收益等,然而,这些收益的分配存在不公平问题:一是如本文4.1论述的交易时增值价款在所有权主体与使用权主体之间的分配问题;二是地票落地后产生的土地增值收益被落入地政府独自享有,而作为地票供给主体(原农村集体经济组织)和供给地政府无法享受增值收益分配权。

4.4 地票落地使用制度存在缺陷

一是地票持有人权利范围狭窄。地票持有人购买地票的目的就是要掌握拟投资地块的主动选择权和潜在竞得权,但是,从目前的运行模式来看,地票持有人只具有拟开发地块的选择权^[9]。若地票持有人成功竞得该宗土地,则实现政府和地票持有人的双赢;若该宗土地被其他单位或个人竞得,政府则按出票人购得地票时的价格给予补偿,不计任何利息和机会成本,这就成了贴本为他人做“嫁妆”。二是落地用途单一,只能用于新增加的经营性用地,不利于地票制度的长远发展。

4.5 地票来源及内涵问题

根据地票制度的设计,地票来源于农村集体建设用地复垦,但是可用于复垦的农村集体建设用地的总量是有限的,不可能无止境地供给,因此,现行地票制度的长远发展受到一定限制。同时,地票在内涵上,仅指通过复垦并满足农村发展需要后余下的建设用地指标,与丰富的农村土地范畴和地票制度创设的预期发展前景相比,地票制度的内涵显得不够丰富。

5 结论与建议

5.1 明确权利主体,合理确定地票底价

一是明确原集体经济组织是地票法定供给主体;二是以地票产生地的国有划拨土地成本确定地票形成前的集体建设用地使用权最低价格^[9],以奠定建立统一的城乡建设用地市场、实现同地同价目标。

5.2 严格复垦耕地质量管理

一是由政府牵头组织相关部门制定土地整理复垦耕地质量验收标准,确保耕地质量;二是把土地整理复垦的项目管理职能、耕地保护职能与土地整理复垦工程管理职能分离,将土地整理复垦的工程管理交由建设部门或者地方政府,国土资源管理部门会同有关职能部门作为裁判员身份对整理复垦后的耕地质量作严格监管。

5.3 创新地票落地模式

一是实行指标反哺。为避免因地票交易致使边远地区的土地要素过度流失,在地票落地时按一定比例将指标无偿提供给出票地使用或者从国家计划指标中在应下达指标的基础上按出票面积的一定比例优先安排给出票地使用。二是扩大地票使用范围。对于存量经营性用地交易的,将持有地票或者缴纳足额地票价款作为竞买条件之一;应出地票数量可以根据该宗土地所在行政辖区内前3年或前5年间合法批准的新增建设用地面积占土地征收总面积的比例乘以拟出让国有建设用地面积的方法计算;对于缴纳地票价款的,其单价可以参考最近一宗地票的成交价格。国有建设用地使用权出让后,以国有建设用地所在地的国土资源行政主管部门名义,用这笔地票价款去农村土地交易所购买地票,或者将地票变更登记在国有建设用地所在地的国土资源行政主管部门名下,在随后的新增建设用地报批中,适时使用这些地票。

5.4 合理分配土地增值收益

一是要突出对土地所有权人即地票供给主体的补偿;二是在地票落地时,出票人没有成功竞买土地的,要按适当标准对持票人进行资金时间价值的补偿;三是共享地票落地土地出让收入,对于地票落地的土地出让收入按一定标准分配给地票产生地的区(县)人民政府,统筹用于农村发展建设或对原权利人进行补偿。

5.5 进一步拓展地票的来源和内涵

一是补充地票内容,进一步丰富地票内涵。在地票现有内涵的基础上,可以将耕地保护目标指标化后以票据形式体现和交易,即将耕地保护目标指标化并以地票形式显化,耕地保有量不足的地方可通过地票形式在重庆农村土地交易所向耕地保有量富余的地方购买;二是建立全国的地票交易中心,按照证券交易的模式,吸纳全国范围内能以地票形式显化的指标进行交易,作为地票交易的场所。

参考文献(References):

- [1] 杨庆媛,鲁春阳.重庆地票制度的功能及问题探析[J].中国行政管理,2011,(12):68-71.
- [2] 郭振杰.“地票”的创新价值及制度突破[J].重庆社会科学,2004,(4):71-75.
- [3] 沈萍.地票交易制度的创新、困境及出路[J].经济法论坛,2010,(00):236-244.
- [4] 梁小青.论重庆地票设计中的制度性风险[J].全国商情(理论研究),2011,(15):12-13.
- [5] 薛婷.浅谈地票制度创新与困境[J].经营管理者,2011,(4):236.
- [6] 覃莉,雷爱先.重庆地票落地的关键环节及改进[J].生产力研究,2012,(1):30-31.
- [7] 刘云生,黄忠.重庆地票交易制度创新面临的几个问题[J].决策导刊,2010,(8):31-33.
- [8] 胡显莉,陈出新.重庆宅基地地票交易中的农民权益保护问题分析[J].重庆理工大学学报(社会科学),2011,25(11):57-61.
- [9] 重庆市国土资源和房屋管理局,等.重庆地票政策实用指南[M].重庆:西南师范大学出版社,2011:4,6-7,40.

(本文责编:仲济香)

(上接第27页)

- [9] 罗珍.上市公司绩效动态综合评价方法研究[D].长沙:湖南大学,2009:18-23.
- [10] 鲍艳,胡振琪,王建峰,等.层次分析法在土地开发中的适宜性评价[J].西安科技大学学报,2005,25(2):179-182.
- [11] 沈菊琴,王英,陆庆春.工程移民系统和谐性分析[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2004,6(3):33-36.
- [12] 陈红奎.中国农村社会发展和和谐度的分析与评价[D].北京:中国农业科学院,2009:24-25.
- [13] 张跃威.基于投入产出分析的浙江省建筑业发展和和谐度评价体系研究[D].杭州:浙江大学,2010:59-60.
- [14] 王济干,张婕,董增川.水资源配置的和谐性分析[J].河海大学学报(自然科学版),2003,31(6):702-705.
- [15] 郭亚军.综合评价理论与方法[M].北京:科学出版社,2002:16-18.

(本文责编:郎海鸥)

059

土地保有税对工业企业土地利用效率影响研究

——基于江苏省的典型企业调查

邹伟, 赵杰, 吴群

(南京农业大学公共管理学院, 江苏南京 210095)

摘要: 研究目的: 系统地考察土地保有税对工业企业土地利用效率的影响, 为国家宏观调控提供依据。研究方法: 计量模型法、问卷调查法、区域比较法。研究结果: 土地保有税对工业企业的土地利用效率具有显著正向影响, 同时, 这种影响具有较大的区域差异和行业差异。研究结论: 可以利用土地保有税对工业企业的土地利用行为进行调控, 但要注意制度安排的差别化, 并建议实施从价土地保有税。

关键词: 土地制度; 土地保有税; 工业用地效率; 不同区域; 江苏省

中图分类号: F301.2

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2014)01-0060-08

DOI:10.13708/j.cnki.cn11-2640.2014.01.009

Impact of Property Tax on Land Use Behavior of Industries: Evidences from Typical Industrial Enterprises in Jiangsu Province

ZOU Wei, ZHAO Jie, WU Qun

(College of Public Management, Nanjing Agricultural university, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this paper aimed to examine the impact of property tax on the land use behaviors of industrial, providing suggestions for regulations at macro-level. The methods used include econometrics, survey and regional comparison. The result reveals that property tax has significantly positive effect on industrial land use behavior. Meanwhile, the effect varies largely in different areas and industries. The conclusion is that, adjustment could be made through industrial land use behavior under property tax, however, different arrangement should be considered, and property tax should be levied by means of ad valorem.

Key words: land institution; property tax; land use behavior of industries; different zones; Jiangsu Province

1 问题的提出

21世纪初到2020年是中国经济发展的重要战略机遇期, 党的十八大报告提出要坚持走中国特色新型工业

收稿日期: 2013-07-29

修稿日期: 2013-08-24

基金项目: 国家社科基金后期资助项目(12FGL005); 国家自然科学基金重点项目(71233004); 教育新世纪优秀人才支撑计划(NCET-13-0867)。

第一作者: 邹伟(1972-), 男, 四川渠县人, 博士, 副教授。主要研究方向为土地财税与金融, 农地制度与农户行为。E-mail: njauzw@126.com

通讯作者: 吴群(1964-), 男, 江苏兴化人, 博士, 教授, 博士生导师。主要研究方向为土地经济与管理、不动产评估与管理。

E-mail: wuqun@njau.edu.cn

关于我国开征农地使用税的探析*

邹伟 綦海萌

[摘要] 免征农业税只是农村税费改革的一个短期行为,从长远发展来看,开征农地使用税应是大势所趋。开征农地使用税,既是调节农地资源配置、筹集农村发展资金、实现税收公平的需要,也是与国际接轨、增强农民纳税意识的需要,同时城镇土地使用税的设立也为其提供了理论和实践的可行。本文认为,开征农地使用税,应对征税范围和纳税对象、税基选择、税率确定、税收减免和税收收入归属做出明确的界定,同时还应从其它税收制度调整、加强立法、完善农地分等定级、强化农地产权登记等方面创造良好的制度环境。

[关键词] 农村税费 农地使用税 制度环境

[中图分类号] F321.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1003-7470(2011)-04-0049(04)

[作者] 邹伟 副教授 南京农业大学公共管理学院 江苏南京 210095

綦海萌 南京农业大学公共管理学院 江苏南京 210095

2006年起,与农地密切相关的农业税全面免征。这一政策的实施,对于减轻农民负担,增加农业投入发挥了较好地积极作用,有利于提高土地利用效益。^[1]然而,由于农业税取消后,增值税、个人所得税等税种没有向农村延伸,“三农”基本上游离于税收体系,带来了乡镇财政收入减少、农业基础设施投入滞后、农业管理职能缺位、农村社会矛盾增多等问题和不足。^{[2][3][4]}农业税减免后,农民对化肥、农药、机械灌溉等方面投入的增多,带来了土地退化、次生盐碱化等土地环境和利用条件的破坏增加,不利于长远利益的增长。^[5]也有学者研究认为,农业税减免和农户生产投入变化之间没有明显的因果关系,对农业生产投入增长的激励作用有限。^[6]一些学者的研究还表明,农业税减免政策对经济增长率的长期效应为零,只是对农业部门的收入水平有着一次性影响,对降低城乡收入差距并不能产生显著影响。^{[7][8]}原有农业税作为政府控制分配的手段,其未能在农业市场化、现代化中起杠杆作

用,需要进行必要的改革,但取消农业税收,调整农业政策的制度优势、政策工具就消失了。^[9]税收作为一种宏观调控手段,既具有财政功能,更应体现出一定的资源配置功能,全面免征农业税带来了农地税收的缺失,丧失了政府对农地资源利用调控的税收手段运用。因此,从长远来看,农业税减免还需要进行综合的配套改革,而开征有别于原农业税的农地使用税应当成为改革的重要内容,这既有利于实现农地资源的合理流转、规模经营和集约利用,也有利于推进城乡统一税制建设。

一、开征农地使用税的必要性

开征农地使用税是一项涉及面较广的税制改革,一旦实行,将触及数亿农民的利益问题,因此,需有充足的理由和重要的意义。

1. 调节土地资源配置的需要

随着农村市场经济体制改革的逐步建立和社会主义新农村建设的深入推进,农地资源的优化配置

* 本文系江苏省教育厅高校哲学社会科学研究指导项目“地方政府、基层组织在农地流转中的作用与角色研究”(编号:2010SJD630060)、上海市社科规划一般项目“上海郊区农村土地承包权流转与农户权益保护研究”(编号:2010BJB003)的部分研究成果。

留地安置政策下农户的土地增值收益共享性研究

——以杭州市三义社区为例

唐焱, 张卫卫

(南京农业大学公共管理学院, 江苏南京 210095)

摘要: 研究目的: 对留地安置下农户土地增值收益共享性进行研究。研究方法: 基于包容性增长理论对收益共享的内涵进行分析, 构建留地安置下农户土地增值收益共享指标体系, 以杭州市三义社区为例进行了实证研究。研究结果: (1) 农户土地收益共享性的模糊评价值为0.6030, 农户土地收益共享性处于中等偏上水平, 其中, 收益共享的权利公平、机会均等、规则公平和结果公平的模糊值分别为0.4993、0.7153、0.6077和0.6877, 农户土地收益共享的权利公平性较低。(2) 收益共享的权利公平和规则公平的权重较大, 分别为0.6904和0.4980, 说明收益共享的权利公平和规则公平是影响农户土地收益共享水平的重要因素。研究结论: (1) 留地安置政策下, 农民参与土地增值收益分配的权利得到一定程度的保障; 征地补偿的市场化程度有所提高, 提高了农户维持长远生计的能力; 农民的生活保障和环境有一定改善。(2) 农户的知情权、表达权、公众监督权以及集体资产管理规范程度较低, 集体在留用地资产经营管理体制健全及有效监督方面也有待进一步完善。

关键词: 土地经济; 土地增值收益; 收益共享; 留地安置; 农户; 杭州

中图分类号: F301.3

文献标识码:

文章编号:

Study on farmers' right of land revenue sharing under the policy of land usufruct returning: Take Sancha community in Hangzhou for Example

TANG Yan, ZHANG Wei-wei

(College of Land Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purposes of this paper is to analyze the farmers' right of land revenue sharing under the policy of land usufruct returning. Based on the theory of inclusive growth, firstly, this paper analyses the meaning of land revenue sharing, then constructs the index system of land revenue sharing under the policy of land usufruct returning and take the Sancha community in Hangzhou as an example for empirical study. The results show that the fuzzy evaluation value of farmers' land revenue sharing is 0.6030, within upper-middle level, the fuzzy values of fair rights, equal opportunities, fair rules and fair results are 0.4993, 0.7153, 0.6077 and 0.6877, respectively, this means that farmers' right to share the land revenue is relatively unequal. The fair right and fair rules of land revenue sharing have greater weight: 0.6904 and 0.4980.

收稿日期: 2016-05-11; 修稿日期: 2016-08-22

基金项目: 国家自然科学基金项目(71573132); 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(13ZD014); 江苏省高校哲学社会科学重点重大项目(2015ZDAXM006)

第一作者: 唐焱(1968-), 女, 四川涪溪人, 教授, 博士。主要研究方向为土地经济与政策、不动产评估与管理。E-mail: ty@njau.edu.cn

DOI: 10.13872/j.1000-0275.2015.0088

唐焱, 张玲燕. 农地保障功能被替代程度的地区差异及对农户农地转出意愿的影响研究——基于江苏省 303 个农户的调查[J]. 农业现代化研究, 2015, 36(6): 000-000.

Tang Y, Zhang L Y. Research on the differences of the substitution degrees of farmland security function among regions and their influences on farmer's willingness to transfer out farmland based on rural household survey data in Jiangsu province[J]. Research of Agricultural Modernization, 2015, 36(6): 000-000.

农地保障功能被替代程度的地区差异及对农户农地转出意愿的影响研究

——基于江苏省 303 个农户的调查

唐焱, 张玲燕*

(南京农业大学公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 利用农户层面的调查数据, 采用模型分析法和比较研究法, 分析农地保障功能被替代程度的地区差异, 探讨农地保障功能被替代程度对农户农地转出意愿的影响。结果表明, 在江苏省经济发展水平不同的地区, 农地保障功能被替代程度具有显著的差异; 在无锡和南通, 农地就业保障被替代程度和经济保障被替代程度愈大, 农户愈是愿意转出农地。经济发展水平愈高, 这种影响程度就愈大; 在无锡农地基本生活保障被替代程度对农户农地转出意愿有微弱的负影响, 南通农地基本生活保障功能被替代程度对农户农地转出意愿的影响不显著。增加农民的非农收入, 提高农民收入多元化的程度, 是加快农地流转, 实现农地规模化经营的根本途径。在农地流转制度设计过程中要尊重农民的农地流转意愿。

关键词: 农地保障功能; 农地流转; 被替代; 影响; 模型分析

中图分类号: F224.9

文献标识码: A

文章编号: 1000-0275(2015)0

Research on the differences of the substitution degrees of farmland security function among regions and their influences on farmer's willingness to transfer out farmland based on rural household survey data in Jiangsu province

TANG Yan, ZHANG Ling-yan

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing, Jiangsu 210095, China)

Abstract: Based on the survey data of 303 farmers in Jiangsu province and applying model analysis and comparative study methods, this paper analyzed the differences of the substitution degrees of farmland security function among different regions and the influencing factors on the farmers' willingness to transfer out their farmland. Results show that in areas with different levels of economy development in Jiangsu Province, the substitution degrees of farmland security function have significant differences. And the influence of the substitution degrees of farmland security function on farmers' willingness to transfer out their farmland is consistent: the higher the substitution degree of farmland employment and economic security functions are the more farmland farmers are willing to transfer out and the higher level of the economic development imposes larger influence. Results also show that farmland basic living security has weak negative influence on farmers' willingness to transfer out their farmland in Wuxi, but the influence is not significant in Nantong. Increasing the non-agricultural income and the degree of the income diversification of farmers is a fundamental approach to speeding up the farmland transfer and realizing the land scale management. This paper suggests to respect farmers' willingness to transfer out their farmland in the process of designing the system of farmland circulation.

Key words: farmland security function; farmland circulation; substitution; influence; model analysis

2013 年中央一号文件提出创新农业生产经营体制, 坚持有偿自愿的原则, 引导农村土地承包经营权有序流转, 鼓励和支持承包地向专业大户、家庭农场、农民合作社流转, 发展多种形式的适度规模经营。农地流转问题已经成为国家高度重视的问题。长

期以来, 由于我国所具有的特殊国情, 造成了我国的社会保障制度的二元性。社会保障制度存在严重的“碎片化”现象, 农村的社会保障问题长期得不到足够重视^①。农村居民在医疗、养老、就业等方面与城镇居民相比有着极大差距, 占人口 80% 的农村居民

基金项目: 教育部人文社会科学研究项目(12YJA840023); 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目(13JZD014)。

作者简介: 唐焱(1968-), 女, 四川蓬溪人, 博士, 教授, 主要从事土地经济与管理、不动产估价研究, E-mail: ty@njau.edu.cn; 通讯作者: 张玲燕(1988-), 女, 蒙古族, 江苏南京人, 硕士研究生, 主要从事经济与管理、不动产估价研究, E-mail: 15194884167@126.com。

收稿日期: 2014-10-28, 修回日期: 2015-05-23

长期游离于社会保障体系之外。自上个世纪70年代末实行家庭联产承包责任制,农民基于其“集体成员权”而分得的土地不仅具有生产功能,还具有保障功能^[1]。因而,农民不愿轻易将其所拥有的农地流转出去。农地保障功能对农地转出的阻碍作用直接影响着整个农地流转的市场。自2003年实施《农村土地承包法》以来,农地流转虽然有所加快,但是整体上还是零星的、分散的,农地规模经营没有根本性突破,滞后于农业现代化的要求^[2]。

随着我国市场经济的发展,土地收入占农民家庭收入的比重下降,在一定程度上弱化了农地的保障功能^[3]。那么,在经济发展水平不同的地区,农地保障功能被替代的程度是否具有地区差异?农地保障功能被替代是否能提高农户农地转出意愿?农地保障功能被替代程度对农户农地转出意愿有怎样的影响?

现有研究认为,农地的保障功能是阻碍农地流转的重要因素。何宏莲和王威武分析了农地规模经营与农村社会保障制度的关联性,认为农地承载的社会保障功能限制了农地的自由交易,阻碍了农村土地承包经营权流转,只有通过土地资本化运作,可替代土地的保障功能。同时进行与农地制度改革互动的农村社会保障制度建设,才能实现农村社会保障制度体系的整体发展,进而推进农地流转与规模经营^[4]。沈晓丰认为,只有解决好农民的社会保障问题,才能促使农民最终放弃他们作为基本生活保障的土地,使农地规模经营成为可能^[5]。邹温鹏等认为农地的社会保障功能是否被替代是决定土地流转的关键^[6],然而未进行实证分析和验证。并且其构建的农地保障功能可替代程度指标中,农地生产功能可替代程度这一指标对农地流转指示作用不清晰,不能作为影响农户农地流转意愿的因素。纵观已有的关于农地保障功能与农地流转关系研究,大部分学者都只是定性分析,没有做定量研究。因此,本研究利用农户层面的数据,采用模型分析法和比较研究法,分析农地保障功能被替代程度的地区差异,探讨农地保障功能被替代程度对农户农地转出意愿的影响,为农地流转制度设计提供依据。

1 相关内涵界定

1.1 农地保障功能

已有研究根据农地保障功能的表现形式和作用,将农地的保障功能划分为最低生活保障、养老保障、医疗保障、就业保障^[7]。也有研究认为农地对农民有多重效用,包括基本生活保障效用、就业机会效

用、直接经济效用等^[8]。两种分类的区别仅在于划分程度的高低。农地最低生活保障、养老保障和医疗保障这三项可以归并,合为农地基本生活保障。因此,本文将农地保障功能分为基本生活保障、就业保障和经济保障。

基本生活保障是指农地为农民供给衣食,是农民养老、看病、维持日常生活开支的基础。在传统社会中,土地是农村家庭最主要的生活保障。就业保障是指土地为农民提供生产场所,农民通过自身的劳动与其他生产资料相结合产生了收益,从土地上获取报酬,实际上是农民自己雇佣自己,土地为农民提供了就业机会^[9]。农地的经济保障是指农地作为农户的重要收入来源,可以为农户家庭提供经济收入。农民既可以自己经营土地获得净收益,也可以将土地出租出去,获得地租,用于农民除基本生活之外的其他支出,如婚丧嫁娶。

1.2 农地保障功被替代程度

由于我国农村社会保障的缺失,在市场经济和非农就业未出现以前,农民的基本生活保障全部依赖于农地。农地承载着农户全部的基本生活保障、就业保障和经济保障。随着市场经济的发展和工业化、城市化进程的加快,农民就业日益多样化,收入多元化^[10]。农村劳动力非农就业增加,农业收入占农民收入中的比重下降,非农收入在农民收入中的比重上升,农地保障功能在一定程度上被替代^[11]。从全国来看,在农民收入日益多元化的背景下,源于农业的收入占农户家庭净收入的比重呈现出逐年递减的趋势。在非农经济发达的地区,这种趋势更是明显,土地所能起的保障作用已日益减弱。梁鸿的研究结果表明,在苏南农村,仅有18.4%的农村家庭能够依靠土地保障来维持其基本生活水平^[12]。农民利用其非农收入可以自由地到市场上购买衣食、保障基本生活,此时农地的保障功能不同程度地被替代。农地保障功能被替代程度是指农户通过非农就业和多元化的非农收入能够在多大程度上替代农地保障,满足农户的基本生活、就业和经济的需要。

根据农地保障功能的划分,将农地保障功能被替代程度划分为基本生活保障被替代程度、就业保障被替代程度、经济保障被替代程度。

1.3 农地转出

当前我国农地转出方式主要有农地转包、农地入股、反租倒包和退出(如“土地换保障”)。不同的农地转出方式具有不同的性质。总体上归为两类,一类是退出农地承包权的农地转出方式,一类是保留农地承包权,仅将经营权转给他人。本研究所指的农地

转出仅指农村集体土地经营权的转出, 不包括承包权的转出。

2 研究方法

2.1 研究区域概况

在选择研究区域时, 主要考虑了三点: 一是研究区域内非农就业机会较多, 农户离农率比较高; 二是农地流转频繁; 三是样本区域经济发展水平有显著的差异性。基于此, 选择无锡市和南通市作为样本区。江苏省经济持续高速增长背景下, 苏南(南京、镇江、常州、无锡、苏州)、苏中(扬州、泰州、南通市)、苏北(徐州、淮阴、宿迁、连云港、盐城市)地区经济发展水平自南由中往北逐步走低, 区域梯度层次分明, 区域经济差异化特征明显。2013年江苏13市人均GDP排名无锡第一位, 南通第七位。近年来, 江苏省认真贯彻落实中央的相关政策要求, 加快土地适度规模经营和现代农业建设步伐, 积极引导和推进农地规范有序流转, 取得了较大成效。但在不同地区之间农地流转的发展水平存在较大差异^[4]。

无锡是沿海城市, 地处江苏省南部、中国经济发达的长江三角洲中部。是中国重要的经济中心城市、区域性交通枢纽和著名的旅游胜地, 非农产业发达。耕地面积 13.95 万 hm^2 , 近五年来农作物种植面积保持平稳。农作物以水稻、小麦、蔬菜、油菜为主。2013年农民人均纯收入 20 578 元, 总人口 472.23 万人, 其中农业人口 274.20 万人, 农村从业人员 115.10 万人, 农村劳动力转移数量 75.45 万人, 随着农村劳动力的转移, 农地流转频繁, 流转形式多样。在无锡地区农地的保障功能已经非常小, 有研究表明, 无锡地区土地收入不能满足家庭日常生活开支的人占被调查者总数达到 88.99%, 农民兼业及非农就业现象较为普遍, 而且非农工作稳定性较高, 大多数人认为土地已不能满足其家庭日常生活开支, 超过半数以上的人不愿意继续种地^[5]。

南通市属于江苏省中部地区, 由于自然条件和经济基础条件的差异, 其经济发展水平远低于无锡地区。耕地面积 46.85 万 hm^2 , 随着经济的发展, 农业生产也有了进步, 其农地转出在苏中具有代表性。2013年农民人均纯收入 14 754 元, 总人口 766.51 万人, 其中农业人口 459.14 万人, 农村从业人员 180.76 万人, 农村劳动力转移数量 125.17 万人, 半数以上的农村劳动力由农业部门转移到非农业部门, 农地流转频繁, 农地转出具有主体多元化、形式多样化、成效显性化、流转内部化的特征。流转主体主要是农户、企业或者其他组织; 转出形式主要是转包、

转让、互换和请人代耕; 成效显性化主要体现在农地转出频繁、转出范围大、转出已初具规模; 转出内部化主要体现在农地流转主要在熟人之间进行。

2.2 农地保障功能被替代程度指标构建及测算

2.2.1 基本生活保障被替代程度指标构建及测算 农地基本生活保障被替代程度是指农户通过非农收入能够在多大程度上替代农地保障, 以维持最低生活支出、医疗支出、养老支出。用公式表示:

$$R_g = \frac{r_a}{C} \quad (1)$$

式中: R_g 表示农地基本生活保障被替代程度; r_a 表示农户非农纯收入, 主要包括农户工资性收入、财产性收入和转移性收入两大部分; C 表示维持农户基本生活所需的费用, 包括食品支出、医疗费用、养老保险费用及住房费用。

2.2.2 就业保障被替代程度指标构建及测算 农地就业保障被替代程度是农户家庭成员中从事非农劳动或兼业的劳动力占农户家庭总劳动力的比重^[7]。考虑到农业生产的季节性, 农户的农业劳动也是季节性的。通常情况下即使是单纯从事农业劳动的农户一年中从事农业劳动的时间也是一定的。因此有许多兼业农户, 这些兼业农户劳动力的统计需要进行处理。

$$R_l = \frac{L_a + L_b}{N} \quad (2)$$

$$L_b = \sum_{i=1}^N \frac{T_i}{12-t} \quad (3)$$

式中: R_l 表示农地就业保障被替代程度, L_a 表示农户全年在外打工的农村劳动力人数, L_b 表示兼业劳动力人数, N 表示农户家庭劳动力人数, T_i 表示农户家庭第 i 个兼业成员实际从事非农劳动的时间, t 表示调查区域每年从事农业劳动的时间。

2.2.3 经济保障被替代程度指标构建及测算 农地经济保障被替代程度是农户非农收入在多大程度上替代农业收入, 用非农收入占家庭总收入的比重表示。

$$R_e = \frac{r_a}{r_b} \quad (4)$$

式中: R_e 表示农地经济保障被替代程度; r_b 表示农户总净收入, 包括农业纯收入和非农纯收入两大部分。

分别计算两个样本区的农户农地保障功能被替代程度。

2.3 变量选择

在对农户农地转出意愿深入分析并结合实际的基础上, 本研究的自变量包括解释变量和控制变量。解释变量包括农地基本生活保障被替代程度、就业保障被替代程度和经济保障被替代程度。控制变量

主要包括户主年龄、受教育程度、非农工作的稳定性、参加社保的数量以及满意度。但是这些变量只是辅助性的,因此在后面的回归结果的分析部分,不予以说明。变量的具体定义与赋值见表1。

表1 变量定义与赋值
Table 1 Variable definitions and assignments

变量	变量类型	变量解释及赋值
农地基本生活保障被替代程度		农地转出前农户农地基本生活保障被替代程度
农地就业保障被替代程度		农地转出前农户农地就业保障被替代程度
农地经济保障被替代程度		农地转出前农户农地经济保障被替代程度
农地面积		农户家庭实际拥有的原始承包地面积
户主年龄(岁)	虚拟变量	1:<20,2:20-29,3:30-39,4:40-49,5:50-59,6:>59
非农工作的稳定性	虚拟变量	1:不稳定,2:较稳定,3:稳定
参加社保数量	虚拟变量	农户家庭成员参加的社保数量
对保障的满意程度	虚拟变量	1:不满意,2:不太满意,3:基本满意,4:比较满意,5:非常满意
户主受教育程度	虚拟变量	1:文盲,2:小学,3:初中,4:高中,5:技校,6:职高,7:专科,8:本科及以上

2.4 模型选择

农户农地转出意愿是一个二分变量,设 li 表示农户农地转出意愿情况: $li=1$ 表示“农户愿意转出农地”; $li=0$ 表示“农户不愿意转出农地”,计量模型为:

$$P_i(Y_i=1 | X_i) = \frac{1}{1 + e^{-\beta_0 - \beta_1 X_i}} \quad (5)$$

式中: X_i 为影响因素向量, β_i 为系数向量,表示解释变量 x 增加一单位将引起“对数几率比”的边际变化。在计量检验中一般运用 Logistic 模型对此类二分选择模型进行估计,系数向量(β_i)及其符号只能表示自变量对因变量取 1 或 0 的影响方向。而无法得知其影响程度如何。因此,仅估算系数还不够,通常还需求出概率对 X_i 的偏导数,表示 X_i 对概率的发生比。本研究使用社会统计软件 stata12.0 进行计量分析。

2.5 数据来源与处理

本研究所用的资料来源于 2014 年对无锡市和南通市所作的农户调查。该次调查共发放问卷 330 份,收回问卷 314 份,剔除无地农民以及聚类分析中含有异常值的问卷,有效问卷 306 份,有效问卷率 92.12%。无锡市 173 份,南通市 133 份。在探究农地保障功能差异的方法的选取上,由于无锡和南通是两个独立样本,符合 t 检验的条件,并且 t 检验比其他检验方法,结果更精确,因此运用 t 检验。

3 实证结果与分析

3.1 样本特征描述

本研究实地调研了无锡和南通的农户农地转出意愿、农户非农收入、农户家庭农业收入、农户基本生活支出、非农劳动力人数、劳动力人数、户主年龄、非农工作的稳定性、参保数量、对现有保障的满意度等数据。我国农业生产的主体是以农户为单位的,受几千年家长制观念的影响,户主在家庭决策中起决

定作用,占据主导地位。因此,在调查研究中以农户为单位深入调查。对于农户农地转出意愿数据的采集主要是依据户主的意愿。调查方式和方法合理,能够最大程度真实的反映农户意愿。

从样本的分布可以看出,在无锡,愿意转出农地的农户比例为 91.33%,不愿意转出农地的农户比例为 8.67%;南通愿意转出农地的农户比例为 54.14%,不愿意转出农地的农户比例为 45.86%(表 2)。南通的农户离农意愿显著低于无锡。

从农户家庭收入来看,无锡和南通农户家庭非农月收入主要集中在 1 000-5 000 元和 5 000-10 000 元这两个层次。农户家庭非农收入显著高于农业收入;在就业方面,无锡家庭非农就业人数为 3 的比例最高,南通非农就业人数为 2 的比例最高。而且无锡非农就业的稳定性总体上高于南通。

3.2 农地保障功能被替代程度的地区差异分析

农地基本生活保障被替代程度没有显著的地区差异(表 3)。这主要是因为经济发展水平不同的地区,物价水平等经济环境不同导致农民保障基本生活所需的成本不同。经济越发达的地区,虽然农民非农收入较高,但是物价也较高,维持基本生活所需要的成本也越高;而在经济发展水平较低的地区,物价较低,维持基本生活所需要的成本也较低。从 2011-2013 年无锡农户家庭平均工资性收入为 14 064 元,平均基本生活消费支出为 12 017 元,南通农户家庭平均工资水平 7 844.4 元,平均基本生活消费支出为 9 174.5 元。

农地就业保障被替代程度和经济保障被替代程度具有显著的地区差异(表 3)。由于工业产品和服务产品的附加值高于农业产品的附加值,所以当农业受到非农经济发展的冲击时,人力资本向高附加值部门流动,必然牺牲掉农业。经济发展水平越高,工业产品和服务产品越多,对农业的冲击也就

表 2 样本个体及家庭基本特征描述
Table 2 Sample of individuals and families describing the basic features

样本特征	分类	无锡		南通	
		样本数	所占比例(%)	样本数	所占比例(%)
农户农地转出意愿	愿意	158	91.33	72	54.14
	不愿意	15	8.67	61	45.86
农户非农收入(元/月)	<1 000	4	2.31	15	11.28
	1 000-5 000	81	46.82	59	44.36
	5 000-10 000	72	41.62	39	29.32
	>10 000	16	9.25	20	15.04
农户家庭农业收入(元/月)	<100	120	69.36	57	42.86
	100-1 000	42	24.28	58	43.61
	>1 000	11	6.36	18	13.53
农户基本生活支出(元/月)	<1 000	17	9.83	18	13.53
	1 000-5 000	151	87.28	107	80.45
	>5 000	5	2.89	8	6.02
非农劳动力人数(人)	1	27	15.61	52	39.10
	2	66	38.15	67	50.38
	≥3	80	46.24	14	10.52
劳动力人数(人)	1	7	4.05	5	3.76
	2	37	21.39	100	75.19
	≥3	129	74.56	28	21.05
户主年龄(岁)	<35	22	12.72	5	3.76
	35-60	138	79.77	107	80.45
	>60	13	7.51	21	15.79
非农工作的稳定性	不稳定	77	44.51	34	25.56
	较稳定	66	38.15	60	45.11
	稳定	30	17.34	39	29.33
参保数量	1	90	52.02	29	21.80
	2	61	35.26	90	67.67
	≥3	22	12.72	14	10.53
对现有保障的满意程度	不满意	21	12.14	2	1.50
	基本满意	36	20.81	49	36.85
	比较满意	96	55.49	82	61.65
	非常满意	20	11.56	0	0.00

表 3 农地保障功能被替代程度的地区差异
Table 3 Regional differences of replacement degree in protection farmland function

变量	区域	样本量	均值	标准误	P 值
基本生活保障被替代程度	无锡	173	2.969	0.206	0.629
	南通	133	2.783	0.347	
就业保障被替代程度	无锡	173	0.702	0.021	0.003***
	南通	133	0.600	0.027	
经济保障被替代程度	无锡	173	0.964	0.007	0.000***
	南通	133	0.600	0.027	

注:***、**、*表示显著水平为1%、5%和10%。

越大,必然导致农民涌向工业和服务业部门。经济发展水平越高的地区,农民非农化程度越高,农户家庭中从事非农就业的农村劳动力人数越多,农户家庭收入结构中,非农收入所占的比重越高。在无锡农户家庭平均非农就业人数为 1.19 人,而在南通农户家庭平均非农就业人数仅为 0.61 人,无锡是南通的两倍;无锡农户家庭非农收入占家庭收入的比重平均为 80%,而南通为 56%。无锡农户家庭就业和收入的非农化程度高于南通。因此,农户就业保障被替代程度和经济保障被替代程度有明显的区域差异。

综合以上的检验结果说明经济发展水平不同的地区农地保障功能被替代程度整体上具有差异性。

3.3 农地保障功能被替代程度对农户转出意愿影响分析

回归结果表明,模型的对数似然值、卡方检验统计量、伪决定系数等指标显示该回归模型显著,模型整体效果良好(表 4)。

无锡农地基本生活保障被替代程度对农户农地转出意愿有微弱的负向影响,在 1%的水平上显著。农地基本生活保障被替代程度每增加 1 个单位,农

表4 研究区域模型参数估计结果(无锡和南通)
Table 4 Result of parameter estimation of the study areas in Wuxi and Nantong

变量	无锡			南通		
	系数	P 值	发生比	系数	P 值	发生比
基本生活保障被替代程度	-0.272	0.006***	0.762	0.021	0.678	1.021
就业保障被替代程度	3.239	0.080**	25.497	0.865	0.020**	2.376
经济保障被替代程度	20.273	0.000***	6.38×10^8	2.877	0.028**	17.765
户主年龄	-0.069	0.181	0.933	-0.033	0.219	0.967
农地面积	-0.375	0.054*	0.687	0.154	0.265	1.166
非农工作的稳定性	-0.466	0.508	0.628	0.229	0.474	1.258
参加社保数量	0.777	0.060*	2.175	-0.728	0.040**	0.483
对保障的满意度	-0.651	0.162	0.522	0.536	0.177	1.710
户主受教育程度	0.634	0.029**	1.886	0.471	0.137	1.602
卡方检验统计量		49.510			37.450	
无效假设检验		0.000			0.000	
决定系数		0.517			0.506	
对数似然值		-23.168			-72.226	

户农地转出意愿就会减少 0.76 个单位,这与无锡的实际情况是吻合的。江苏省是我国经济最发达的省份之一,而无锡的经济地位在江苏省举足轻重,农民非农收入增加,生活水平大幅度提高,温饱问题已经不是主要问题,对农民来说土地不再是基本生活资料的来源,农户更看重的是农地价值的增值,比如当农地被征收后财富的增加。

就业保障被替代程度对农户农地转出意愿有显著的正向影响,在 5%的水平上显著。就业保障被替代程度越高,农户越是愿意转出农地。就业保障被替代程度每增加 1 个单位,农户农地转出意愿就会增加 25.49 个单位。土地对农民来说是一种就业的工具,当非农产业发展水平较低,非农就业机会较缺乏时,绝大多数农民只能把土地作为唯一的劳动场所和就业选择;当经济发展水平较高,农民可以有其他的非农就业机会时,农民就把土地作为抵御失业风险的一种手段。农地的就业保障功能对农户的生产决策有重要影响,当农民非农就业较稳定或非农就业收入较高,农地保障功能被替代程度很大时,农户就会愿意将农地流转出去。

经济保障被替代程度对农户农地转出意愿有显著的正向影响,在 1%的水平上显著,经济保障被替代程度越高,农户越是愿意转出农地。经济保障被替代程度每增加 1 个单位,农户农地转出意愿就会增加 6.38×10^8 个单位。由此可见,对农户农地转出意愿影响最大的是农地经济保障被替代程度。农户作为经济决策的主体是充满理智的,在经济活动中,农民所追求的目标是经济利益或效用最大。近些年来,我国城镇化和工业化迅速发展,经济总量不断提高,而农业的发展明显滞后,与非农收入相比较而言,农业比较利益低下。当农地经济保障很大程度被替代

时,农民就会愿意转出农地。此外,随着农民自身价值实现的需求不断增加,较高的收入可以让他们在集体成员中获得更多的尊重和认同,比较利益较高的非农产业必然成为他们的选择。

南通农地基本生活保障被替代程度对农户农地转出意愿的影响不显著;就业保障被替代程度对农户农地转出意愿具有显著的正向影响,在 5%的水平上显著,就业保障被替代程度越高,农户越是愿意转出农地。就业保障被替代程度每增加 1 个单位,农户农地转出意愿就会增加 2.37 个单位;经济保障被替代程度对农户农地转出意愿具有显著的正向影响,在 5%的水平上显著。经济保障被替代程度越高,农户越是愿意转出农地。经济保障被替代程度每增加 1 个单位,农户农地转出意愿就会增加 17.76 个单位。同样,对农户农地转出意愿影响最大的是农地经济保障被替代程度。各个指标对农户农地转出意愿影响的原因与无锡类似,在此不再分析。

从无锡和南通的对比可以看出,无锡的农地就业保障被替代程度和经济保障被替代程度对农户农地转出意愿的影响大于南通。这说明经济越发达,农户农地转出意愿对农地保障功能被替代程度的反应就愈是敏感。这主要是经济发展水平越高,农民的商品意识和非农化意愿就会越强,农民接受信息和处理信息的能力也就越强。农地基本生活保障已不再是农民生产决策的重要依据。农民在决定是否转出农地时更多的考虑的是将农地转出之后是否能获得更好的就业机会,是否能够改善家庭的经济状况,更看重的是务农和非农就业哪个更能满足就业需求和带来更高的经济收益。因此经济发展水平越高,农民在生产决策的过程中,就会更多的考虑就业因素和经济收入因素。

4 结论与建议

4.1 结论

在江苏省经济发展水平不同的地区,农地保障功能被替代程度具有显著的差异。在无锡和南通,农地就业保障被替代程度和经济保障被替代程度愈大,农户愈是愿意转出农地,经济发展水平愈高,这种影响程度就愈大。在无锡,农地基本生活保障被替代程度对农户农地转出意愿有微弱的负影响。南通农地基本生活保障被替代程度对农户农地转出意愿的影响不显著。

4.2 建议

1)加快农地流转,实现农地的规模化经营,最根本的途径是大力发展农村经济和乡镇经济,提高农民非农就业的能力,增加农民的非农收入,提高农民收入多元化的程度,提高农地经济保障被替代程度,而不能仅仅满足于解决农民的温饱。农地规模化经营的实现,要以整个社会工业经济和农业经济的发展为基础。否则加快农地流转,实现农地规模化经营,就是一句空话。

2)尊重农民的农地流转意愿。在调研的过程中存在这样的问题:有的农户虽然将农地流转出去了,但其真实意愿并不愿意转出农地。为了进行新农村建设,推动农业现代化的发展,追求地方政绩的显著卓越,不排除有些地方会违背农民的意愿,强制农民搞规模化经营,强制进行土地流转。因此,在农地流转过程中要遵循“自愿”的原则,但原则的坚持需要一定的制度保障,绝不是口头强调。如果不顾及农民的意愿,脱离当前农村的现实情况,为“流转”而“流转”,极有可能形成类似“经济开发区”建设过程中的

“圈地运动”。

参考文献:

- [1] 何惠珍. 农村社会保障制度建设难题及其破解[J]. 湖南社会科学, 2013(3): 102-105.
- [2] 温铁军. 农民社会保障与土地制度改革[J]. 学习月刊, 2006(10): 21-22.
- [3] 黄丽萍. 农地承包经营权连片流转的困难和对策探讨[J]. 福建论坛: 人文社会科学版, 2010(5): 38-41.
- [4] 黄银. 农村土地制度对新生代农民工市民化的影响与制度创新[J]. 农业现代化研究, 2011, 32(2): 196-199.
- [5] 何宏莲, 王威武. 农地规模经营与农村社会保障制度关联分析[J]. 商业研究, 2011(12): 207-211.
- [6] 沈晓丰. 农村土地的社会保障功能与产出效率分析[J]. 重庆师范学院学报: 哲学社会科学版, 2003(3): 40-45.
- [7] 邹温鹏, 孔祥斌, 关欣, 等. 农户耕地保障功能替代程度测算方法研究[J]. 中国农业大学学报, 2012, 17(3): 143-148.
- [8] 李长健, 张兵, 袁蓉婧, 等. 农村土地的社会保障功能与农村土地制度的完善[J]. 农村经济, 2009(5): 27-29.
- [9] 王克强. 土地对农民基本生活保障效用的实证研究——上海市农民土地决策行为的生存伦理分析[J]. 上海财经大学学报, 2004, 6(6): 10-17.
- [10] 陈希勇. 农村土地社会保障功能: 困境及其对策分析[J]. 农村经济, 2008(8): 85-88.
- [11] 许恒周, 石淑芹. 农民分化对农户农地流转意愿的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(9): 90-96.
- [12] 王瑜, 黄蓓, 杨翠迎. 农村社会保障功能弱化与农村社会保障制度建设[J]. 三农社会, 2011(4): 59-62.
- [13] 梁鸿. 苏南农村家庭土地保障作用研究[J]. 中国人口科学, 2000(5): 32-39.
- [14] 张兰, 冯淑怡, 曲福田. 农地流转地区差异及其成因分析——以江苏省为例[J]. 中国土地科学, 2014(5): 73-80.
- [15] 唐焱, 刘子铭, 李放, 等. 苏南地区农民土地承包经营权置换城镇的意愿研究——基于无锡市惠山区的农户调查[J]. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2012(5): 75-81.

(责任编辑: 童成立)

063

沪宁杭三市土地市场与区域经济协调发展评价研究

付茹, 唐焱, 吴群

(南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 通过构建协调发展度评价模型, 分别对上海、南京、杭州三个城市土地市场与区域经济发展间的协调发展状况进行了评价。结果表明, 2005—2010年沪宁杭三市土地市场与区域经济均处于协调发展状况, 协调发展度处于中等水平且呈现上升态势; 土地市场发育水平滞后于社会经济发展水平; 上海市的协调发展水平最高, 需要着力提高土地市场发育水平, 促进土地市场的发展, 才能保证土地市场与区域经济间的相互促进与协调发展。

关键词: 土地市场; 区域经济; 协调发展

中图分类号: F299.23 **文献标志码:** A **文章编号:** 1005-8141(2014)04-0401-04

Evaluation of Coordinated Development between Urban Land Market and Regional Economy for Shanghai, Nanjing Hangzhou

FU Ru, TANG Yan, WU Qun

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: This paper constructed an evaluation model for the coordinated development degree to evaluate the level of the coordinated development level between urban land market and regional economy for Shanghai, Nanjing and Hangzhou. From 2005 to 2010, the developmental level between land market and regional economy of three cities were all within the range of coordinated development and the overall degree of coordinated development was at middle level and reached an upward trend. The general developmental level of the land market development lagged behind the level of social economy. The coordinated development level in Shanghai was the highest. In the case of the constantly improved level of economic development, we needed to focus on the improvement of land market, continue to promoting the development of the land market, ensure the mutual promotion and the further coordinated development between land market and regional economy.

Key words: land market; regional economy; coordinated development

1 前言

在房地产业发展为国民经济的一个重要产业群体的同时, 土地市场与区域经济的协调发展是土地市场正常运行以及房地产业持续稳定发展的必要条件。目前, 国内学者在土地市场与区域经济之间的关系及相互影响方面取得了一些研究成果。如黄晓宇进行了土地市场与宏观经济关系的理论与实证研究^[1]; 王青、孙康等通过实证研究验证了土地市场对经济增长存在显著影响^[2,3]; 林勇对江苏常州市土地市场发展的经济驱动因子进行了分析^[4]。在土地市场预警的相关研究中, 涉及到土地市场与区域经济发展协调性的定性研究。如孟迪宇认为, 土地一级市场与区域经济的协调发展是土地市场健康运行的必不可少的条件等^[5]。但现有研究关于土地市场与区域经济发展协调性的研究并不多见, 对两者之间协调程度进行定量评价的研究

更鲜见。

本文对上海、南京、杭州三市土地市场与区域经济的协调发展进行了实证研究。在测算“协调度”和“协调发展度”的基础上, 评价了土地市场发育水平与区域经济发展水平的匹配程度, 并对比分析了城市间的差异以及产生的原因, 从而提出合理的政策建议, 以促进土地市场、区域经济的进一步健康发展以及两者的协调发展。

2 城市土地市场与区域经济协调发展内涵

协调是指为了实现系统总体目标, 各子系统或元素间相互协作、配合而形成的一种良性循环, 是多个系统或要素健康发展的保证^[6,7]。在协调发展过程中, 发展是系统运动的指向, 协调则是对这种指向行为的有益约束和规定^[8,9]。城市土地市场与区域经济的协调发展是指城市土地市场与区域经济间或内部要素间在协调约束之下的综合发展, 追求的是整体提高和全局优化。

土地市场与区域经济协调发展的总目标是通过两者的相互影响、相互作用, 实现区域综合发展水平和综合竞争力的提高。两者较高的协调发展水平体现在两个方面, 一是土地市场发育水平与区域经济发展水平

收稿日期: 2014-01-27; 修订日期: 2014-02-25

基金项目: 国土资源部公益性行业科研专项项目“长江三角洲地区土地宏观调控政策支持关键技术研究示范”(编号: 201111011)。

第一作者简介: 付茹(1990-), 女, 山东省济宁人, 硕士研究生, 研究方向为土地经济与不动产评估。

通讯作者简介: 唐焱(1968-), 女, 四川省蓬溪人, 博士, 教授, 主要从事土地经济与不动产评估研究。

相当,即发展水平协调;二是两者都处于较高的发展水平上。

为了对土地市场与区域经济的协调发展进行定量评价,在此引入协调度和协调发展度的概念。协调度是协同作用的量度,是衡量系统间或系统内部要素间协调状况如何的定量指标^[10],为一个状态值^[11,12]。由于协调度无法描述两者是较低发展水平下的协调还是较高发展水平下的协调,所以在此引入协调发展度。协调发展度是衡量各要素整体发展水平高低的定量指标,土地市场与区域经济的协调发展度是表征土地市场与区域经济总体发展水平以及协调发展水平高低的定量指标。本研究中城市土地市场与区域经济协调度是用来度量土地市场发育水平与区域经济发展水平间协调状况好坏程度的定量指标,协调度越高表明协调状况越好。

3 土地市场与区域经济协调发展评价模型构建

3.1 土地市场发育水平与区域经济发展水平评价

本研究采用多因素综合评价法分别对土地市场发育水平和区域经济发展水平进行评价,设 $f(X)$ 与 $g(Y)$ 分别表示城市土地市场发育水平与区域经济发展水平, X_1, X_2, \dots, X_n 分别表示土地市场发育水平的 n 个指标; Y_1, Y_2, \dots, Y_m 分别表示区域经济发展水平的 m 个指标; X'_i, Y'_j 分别表示各指标标准化后的数值, $W(X_i), W(Y_j)$ 分别表示各评价指标权重,则土地市场发育水平与区域经济发展水平表示为: $f(X) = \sum_{i=1}^n X'_i \times W(X_i), g(Y) = \sum_{j=1}^m Y'_j \times W(Y_j)$ 。

3.2 协调发展度评价模型的构建

离差也叫差量,是单项数值与平均值的差值,也指两个数值的差值。离差率是指离差相对于均值的大小。从土地市场与区域经济间较高的协调发展水平的表现可知,土地市场发育水平与区域经济发展水平相当,即两者相协调是其中一个重要方面。两者越协调意味着土地市场发育水平与区域经济发展水间的离差率(离差系数)越小,因此本研究基于离差理论构建协调度模型^[7,9]。

依据离差理论可知,土地市场发育水平与区域经济发展水平间的离差系数 C 可表示为:

$$C = \frac{|f(X) - g(Y)|}{\frac{1}{2}[f(X) + g(Y)]}$$

$$= \sqrt{\frac{[f(X) - g(Y)]^2}{\left\{\frac{1}{2}[f(X) + g(Y)]\right\}^2}}$$

$$= 2 \sqrt{1 - \frac{4f(X) \times g(Y)}{[f(X) + g(Y)]^2}}$$

设 $G = \frac{4f(X) \times g(Y)}{[f(X) + g(Y)]^2}$, 因 $f(X) > 0, g(Y) > 0$,

所以 C 有最小值的充分条件是 G 取最大值。即 G 的取值越大,其离差系数越小,两者就越协调。因此,在此定义 $f(X)$ 与 $g(Y)$ 在某一时刻的协调度为: $G(t) = \frac{4f(X) \times g(Y)}{[f(X) + g(Y)]^2}$ 。从数学角度分析,只有当 $f(X) = g(Y)$ 时, $G(t)$ 才有最大值,表明系统间最协调,即 $G(t) = 1$,故 G 的取值范围为 $[0, 1]$ 。 G 值越大,表明城市土地市场与经济发展水平之间越协调;反之,则越不协调,表明两者处于失调或无序状态。

在城市土地市场与区域经济协调度模型的基础上构建两者的协调发展度模型^[9,13]: $D = \sqrt{G \times T}, T = \alpha \times f(x) + \beta \times g(Y)$ 。式中, D 为协调发展度, G 为协调度, T 为反映城市土地市场与区域经济的整体效益或水平的综合评价指数, α, β 分别表示两者在整体发展水平中所占的比重。根据相关研究^[9,14],按照协调发展度 D 的大小将城市土地市场与区域经济的协调状况划分为7个等级:优质协调(0.90—1.00)、良好协调(0.80—0.90)、中级协调(0.70—0.80)、初级协调(0.60—0.70)、勉强协调(0.50—0.60)、濒临失调(0.40—0.50)、失调(0—0.40)。

4 土地市场发育水平与区域经济协调发展水平评价

4.1 指标体系的建立

运用目标法建立的以土地市场发育水平和经济发展水平评价为总目标的指标体系见表1。

4.2 土地市场发育水平及区域经济发展水平评价

指标权重确定:均方差决策法能使评价对象属性值有较大差异的指标赋予较大的权重,故指标相对权重的大小取决于该指标下各属性值相对离散程度的大小。某项指标各观测值的离散程度越大,其权重系数越大^[15]。土地市场发育水平与经济发展水平在城市之间的差异主要是由差异明显的指标决定,所以指标体系中的某项指标离散程度越大,就应赋予较大的权重,在此利用均方差决策法确定各指标权重。同时,采用极差标准化方法进行数据标准化处理,评价指标体中城乡居民收入比与万元GDP能耗为成本型指标,其余指标均为效益型指标。根据该方法测算得到的权重见表1。

数据来源:本文数据主要来源于《中国国土资源统计年鉴》、《中国国土资源年鉴》、《中国房地产统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《上海统计年鉴》、《南京统计年鉴》和《杭州统计年鉴》。

评价结果: 根据上述方法, 本文分别对沪宁杭三市 2005—2010 年土地市场发育水平 $f(X)$ 与区域经济发展水平 $g(Y)$ 进行评价, 评价结果见表 2。

表 1 评价指标体系

目标层	准则层	指标层	单位	计算说明
土地市场发育水平 (1.0)	市场化配置程度 (0.33)	土地有偿使用率 (0.153)	%	土地有偿使用率=土地出让总面积/土地供给总面积
		土地公开出让率 (0.200)	%	土地公开出让率=招、拍、挂出让土地面积/土地出让总面积
	市场竞争度 (0.470)	主体多样化水平 (0.180)	%	主体多样化水平=非内资房地产企业个数/房地产企业个数
		竞争环境 (0.156)	%	竞争环境=房地产投资总额/固定资产投资总额
价格灵敏度 (0.177)	资金来源多样化水平 (0.134)	%	资金来源多样化水平=房地产资金来源中的外资金额/本年资金来源总额	
	土地价格供给弹性 (0.088)	—	土地价格供给弹性中土地供给量为土地出让面积	
区域经济发展水平 (1.0)	经济规模 (0.289)	GDP (0.097)	亿元	—
		固定资产投资总额 (0.102)	亿元	—
	经济结构 (0.181)	社会消费品零售总额 (0.09)	亿元	—
		第三产业产值比重 (0.084)	%	—
	经济效率 (0.280)	城乡居民收入比 (0.066)	—	城乡居民收入比=城镇居民人均可支配收入/农村居民人均纯收入
		投资产出率 (0.095)	—	投资产出率=GDP/固定资产投资总额
	经济活力 (0.251)	劳动产出率 (0.086)	万元/人	劳动产出率=GDP/就业人口
		万元 GDP 能耗 (0.09)	标准煤/万元	—
	经济活力 (0.251)	GDP 增长率 (0.087)	%	—
		固定资产投资增长率 (0.076)	%	—
经济活力 (0.251)	社会消费品零售总额增长率 (0.088)	%	—	

表 2 土地市场发育水平与区域经济发展水平评价结果

年份	上海		南京		杭州	
	$f(X)$	$g(Y)$	$f(X)$	$g(Y)$	$f(X)$	$g(Y)$
2005	0.5261	0.9192	0.4477	0.2580	0.2907	0.3607
2006	0.4241	1.0553	0.4296	0.2828	0.3230	0.3935
2007	0.4275	1.2849	0.5069	0.3710	0.4773	0.5408
2008	0.5786	1.3832	0.6685	0.4103	0.4458	0.6153
2009	0.4637	1.4312	0.5716	0.4489	0.3720	0.5725
2010	0.7101	1.6565	0.4885	0.5742	0.4789	0.7311

4.3 协调发展状况评价

利用前文构建的协调发展度评价模型对三个城市土地市场与区域经济间的协调发展状况分别进行评价。由于土地市场与区域经济两者之间存在互为因果关系, 两者相互作用^[1], 故认为两者同等重要, 所以在比取 $\alpha=\beta=0.5$, 具体评价结果见表 3。

通过对以上评价结果分析可知, 在整个研究期内沪宁杭三市土地市场发育水平与经济发展水平均处于协调发展状态, 并未出现土地市场发育与区域经

展间的失调现象。但土地市场发育水平总体上滞后于社会经济发展, 三城市的协调发展度总体上处于中等水平且呈上升态势, 上海市的协调发展水平在三个城市中最高。

表 3 城市土地市场与区域经济协调发展度评价结果

城市	年份	$f(X)$	$g(Y)$	G	T	D	协调发展类型
上海	2005	0.5261	0.9192	0.9260	0.3529	0.8180	良好协调土地市场发育滞后
	2006	0.4241	1.0553	0.8180	0.3562	0.7778	中级协调土地市场发育滞后
	2007	0.4275	1.2849	0.7498	0.4390	0.8009	良好协调土地市场发育滞后
	2008	0.5786	1.3832	0.8318	0.5394	0.9083	优质协调土地市场发育滞后
	2009	0.4637	1.4312	0.7398	0.5102	0.8369	良好协调土地市场发育滞后
	2010	0.7101	1.6565	0.8401	0.5314	0.9970	优质协调土地市场发育滞后
南京	2005	0.4477	0.2580	0.9278	0.3257	0.5722	勉强协调经济发展滞后
	2006	0.4296	0.2828	0.9575	0.3883	0.5840	勉强协调经济发展滞后
	2007	0.5069	0.3710	0.9760	0.5091	0.6516	初级协调经济发展滞后
	2008	0.6685	0.4103	0.9427	0.5306	0.7131	中级协调经济发展滞后
	2009	0.5716	0.4489	0.9835	0.4722	0.7091	中级协调经济发展滞后
	2010	0.4885	0.5742	0.9935	0.6050	0.7366	中级协调土地市场发育滞后
杭州	2005	0.2907	0.3607	0.9884	0.7227	0.5674	勉强协调土地市场发展滞后
	2006	0.3230	0.3935	0.9908	0.7397	0.5956	勉强协调土地市场发展滞后
	2007	0.4773	0.5408	0.9961	0.8562	0.7121	中级协调土地市场发展滞后
	2008	0.4458	0.6153	0.9745	0.9809	0.7190	中级协调土地市场发展滞后
	2009	0.3720	0.5725	0.9550	0.9474	0.6715	初级协调土地市场发展滞后
	2010	0.4789	0.7311	0.9566	1.1833	0.7607	中级协调土地市场发展滞后

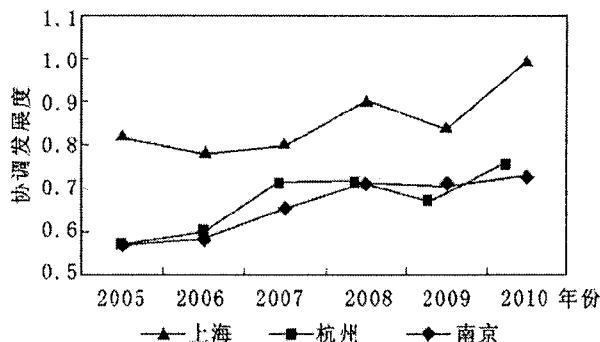


图 1 城市土地市场与区域经济协调发展度变化情况

分析表明: ①图 1 显示, 上海市土地市场与区域经济的协调发展水平 D 要高于其他两个城市, 而表 3 显示上海市土地市场与区域经济的协调度 G 远远落后于其他两个城市。进一步分析发现, 南京、杭州两市土地市场与区域经济的整体发展水平 T 远远低于上海市。所以, 较高的整体发展水平 T, 决定了上海市的协调发展状况处于领先地位。因此, 协调发展水平的提高有赖于土地市场和区域经济的综合发展水平的提高。②通过对三市协调度 G 和整体发展水平 T 的比较分析可知, 各城市间土地市场发育水平差别较小, 而上海市的经济发展水平却遥遥领先, 土地市场发育水平与经济发展水平差距较大, 这是造成上海市协调度 G 最低的原因。所以, 在追求较高的协调发展度的过程中既要考虑整体发展水平的提高, 也要注重系统间的协调。③评价结果显示, 2009 年是整个研究阶段内较特殊的一年。这一年上海与杭州的协调发展度均有

所下降,三个城市的土地市场发育水平均呈大幅下降趋势,其中上海市下降了20%、杭州市下降了17%、南京市下降了15%,南京市的下降趋势持续到了2010年。

结合现实情况的分析可认为,2009年我国土地市场与区域经济间协调发展度的下降是受2008年美国次贷危机滞后效应的表现,2008年美国金融危机强烈冲击了我国房地产业的发展。在金融危机的影响下,长三角地区房地产市场受到退房、降价风波的影响,上海、南京的土地市场则出现了退地现象。尽管央行、财政部等部门积极出台了针对房地产市场的各项“救市”措施,住宅销售市场一定程度上得到回暖,但由于政策执行和传导机制上的滞后性,2009年土地市场发育水平仍出现了下降。

5 结论和政策建议

5.1 结论

本研究通过协调发展度评价模型对上海、南京、杭州三市2005—2010年土地市场与区域经济协调发展状况进行了评价,通过对评价结果的差异和差异产生的原因分析得出以下结论:①在追求较高的协调发展过程中,既要注重整体发展水平的提高,也要确保系统间的协调;②三城市土地市场发育水平总体上滞后于经济发展水平,考虑到我国土地市场起步较晚以及特殊的土地制度,该结论符合国内现状。所以,在经济发展水平不断提高的情况下,需要着力提高土地市场发育水平和不断促进土地市场的发展,才能保证土地市场与区域经济间的相互促进、协调发展,最终提高城市的整体竞争力。

5.2 政策建议

本研究结果表明,研究期内沪宁杭三市土地市场与区域经济处于协调发展的状态,但总体协调发展水平和土地市场发育状况均有待进一步提高,具体可从以下几方面着手:①在保持社会经济持续增长的同时,着力提高土地市场发育水平。经济发展水平的不断提高是必然趋势,而我国土地市场发育缓慢,其发育水平远远落后于区域经济发展,提高两者协调发展水平的关键在于提高土地市场的发育水平,只有这样才能提高两者的协调匹配程度,更好地发挥土地市场与区域经济间的相互促进作用。②提高土地公开出让水平,逐步提升土地市场的市场化配置程度。我国土地出让方式中的划拨和协议出让方式使土地市场上通过“寻租”低价获取土地的行为屡禁不止,大大降低了土地市场的市场化配置水平。因此,在土地市场发展过程中,

要积极推广招标、拍卖、挂牌的公开出让方式,不断提高土地一级市场的公开出让水平,提升土地市场的市场化配置程度。③降低地方政府对土地财政的依赖性,规范地方政府的供地行为。地方政府对土地财政的依赖性导致了以地生财的行为,使土地供给数量过度受到政策影响,大大降低了土地市场的价格灵敏度。因此,土地市场发育水平的提高需要降低地方政府对土地财政的依赖性,规范地方政府的土地供给行为,保证供求机制能在土地市场上真正发挥作用。④拓宽房地产开发的资金来源渠道,增加竞争主体多样性。城市土地市场引致需求市场,其发展受到住房市场发展的直接影响,拓宽房地产开发资金来源渠道有利于吸引外资企业投资,增加资金来源多样性和竞争主体的多样性,提高土地市场的竞争度,进一步促进土地市场健康发展。

参考文献:

- [1] 黄晓宇,蒋妍,雷雷.土地市场与宏观经济关系的理论分析及实证检验[J].中国土地科学,2006,20(4):2-7.
- [2] 王青.土地市场运行对经济增长影响研究[D].南京:南京农业大学博士学位论文,2007.
- [3] 孙康,张洪.土地市场发展对区域经济增长作用的理论分析及实证检验[J].中国集体经济,2011,(6):30-31.
- [4] 林勇.经济发达地区土地市场发展的经济驱动因素研究——以江苏常州为例[D].南京:南京农业大学硕士学位论文,2008.
- [5] 孟迪宇.城市土地一级市场预警系统模型及其应用研究——以北京市居住用地一级市场为例[D].北京:首都经贸大学硕士学位论文,2008.
- [6] 王维国.协调发展的理论与方法研究[D].长春:东北财经大学博士学位论文,1998.
- [7] 张竟竞.天山北坡经济带城乡区域系统关联发展研究[M].北京:中国农业出版社,2010:131-161.
- [8] 樊敏,刘耀林,王汉花.基于协调度模型的城市土地集约利用评价研究[J].测绘科学,2009,34(1):144-146.
- [9] 郑华伟,刘友兆,丑建立.中国城市土地集约利用与生态环境协调发展评价研究[J].水土保持通报,2012,32(1):227-232.
- [10] 孙若梅,曲福印.生态经济与和谐社会[M].北京:社会科学文献出版社,2010:251-261.
- [11] 王西琴.城市化与经济协调发展的实证研究[J].生态经济,2008,(10):29-33.
- [12] 王辉,郭玲玲,宋丽.辽宁省14市经济与环境协调度定量研究[J].地理科学进展,2010,29(4):463-470.
- [13] 李名升,李治,佟连军.经济—环境协调发展的演变及其地区差异分析[J].经济地理,2009,29(10):1634-1640.
- [14] 申金山,宋建民,关柯.城市基础设施与社会经济协调发展的定量评价方法与应用[J].城市环境与城市生态,2000,13(5):10-13.
- [15] 王明涛.多指标综合评价中权重确定的离差、均方差决策方法[J].中国软科学,1999,(8):100-107.

064

基于 Hedonic 模型的城市住宅地价影响因素研究

——以南京市为例

朱传广, 唐焱, 吴群

(南京农业大学 公共管理学院, 南京 210095)

摘要: 基于城市土地二级市场的监测点地价数据, 构建了城市住宅地价及其影响因素的特征价格模型, 分析城市住宅地价影响因素的作用规律。研究发现: 市中心、公交站、地铁站、中学、小学、医院、工业污染和容积率 8 个因子对住宅地价的影响是显著的, 市中心和工业污染是负向影响, 其他因子都是正向影响。人们对于住宅用地所具备的特征考虑如下: 与城市中心区域的远近, 住宅周边的公共交通条件, 住宅所处学区内学校质量, 周边的医疗卫生条件, 环境质量条件等。科学地把握城市土地二级市场上住宅地价影响因素的作用规律对政府相关部门更加合理地配置城市土地资源有重要意义。

关键词: 住宅地价; Hedonic 模型; 土地二级市场; 地价影响因素; 南京市

中图分类号: F301.2

文献标志码: A

文章编号: 1003-2363(2014)03-0156-05

0 引言

随着我国城镇化进程的加快, 大量的农民转为市民, 人们对城市住宅的需求逐渐增加, 从而使当前的住宅供需矛盾更加突出, 住宅价格处于居高不下的状态。住宅地价作为住宅价格的重要组成部分, 其可以反映住宅土地市场的供求状况, 并且作为住宅土地市场运作的重要信息和价值判断标准, 在调节城市土地利用、优化土地资源方面的作用也日益明显^[1]。

目前学者对于城市住宅地价影响因素的研究主要是基于土地出让价格^[2-6], 即分析城市土地一级市场(出让市场)上住宅地价影响因素的作用规律, 而对于城市土地二级市场上住宅地价影响因素作用规律研究甚少。城市土地二级市场主要对应的是房地产的二级和三级市场, 能够直接反映人们对住宅和土地的需求, 因此, 相比于研究土地出让市场, 研究二级土地市场上住宅地价的影响因素, 更能够把握人们对住宅用地特征的需求偏好, 从而为政府在调控城市住宅土地价格水平、优化配置城市资源等方面提供科学引导。监测点地价是指通过评估或市场交易地价修正得到的监测点在一定时点和一定条件下的地价, 其能够反映城市二级土地市场上的住宅地价水平, 因此, 本研究基于住宅用地监

测点地价信息, 应用 Hedonic (特征价格) 模型分析城市住宅地价影响因素的作用规律。

1 研究方法

Hedonic 模型是一种处理异质产品差异特征与产品价格间关系经常采用的模型, 其核心内容是通过分析商品的各种属性, 经过必要的数据收集和处理, 回归得到其价格。国外学者对特征价格模型在城市住宅市场研究的应用较早, 其中, Ridker 最早把特征价格理论应用到住宅市场分析, 他利用特征价格模型分析了环境质量对城市住宅价格的影响^[7]。Walden 基于特征价格模型, 利用美国新泽西州市区的土地交易数据分析城市地价的影响因素, 研究发现在学校质量好的地区, 城市土地价格能比学校质量差的地区高出约 6%^[8]; John Landis 等研究发现临近公路的城市土地价格会相比其他地区降低 5% ~ 10%^[9]; Jacqueline Geoghegan 通过对美国马里兰州的研究发现, 地块面积每增加 1%, 住宅总价格(包含土地价格)增加 0.081%^[10]; Gabriel 对德国柏林市区土地价格进行研究发现地块的容积率每增加 1, 土地平均价格将上升约 24.1%^[11]。

本研究将住宅用地作为一种商品, 地价是这种商品的价格, 同时, 地价的影响因子可以看作此商品的特征。特征价格模型函数形式包含线性形式、半对数形式和对数形式, 受限于影响因子的量化结果, 本研究采用对数线性形式进行分析, 公式为:

$$\ln P = a_0 + \sum_{i=1}^{11} a_i X_i + \varepsilon$$

式中: P 表示住宅用地的价格; a_0 表示常数项; a_i 表示回归系数(即特征价格); X_i 表示城市住宅地价影响因子(住宅用地特征); ε 为误差项。

收稿日期: 2013-09-12; 修回日期: 2014-04-24

基金项目: 国土资源部公益性行业科研专项项目(201111011)

作者简介: 朱传广(1989-), 男, 山东茌平县人, 硕士研究生, 主要从事不动产评估与土地管理研究, (E-mail) zhucg2008@yeah.net.

通讯作者: 唐焱(1968-), 女, 四川蓬溪县人, 教授, 硕士生导师, 博士, 主要从事土地经济与不动产评估研究, (E-mail) ty@njau.edu.cn.

2 实证研究

2.1 研究区概况

本研究以江苏省南京市城区为研究区域,包括玄武区、鼓楼区、白下区、建邺区、秦淮区、下关区、栖霞区和雨花台区(图1)。南京近年来随着经济的快速增长,城市建设也飞速发展,主城区土地区位条件和市场变化较大,城市住宅地价水平(表1)和空间分布发生了很大变化。从表1可以看出,南京市住宅地价水平由2002年的5 707元/m²增长到2012年的8 530元/m²,增长率达到了33.1%。同时,随着地铁1号和2号线的开通以及河西新城和仙林中心区域基础设施的完善,导致南京市部分地区土地价格上涨迅速,从而打破了传统的“单中心圈层”的地价空间分布格局^[2]。

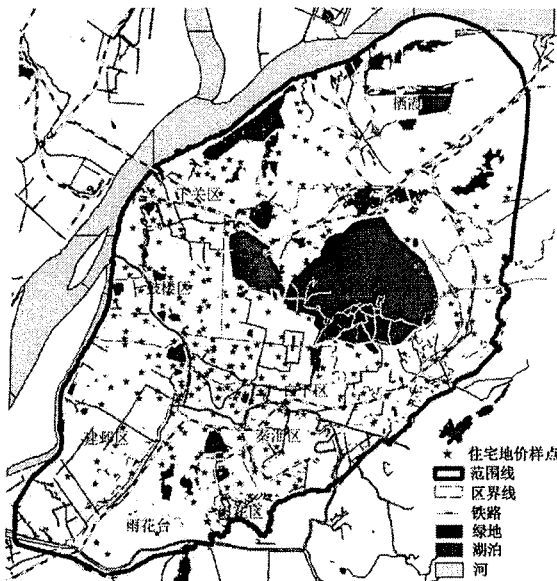


图1 南京市住宅地价样点空间分布

Fig.1 Distribution of Nanjing residential land price samples

表1 南京市住宅地价水平变化 元/m²

Tab.1 The changes of Nanjing residential land price						
年份	2002	2003	2004	2005	2006	2007
住宅地价	5 707	5 853	6 498	6 730	7 086	7 944
年份	2008	2009	2010	2011	2012	
住宅地价	7 091	7 951	8 467	8 605	8 530	

说明:数据来源于中国城市地价动态监测网。

2.2 数据来源及处理

2.2.1 住宅地价样点。本研究的住宅地价样点数据来自2012年南京市城市地价动态监测,住宅地价内涵设定具体为:(1)评估基准日为2012年12月31日;(2)土地使用权年限按国家法定年限,即住宅用地70年;(3)根据各地价区段内同一用途现状平均土地开发程度或2/3以上面积已经达到的宗地红线外基础设施平均水平,宗

地红线内场地平整设定土地开发程度;(4)容积率为监测点所在地价区段的平均容积率。

对监测点位置、信息筛选剔除后选择235个住宅地价样点,利用ArcGIS 9.3绘制南京市住宅地价样点空间分布图(图1),并建立住宅地价样点空间数据库。

2.2.2 住宅地价影响因素选取及量化。城市地价影响因素按影响范围划分为宏观、中观和微观3个层面,即可分为一般因素、区域因素和个别因素^[3]。具体考虑城市中心影响度、交通因素、教育因素、医疗卫生因素、环境因素和个别因素6个方面,选取了市中心(X₁)、公交站(X₂)、地铁站(X₃)、中学(X₄)、小学(X₅)、幼儿园(X₆)、医院(X₇)、噪声污染(X₈)、工业污染(X₉)、公园广场(X₁₀)和容积率(X₁₁)11个影响因子(表2)。其中,市中心为城市信息流密集的区域,此类区域基础设施完善,交通便利,对周边地区的辐射作用很大,能够提高此类区域及周边区域土地投资,加剧土地的稀缺性,从而影响住宅地价水平;公交与地铁作为城市公共交通的主要方式,很大程度上影响着人们的出行便利性,同时,住宅良好的出行条件能够弥补或者提升住宅的区位优势;中学、小学、幼儿园和医院主要考虑的是教育医疗等基础设施对于住宅地价的影响,基础设施完善,相应地也会提升其周边住宅用地的价格;噪声污染、工业污染和公园广场主要考虑的是环境相关因素对住宅地价的影响,随着经济发展水平的提高,人们对居住环境的要求越来越高,周边环境优美,相应地会使地价偏高;容积率主要反映土地的投资强度对于住宅地价的影响。

对表2中南京市住宅地价影响因子进行量化。将所有的影响因子根据其数据来源在ArcGIS 9.3中进行矢量化,并且建立南京市住宅地价影响因子数据库。表2中影响因子量化方式补充如下。

(1)市中心。市中心因子的量化采用ArcGIS 9.3软件中的“Generate Near Table”功能计算所有住宅地价样点到市中心(新街口)的直线距离。

(2)公交站和地铁站。在公交站影响因子量化过程中,不仅考虑监测点周边500m范围内公交站点的个数,同时也考虑公交线路的条数,因此,将不同公交线路经过的同一公交站点进行重复矢量化。例如,南京市卫岗公交站,途经公交车线路为5路、9路、34路、36路、49路、55路、84路、142路、游1路、游2路共10条线路,因此,在量化卫岗公交站点时需量化10次。地铁站的量化方式与公交站相同。

(3)医院。对于医院因子的量化,首先,将南京市医院划分不同等级,并确定不同等级医院的功能分值、作用半径(表3),然后,根据线性递减公式计算医院因子的作用总分值,公式为:

$$F_i = \sum_{j=1}^n f_j (1 - \frac{d_{ij}}{r_j})$$

式中:F_i为第i个住宅地价样点的的医院因子作用总分

表 2 南京市住宅地价影响因子

Tab. 2 The influencing factors of Nanjing residential price

影响因素	影响因子	量化方式	数据来源
城市中心影响度	X_1	监测点与市中心的实测距离	南京市商业网点规划(2004—2010年)
交通因素	X_2	监测点周边 500 m 范围内公交站点个数	南京市百度地图
	X_3	监测点 3 000 m 范围内地铁站点个数	南京市百度地图和南京市交通旅游图(2012年)
教育因素	X_4	监测点所在中学学区功能分(其中,省重点中学 100 分,市重点中学 80 分,普通中学 60 分)	南京市江南八区教育局关于学区规定的相关文件
	X_5	监测点所在小学学区功能分(其中,重点小学 100 分,非重点小学 80 分)	南京市江南八区教育局关于学区规定的相关文件
	X_6	监测点 300 m 范围内包含的不同等级幼儿园功能分总分值(其中,省示范园 30 分,市示范园 25 分,优质园 20 分,标准园 15 分,一般园 10 分)	南京市江南八区教育局关于学区规定的相关文件
医疗卫生因素	X_7	监测点受周边不同等级医院作用的总分值	“99”健康网和南京市百度地图
环境因素	X_8	监测点周边 100 m 范围内高速或者铁路干线的条数	南京市百度地图和南京市交通旅游图(2012年)
	X_9	监测点 1 000 m 范围内污染企业的个数	南京市百度地图
	X_{10}	监测点 1 000 m 范围内公园广场的个数	南京市百度地图和南京市交通旅游图(2012年)
个别因素	X_{11}	基础数据	南京市 2012 年地价动态监测资料

值; f_{ij} 为第 j 等级医院对第 i 个住宅地价样点的作用分值; f_j 为第 j 等级医院功能分值; d_{ij} 为第 i 个住宅地价样点与第 j 等级医院的距离; d_j 为第 j 等级医院的影响半径。

表 3 医院分等、功能分值及作用半径参照表

Tab. 3 The grade, score, radius of hospitals

医院等级	功能分	作用半径/km
三级	50	12
二级	25	8
一级	15	4
社区卫生服务中心	10	1

2.3 回归结果

对南京市住宅地价样点及其影响因子进行描述性统计(表 4)。采用最小二乘法(OLS)进行特征价格模型估计,应用 SPSS 软件中线性回归分析功能的“ENTER”分析方法,将 11 个住宅地价影响因子作为自变量,住宅地价作为因变量进行回归分析,得到回归结果(表 5)和回归系数(表 6)。

表 4 变量描述性统计表

Tab. 4 The descriptive statistics of the variables

变量	最小值	最大值	平均值	标准差
P	3 007.300	41 240.400	11 200.469	6 248.404
X_1	433.671	14 786.392	5 360.587	3 041.979
X_2	0.000	64.000	18.983	10.963
X_3	0.000	13.000	5.060	3.651
X_4	60.000	100.000	81.787	18.997
X_5	80.000	100.000	81.532	5.330
X_6	10.000	55.000	13.617	8.314
X_7	18.804	92.877	70.538	15.872
X_8	0.000	1.000	0.017	0.130
X_9	0.000	6.000	0.430	0.910
X_{10}	0.000	7.000	1.089	1.422
X_{11}	0.500	3.000	1.600	0.298

表 5 住宅地价回归结果

Tab. 5 Regression results of residential land price

统计量	R	R^2	调整后 R^2	估计标准差	F 值	p 值
数值	0.910	0.828	0.820	0.232	97.561	0.000

表 6 住宅地价回归系数表

Tab. 6 Regression coefficient of residential land price

自变量	回归系数	标准误差	标准化回归系数	T 值	p 值
常数项	6.885	0.331	—	20.793	0.000**
X_1	-5.00 E-5	0.000	-0.279	-3.856	0.000**
X_2	0.005	0.002	0.091	2.868	0.005**
X_3	0.014	0.006	0.095	2.202	0.029*
X_4	0.004	0.001	0.151	3.492	0.001**
X_5	0.013	0.003	0.173	4.242	0.000**
X_6	0.002	0.003	0.031	0.777	0.438
X_7	0.006	0.002	0.179	3.163	0.002**
X_8	-0.076	0.121	-0.018	-0.626	0.532
X_9	-0.051	0.018	-0.086	-2.914	0.004**
X_{10}	0.010	0.013	0.025	0.768	0.443
X_{11}	0.327	0.063	0.179	5.193	0.000**

说明:*, ** 分别表示在 5%, 1% 的显著性水平。

从表 5 中看出,模型调整后 R^2 为 0.820,说明因变量住宅地价的 82.0% 可以由自变量解释,模型拟合优度较高;同时,模型的 F 检验值为 97.561,其相伴概率 p 为 $0.000 < 0.01$,因此, F 检验通过,该模型在整体上较显著。通过表 6 看出,并不是所有的影响因子都是显著的,其中,市中心、公交站、中学、小学、医院、工业污染和容积率 8 个因子在 1% 的水平下显著,而地铁站因子在 5% 的水平下显著,幼儿园和噪声污染不显著。根据回归结果得到南京市城市住宅地价及其影响因素的特征价格模型如下:

$$\ln P = 6.885 - 5.00 \times 10^{-5} X_1 + 0.005 X_2 + 0.014 X_3 + 0.004 X_4 + 0.013 X_5 + 0.006 X_7 - 0.051 X_9 + 0.327 X_{11}。$$

2.4 影响因素作用规律分析

2.4.1 住宅用地与市中心的距离越近,住宅地价水平越高。通过回归结果发现,市中心因子标准化后的回归系数为-0.279,在所有显著的影响因子系数中最大,并且其影响是消极的,即住宅用地与市中心的距离越大,其地价水平越低,这也与其他学者应用不同的研究方法研究与市中心距离对城市地价的影响的结果一致,如西方城市空间结构均衡理论^[4]、统计学^[5]等。

南京市新街口地区为传统意义上的商服中心,该地区由于其历史原因形成如今的特殊的区位优势,并且该地区信息密集,基础设施完善,交通便利,地铁1、2号线在此交汇。另外,该地区商业集聚,根据韦伯的区位理论,集聚可以使企业通过外部经济内部化的方法降低经营成本,这样就会加大企业对此类区域土地的需求竞争,加剧土地的稀缺性,相应地使土地价格攀高。总之,距市中心越近,土地上的投资越大,土地的稀缺性加剧,土地的价值增加,土地价格更高。

2.4.2 周边拥有较好的公交和地铁出行条件的住宅用地,其地价水平较高。相比公交对住宅地价的影响,地铁的影响程度更大。选取公交站和地铁站两个因子来反映城市交通对住宅地价的影响,回归结果为公交站因子的影响系数为0.091,地铁站因子的系数为0.095,两者对住宅地价都起着显著的积极影响,即住宅用地周边公交线路越多、能够越多地利用地铁带来的便利,其地价就越高,说明人们在选择住宅时对住宅周边的交通条件关注较大。地铁站的影响程度相对公交站较大,说明地铁相比公交对住宅地价的影响更大。

随着城市私家车的增多,交通阻塞现象越发严重,人们乘坐地铁出行所花费的时间成本相比公交较小,并且地铁的修建能够带动站点周边土地的投资,这也解释了“地铁楼盘”的产生原因。关于地铁站点对周边住宅价格的影响也有学者针对性地进行过研究,并且结果比较一致。如尹爱青等以南京市地铁站点一号线周边的住宅价格为研究对象,发现距地铁站点的距离和住宅价格增幅成反比例关系,即距离地铁站点越远,住宅价格增幅越小^[6];郑捷奋等研究发现深圳地铁站点建设对站点周边住宅价值的影响范围为地铁站点周围400~600m半径的区域,该区域内平均增幅分别为23.03%和16.95%,增幅最高达到30.62%^[7]。

2.4.3 住宅用地所处的学区范围内的中小学质量越高,其住宅地价也越高。中学因子的影响系数为0.151,小学因子为0.173,幼儿园因子不显著,说明中学和小学因子对住宅地价有较为显著的影响。中小学教育是城市居民对孩子成长最关注的教育阶段,人们在选择中小学时,不仅考虑学校距离居住区的远近,更多的是考虑中小学的质量,这样就产生了“学区房”。从某种意义上讲“学区房”是房地产市场的衍生品,同样也是现行教育体制下的一个独特的现象,随着社会竞争的日益激

烈,家长为使孩子能够在教育初期接受良好的教育,花费更多去购买属于教育质量好的小学学区的房产。因此“学区房”相比其他房屋就成为一种稀缺资源,而处于重点中小学学区内的土地相比普通学区竞争更激烈,导致土地的价格更高。

2.4.4 住宅用地周边医疗卫生条件越高或者是越完善,其地价的水平也越高。医院因子的影响系数为0.179,其对住宅地价的影响是正向的,即住宅用地受周边各级医院影响的总分值越高,其地价水平越高。由于我国人口众多,医疗水平普遍不高,尤其是较高技术水平的医院很少,导致医疗资源在我国是一种相对稀缺资源。另外较高水平的医院(如三甲等)一般都位于城市的较优区位,周边交通方便,其高水平的医疗服务能够为相同生活水平的周边居民提供较为便利的服务,这就导致医院周边的住宅市场供不应求,从而提高周边住宅土地的价值。

2.4.5 工业企业对住宅地价有着消极影响,住宅用地周边有工业企业,其地价水平偏低。选取噪声污染、工业污染和公园广场3个因子来反映城市用地周边环境条件对住宅地价的影响。回归结果显示工业污染因子对住宅地价的影响是显著的,并且是消极的,说明住宅用地周边存在工业企业对住宅地价有着不利的影响;虽然噪声污染、公园广场2因子不显著,但是,其回归系数的符号也说明了人们对于噪声较小、空气清新、周边有公园广场等休闲设施的居住用地更加青睐,拥有上述条件的住宅地价也会更高。

2.4.6 容积率越大,住宅地价越高。容积率为建筑总面积与土地总面积的比值,假如设定相同的土地总面积,容积率越大,建筑总面积越大,开发商能够获得的收益也就越高,相应的也会推动土地价格的升高。

3 结论

基于地价动态监测数据,分析了城市土地二级市场上住宅地价影响因素的作用规律,构建了南京市住宅地价及其影响因子的 Hedonic 模型,在选取的11个影响因子中,公交站、地铁站、中学、小学、医院和容积率的影响是正向的,而市中心和工业污染的影响是负向的,人们对于住宅用地所具备的特征一般考虑的是与城市中心区域的远近,住宅周边的公共交通条件,住宅所处学区内学校质量,周边的医疗卫生条件,周边的环境质量条件等。

研究结果可以使政府了解基于城市地价动态监测系统的城市土地二级市场上住宅地价的影响因素,掌握城市内部地价水平不一致产生的原因,从而能够为其制定区域性的地价调控政策、制定城市土地的出让价格以及进行城市基础设施和产业投资提供参考依据。

参考文献:

- [1] 刘琳,刘红玉. 地价与房价关系的经济学分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2003 (7): 27-30.
- [2] 章波,苏东升,黄贤金. 容积率对地价的作用机理及实证研究——以南京市为例 [J]. 地域研究与开发, 2005, 24 (5): 105-109.
- [3] 马智利,杨艳. 重庆市普通住宅地价空间分布与影响因素研究 [J]. 地域研究与开发, 2009, 28 (5): 119-123.
- [4] 秦波,孙亮. 容积率和出让方式对地价的影响 [J]. 中国土地科学, 2010, 24 (3): 70-74.
- [5] 刘洪彬,王秋兵. 基于特征价格模型的城市住宅用地出让价格影响因素研究 [J]. 经济地理, 2011, 31 (6): 1008-1013.
- [6] 严思齐,刘红,胡立兵,等. 住宅用地价格微观影响因素的定量研究——以南京市为例 [J]. 国土资源科技管理, 2011, 28 (4): 7-14.
- [7] Ridker R G, Henning J A. The Determinants of Residential Property Values with Special Reference to Air Pollution [J]. The Review of Economics and Statistics, 1967, (49): 246-257.
- [8] Walden M L. Magnet Schools and the Differential Impact of Quality on Residential Property Values [J]. Journal of Real Estate Research, 1990 (5): 221-230.
- [9] John Landis, Subhrajit Guhathakurta, Zhang Ming. Capitalization of Transit Investments into Single Family Homes Prices [M]. California: University of California Transportation Center, 1994.
- [10] Jacqueline Geoghegan. The Value of Open Spaces in Residential Land Use [J]. Land Use Policy, 2002 (19): 91-98.
- [11] Gabriel M. Ahlfeldt · Wolfgang Maennig. Impact of Sports Arenas on Land Values: Evidence from Berlin [J]. The Annals of Regional Science, 2010, 44: 205-227.
- [12] 任辉,吴群. 基于 ESDA 的城市住宅地价时空分异研究——以南京市为例 [J]. 经济地理, 2011, 31 (5): 761-764.
- [13] 毕宝德,柴强,李玲,等. 土地经济学 [M]. 北京: 中国人民大学出版社, 1998.
- [14] 张洪,金杰. 中国省会城市地价空间变化实证研究——以昆明市为例 [J]. 中国土地科学, 2007, 21 (1): 24-29.
- [15] 王真,郭怀成,何成杰,等. 基于统计学的北京城市居住用地价格驱动力分析 [J]. 地理学报, 2009, 64 (10): 1214-1220.
- [16] 尹爱青,唐焱. 轨道交通对住宅价格的影响 [J]. 城市问题, 2008 (2): 29-34.
- [17] 郑捷奋,刘洪玉. 深圳地铁建设对站点周边住宅价值的影响 [J]. 铁道学报, 2005, 27 (5): 12-18.

A Study on the Influence Factors of the Residential Land Price Based on Hedonic Price Model: Taking Nanjing City as An Example

Zhu Chuanguang, Tang Yan, Wu Qun

(College of Public Administration, Nanjing Agriculture University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this study is to build the Hedonic price model which reflect the urban residential land price and the influence factors and analyze the influencing pattern of the factors based on the residential monitoring price on the secondary market of urban land. Results indicate that: (1) It is significant effect of the city center, bus station, subway station, high school, primary school, hospital, industrial pollution and floor area ratio, and except the city center and industrial pollution which are negative, the other factors are positive; (2) The characteristics of the residential land which people consider are the distance to the city center area, the public transportation conditions, school quality in the school zone, the medical conditions and the environment; (3) The government can understand the impact of the residential land price influence factors on the secondary market of the urban land, and deploy the urban land resources scientifically based on this research results.

Key words: residential land price; Hedonic price model; the secondary market of land; the influence factors of land price; Nanjing City

065

我国住房保障制度变迁与政策选择： 一个文献评述

唐焱 周琳 关长坤

【摘要】 本文运用文献综述法回顾和总结我国住房保障制度变迁研究进展,发现该领域的研究内容主要有三项:一是历史沿革研究,二是制度起源与变迁动力研究,三是制度变迁经验研究。历史沿革研究和经验总结研究较多,制度变迁动力研究较少。研究方法主要以搜集与考订材料的方法和理性制度主义分析范式为主。此外还发现,作为重要的改革推动者,政府在推动过程中,存在政府住房保障职责定位不明确以及中央政府与地方政府间诉求异质等问题,这造成住房保障政策出现法制不健全、分配体制不完善等问题。目前,中国在开展住房保障制度改革时仍需着重理顺中央政府与地方政府关系,明确政府住房保障职责定位等问题。需要运用适当的方法,从不同角度进行住房保障制度变迁动力和住房保障制度改革经验等方面的研究。

【关键字】 住房保障制度;住房保障政策;制度变迁;公共政策选择

【中图分类号】 D57 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-0863(2014)08-0097-04

我国住房保障制度的根本目的是解决中低收入者的基本住房问题。从1998年住房制度改革中建立不同层次的住房供应体系开始,住房保障制度的建立有了政策根源并开始建立,直至2007年中国住房保障司成立,住房保障制度正式形成。然而,工业化、城市化逐步加深,外来进城务工人员、失地农民等新型住房困难人群日益涌现,面对着节节攀升的房价,收入上涨缓慢,已被住房保障制度关注的中低收入者,其住房困难日益加重。面对上述现实问题,住房保障政策如何应对,未来如何发展等问题日益突显。对此,国内学者从制度变迁角度寻找答案。研究内容主要集中在三方面。一是住房保障制度历史沿革研究,二是住房保障制度起源与变迁动力研究,三是住房保障制度变迁经验研究。住房保障制度历史沿革研究和经验总结研究较多,而住房保障制度变迁动力研究较少。本研究在已有研究基础上梳理制度演变历史,评价有关观点,以理清解决问题的思路。

一、住房保障制度历史沿革研究进展

住房保障制度历史沿革研究方面,仍然以搜集与考订材料的方法为主要方法分阶段描绘住房保障制度变迁史,其研究内容主要集中在正式制度变迁,少量研究非正式制度(思想)变迁、住房保障范围变迁的历史沿革。

在正式制度研究中,有学者从“控租—公共住房—需求补贴”视角分析了住房保障政策演进轨迹^[1]。大部分学者主要以“历史考察”的角度分析住房保障范围变迁的历史沿革,学者对住房保障制度改革的起点、重要转折点以及各时期和整体特点进行了讨论。在改革的起点方面,学者观点不一致。一种观点认为住房保障制度改革以1978年改革计划经济体制下公有住房福利分配制度为起点^[2]。另一种观点认为,我国住房保障的发展主要表现在住房供给体制,住房合作社建房起源最早,其始于1980年^[3]。第三种观点认为1988年启动市场化改革以来新的体制下住房保障制度才开始逐渐建立和完善^{[4][5]}。重要转折点方面,学者们普遍认为是1998年形成新的住房保障制度框架体系。对于1998年以后重要转折点的时期,学者们有不同的观点。有学者以政府住房保障职能的组织构建为选择转折点的重要依据,如一种观点认为住房保障制度正式形成在2007年住房保障司成立之年^[6];另一种观点认为2008年国务院组建了住房和城乡建设部,统一主管城市住房保障工作,意味着住房保障制度进入新的历史阶段,此时期为重要转折点^[7]。也有学者以重要的政策文件为选择转折点的重要依据,如有学者认为2007年国务院发布《关于解决城市低收入

作者:唐焱,南京农业大学公共管理学院教授;周琳,南京农业大学公共管理学院;关长坤(通讯作者),南京农业大学公共管理学院研究生,南京 210095

家庭住房困难的若干意见》，同年发布了《经济适用房管理办法》、《廉租房管理办法》，意味着住房保障上升为基本的民生问题，住房制度改革重点转向低收入住房困难家庭，2007年为住房保障制度的重要转折点^[53]。各时期特点方面，学者的观点基本一致，认为住房保障制度在1978年以前主要特点为住房保障全民福利化，1978年—1998年，为住房保障与住房商品化并举，1998年以后，逐步以中低收入住房困难人群为主的住房保障。学者普遍认为住房保障制度变迁的整体特点为自上而下渐进式的改革特点。^{[9][19]}

在其他方面研究中，在非正式制度（住房保障思想）变迁方面，主要研究住房思想的历史沿革及不同阶段住房保障思想的比较^[11]。在住房保障范围变迁研究中，学者认为其关键节点为：其一，是1978年改革开放；其二，是1998年住房分配货币化改革；其三，是2007年保障性住房被重新赋予重要地位^[12]。这与正式制度变迁的关键节点相符，符合逻辑。除此以外，在住房保障制度变迁史研究中，政府也是学者们关注的焦点，主要从政府责任、政府行为目标和政府权力三方面进行研究。政府责任方面，有学者尝试借鉴尼迅（Donnison）的公共住房制度发展的三阶段论进行政府责任研究，发现政府住房保障责任经历了不可持续的全面责任阶段、全面责任型向雏生型转折阶段、雏生型阶段、从雏生型向社会型转轨阶段^[13]。在政府目标方面，学者描述在不同阶段中央及地方政府行为目标的异同^[14]。在政府权力方面，有学者认为我国住房保障制度的政府角色经历着“中央政府作为经济主体的角色—地方政府一定程度上代替中央扮演了新的经济主体角色—地方政府经济主体角色未变而财权逐步减少，中央政府财权上收，宏观调控与微观干预加强—政府角色向公共服务转变同时中央集权不断增强”的过程^[15]。

二、住房保障制度起源与变迁动力研究进展

住房保障制度变迁研究主要集中于住房保障制度起源与变迁动力研究。研究方法主要集中在理性制度主义分析范式。

（一）住房保障制度起源研究

部分学者从宏观制度环境、政府与市场的关系、住房基本属性、制度供需平衡角度四个方面对住房保障制度形成的原因与基础进行了思考。从宏观制度环境的角度，政治、安定、公平等社会因素的考虑是建立住房保障制度的基本原因^[16]。从政府与市场的关系来看，有学者认为住房供应短缺是工业化进程中存在的普遍问题^[17]，我国建国初期住房供应极度短缺，供需矛盾不但没有得到缓和，而且日趋严重^[18]。同时，住房产品生产的基本要素价格不断上涨，促使人们获得住房的相对价格和偏好发生较大变化，一部分人无法通过市场机制解决住房问题，住房市场出现失灵^[19]，政府采取政策进行调控是必然选择，其中制定住房保障制度是其方式之一，政府可以制定和实施公共政策来干预住房市场，保障住房困

难人群的基本住房权，最终导致住房保障制度的产生^{[20][21][22]}。从属性看，住房作为带有福利性质和均衡约束的特殊商品，必须具备一定的保障功能，以保证中低收入者在市场化条件下对自身住房问题的妥善解决^[23]，住房保障的存在前提是住房存在社会性和公平性，住房公平性是从住房的社会性引伸出来的客观要求。住房问题上的公平通过两次分配来实现，通过第二次分配即国民收入再分配来帮助低收入者解决基本的住房需求问题^[24]。住房保障制度存在的内在逻辑起点是住房本身固有的公平性、社会性等属性^{[25][26]}和住房保障需要政府对住房市场的介入和“支付转移”^[27]。从制度供需平衡角度，住房保障制度是解放初期对消费资料实行供给制的结果^[28]。戈国莲等认为城镇住房制度变迁中的制度供给与制度实施的非均衡是造成变迁的根本原因，住房保障制度的是满足当前制度需求的重点——调整1978—2003年的住房分配不公——产生的^[29]。

（二）住房保障制度变迁动力研究

学者在分析住房保障制度变迁动力时，有两种分析定位：一是置身于整个经济体制改革中^[30]，二是置身于城镇住房制度中。二者的关系在于住房保障制度的变迁伴随在中国住房制度改革中，从属于经济体制改革^{[31][32][33]}。基于制度可分为正式制度与非正式制度的划分方法，住房保障制度变迁动力研究可分为正式制度变迁动力研究和非正式制度变迁动力研究。

1. 住房保障正式制度变迁动力研究

在全福利的住房保障制度开始改革过程中过于注重商品化进程，忽略了住房这一保障性质的存在^[34]，住房保障制度改革缺乏动力。这促使学者对住房保障制度变迁的动力与逻辑基础问题进行思考。改革的实质是调整人们的住房利益关系^[35]。一种观点认为住房保障制度变迁的动力是各行为主体（地方政府、中央政府）的利益变化。中央政府全局阶段性动机发生多次冲突、地方政府中央政府动机的背离和改革主体动力稳定性弱的问题导致住房全福利的住房保障制度改革道路曲折^[36]。一种观点认为变迁动力可从三个方面观察：最低目标是摆脱福利住房的包袱，减轻财政负担；中期目标是改变住房投融资体系，加快住宅建设；远期目标是建立一个满足居民居住需求、且与经济发展尤其与劳动力自由流动相适应的住房体系^[37]。另一种观点认为住房保障制度改革提出的最初动力是改革开放以来城镇居民收入的分化和收入差距的扩大的经济前提下，住房仍旧困难^{[38][39][40]}。

2. 住房保障非正式制度变迁动力研究

在政策的演变过程中，住房保障思想也发生了重要的变化。空竹认为建国初期，受到战时军事主义、社会主义改造和计划经济思想的影响，我国住房保障思想强调住房的全福利属性^[41]。受到1978年邓小平同志《邓小平关于建筑业和住宅问题的讲话》的启发，80年代初，学者进行住房具有商品属性的同时是否具有福利属性的大讨论^{[42][43][44]}，讨论的结论是城镇住宅具有商品和福利

的双重属性^[46],有学者认为理论界受到十二届三中全会《关于经济体制改革的决定》的影响,对传统的住房福利分配制度进行反思,提出了二次分配理论和提租补贴的思路^[46]。随着城市经济体制改革理论的发展以及提租补贴运行困难,理论界对二次分配理论进行了再认识,认为国家对住房消费因素的统一扣除并没有公平的再分配给每位职工^[47]。有学者认为中国特色的社会主义市场经济理论对住房全福利的住房保障制度改革思想的深化是一个重要的推力,其表现为对市场机制和社会保障的关系与保障方式等问题的思考,这也是现今住房保障制度思路的雏形^[48]。综上可见,社会经济体制、政府的重大决定、推进住房保障制度改革存在的难点和住房困难的现实表现是推动住房保障思想发展的基础动力。

三、我国住房保障制度改革面临的主要困境

学者通过住房保障制度变迁研究思考我国住房保障制度改革面临的主要困境时,主要涉及以下两方面:政府住房保障职责问题与住房保障政策问题。

在政府职责方面,第一,政府职能定位不明确,我国在住房市场化过程中将政府职能转变简单地等同于政府退出,这是政府住房保障责任缺失的根本原因^[49]。政府职能定位不明确表现在,2007年以后一方面以新加坡全面责任制为主要学习目标,另一方面又不愿放弃房地产市场投资对经济的巨大拉动作用^[50]。第二,中央政府和地方政府责任分配存在问题,住房制度变迁中的政府行为目标演变研究中发现,中央政府与地方政府的行为目标在大多数时间内是不一致的,中央和地方政府之间的存在博弈行为^[51]。中央政府和地方政府责任分配存在问题体现在政策的实际执行过程中出现偏差,例如在1998—2007年各地政府出于经济增长、财政增收等方面的考虑,货币分配住房的市场化政策得到了重点执行,而经济适用房、廉租住房则被忽略^[52]。在住房保障政策方面,政府职能定位导致住房保障政策存在相应问题,现实中体现出的政府职责缺陷有:政策异变^[53]、福利传递机制不健全^[54]、福利监管机制不健全^[55]、基础性法律缺陷。^[56]^[57]^[58]

四、结论与展望

整体来看,研究内容方面,我国住房保障制度变迁研究主要集中在历史沿革研究和经验总结研究,对住房保障制度变迁动力等研究相对较少。研究方法方面,此部分研究主要使用搜集与考订材料的方法和理性制度主义分析范式为主,方法单一。

具体而言,住房保障制度历史沿革方面,学者从多个角度分析住房保障制度史的多个领域,视角主要有“控租—公共住房—需求补贴”、“公共住房制度发展的三阶段论”,领域主要有正式制度、住房保障思想、政府职责等,也有少量研究住房保障范围变迁史。变迁动力方面,住房市场失灵和制度供需非均衡是住房保障制度产生的主要原因。各行为主体(地方政府、中央政府)的利益变化推动住房保障正式制度变迁,而经济体制、政

府的重大决定、推进住房保障制度改革存在的难点和住房困难的现实表现是推动住房保障思想发展的基础动力。在住房保障制度变迁经验研究中,政府职责与住房保障政策问题是学者经常反思的问题。政府职能定位不明确和中央政府和地方政府责任分配存在问题是政府职责缺失的主要表现,而政府职能缺失导致住房保障政策存在相应问题,现实中体现出政府职责缺陷有:政策异变、基础性法律缺陷、福利传递机制不健全、福利监管机制不健全等问题。

上述结论意味着我国今后的住房保障制度完善和发展方向至少需要考虑:(1)根据住房困难特性,结合我国发展阶段现状及政策要求,研究当前造成住房困难的宏观环境分析在新时代背景下的住房困难可能人群及其基于不同人群的住房困难微观因素,寻找提高住房保障制度人群覆盖公平与效率、保障方式公平与效率的方法。(2)妥善处理好在住房保障方面的政府与市场的关系,进一步明确政府住房保障职责定位,认清政府的住房保障责任与责任边界,发现并改进由政府职责缺失导致的问题,理顺中央与地方政府的关系,有效的推进住房保障制度改革。

未来可能的研究方向是:研究方法方面,进一步寻找适合与住房保障制度变迁研究的理论模型或分析方法,以便能更深入研究住房保障制度变迁问题。研究内容方面,研究住房困难问题的变迁情况;研究住房保障制度变迁与宏观制度环境、相关政策以及行为者的关系;研究住房保障制度变迁机制,包括起源、路径依赖、行为者间的动静态博弈等;研究住房保障制度变迁的经验,包括制度发展方向的选择经验,政府职能定位与边界界定经验等。以便为今后住房保障制度改革提供多角度多层次的历史经验借鉴。行

【参考文献】

- [1]陈则明,张泓铭.中国住房保障阶段定位的思考[J].中国房地产,2006(12).
- [2][28][30]宋士云.新中国城镇住房保障制度改革的历史考察[J].中共党史研究,2009(10).
- [3]邓宏乾.以“住有所居”为目标的住房制度改革探讨[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2009(05).
- [4]焦建国,郎大鹏.住房社会保障制度:由来、问题、借鉴与改进建议[J].经济研究参考,2005(76).
- [5]钱小利.住房保障制度演进轨迹与现实响应:解析一个实例[J].改革,2012(11).
- [6][42]关长坤,唐焱,黄美均.我国住房保障制度研究态势评述[J].中国房地产,2011(10).
- [7]李雄,袁道平.回顾与反思:我国住房制度改革历程与主要困境[J].改革与战略,2012(10).
- [8]文林峰.住房保障政策的演进轨迹[J].改革,2010(03).
- [9][33]陈龙乾,马晓明.我国城镇住房制度改革的历程与进展[J].中国矿业大学学报(社会科学版),2002(01).

- [10]罗鹏.论我国城市住房制度的历史变迁(1978—2007年)[D].广西师范大学,2008.
- [11][44]王世联.中国城镇住房保障制度思想变迁研究(1949—2005)[D].复旦大学,2006.
- [12][50][52][58]董昕.中国政府住房保障范围的变迁与现状研究[J].当代财经,2011(05).
- [13][49][53][55][57]沈君彬.退出的政府与异变的政策——雏生型公共住房制度下政府住房保障责任缺失分析[J].中共福建省委党校学报,2009(01).
- [14][51]张丽凤.中国城镇住房制度变迁中政府行为目标的逻辑演进(1949—2008)[D].辽宁大学,2009.
- [15]卢嘉.我国城镇住房制度演进轨迹及其或然走向[J].改革,2013(11).
- [16][38]空竹.中国城镇住房制度改革理论政策与实践的发展(下)[J].北京房地产,1996(12).
- [17][31][39][41][43][47]空竹.中国城镇住房制度改革理论政策与实践的发展(上)[J].北京房地产,1996(10).
- [18]陈学斌,汪文庆,刘一丁.90年代中期住房制度改革回顾[J].百年潮,2010(07).
- [19]肖沁元.住房保障制度变迁的理论探讨[J].中国城市经济,2011(26).
- [20]谭禹.二元化住房制度与住房市场问题的解决[J].城市问题,2009(09).
- [21]杨俊.中国保障性住房制度与房地产业的发展[J].浙江社会科学,2010(03).
- [22]周礼文.经济法学视野下保障性住房制度刍论[J].求索,2012(11).
- [23]魏杰,王韧.我国住房制度的改革路径:基于住房商品的特殊性质[J].经济体制改革,2007(02).
- [24]陈伯庚.住房制度改革中的公平与效率——纪念城镇住房制度改革30周年[J].中国房地产,2008(06).
- [25][36]刘维新.中国住房制度的历史演变及住房保障体系的构建[J].学习与实践,2010(09).
- [26]吴亚非,郭庆汉.住房制度改革的回顾与反思[J].社会科学动态,1999(11).
- [27][40][48]空竹.中国城镇住房制度改革理论政策与实践的发展(中)[J].北京房地产,1996(10).
- [29]戈国莲,赵四海.我国城镇住房制度改革的背景和实践[J].社会主义研究,2004(06).
- [32]杨鲁.中国住房制度改革实践中的问题和政策设计[J].管理世界,1991(06).
- [34]汪利娜.我国保障性住房政策演变及思考[J].现代城市研究,2009(12).
- [35]徐雷.对城镇居民住房制度改革的经济思考[J].东岳论丛,1998(02).
- [37]李斌.社会排斥理论与中国城市住房改革制度[J].社会科学研究,2002(03).
- [45]赵志毅.住宅商品化,是解决住房问题的一个有效途径——学习邓小平同志关于住房问题指示的体会[J].财政研究,1984(05).
- [46]刘业础,孟仁忠.二次分配论与提租补贴[J].军事经济研究,1993(01).
- [54]孙守纪,孙洁.完善我国社会保障性住房制度:基于政府视角[J].中国行政管理,2013(10).
- [56]刘倩.我国住房保障制度公共性流失及其治理[J].科教导刊,2010(8).

(责任编辑 熊 洋)

The Changes and Policy Choices of Chinese Housing Security System: A Literature Review

Tang Yan Guan Changkun Zhou Lin

[Abstract] This paper uses the method of literature review summarizes the changes of China's housing security system of research, found that the study on in Chinese housing security system's changes mainly focuses on three aspects: the study of the history of housing security system, the study of the origin and development of housing security system, empirical study of the housing security system changes. Previous studies mostly focus on housing security system's history and the experience summarization. The main research methods are the collection and textual research method and rational system of material analysis paradigm. In addition, in the transition of housing security system, government is an important enabler, but in the process of pushing, problems that government functions on positioning housing security is not clear and the central and local governments' different demand cause the housing security policies such as the imperfect legal system and the imperfect distribution system. Above conclusions mean that at present Chinese is needed especially to straighten out the relationship between the central government and local government during the housing security system reform and further defining government functions positioning housing security. Further research is needed to use appropriate methods from different angles to analyze the dynamic factor and the reform experience of housing security system's changes.

[Key words] Housing security system, Housing security policy, Institutional change, Public policy choice

[Authors] Tang Yan is Professor at Nanjing Agriculture University, Guan Changkun is a master student at School of Public Management Nanjing Agriculture University; School of Public Management, Zhou Lin is the corresponding author. Nanjing 210095

经济新常态下产业转型引致土地利用管理的新矛盾 及其应对

——基于“经济新常态下产业转型与土地利用管理改革”研讨会的思考^①

郭贯成¹, 仲济香², 陈会广¹

(1. 南京农业大学公共管理学院, 江苏南京 210095; 2. 中国土地勘测规划院, 北京 100035)

摘要: 研究目的: 研究经济新常态下产业转型引致土地利用管理的新矛盾及其应对措施。研究方法: 从经济新常态对产业转型的影响分析出发, 阐述产业转型升级对土地利用的影响, 讨论产业转型引致土地利用管理的新矛盾, 并提出应对策略。研究结果: (1) 产业用地管理的无差异性与产业结构升级要求土地管理的内在差异性脱节; (2) 区域间产业结构雷同现象较为严重; (3) 粗放用地对耕地保护带来了压力; (4) 产业用地退出面临很多现实的障碍。研究结论: 通过反弹琵琶、产城融合、建设用地减量化、实施多元化的产业用地退出机制、探索促进产业转型升级的建设用地管控路径。

关键词: 土地利用; 土地管理; 产业转型; 新常态; 创新

中图分类号: F301.2

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)01-0075-07

New Conflicts in Land Use and Management Arising from Industrial Transformation under the New Economic Normality: Reviews on the Workshop in “Industrial Transformation under the New Economic Normality and Land Use Management Reform”

GUO Guan-cheng¹, ZHONG Ji-xiang², CHEN Hui-guang¹

(1. School of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 2. China Land Surveying and Planning Institute, Beijing 100035, China)

Abstract: The purpose of this paper is to do some research on new conflicts and countermeasures in land use and management arising from industrial transformation under the new economic normality. Research methods: Firstly, the paper analyzes the impact of the new economic normality on industrial transformation. And then it describes the effect of industrial transformation on land use as well as discusses the new contradictions caused by upgrading of industrial transformation during land use and management. Finally, it puts forward some countermeasures. Results: 1) No differences in industrial land management and inherent differences of land management required by upgrading of industrial structure

^①参加“经济新常态下产业转型升级与土地利用和管理改革”研讨会的专家对本文的形成均有贡献, 在此一并致谢!

收稿日期: 2015-08-20; 修稿日期: 2015-12-10

第一作者: 郭贯成(1977-), 男, 江苏涟水人, 教授, 博士生导师。主要研究方向为土地经济与政策。E-mail: ggc@njau.edu.cn

are disjointed; 2) Industrial structure is similar in many regions; 3) Extensive land use puts pressure on the protection of cultivated land; 4) There are many practical obstacles in the course of industrial land exit. The conclusion is that the methods of managing construction land which can promote industries restructuring and upgrading include playing the lute from opposite direction, mixing industries and cities, reducing construction land and implementing a wide range of industrial land exit mechanism.

Key words: land use; land administration; industrial transformation; new economic normality; innovation

1 研究背景

2014年5月,习近平总书记在河南考察工作时第一次提及新常态:“我国发展仍处于重要战略机遇期,我们要增强信心,从当前我国经济发展的阶段性特征出发,适应新常态,保持战略上的平常心态。”时隔6个月,在2014年11月召开的APEC会议上,习总书记首次对新常态作了系统阐述。2015年3月,李克强总理在政府工作报告中也提出“主动适应和引领经济发展新常态,坚持稳中求进工作总基调”,并提出当年国内生产总值预期增长7%左右。新常态的主要特点,从速度上来讲是从高速增长转为中高速增长;从结构上讲是经济结构不断优化升级,第三产业、消费需求逐步成为主体,城乡区域差距逐步缩小,居民收入占比上升,发展成果惠及更广大民众;从动力上来讲,要从要素驱动、投资驱动转向创新驱动。新常态的新,关键在于经济结构的转型升级,要摆脱传统依靠投资规模扩张导致产能过剩的粗放型、污染型高增长态势,进入高效率、低成本的集约型、可持续的稳态中高速增长阶段。经济下行、产业结构转型升级必然要求产业用地方式和管理方式相应调整,并对用地供求产生显著影响,过去高度依赖房地产业的“土地财政”必然发生变化,土地管理部门需要借此经济调整的契机主动适应经济新常态,改进土地利用和管理思维与方式,从而为产业转型升级保驾护航。这对作为宏观调控工具的土地政策也提出了如何适应产业转型提出了改革需求。土地政策如何与产业政策相结合,如何与财政金融货币政策相结合,主动适应经济新常态,是目前亟需回答的问题^[1]。

已有学者对于土地利用管理与产业结构优化升级进行了研究探索,但研究重点主要集中在微观层面的分析上:一是产业结构对土地利用的影响分析,如孟媛等^[2]以北京市为例,采用产值占地比值指标分析各个产业产值与用地量之间的关联方式,认为产业结构调整是提升土地集约利用水平的主要途径,韩峰等^[3]以STIRPAT模型,采用广义最小二乘法分析了产业结构竞争效应对土地集约化水平的影响;二是土地与产业结构的关联分析,顾湘等^[4]研究得出产业用地利用的比较优势可以为区域产业结构调整提供依据,王青等^[5]研究认为经济欠发达地区城市产业结构与用地结构间协调程度较低,夏方舟等^[6]开展了土地财政与产业结构的关联分析,认为土地财政通过促进产业结构调整而推动经济增长。本文将从经济新常态对产业转型的影响分析出发,阐述产业转型升级对土地利用的影响,讨论产业转型引致土地利用管理的新矛盾,并提出相关的应对策略。

2 经济新常态对产业转型升级的影响

2.1 产业转型升级的内涵与特征

产业转型升级,是推动产业结构合理化和产业结构高级化发展的过程,是实现产业结构与资源供给结构、技术结构、需求结构相适应的状态。它是指产业与产业之间协调能力的加强和关联水平的提高,主要依据产业技术经济关联的客观比例关系,遵循再生产过程比例性需求,促进国民经济各产业间的协调发展,使各产业发展与整个国民经济发展相适应。它强调的是从低附加值转向高附加值升级,从高能耗、高污染转向低能耗、低

污染升级,从粗放型转向集约型升级。它遵循产业结构演化规律,通过技术进步,使产业结构整体素质和效率向更高层次不断演进的趋势和过程,通过政府的有关产业政策调整,影响产业结构变化的供给结构和需求结构,实现资源优化配置,推进产业结构的合理化和高级化发展。产业转型升级具有三个方面的特征:(1)产业结构处于趋于合理、不断升级的动态过程;随着社会生产力的发展,产业系统中的部分产业不断采用新的技术,扩大生产规模和生产领域,从而促进整个产业结构的重新分工与专业化生产,由低水平均衡向高水平均衡逐渐过渡。(2)遵循产业间协调发展和最高效率原则。(3)目标是资源配置最优化和宏观经济效益最大化。

2.2 经济新常态对产业转型升级产生的影响

经济新常态,作为一种趋势性、不可逆的发展状态,意味着中国经济已进入一个与过去30多年高速增长期不同的新阶段,将呈现中高速、优结构、新动力、多挑战的发展特征,这为优化土地资源产业配置、城乡配置提供了机遇,可以结合产业转型、城镇发展转型以及国家重大战略的实施,围绕国家空间生产、区域空间生产、城镇空间生产的新定位,以优化土地利用的空间格局为路径,积极促进土地利用效率的提升,实现土地利用与粮食生产、经济发展、生态环境保护的优化协同^[7]。经济新常态下存在产业转型陷阱问题,新常态带来要素相对价格优势的丧失,过去一直讲廉价劳动力,将大量的农民工看作是最大的人口红利,现在面临着农业人口的老齡化,出现了未富先老的现象^①。此外,经济新常态要求推进经济结构转型,从生产要素投入、排放结构、产业结构、区域结构、经济增长动力、财富分配等方面促进转型^[8]。对于这种转型,不同类型不同发展阶段的产业面临的困难是不同的,政府在转型中对企业转型升级提供的服务也面临着挑战。

3 产业转型升级对土地利用的影响

3.1 对土地投入的影响

土地投入包含企业的资产投入和基础设施建设投入等。随着产业结构的转型升级,第一产业用地面积会逐渐减少,而第二、第三产业用地面积会增加。一般而言,第一、二、三次产业用地的投资强度是逐渐增加的,随着第一、二、三次产业的产值比重和劳动力比重的地位不断变化,顺次呈现出“一二三”、“二一三”、“二一三”的特点,进入所谓的“高服务化”阶段,同时在第二产业内部一般也要经历轻工业化、重工业化、高加工度化和知识技术集约化4个阶段;从产业生产要素构成上看,则体现为“劳动密集—资本密集—技术(知识)密集”的顺次演变过程。因此,在产业结构转型升级过程中,单位土地面积的投资强度呈现逐步增加的趋势。与此同时,产业转型升级将加大对土地利用的科技投入、创新投入以及管理投入,推动企业加大研发投入、引进先进的科学技术,不断提高自身的生产效率,在此过程中其他生产要素(劳动者素质、科学技术、管理创新、制度创新等)逐步替代土地等自然资源要素,提升经济增长的质量。

3.2 对土地产出的影响

在产业转型升级过程中,采用高新技术和先进适用技术改造传统资源主导型产业,淘汰落后工艺、技术和设备的力度,提高了科技贡献率、产品科技含量以及产业效率,加速传统主导产业节能改造以及高技术化,资本密集型产业和技术密集型产业逐步取代资源密集型的产业,成为产业发展的主导,主导产业的扩散效应和带动效应逐渐增大,使得区域经济增长逐步从外延扩张型转向内涵发展型,土地资源得到更充分的利用,单位土地的产出效率势必得到提高。由于比较优势的存在,部分第一产业用地会部分转入第二、三产业,使第一产业用地数量下降,部分的土地用途也会出现从农用地向建设用地的转换,单位土地面积的产出也会增加。

3.3 对土地利用结构的影响

产业转型升级引起土地资源在不同产业部门间的重新分配,从而导致土地利用结构的变化。产业结构的

①陈会广. 经济新常态下产业转型陷阱与土地政策改革[R]. “经济新常态下产业转型升级与土地利用和管理改革”研讨会, 南京, 2015年6月.

转型升级要求加快淘汰电力、煤炭、焦炭、电石、钢铁、有色金属、建材、纺织等行业的落后生产能力、工艺装备和产品,关闭那些破坏资源、污染环境和不具备安全市场条件的企业,大力推动新能源、新医药、新材料、环保、软件和服务外包、传感网等新兴产业的发展。在这一过程中,各类产业用地选址的区位趋向也不断变化。成熟的产业,具有相对成熟的生产技术和组织结构,较为稳定的交易网络,以及聚集经济的其他方面的需求,而较高层次的产业,新生阶段在生产技术和交易网络等方面的不成熟性和不稳定性,对聚集经济的要求较高,因此,就会出现新产业驱逐成熟产业的现象,造成成熟产业的空间转移。政府可能会将成熟的产业从城市中心区迁移出去,为新产业和经济效益高的产业腾出发展空间。在此过程中,企业厂房及配套用地面积比例、企业内部行政办公及生活服务设施用地面积比例、绿地面积比例等会发生变化,生产性用地比例和高新技术产业用地比例会得到提升,从而导致土地利用结构的优化。与此同时,由于传统产业对原料、市场、交通运输等有较强的依赖性,因而在城市区位竞争中已不具有竞争力,郊区聚集点相对而言更加有利;高新技术产业具有科技含量高、资源消耗少、物质形态小等特点,其区位选择更具灵活性和便利性;服务业的变化也很明显,一些传统服务业日益萎缩,而一些新兴服务业如医疗保健、教育培训则蓬勃发展。在表1中,随着产业结构的转型升级,旧制造业在郊区更为有利,而新服务业、新制造业则在市中心选址更为有利,传统服务业和部分新制造业则可能根据需要在中间地带、外部地带布局。随着产业结构的转型升级,同时也是遵循土地优化配置理论的要求,很多化工、机械、钢铁等重工业行业逐步退出城市中心区,向郊区转移。电子信息、生物医药等高科技产业以及其他行业的研发部门以及第三产业中的金融、商场、餐饮等商业和服务业逐渐占据地租、地价最高昂的市中心地段。由此可见,产业转型升级会导致土地利用结构的优化。

表1 产业类别及其空间结构差异

Tab.1 Kinds and spatial structure differences of industries

区位	区位因素	旧制造业	新制造业	传统服务业	新服务业
核心地带	交通	-	0	-	+
	地租	-	-	-	0
	人口	0	0	+	+
	通讯设施	0	+	0	+
	聚集经济	0	+	+	+
中间地带	交通	0	0	+	0
	人口	+	0	+	+
	地租	+	+	+	+
	聚集经济	0	+	+	+
外部地带	交通	+	0	+	0
	地租	+	+	+	0
	人口	0	0	-	0
	生产规模经济	+	0	0	0

注:“+”具有正面的重要影响,“-”具有负面的重要影响,“0”作用不明显。资料来源于吕玉印.城市发展的经济学分析[M].上海:上海三联书店,2000.

3.4 对土地利用布局的影响

产业转型升级引发三次产业结构演变,资源由低效率生产部门向高效率生产部门流动,而资源的流动引发了土地利用布局的诸多变化。首先,土地作为重要的生产要素在从低效率生产部门流向高效率生产部门的过

程中,导致了城市用地布局的调整;其次,资源流动引发了城市主导产业的转换,改变了产业获取利润和支付地租的能力,迫使部分产业重新选址,造成城市用地布局的重组,金融、保险、事务所、商场等商业和服务业可能会占据城市的中心地段,高污染、高能耗、低效益的产业则会远离城市中心地带;第三,在资源流动的过程中城市会不断孕育出新功能、新产业,产生新的城市空间需求和用地组合类型,推动用地性质的变化;第四,资源流动使城市原有部分功能逐步衰退并退出城市,为新增功能的产业提供部分发展空间,产业结构调整引起用地结构的调整。

4 产业转型引致土地利用管理的新矛盾

4.1 产业用地管理的无差异性与产业结构升级要求土地管理的内在差异性脱节

当前,中国在产业用地的供应及其管理方面的政策几乎是无差异的,但这与产业转型升级的内在要求是不一致的。经济发展结构战略性调整是中国资源环境约束下经济发展的客观要求和必然趋势,产业发展是国家和区域经济发展的实质内涵和主要体现,加强产业发展调控则成为经济结构调整的重要内容。土地政策作为参与宏观调控的重要手段,必须完善差别化土地管理政策,统筹各业各类用地,对不同产业实行“有保有压、区别对待”的用地管理政策,引导土地利用结构和城乡用地布局优化,促进产业结构优化升级^[8]。

4.2 区域间产业结构雷同现象较为严重

中国地域辽阔,区域间资源禀赋千差万别,为了促进区域协调发展,必须针对当前已经形成的区域发展格局和不同地区自然条件、资源禀赋的相似性与差异性,实行区域差别化的建设用地管控方式。但是,中国很多地方的产业结构趋同比较严重,以长江三角洲地区的制造业为例,2010年长江三角洲地区制造业结构与2006年相比相似系数上升趋势非常明显,16个城市中,相似系数超过85%的有9对城市,比2006年增长了28.6%,其中相似系数超过90%的也增加了4对城市,分别为无锡和常州、镇江和扬州、南通和杭州、绍兴和嘉兴。王永锋等^[9]、王春业^[10]等指出,产业结构趋同使得区域间投资和分散,区域分工不明显,资源配置效率低下,降低了整体经济效益,还极易引发大量企业间的重复建设和恶性竞争,催生行政地区垄断,阻碍区域产业结构的合理化进程。

4.3 粗放用地对耕地保护带来了压力

中国建设用地外延式无序扩张与低效利用导致建设用地需求的刚性增长与耕地保护红线下的建设用地增量供应接近极限之间的矛盾加剧。1999—2008年,中国居民点及工矿用地由24.57万 km^2 扩大到近26.92万 km^2 ,总规模增加了近10%。城市用地规模弹性系数从2.13增加为2.28,已大大高于1.12的合理水准,城镇化、工业化低密度、分散化扩张态势明显。农村地区空心村、闲置废弃地普遍存在,空闲用地占村庄用地比重达10%—15%,人均村庄用地218 m^2 ^[8]。建设用地供需矛盾突出,长期无序、粗放的土地开发模式已经威胁到了耕地保护红线。过度消耗和低效利用土地资源的粗放型发展方式已难以为继,建设用地管理必须实行建设用地总量控制下的用地需求倒逼机制。

4.4 低效产业用地退出面临很多现实的障碍

当前,低效产业用地退出面临两大障碍:一是经济性障碍,主要来源于地方政府的地方保护主义和低效用地企业;二是制度性障碍,主要包括相关激励约束机制的缺失、配套机制不健全、监督问责以及部门间协调等机制的缺位。现阶段很多城市的工业用地已经成为城市中心区低效用地的典型,产出低且环境污染严重,被列入地方政府推动土地节约集约利用、实行工业用地退出的主要治理对象。然而在实践操作中,工业用地退出也引发越来越多的社会矛盾,例如企业参与积极性低、谈判难、企业权益受损等,很大程度上阻碍了城市土地向利用效率更高的使用者手中流动^[11]。

5 产业转型中的土地利用管理改革和创新

5.1 “反弹琵琶”，持续创新土地利用管理

经济新常态下,把土地利用管理改革和社会经济的进一步协调发展以及它的质量提升结合起来,主动做一些调整。要充分发挥市场在土地资源配置中的决定性作用,需要做到:(1)权能界定明晰、保护充分,形成公开透明的土地市场制度规则;(2)进一步扭转土地价格的不当垄断,并形成体现土地资源稀缺性、反映土地市场供求关系的土地价格机制;(3)形成政府退出干预、市场有效性得以发挥的土地市场竞争机制。同时,深化土地收益分配制度改革,调整土地收益分配关系,形成产权主体权益保护充分、土地增值收益分配合理、政府、集体、企业及农户地利共享的新型土地收益分配格局。此外,经济增长降速时期是凝聚经济发展合力的有效时期。为此,需要通过公私合作,吸引更多的民间资本融入经济发展。由此,可以通过创新土地制度,更多地吸引原有土地使用者等土地产权主体乃至相关地产投资者参与各类土地开发利用与保护^[7]。

5.2 推进产城融合,促进城乡协调发展

从区域自身资源特征入手,根据经济社会的发展水平和生态环境要求,围绕“人”的生存与发展,打造与城镇相匹配的土地利用方式,形成以产业空间布局来推进城镇人文经济,以城镇人口和谐生活为目标配置与调控产业结构,建立“产”与“城”的有机融合。同时,在产业基础环境方面,实现园区投入标准与乡镇建设标准一致,产业规划实行城乡全方位布局,高标准、有步骤、按序列建设和提升基础设施水平,促进城乡统筹协调发展^[12]。

5.3 通过建设用地减量化倒逼土地利用管理创新

建设用地减量化是对不符合土地利用总体规划要求且社会经济或环境效益较差的现状建设用地,通过拆除复垦等土地整治工作,使之恢复农地生产能力或发挥生态用地功能。如上海市要求严格控制建设用地规模,以规划为引领,编制郊野单元规划,落实规划空间引导和实施政策保障,统筹农村地区土地利用和空间布局,明确建设用地减量化区域,优先考虑位于基本农田保护区、水源保护区、薄弱村集中区域、生态网络空间及规划郊野公园等区域的区域,力争到2020年实现建设用地的总规模实现零增长。在新一轮土地利用总体规划中提高土地容积率,重点发展先进制造业和战略性新兴产业;按照“总量锁定、增量递减、存量优化、流量增效、质量提高”的总体要求,严格实施用途变更管制,创新土地收储利益分配和供应机制,将规划和土地管理的综合性约束指标纳入各级政府绩效评价体系^①。

5.4 实施多元化的产业用地退出机制

产业用地退出模式,包括自主改造模式、创意产业模式、公私合营模式等。这些模式各有侧重点,产业用地的退出可以针对不同的矛盾采取不同的解决策略。采用多元化的退出模式并不意味着减少政府收购模式的实施,但在实施政府收购模式过程中,需要关注政府收购模式配置效率的改进^[11]。在产业用地退出机制中,建议按照“激励与倒逼并行、行政与市场互补”的主线,差异化地构建低效产业用地概念性退出激励与倒逼机制、实体性有偿退出机制。通过二者协同作用,促进产业用地低效退出行为的顺利完成。

5.5 探索促进产业转型升级的建设用地管控路径

根据新常态产业转型升级的内在需求,结合现阶段建设用地利用特征和管控需求,探索促进产业转型升级的建设用地管控途径。应以建设用地总量控制和用地方式转变为目标,从指标、空间和集约利用等方面完善建设用地管控政策体系,倒逼产业转型升级。例如,从社会经济、制度、传统习俗等层面分析现阶段建设用地集约利用程度差异巨大的内在原因。然后,基于土地集约利用的要求,从土地投入程度、土地利用效益、土地利用程

①王克强.上海市土地减量化与企业转型升级研究[R].“经济新常态下产业转型升级与土地利用和管理改革”研讨会,南京,2015年6月.

度及土地环境效益等方面构建城乡统一的产业用地供应指标体系,并运用德尔斐法、目标值法和问卷调查法等研究城乡统一的产业用地集约利用门槛的设置标准。最后,针对“三旧”用地、闲置土地、空心村等低效利用的建设用地,研究建设利用集约利用动态评价体系,针对低效用地的类型及其程度确定退出的模式选择,并从价格、补偿、税收、财政、信贷等方面构建低效建设用地退出机制,逐渐实现城乡建设用地同步集约利用^[8]。

参考文献(References):

- [1] 仲济香. “经济新常态下产业转型与土地利用管理改革”研讨会在南京召开[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/UserFiles/File/2015.6nanjing.pdf>, 2015-06-16/2015-12-10.
- [2] 孟媛,张凤荣,姜广辉,等.北京市产业结构与土地利用结构的关系研究[J].地域研究与开发,2011,30(3):108-111.
- [3] 韩峰,王琢卓,杨海余.产业结构对城镇土地集约利用的影响研究[J].资源科学,2013,35(2):388-395.
- [4] 顾湘,曲福田,付光辉.中国土地利用比较优势与区域产业结构调整[J].中国土地科学,2009,23(7):61-65.
- [5] 王青,姚丽,陈志刚.城市产业结构与用地结构协调发展研究——以江苏省为例[J].现代城市研究,2013,(7):20-24.
- [6] 夏方舟,李洋宇,严金明.产业结构视角下土地财政对经济增长的作用机制——基于城市动态面板数据的系统GMM分析[J].经济地理,2014,34(12):85-92.
- [7] 黄贤金.经济新常态下国土资源管理新态势及创新构想[J/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/UserFiles/File/20150402.pdf>, 2015-06-16/2015-12-10.
- [8] 郭杰,欧名豪.产业转型升级背景下建设用地管制政策研究[J/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/UserFiles/File/20150401.pdf>, 2015-06-16/2015-12-10.
- [9] 王永锋,华怡婷.环渤海地区产业结构趋同的实证研究[J].经济与管理,2008,22(2):30-33.
- [10] 王春业,聂佳龙,陈翠翠.产业结构趋同背景下的行政地区垄断探析[J].产经评论,2011,(1):5-13.
- [11] 李成瑞,徐青,石晓平,等.工业用地退出机制研究——基于江阴市案例的剖析[J/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/UserFiles/File/20150406.pdf>, 2015-06-16/2015-12-10.
- [12] 方斌,翟颖,许实,等.经济新常态下产城融合概念定位与效应评价[J/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/UserFiles/File/20150405.pdf>, 2015-06-16/2015-12-10.
- [13] 李效顺,邱哲宁.新常态下徐州市土地利用、产业转型的困境与出路[J/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/UserFiles/File/20150407.pdf>, 2015-06-16/2015-12-10.

(本文责编:仲济香)

067

土地细碎化对粮食生产规模报酬影响的量化研究 ——基于江苏省盐城市、徐州市的实证数据

郭贯成, 丁晨曦*

(南京农业大学公共管理学院, 南京 210095)

摘要: 论文基于江苏省农户实地调查数据, 以江苏省粮食产量前两位的地级市盐城、徐州为例, 建立 Trans-log 函数, 分别计算土地细碎化线性指标、对数指标下各投入要素的产出弹性, 通过计算产出弹性加总后的规模报酬系数考察江苏地区粮食作物生产的规模经济性。实证结果表明: 1) 在考虑土地细碎化的影响后, 盐城、徐州粮食生产总体上不存在明显的规模报酬递增; 2) 土地仍然是最重要的生产要素; 3) 土地细碎化对于粮食生产的规模报酬具有负影响; 4) 土地细碎化对不同地区的粮食产量存在正负两方面的影响。基于研究结论, 研究认为在促进农村剩余劳动力转移的前提下, 应该对土地细碎化现象的负面效应给予更多重视。

关键词: 土地经济学; 规模报酬; Trans-log; 土地细碎化

中图分类号: F301.21

文献标志码: A

文章编号: 1000-3037(2016)02-0202-13

DOI: 10.11849/zrzyxb.20150178

提高粮食生产能力是提高农民收入、保障粮食安全、稳定社会的有效途径之一, 特别是随着近年来全球一体化与贸易自由化进程的逐步加快, 中国粮食生产面临的竞争压力越来越大, 粮食安全问题成为社会关注的焦点问题。同时, 粮食生产的规模报酬问题也受到了学者们越来越多的关注, 表明粮食生产已经开始转向追求效率和健康发展的阶段。粮食生产规模报酬与农业生产方式息息相关。中国的农业生产方式经历了从新中国成立以来的农业合作社集体化大生产到改革开放后的家庭联产承包责任制下的小块土地分散种植。在一个国家的经济发展中, 农户采取什么样的经营规模并不是一件偶然随意的东西, 它主要是由资源禀赋和经济发展水平及阶段等条件确定的并随之演化而变动。这些条件又具体地体现为土地、资本、劳动三大生产因素的对比关系^[1]。如果说家庭联产承包责任制是为了解决农业合作社集体化大生产的监督与激励问题, 那么小块土地的分散种植即土地细碎化就是一种劳动密集型的农业生产方式在土地制度安排上的具体表现^[2]。为了提高产量从而增强农户的市场竞争力, 是否有必要实行农业规模经营? 即土地细碎化是否对农户的粮食生产产生负面影响? 如果土地细碎化减少了粮食产量, 对粮食生产规模报酬产生负面影响, 那么从提高粮食生产规模报酬的角度出发认为减少土地细碎化程度、实行农业规模经营是十分有必要的。

收稿日期: 2015-12-25; 修订日期: 2015-08-31。

基金项目: 国家自然科学基金重点项目 (71233004); 中央高校基本科研业务费人文社科基金项目 (SKCX2015008)。[Foundation items: National Natural Science Foundation of China, No. 71233004; Fundamental Research Funds for the Central Universities, No. SKCX2015008.]

第一作者简介: 郭贯成 (1977-), 男, 江苏涟水人, 博士, 教授, 研究方向为土地经济与政策、不动产评估与管理。E-mail: ggc@njau.edu.cn

*通信作者简介: 丁晨曦 (1991-), 男, 江苏东台人, 硕士研究生, 研究方向为土地经济与政策。E-mail: dingchenxi1991@foxmail.com

关于规模经营^①的研究可以追溯到20世纪80年代中期,然而对于土地规模经营存在性和必要性的争论一直持续不断。80年代中期的学者们^[13]从理论上质疑规模经济作为一种经济规律,在农业生产领域并不像在其他产业那样突出,认为小规模农业结构能最大限度降低劳动成本,实现土地上最大限度的劳动有效投入,获得最高土地总产出,得出农地规模经营并不是促进中国农业经济发展有效途径的结论。万广华和程恩江^[14]的实证研究和数据得出,在当时的生产技术及土地制度下,我国的粮食生产中规模经济几乎不存在。与之相对,持规模经营观点的学者则肯定规模经济的存在,并把它作为破解中国农业发展困局的一条重要途径^[5-7]。黄季焜和马恒运^[15]从成本角度指出种植规模过小是中国农产品生产成本低、国际竞争力差的根本原因之一,因此要提高中国主要农产品在国际市场上的竞争力,必须要扩大土地的经营规模。

与我国农业生产方式有关的另一个问题是土地细碎化或土地分块。由于家庭联产承包责任制的核心内容之一是“耕者有其田”,所以均分土地导致相对完整的土地被人为分割成许多小块土地,即土地细碎化。关于土地细碎化是促进还是降低粮食生产还存在很大争议^[9]。李功奎和钟甫宁^[10]对江苏欠发达地区的研究表明在人多地少并存在大量农业剩余劳动力的特定条件下,农地细碎化的存在有利于农户进行多元化种植,通过合理配置并充分利用农村劳动力可以维持或增加农户的种植业净收入。国际层面上从劳动要素角度分析得出相同结论的有:Tchale^[11]利用2004—2005年马拉维农户生产数据分析得出,土地细碎化某种程度上表明小农户能够对投入要素达到更高质量的使用,原因是农户在劳动力过剩的情况下更多的是依赖劳动力而不是资本密集型的技术;Bizimanal等^[12]在卢旺达南部地区研究表明,虽然土地细碎化导致地块面积减小,但由于人地比例过高,农户能够合理利用劳动力和其他生产要素,使得土地生产效率得以保证。持有相反观点的学者也不少。孙雁和刘友兆^[13]构建了基于细碎化视角下的土地资源可持续利用评价指标体系,得出细碎化程度越高,土地可持续利用能力越低的结论。连雪君等^[14]将土地细碎化引申为细碎化土地产权,从产权的角度认为土地细碎化会造成农户的协商成本、保护和监督成本、信息成本等增加,从而在农业生产过程中产生了负面影响。Hartvigsen^[15]也提到了产权细碎化,对25个中欧和东欧的国家研究表明,当土地产权和土地利用的细碎化程度都较高时,土地细碎化会阻碍农业和地区的发展。秦立建等^[16]认为土地细碎化通过减少农户化肥等农业生产资料投入和增加农户的投工量两个传导途径降低了农户的粮食生产效率,减少了粮食产量。李鑫等^[17]从中观尺度研究细碎化对耕地利用效率的影响,认为细碎化对耕地利用规模效率与纯技术效率均产生显著负影响。Manjunatha等^[18]建立Cobb-Douglas生产函数运用最大似然估计法的结果表明,土地细碎化会增加农业生产的额外成本,比如农地损失、投入浪费、路途上的时间增加、劳动力工作时间的损失、灌溉设备的覆盖率增加等等,因此拥有细碎化土地农户的生产效率显著低于只拥有一块土地农户的生产效率。

由此可以看出,无论是关于规模经济还是关于土地细碎化对中国农户粮食产量影响的研究结果都存在争议。已有的定量研究多以传统的Cobb-Douglas生产函数(简称C-D函数)为模型,所依据的数据也存在采集时间过早等问题,而随着社会发展、技术进步,规模报酬在农业生产中是不断变化的。因此,本文试图建立合理的农户投入产出模

①“规模经营”用“规模经济”的表述更加符合经济学规范,但约定俗成。

型, 基于江苏省农户实地调查数据, 以江苏省粮食产量前两位的地级市盐城、徐州为例, 考察江苏地区粮食生产规模经济的存在性以及土地细碎化对粮食生产规模报酬的影响。

1 理论分析

1.1 规模报酬与规模经营的联系与区别

现有文献对规模报酬和规模经营有不同的理解^[9], 容易引起将农户耕地面积大小的经营规模与将农户视为一个整体生产单位看待的规模经济混淆^[20], 所以在实证分析之前有必要对两者进行说明和界定。

首先, 规模报酬的定义是“在既定的技术水平下, 当所有投入物的数量发生同比例变化时产量的变化率, 或各种生产要素按相同比例变化时, 所能得到的产量变化”^[21]。从该定义可以看出, 规模报酬是从投入产出的角度进行测算, 它的变动主要通过生产技术函数表现。规模报酬变动有三种情况, 即递减、不变和递增, 其中规模报酬递增是规模经济的原因之一, 但是出现规模经济不一定要要求规模报酬递增。规模经济产生的原因可以从内部和外部两个方面寻找, 在我国农业生产中, 存在着规模报酬递增、土地面积扩大、零散地块整合等三种情况所带来的内部规模经济, 和通过外部服务节约交易费用所带来的外部规模经济^[22]。

规模经营来源于规模经济, 在既定的技术条件下, 生产一单位农产品的成本, 如果在某一区间生产的平均成本递减, 那么, 就可以说这里有规模经济或规模经营。规模经济从理论上说应以平均成本来衡量。扩大经营规模获取规模经济成为我国实行农地规模经营的逻辑起点^[23]。在家庭经营的制度下, 农户是我国农业生产的基本单位, 也是农业生产经营的主体。因此在农户水平若能发现存在规模报酬递增现象, 意味着农业生产水平也会存在规模经济; 反之, 则不然, 有可能是外部规模经济所引起。所以研究农户水平上的粮食生产是否存在规模报酬递增, 才能充分考察规模经济或规模不经济。

假设现有技术条件下生产函数为 $Y=f(X_1, X_2, X_3, \dots, X_n)$, 共有 n 种投入要素 X 。将所有投入要素按 t 比例变化, 则新产出 $Y'=f(tX_1, tX_2, tX_3, \dots, tX_n)$, 若 $Y' > tY$, 则该生产处于规模报酬递增阶段, 可以认为存在规模经济。那么考虑到土地细碎化这一因素的影响后规模报酬的特征是否会改变? 这是本文研究的第一个问题。

1.2 土地细碎化对粮食生产的影响

土地细碎化虽然不是作为一种单独的生产投入要素直接影响粮食产量, 但是其能够普遍影响土地、劳动、资本等各个生产要素在粮食生产过程中的作用, 并且这种影响是复杂的, 带来的经济后果也有正有负。

从影响土地要素方面来看, 用于划分地块的田埂导致土地面积的无效浪费, 土地分配方式使得农户将生产要素更多地投入到肥沃的地块上, 而缺乏足够的激励去改善贫瘠土地质量, 因而可能降低了贫瘠土地的利用效率; 但是同时土地细碎化导致的种植多样化也能有利于规避市场价格风险^[24]。

从影响资本要素方面来看, 土地细碎化有可能减少了农户化肥等农业可变生产资料的投入, 从而抑制了粮食产量, 具体来说, 如果把一片相同自然地理特征的农地分成两块并分配给两个农户, 由于化肥等可变资本投入具有使用效益的外部性特征, 在两块地界附近两个农户都会有减少化肥使用量的行为, 从而降低了粮食产量^[6]。另外土地细碎

化的存在也阻碍了大型农业机械设备的使⽤,增加了农田基础设施的成本;但是多元化的种植也有利于提高不变生产资料(如农业机械)的利⽤效率,避免农业机械的季节性搁置。

从影响劳动要素⽅⾯来看,土地细碎化的存在使得农户在劳动力的使⽤分配⽅⾯更加复杂,由于地块的分散农户需要浪费时间在去各个地块的交通过程中,同时农户在不同地块作业时必须将劳动工具等一并转换,地块分散不仅浪费了⼯作时间,而且消耗了农户的体力与精力;但是在劳动力过剩的地区,农户可以通过开展种植多元化促进劳动力的充分利⽤和农业劳动时间的分布更加合理。由于农业经营对劳动力需求有很强的季节性,农地细碎化可以缓解劳动力供给不足的情况。

由于土地细碎化对三种生产要素的影响并不确定(表1),因此需要明确土地细碎化对粮食生产的总的影⽤,这将是本文研究的第二个问题。通过对已有文献的研读和上述分析,本文认为在当今城镇化⾼速发展时期,由于很多耕地被征⽤,在我国现有耕地极其宝贵的前提条件下,土地细碎化对土地要素的负面影⽤可能更加巨⼤。结合劳动密集型的农业生产⽅式、普遍存在的农业机械租赁市场、中国人多地少的现状,本文认为土地细碎化对资本要素和劳动要素的影响相对较⼩。

综上,本文提出需要检验的两个关键理论假说:1)研究地区的粮食生产具有规模报酬不变的特性,至少不存在显著的规模报酬递增;2)土地细碎化对规模报酬具有负面影⽤,即土地细碎化会降低粮食生产中的规模经济。下文将据此设定模型,运⽤实际调研数据进⾏验证。

2 计量经济模型与数据来源

2.1 计量经济模型的选择与指标设定

本研究采⽤的是Trans-log超越对数模型。常⽤的生产函数模型主要有C-D函数、不变替代弹性(CES)及Trans-log超越对数模型等。其中C-D函数优势在于其参数较少,模型比较简单,因⽽在以往的实证研究中应⽤比较广泛。然⽽,正是由于其形式比较简单,故不能很好地模拟现实中规模收益随着产量先增后减的情形,且C-D函数另一个缺陷在于其假定投入要素的替代弹性始终为1,不随样本的变化⽽变化。在本文研究的粮食生产过程中,随着各地区劳动力素质的差异、土地肥力的不同、可获资金情况的难易以及投入比例的不同,要素之间相互替代情况应该存在不同。CES生产函数同样存在要素替代弹性与样本⽆关的问题。

相比之下,Trans-log函数更加灵活,其对规模经济和要素替代弹性不施加任何限制条件,⼀般⽽⾔,对于多数生产技术,该函数都能有较好的近似,且Trans-log函数具有比较强的包容性,可以证明C-D函数和CES函数都是Trans-log函数的特例。因此,本研

表1 土地细碎化对粮食生产的正面和负面影⽤

Table 1 Positive and negative impact of land fragmentation on agricultural production

	可能的负面影⽤	可能的正面影⽤
土地	边界增加浪费土地 降低土地利⽤效率	种植多元化 分散风险
资本	减少可变生产资料的投入 增加基础设施成本 ⼤型农业机械操作困难	提高不变生产资料利⽤效率 避免农业机械季节性搁置
劳动力	浪费时间、体力和精力 占⽤更多的人力资源	充分使⽤劳动力 缓解劳动力不足

究选取了Trans-log生产函数进行研究。

为了计算粮食生产中的规模报酬情况,建立了农户投入产出的Trans-log模型:

$$\ln Q_k = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_{k1} + \alpha_2 \ln X_{k2} + \alpha_3 \ln X_{k3} + \gamma_{11}(\ln X_{k1})^2 + \gamma_{22}(\ln X_{k2})^2 + \gamma_{33}(\ln X_{k3})^2 + \gamma_{12} \ln X_{k1} \ln X_{k2} + \gamma_{13} \ln X_{k1} \ln X_{k3} + \gamma_{23} \ln X_{k2} \ln X_{k3} + \alpha_4 Edu_k + \alpha_5 Age_k \quad (1)$$

式中: Q_k 表示该地区某一普通农户家庭 k 的全年产出,包含小麦、水稻、玉米三种粮食作物,按当地市价折合成人民币价值加总; X_{k1} 表示该农户家庭 k 投入的土地要素,以实际种植粮食作物的耕地面积计算,单位为 hm^2 ; X_{k2} 表示该农户家庭 k 投入到粮食作物生产中的劳动力数量,考虑到农业用工并没有严格的天数记录,且粮食种植长期以来形成了相对固定的劳作时间段,加之数据精确统计的困难,故没有像部分同类研究文献中将劳动量按作业天数进行加总,而以家庭务农人口为单位,同时,作者在调研中发现,现在农村普遍存在着非农兼业的情况,部分兼业农民在务农耕种的同时,还在本村或临近的村、镇上从事非农产业,部分外出务工的农民在农忙时也会回家帮忙,因此本文在计算家庭务农人口时包含了兼业农民,只剔除了常年在外出务工的人口; X_{k3} 代表全年内粮食作物生产过程中投入的资金,主要包括种子、肥料、农药、机械等费用,单位为元; Edu_k 是户主的受教育年限,一定程度上能反映该家庭在粮食种植上对新技术的接受水平,分为5级,小学以下、小学、初中、高中、大学及以上,受教育程度越高,级别数值越大; Age_k 是户主的年龄,与 Edu_k 项同属于农户特征变量,用来代表农户在粮食种植方面的经验。

根据万广华和程恩江^[9]、苏旭霞和王秀清^[25]的研究可知,土地细碎化会影响粮食生产的规模效应。故而,本文将土地细碎化指标纳入到模型中,通常该指标用农户家庭 k 在粮食生产中所使用的土地块数 P_k 来表示。虽然在近年来的一些研究中,部分学者采用了辛普森指数(Simpson's index)来衡量土地细碎化^[19,26],兼顾到了地块数量及每一地块的面积。但本文由于调研数据所限,并没有采用该指标对土地细碎化程度进行衡量,仍然采用了常规的土地块数计算。加之回归方程中控制了土地面积,因此土地块数在本文中较好地度量土地细碎化这一指标。但同时应注意到,土地细碎化并不是一项单独的生产投入要素,将土地细碎化与土地、劳动、资本放在同一层次引入模型不太妥当,且根据Wan和Cheng^[27]、王兴稳和钟甫宁^[28]的研究,土地细碎化通过对其他生产投入要素的作用和报酬率产生影响,从而间接影响粮食生产的整个过程。因此,考虑到土地细碎化对于各个投入要素弹性的影响,土地细碎化以交互项 $P \ln X$ 的形式引入模型,得到公式(2):

$$\ln Q_k = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_{k1} + \alpha_2 \ln X_{k2} + \alpha_3 \ln X_{k3} + \beta_1 P_k \ln X_{k1} + \beta_2 P_k \ln X_{k2} + \beta_3 P_k \ln X_{k3} + \frac{1}{2} \gamma_{11}(\ln X_{k1})^2 + \frac{1}{2} \gamma_{22}(\ln X_{k2})^2 + \frac{1}{2} \gamma_{33}(\ln X_{k3})^2 + \gamma_{12} \ln X_{k1} \ln X_{k2} + \gamma_{13} \ln X_{k1} \ln X_{k3} + \gamma_{23} \ln X_{k2} \ln X_{k3} + \alpha_4 Edu_k + \alpha_5 Age_k \quad (2)$$

当然,也可以将土地细碎化指标 P 以对数形式 $\ln P$ 引入模型,如公式(3)所示:

$$\ln Q_k = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_{k1} + \alpha_2 \ln X_{k2} + \alpha_3 \ln X_{k3} + \beta_1 \ln P_k \ln X_{k1} + \beta_2 \ln P_k \ln X_{k2} + \beta_3 \ln P_k \ln X_{k3} + \frac{1}{2} \gamma_{11}(\ln X_{k1})^2 + \frac{1}{2} \gamma_{22}(\ln X_{k2})^2 + \frac{1}{2} \gamma_{33}(\ln X_{k3})^2 + \gamma_{12} \ln X_{k1} \ln X_{k2} + \gamma_{13} \ln X_{k1} \ln X_{k3} + \gamma_{23} \ln X_{k2} \ln X_{k3} + \alpha_4 Edu_k + \alpha_5 Age_k \quad (3)$$

本文的第三部分将根据公式(2)、(3)对土地细碎化的对数形式与线性形式进行实

证研究。对公式(2)加入扰动项,就可以进行统计估算。根据公式(2)以及弹性定义,可得土地的投入产出弹性 $\alpha_1 + \beta_1 P_k + \sum_{i=1}^3 \gamma_{1i} \ln X_{ki}$, 劳动力的投入产出弹性等于 $\alpha_2 + \beta_2 P_k + \sum_{i=1}^3 \gamma_{2i} \ln X_{ki}$, 资本的投入产出弹性为 $\alpha_3 + \beta_3 P_k + \sum_{i=1}^3 \gamma_{3i} \ln X_{ki}$ 。从而可计算规模报酬系数,即为各要素投入产出弹性之和 $\sum_{i=1}^3 (\alpha_i + \beta_i P_k) + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} \ln X_{kj} (\gamma_{ij} = \gamma_{ji})$ 。其中,土地细碎化对规模报酬的影响可用 $\sum \beta_i$ 来衡量。同理对公式(3)进行处理,可得到相对应统计量。

2.2 数据来源说明及描述性统计

本文研究的主要是粮食作物的规模报酬情况,苏中、苏南地区由于经济较苏北发达,地价较高,土地用于农业生产的比例相对较低,仅有的部分用于农业生产的土地,也以种植蔬菜、花卉、瓜果等经济作物为主。而在苏北地区的徐州、盐城、淮安、宿迁、连云港5市中,尤以盐城和徐州是农业大市。从两市2011—2013年3a的农业生产数据发现(表2),盐城和徐州的粮食产量、粮食作物播种面积等农业生产指标均居于江苏省的前两位。另外,观察两市的经济数据发现,相对于苏北其他3市,徐州和盐城的GDP居前两位。这说明,就江苏省来看,盐城和徐州是农业产品的首要生产基地;就苏北地区看,两市也是经济较为发达的城市。故本文研究选取盐城、徐州两个地级市的农户家庭作为研究对象。

表2 徐州、盐城两市经济和农业生产情况

Table 2 The state of the economy and agricultural production in Xuzhou and Yancheng

	2011年		2012年		2013年	
	徐州	盐城	徐州	盐城	徐州	盐城
GDP/10 ⁸ 元	3 551.65	2 771.33	4 016.58	3 120.00	4 435.82	3 475.50
农业产值比重/%	9.42	15.04	9.53	14.60	9.7	14.1
非农业产值比重/%	90.58	84.96	90.47	85.40	90.3	85.9
粮食产量/10 ⁴ t	455.30	661.79	471.73	672.71	451.13	686.51
粮食作物播种面积/10 ⁴ hm ²	72.726	95.648	73.053	96.544	72.975	97.232

注:数据来源于2012—2014年《江苏省统计年鉴》。

本次研究所采用的数据来源于江苏省国土厅牵头开展的“江苏省农村土地问题百村调研”,由南京农业大学公共管理学院组成课题组,已于2014年4月组织完成调研工作,该调查全部采取问卷调查与实际访谈的方式进行,调研范围为苏北、苏中、苏南共105个行政村。调研的主要内容是江苏农村经济社会发展与农民生产生活、土地流转与农民权益保护、村镇土地综合整治与城乡统筹发展的基本情况,具体有四个方面:1)不同层面(县-乡-村-农户)的农村土地、人口、经济社会发展等基础数据;2)农村承包地经营权经营与流转状况,农户承包地流转与土地利用情况;3)农村土地综合整治与集体建设用地情况;4)农村土地流转与农民市民化的看法及意愿等。根据调研内容梳理当前江苏农村突出的土地问题,从而有针对性地提出农村土地改革的对策建议。根据调研结果,徐州、盐城两市有效样本数量共419个,数据的描述性统计如表3所示。

表3 模型中所用变量的描述性统计

Table 3 The descriptive statistics of variables used in the model

地区	各变量	单位	平均值	均方差	最小值	最大值
徐州 (有效样本数量 $N=193$)	产出	元	10 297.69	9 064.41	1 000	80 000
	种植面积	hm ²	0.347	0.249	0.033	2
	劳动力	人	3.07	1.17	1	7
	资本	元	4 080.76	4 214.65	290	40 000
	土地块数	块	3.51	2.32	1	23
	教育程度	级	3.02	1.00	1	5
	年龄	岁	53.53	11.91	21	80
盐城 (有效样本数量 $N=226$)	产出	元	14 856.67	13 008.17	700	70 000
	种植面积	hm ²	0.415	0.285	0.033	2.467
	劳动力	人	3.00	1.13	1	7
	资本	元	5 044.27	5 568.99	300	60 000
	土地块数	块	4.10	2.35	1	16
	教育程度	级	3.08	0.88	1	5
	年龄	岁	58.66	10.00	25	84

3 实证研究结果

由于本文所用的数据来源于农户一级调查资料,故有必要考虑到模型存在的异方差问题,同时为避免假设某种特殊形式异方差带来估计偏差,本文采用 White 异方差一致协方差估计对回归后参数的标准误进行修正,以得出稳健回归。

模型回归的结果如表4所示,可以看到,土地细碎化不管是以线性形式还是以对数形式引入模型,得出的结果相差无几,主要参数的大小、显著性都比较相当,调整 R^2 也比较接近,说明在本文的研究中,土地细碎化选择哪种形式均可以,都能得到相似的结论。

首先,计算各投入要素的产出弹性。值得注意的是,表4中盐城资本投入变量 ($\ln X_3$) 的系数为负值且在5%的水平上显著,但这并不表示资本的产出弹性为负值。由于采用了 Trans-log 模型,投入产出弹性不能直接观察回归结果中该要素前面的系数,需要考虑各投入要素之间的交叉弹性影响。正如前文2.1中所示,资本的产出弹性为 $\alpha_3 + \beta_3 P_k + \sum_{i=1}^3 \gamma_{3i} \ln X_{ki}$, 计算出资本的产出弹性仍然是大于0的,资本投入与产出整体上呈现出来的仍是正向关系。

利用表4中的回归系数和原始数据中各投入要素的平均值,可以计算出在粮食生产中各要素的投入产出弹性,结果如表5所示。观察表5,可以看到虽然在徐州与盐城两个地区,各要素投入产出弹性并不相等,但存在某些共性。第一,土地要素的产出弹性均大于零,且均是三种要素中弹性最大的,说明在现有的粮食生产中,土地仍然是最重要的生产要素,相比于其他投入要素,种植面积的增加可以带来粮食的增产更为明显,这个结论与许庆等^[23]的研究结论相似。第二,劳动的投入产出弹性最小,均小于0.1,说明现阶段增加劳动投入对于粮食增产的作用很小。这与发展经济学的理论及已有的研究较为一致,中国农村仍然存在大量剩余劳动力,劳动力边际产品近似为零或为负。第三,

表4 模型回归结果

Table 4 Regression results

变量	徐州				盐城			
	线性形式		对数形式		线性形式		对数形式	
	参数	t值	参数	t值	参数	t值	参数	t值
$\ln X_1$	1.805 6**	2.15	1.758 0**	2.19	2.787 5***	2.24	2.846 7**	2.67
$\ln X_2$	1.822 2	1.49	1.847 3	1.53	-0.252 4	-0.17	-0.255 6	-0.41
$\ln X_3$	-0.969 2	-1.05	-0.811 5	-0.87	-1.832 9**	-2.38	-1.798 1**	-2.20
$P\ln X_1(\ln P\ln X_1)$	-0.019 5	-0.79	-0.197 4	-1.46	-0.048 9	-1.24	-0.173 5	-0.40
$P\ln X_2(\ln P\ln X_2)$	0.012 1	0.21	0.010 0	0.06	0.036 0	0.84	0.148 4	0.42
$P\ln X_3(\ln P\ln X_3)$	0.000 8	0.12	0.024 8	0.88	0.007 6	0.85	0.019 3	-0.01
$(\ln X_1)^2$	0.234 2**	2.06	0.284 0**	2.24	0.186 2	0.97	0.193 8	1.08
$(\ln X_2)^2$	0.109 1	0.80	0.106 4	0.80	-0.351 9*	-1.85	-0.342 6*	-1.76
$(\ln X_3)^2$	0.111 8*	1.77	0.099 8	1.56	0.155 4**	2.49	0.154 5**	2.44
$\ln X_1 \ln X_2$	0.006 3	0.03	0.011 2	0.05	0.067 3	0.24	0.048 4	0.03
$\ln X_1 \ln X_3$	-0.202 3*	-1.70	-0.195 2*	-1.74	-0.307 7	-1.39	-0.313 7	-1.76
$\ln X_2 \ln X_3$	-0.253 3	-1.39	-0.252 3	-1.40	0.084 7	0.37	0.082 8	0.65
<i>Edu</i>	0.073 3*	1.85	0.072 8*	1.82	0.043 1	1.81	0.042 4	1.07
<i>Age</i>	0.007 0*	1.96	0.007 2**	1.99	0.006 1*	1.70	0.005 5	1.54
调整 R^2	0.667 5***		0.669 5***		0.651 6***		0.651 8***	

注: *, **, ***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表5 各投入要素产出弹性及规模报酬系数

Table 5 The output elasticity of each input and the factor of scale returns

地区		各投入要素产出弹性			H_0 : 规模报酬不变		规模报酬系数
		土地	劳动	资本	F值	P值	
徐州	线性	0.799 2	0.086 9	0.260 4	1.80	0.181 7	1.146 6
	对数	0.809 9	0.089 8	0.262 5	2.28	0.132 7	1.162 2
盐城	线性	0.741 4	-0.006 1	0.331 2	0.35	0.554 2	1.056 5
	对数	0.741 7	-0.010 6	0.332 3	0.40	0.529 2	1.063 4

资本的投入产出弹性介于土地与劳动之间, 相对于增加劳动, 增加资本投入对粮食增产的作用更大, 这与我国农业生产仍是劳动密集型的现实情况较为一致。

其次, 将两个地区的各要素投入产出弹性加总, 得出该地区粮食作物生产的规模报酬系数, 徐州为1.146 6, 盐城为1.056 5 (线性形式)。通过Wald系数检验进行规模报酬不变的联合假设检验, 得到的F值与P值如表5所示。可以看到两个地区的规模报酬系数与1均没有显著差异, 因而, 可以认为研究区域的粮食生产具有规模报酬不变的特性, 至少不存在显著的规模报酬递增。

另外, 土地细碎化对产出的影响可以用弹性 $\sum \beta_i \ln X_{it}$ 表示, 对规模报酬的影响可以用 $\sum \beta_i$ 计算, 结果如表6所示。观察土地细碎化对规模报酬系数的影响, 可以发现在两地区土地细碎化对规模报酬均产生负影响, 即土地细碎化降低了粮食生产中的规模经济。理论上, 生产要素的不可分性带来的规模经济效益虽然不如工业生产中那样大, 但确实是存在的^[22]。土地细碎化使得这种内部规模经济被抵消, 而事实上土地细碎程度已

表6 土地细碎化对产出、规模报酬系数的影响

Table 6 Impact of land fragmentation on output and factor of scale returns

地区		线性	对数
徐州	$d\ln Q/dP$ (或 $\ln P$)	-0.008 6	-0.072 0
	$\sum \beta_i$	-0.006 6	-0.162 6
盐城	$d\ln Q/dP$ (或 $\ln P$)	0.018 8	0.024 3
	$\sum \beta_i$	-0.005 3	-0.005 7

作为农业生产的未来趋势,很有可能通过降低土地细碎化而形成规模经济,进一步保障我国的粮食安全。

在分析了总体样本的情况之后,下面具体分析徐州和盐城两地的差别。

徐州和盐城同处苏北,都为江苏省重要的农业生产基地,但是细思两地不同,可以发现徐州是经济较为发达的城市,尤其是近年来,随着徐州老工业基地的振兴和长三角地区经济一体化发展,区域性中心城市地位进一步提升,城市人口增长迅速,工业化进程加快,徐州的耕地资源利用与保护压力将会与日俱增。盐城则是全国闻名的商品粮基地,是江苏省唯一的百亿斤产粮大市,正在由农业大市向农业强市过渡,农业是其传统产业和优势产业。两市发展方向的不同,使得土地细碎化对粮食产出的影响也不相同。

首先,观察表5,虽然盐城、徐州两地的劳动投入产出弹性都很小,两地区农村均存在着劳动力富余,但盐城农户的劳动投入弹性为负,徐州农户的劳动投入弹性为正。根据边际报酬递减规律,可以推断出盐城的农户劳动力投入更为充足。然而回顾表3,可以发现样本统计中农户家庭的平均劳动投入,徐州却稍稍多于盐城,这与结果似乎相悖。结合两个地区的客观条件,徐州由于经济更加发达,非农就业机会更充足,使得当地农户兼业条件更好,因此该地区农户可以在家乡附近实现非农就业,常年外出打工较少,因此样本统计到的务农人口更多。同时,也正由于兼业条件好,投入到农业生产中的实际劳动时间少,因此结果中劳动的投入产出弹性较大。这也符合刘莹和黄季焜^[20]的研究结论,农户的农业生产决策过程实际上是基于多目标的,以非农业为主的农户更加重视减少家庭劳动力目标。

其次,观察表6,可以看出徐州土地细碎化对产出的影响为负,说明虽然土地细碎化对土地、劳动、资本均有正面作用,但是综合起来负面作用更加明显;然而,盐城的情况恰恰相反,土地细碎化对粮食作物产量的综合作用为正。一方面,徐州兼业条件较好,农户从事农业生产的机会成本较高,其从事非农产业的收益远高于将这一部分劳动力投入到农业生产之中的所得,因此该地区农户会比较重视减少在农业生产中的劳动力投入。此时,细碎化导致的工作时间浪费就显得尤为明显,其负面作用也就更为显著;相比之下,盐城农户对于农业生产更为重视,劳动的实际投入更为充分,细碎化导致的时间浪费自然相对较小,而带来的风险分摊、多种经营等正面作用将更为显著。另一方面,盐城的资本投入弹性较徐州更大,增加资本投入对粮食增产更大。在调研中也发现,盐城的农户对农业生产资料的资本投入高于徐州,这也与盐城正在走农业强市、发展现代化农业的大环境有关。可以看出,土地细碎化对产出的影响是不稳定的,类似的结论在国外的研究也可以发现。如 Falco 等^[21]在研究保加利亚地区土地细碎化时发现,

经超过了生产要素可分性的下限。因此在这样的现实条件下,我们可以认为细碎化是粮食生产不存在规模报酬递增的原因之一,类似的结论出现在 Orea 等对西班牙地区农场的研究中,研究发现土地细碎化大大降低了大规模生产发生的概率^[20]。因此,推动农田大规模流转,形成农业大规模经营

土地细碎化会直接减少农业利润, 对农业生产造成不利影响, 却也能通过多样化种植间接增加农业利润; Latruffe 和 Piet^[21]研究法国布列塔尼地区土地细碎化时发现, 个别细碎化指标在降低农业生产率和技术效率的同时却会增加总产量和利润。

4 结论与展望

本文基于江苏粮食主产区徐州、盐城的调研数据, 通过 Trans-log 生产函数, 围绕规模报酬的存在性和土地细碎化对粮食生产的影响进行了分析, 得出以下研究结论:

第一, 在当前的技术水平下, 江苏地区粮食作物的生产几乎不存在显著的规模报酬递增。值得注意的是, 这与苏旭霞和王秀清^[22]在山东省的研究中得出粮食作物规模报酬递增的结论不同, 观察当地的土地细碎化水平, 土地块数均值为2块左右, 细碎化程度低于本文研究地区, 因此对粮食生产的负面影响也不如徐州和盐城地区显著。

第二, 在农业生产的三要素土地、劳动、资本中, 土地仍然是最重要的生产要素, 相比于其他投入要素, 种植面积的增加可以带来粮食的增产最明显, 劳动增加对粮食增产的作用很小, 资本增加对粮食增产作用在两者之间, 中国农村劳动力还存在富余。

第三, 土地细碎化对于粮食生产的规模报酬具有负面影响, 会降低粮食生产中的规模经济, 在土地细碎程度超过生产要素可分性下限的现实条件下, 细碎化是粮食生产不存在规模报酬递增的原因之一。

第四, 土地细碎化对于当前粮食产量同时存在正负两方面的影响, 具体是正面作用占优还是负面作用势大, 不同地区存在差异, 需要进一步研究。但确定的是中国资源禀赋普遍以土地资源稀缺、劳动力相对丰富为特征, 在短期内, 非农产业难以把剩余劳动力完全吸收。在这种情况下, 提高粮食产量应该以提高土地生产率为主。单纯追求土地规模的扩大, 并不适合我国国情^[23]。所以在促进农村剩余劳动力转移的前提下, 应该对土地细碎化现象的负面效应给予更多重视。

由于规模报酬和土地细碎化的相关问题广泛而复杂, 本文未能深入分析土地细碎化的影响因素以及验证农户对细碎化及规模经营的态度。但是关于农户是否愿意规模经营的问题有调查表明, 规模经营不仅不是农户的普遍意愿, 而且表现出地区差异^[24]。农户对细碎化的态度受到家庭劳动力数量和拥有地块数量这两个重要的因素影响^[24]。究其原因, 现阶段农用地仍然具有不可替代性、就业保障功能、难以分割等性质, 导致“去细碎化”的交易成本远远超过地块规模经济带来的收益^[25]。因此从理论上来说, 只有发展城镇化使农户数量减少, 农用地的性质得到改变, 才能更好地发展规模经营。在实践上, “去细碎化”已经有所突破。在本次调研结束之际, 盐城射阳县的“联耕联种”正在进行, 这种农业生产经营方式是在不改变土地经营权的基础上推行规模连片作业^[26], 而这种模式最终能否为实现去细碎化和土地规模经营提供一种新思路也有待时间的检验。

参考文献(References):

- [1] 王诚德. 农地经营规模与经济发展——对中国农业发展基础构造的理论思索 [J]. 经济研究, 1989(3): 47-54. [WANG C D. Scale management of farmland and economic growth—Theorizing of the infrastructure to Chinese agriculture. *Economic Research Journal*, 1989(3): 47-54.]
- [2] 连雪君, 毛雁冰. 土地细碎化必然导致土地生产效率降低? ——对土地细碎化与土地生产效率研究的批判性分析 [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2013, 108(6): 109-115. [LIAN X J, MAO Y B. Does land fragmentation necessa-

- rily reduce land production efficiency?—Critical analysis on research of land fragmentation and land production efficiency. *Journal of Huazhong Agricultural University (Social Science Edition)*, 2013, 108(6): 109-115.]
- [3] 陈健. 农业规模经济质疑 [J]. 农业经济问题, 1988, 3(3): 1-5. [CHEN J. Doubts about the economies of scale in agriculture. *Issues in Agricultural Economy*, 1988, 3(3): 1-5.]
- [4] 万广华, 程恩江. 规模经济, 土地细碎化与我国的粮食生产 [J]. 中国农村观察, 1996, 3(3): 1-36. [WAN G H, CHENG E J. Economics of scale, land fragmentation and crop production in China. *China Rural Survey*, 1996, 3(3): 1-36.]
- [5] 许庆, 尹荣梁. 中国农地适度规模经营问题研究综述 [J]. 中国土地科学, 2010, 24(4): 75-80. [XU Q, YIN R L. Literature review on the issues of proper scale management of farmland in China. *China Land Science*, 2010, 24(4): 75-80.]
- [6] 杨雍哲. 规模经营的关键在于把握条件和提高经营效益 [J]. 农业经济问题, 1995(5): 15-18. [YANG Y Z. The key point of scale is to seize the opportunities and improve the efficiencies. *Issues in Agricultural Economy*, 1995(5): 15-18.]
- [7] 邵晓梅. 鲁西北地区农户家庭农地规模经营行为分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2005, 14(6): 120-125. [SHAO X M. Analysis on household management behavior of agriculture land size in northwest Shandong. *China Population, Resources and Environment*, 2005, 14(6): 120-125.]
- [8] 黄季焜, 马恒运. 中国主要农产品生产成本与主要国际竞争者的比较 [J]. 中国农村经济, 2000(5): 17-21. [HUANG J K, MA H Y. The comparison of major agricultural products cost between China and principal international competitors. *Chinese Rural Economy*, 2000(5): 17-21.]
- [9] 吕晓, 黄贤金, 钟大洋, 等. 中国农地细碎化问题研究进展 [J]. 自然资源学报, 2011, 26(3): 530-540. [LÜ X, HUANG X J, ZHONG T Y, et al. Review on the research of farmland fragmentation in China. *Journal of Natural Resources*, 2011, 26(3): 530-540.]
- [10] 李功奎, 钟甯宇. 农地细碎化, 劳动力利用与农民收入——基于江苏省经济欠发达地区的实证研究 [J]. 中国农村经济, 2006, (4): 42-48. [LI G K, ZHONG F N. Fragmentation of land, labor utilization and farmers' income—Empirical study based on economically underdeveloped areas in Jiangsu Province. *Chinese Rural Economy*, 2006, (4): 42-48.]
- [11] TCHALE H. The efficiency of smallholder agriculture in Malawi [J]. *African Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2009, 3(2): 101-121.
- [12] BIZIMANAL C, NIEUWOUDT W, FERRER S. Farm size, land fragmentation and economic efficiency in Southern Rwanda [J]. *Agrekon: Agricultural Economics Research, Policy and Practice in Southern Africa*, 2004, 43(2): 244-262.
- [13] 孙雁, 刘友兆. 基于细碎化的土地资源可持续利用评价——以江西分宜县为例 [J]. 自然资源学报, 2010, 25(5): 802-810. [SUN Y, LIU Y Z. Evaluation of land use sustainability based on land fragmentation: A case on Fenyi County, Jiangxi Province. *Journal of Natural Resources*, 2010, 25(5): 802-810.]
- [14] 连雪君, 毛雁冰, 王红丽. 细碎化土地产权、交易成本与农业生产——来自内蒙古中部平原地区乌村的经验调查 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(4): 86-92. [LIAN X J, MAO Y B, WANG H L. Fragmentated land property rights, transaction cost and agricultural production: Based the survey from Wu Village of Inner Mongolia Central Plains. *China Population, Resources and Environment*, 2014, 24(4): 86-92.]
- [15] HARTVIGSEN M. Land reform and land fragmentation in central and eastern Europe [J]. *Land Use Policy*, 2014, 36: 330-341.
- [16] 秦立建, 张妮妮, 蒋中一. 土地细碎化、劳动力转移与中国农户粮食生产——基于安徽省的调查 [J]. 农业技术经济, 2011(11): 16-23. [QIN L J, ZHANG N N, JIANG Z Y. Land fragmentation, labor transfer and Chinese agricultural production—Based on the survey in Anhui Province. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2011(11): 16-23.]
- [17] 李鑫, 欧名豪, 马贤磊. 基于景观指数的细碎化对耕地利用效率影响研究——以扬州市里下河区域为例 [J]. 自然资源学报, 2011, 26(10): 1758-1767. [LI X, OU M H, MA X L. Analysis on impact of fragmentation based on landscape index to cultivated land use efficiency—A case on Lixiahe District in Yangzhou City. *Journal of Natural Resources*, 2011, 26(10): 1758-1767.]
- [18] MANJUNATHA V A, ANIK R A, SPEELMAN S, et al. Impact of land fragmentation, farm size, land ownership and crop diversity on profit and efficiency of irrigated farms in India [J]. *Land Use Policy*, 2013, 31: 397-405.
- [19] 石晓平, 郎海如. 农地经营规模与农业生产率研究综述 [J]. 南京农业大学(社会科学版), 2013, 13(2): 76-84. [SHI X P, LANG H R. Literature review on the issue of relationship between farm size and agricultural productivity. *Journal of Nanjing Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2013, 13(2): 76-84.]

- [20] 李谷成, 冯中朝, 范丽霞. 小农户真的更加具有效率吗? 来自湖北省的经验证据 [J]. 经济学(季刊), 2009, 9(1): 95-124. [LI G C, FENG Z C, FAN L X. Is the small-sized rural household more efficient? The empirical evidence from Hubei Province. *China Economic Quarterly*, 2009, 9(1): 95-124.]
- [21] 胡代光, 高鸿业. 北京: 西方经济学大辞典 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2000. [HU D G, GAO H Y. *A Dictionary of Western Economics*. Beijing: Economics Science Press, 2000.]
- [22] 蔡昉, 李周. 我国农业中规模经济的存在和利用 [J]. 当代经济科学, 1990(2): 25-34. [CAI F, LI Z. The existence and use of economies of scale in China's Agriculture. *Modern Economic Science*, 1990(2): 25-34.]
- [23] 许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济, 规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究 [J]. 经济研究, 2011(3): 59-71. [XU Q, YIN R L, ZHANG H. Economies of scale, returns to scale and the problem of optimum-scale farm management: An empirical study based on grain production in China. *Economic Research Journal*, 2011(3): 59-71.]
- [24] 梁流涛, 许立民. 生计资本与农户的土地利用效率 [J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(3): 63-69. [LIANG L T, XU L M. Relationship between livelihood capital and household land use efficiency. *China Population, Resources and Environment*, 2013, 23(3): 63-69.]
- [25] 苏旭霞, 王秀清. 农用地细碎化与农户粮食生产——以山东省莱西市为例的分析 [J]. 中国农村观察, 2002(3): 22-28. [SU X X, WANG X Q. Study on land fragmentation and grain production in the farming sector: A case of Laixi City in Shandong Province. *China Rural Survey*, 2002(3): 22-28.]
- [26] TAN S, HEERINK N, KRUSEMAN G, et al. Do fragmented landholdings have higher production costs? Evidence from rice farmers in northeastern Jiangxi Province, P. R. China [J]. *China Economic Review*, 2008, 19(3): 347-358.
- [27] WAN G H, CHENG E J. Effects of land fragmentation and returns to scale in the Chinese farming sector [J]. *Applied Economics*, 2001, 33(2): 183-194.
- [28] 王兴稳, 钟甫宁. 土地细碎化与农用地流转市场 [J]. 中国农村观察, 2008(4): 29-34. [WANG X W, ZHONG F N. Land fragmentation and the land transfer market. *China Rural Survey*, 2008(4): 29-34.]
- [29] OREA L, PEREZ A J, ROIBAS D. Evaluating the double effect of land fragmentation on technology choice and dairy farm productivity: A latent class model approach [J]. *Land Use Policy*, 2015, 45: 189-198.
- [30] 刘莹, 黄季焜. 农户多目标种植决策模型与目标权重的估计 [J]. 经济研究, 2010(1): 148-157. [LIU Y, HUANG J K. A multi-objective decision model of farmers' crop production. *Economic Research Journal*, 2010(1): 148-157.]
- [31] FALCO D S, PENOV I, ALEKSIEV A, et al. Agrobiodiversity, farm profits and land fragmentation: Evidence from Bulgaria [J]. *Land Use Policy*, 2010, 27(3):763-771.
- [32] LATRUFFE L, PIET L. Does land fragmentation affect farm performance? A case study from Brittany, France [J]. *Agricultural Systems*, 2014, 129: 68-80.
- [33] 董帮应. 基于规模经营视角的农户经营主体的变迁 [D]. 合肥: 安徽大学, 2014. [DONG B Y. *On the Evolution of Farmer Household under the Background of Agricultural Operation of Scale*. Hefei: Anhui University, 2014.]
- [34] 李功奎. 农地细碎化、劳动力利用与农民收入——基于江苏省经济欠发达地区的实证研究 [D]. 南京: 南京农业大学, 2006. [LI G K. *Farmland Fragmentation, Labor Utilization, and Farmer's Income—A Positive Study of the Underdeveloped Regions of Jiangsu*. Nanjing: Nanjing Agriculture University, 2006.]
- [35] 盐城市农委课题组. 盐城市联耕联种土地规模经营模式的实践与研究 [J]. 现代经济探讨, 2015(4): 68-72. [Yancheng Municipal Agricultural Commission. Practice and study on joint tillage and cultivation in Yancheng land management. *Modern Economic Research*, 2015(4): 68-72.]

**Quantitative Research of the Impact of Land
Fragmentation on Scale Returns of Grain Production
—Based on Empirical Data of Yancheng City and Xuzhou City in
Jiangsu Province**

GUO Guan-cheng, DING Chen-xi

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The issue of grain production has always been the focus point of governments and academics. In the paper, we explore the impact of land fragmentation on grain production. Taking the field survey data from farmers in Yancheng and Xuzhou, top two cities of crop yields in Jiangsu Province, as examples, the paper establishes Trans-log function model to weigh the existence of returns to scale. By calculating yield flexibilities of input factors with linear index and logarithmic index of land fragmentation respectively, the paper adds the output elasticity to get the coefficient of returns to scale. Then we get a number which does not differ significantly from 1. The result shows that there is no obvious increasing returns to scale in general when considering the effect of land fragmentation. And the output elasticity of land which is around 0.8 means that land is still the most important factor of production. Furthermore, land fragmentation will do harm to returns to scale of crop production, but it has both positive and negative impacts on grain yield in different regions. So, it is proposed that on the premise of promoting the transfer of rural surplus labor, government should pay more attention to the negative effects of land fragmentation.

Key words: land economics; returns to scale; Trans-log; land fragmentation

土地整治推进城乡统筹的国内外探索

◎ 郭贯成

DOI:10.13816/j.cnki.cn11-1351/f.2015.07.009

城乡统筹发展作为全面建设小康社会的根本要求,其实质是促进要素在市场原则下的自由流动,以及城乡之间公共服务的均等化。

土地作为农民最基本、最重要的生产资料和家庭财富,土地制度的改革成为当前城乡统筹发展的核心问题。

城乡统筹发展面临的土地问题

现代农业发展与农地经营规模狭小矛盾的普遍性。现代农业发展不仅意味着现代技术手段的广泛应用,更意味着要实现农业的规模化经营。但由于农民的土地财产权益难以实现,农村社会保障体系建设滞后,土地对农民的社会保障功能突出,导致农村非农产业的发展和农民外出就业受到很大限制。全国农地流转的规模仅30%左右,全国农户家庭人均经营耕地只有2亩多。

农民增收与其土地财产性收入不足矛盾的显著性。农民增收是城乡统筹发展的核心目标之一。从农民收入构成看,主要分为经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入几项。经营性收入由于农业经营本身的问题,虽然在农民收入中占据主要比重但前景有限;工资性收入存在较大的不稳定性;转移性收入总量较小,从国际经验看农民增收最大的前景还在于土地财产性收入。目前,农民财产性收入在其总收入中的比重最低,据粗略估计,目前农民的土地财产性收入所占比例只有3%左右。

土地集约节约利用与土地资源非市场化配置矛盾的突出性。伴随着工业化、城镇化进程的加

快,城乡居民对农产品消费、建设发展和生态环境的需求同时增长,导致农用地尤其是耕地保护和建设用地扩展的矛盾日益突出,对土地进行集约节约利用是缓解这一矛盾的首要途径。但在现有的土地制度下,以低成本的征地为依托的城乡土地资源配手段,反而进一步激化了这一矛盾。集体土地粗放利用成为普遍现象:目前农村存量建设用地达到2.7亿亩,是城市的5倍;农民人均用地229平方米;空心村现象严重,宅基地大量闲置,利用效率低下。

破解用地矛盾的地方整治实践

针对城乡统筹发展过程中面临的土地问题,近年来,全国各地依托土地整治平台,积极探索解决之道。具有代表性的地方实践有:成都的土地“确权赋能”、“三集中”与“拆院并院”改革;天津“双置换”改革;重庆的地票交易及其配套改革;嘉兴“两分两换”改革;苏州“三形态”、“三集中”、“三置换”改革;上海郊野单元规划。

从各地的实践来看,土地整治的目标都是一致的,即试图把农民从农地上解放出来,并推动农业生产集约化和农民居住集中化,最终实现农民向市民的转变,传统农业向现代化农业的转变。

一方面,通过宅基地的“置换”,农民能通过获得现金补偿或新公寓的方式落户城镇;另一方面,通过土地流转,即农民把土地的承包经营权转让出去,来换取他们的“社会保障”。这样,就可以实现在城镇稳定就业,且让有社会保障的

农民真正落户城镇，转变为城镇居民。同时，实现更少的人种更多的地，推进农业生产的集约化和规模化。

然而，任何一种改革都会有一定的风险和不确定性存在，并且也要突破现行的法律法规和政策，因此，必须具有严格的批准程序，必须在一个可控的范围内进行。

推动城乡统筹的域外整治经验

国际上，德国、荷兰、俄罗斯、比利时及日本等国家，在土地整治方面积累了很多有益的经验，值得我国借鉴。

重视公众参与。从以上几个国家土地整治的经验看，始终尊重公众的参与权、实现民主决策，是其土地整治顺利实施并取得有效成就的重要原因之一。从我国土地整治的现状来看，土地整治大多是在政府的强势推动下进行的，这就不可避免地带来许多问题。土地整治实践的真正主体是人民群众，公众参与土地整治是为了保护、尊重公众利益，有效限制行政部门过多的权力，使决策更加合理有效。

土地整治目标的综合化。从国外土地整治的实践可见，土地整治目标不是单一的，而是多元化的，追求的是目标效益最大化。土地整治目标的多元化是土地整治的发展方向，即土地整治目标构成了一个综合的整体，包括提高耕地质量、增加耕地面积、为国家用地进行储备、降低生产成本、改善生态环境和促进区域发展等。我国开展的土地整治要着眼于长远：一是不能单纯追求数量，要更加注重对生态环境的保护，数量与质量并重，实现农地数量、质量与生态环境的协调统一；二是土地整治要与乡村建设相结合，土地整治不单单是为了城市建设，更多地是为了发展农村社会经济、促进城乡一体化发展。

建立健全的土地整治法律法规，使土地整治有法可依。以上几个国家土地整治的成功，在很大程度上得益于有一套相对完善的法律保障体系。



从我国土地整治立法历程来看，相关法律法规仍然不健全。在我国推进依法治国的进程中，应该充分借鉴国外经验，立足现实，着眼未来，尽快制定适合我国国情的土地整治法律法规，为我国土地整治事业的发展提供法律保障。

拓宽土地整治融资渠道。资金是开展土地整治的关键问题。德国土地整治的成功经验表明：必须建立以政府投入为主体的资金体系，才能使土地整治按照符合长远和全局利益的要求实施，才能使土地整治有物质保障。由于现实国情，在我国大部分地区，资金缺乏是开展土地整治的最大障碍和关键制约因素。应注重研究土地整治资金的来源问题，充分考虑各个地区的实际情况，建立完善有效的土地整治资金体系。在有条件的地区，可以探索土地整治合理利用社会资金的机制。同时，要加快建立资金使用监督机制，以保证资金合理合法运用，更好地推进土地整治工作。●

(作者为南京农业大学土地管理学院教授)

环境约束下工业用地生产效率研究

——基于中国33个典型城市非期望产出的考量

郭贯成 温其玉

(南京农业大学公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要 工业生产会产生期望和非期望两类产出, 以往对工业用地的生产效率评估忽视了非期望产出, 本文选取城市工业从业员工人数度量劳动力投入, 城市工业固定资产投资总额度量资本投入, 城市工业用地面积度量土地投入, 城市工业总产值度量期望产出, 工业废水排放量、工业SO₂排放量和工业烟尘排放量度量非期望产出, 运用跨期数据包络分析方法测算了2004年到2011年全国33个城市工业用地的方向性环境距离函数, 并将其转换为相应的生产效率值, 在考虑非期望产出和不考虑非期望产出的两种情况下, 分别运用Malmquist-Luenberger生产率指数和Malmquist生产率指数分析2004年到2011年33个城市工业用地的生产率变化及其分解情况, 以便进行对比。研究发现, 非期望产出影响工业用地的生产效率, 忽视非期望产出会高估工业用地的生产效率, 这是由于在粗放的经济增长方式下, 资源要素的不合理利用导致非期望产出的高水平排放, 使得技术进步被高估, 从而生产效率被高估; 研究样本中大部分城市的工业用地是非可持续发展的, 但是正在逐步向可持续转变。因此, 本研究认为: 应摒弃粗放的生产方式, 重视土地资源与其他资源的合理配置, 释放土地利用空间; 鼓励企业的技术创新, 尤其是环境保护和污染治理的技术创新, 在增加期望产出的同时, 减少非期望产出, 从而使工业用地生产效率提高, 实现工业的可持续发展。

关键词 非期望产出; 工业用地效率; DEA; ML生产率指数

中图分类号 F275.5 **文献标识码** A **文章编号** 1002-2104(2014)06-0121-07 **doi**: 10.3969/j.issn.1002-2104.2014.06.018

我国自改革开放以来, 在经济迅速增长的同时, 环境污染问题也日益突出。在这种背景下, 1987年首次提出的可持续发展思想被我国广泛接受, 一般认为, 在生产过程中如果主要依靠要素投入推动, 那么这种增长方式就是粗放式、不可持续的, 而如果全要素生产率在生产过程中发挥重要作用, 则这种增长方式就是集约和可持续发展的^[1]。工业是整个国民经济的支柱产业, 工业是否可持续成为学者研究的重点之一。由于我国人多地少, 土地资源稀缺, 对工业用地的可持续利用成为关注的焦点, 对其研究主要体现在三个方面: 第一是工业用地集约利用研究^[2-3], 第二是对工业用地的合理布局研究^[4-5], 第三是对工业用地效率的研究^[6-7]。其中, 对工业用地效率研究的文献相对更多, 研究方法上也有不同, 运用C-D生产函数^[8], 评价指标体系^[9], 以及全要素生产率方法^[10]是最常见的三种。但大多数学者在对工业用地效率研究时, 都对期望产出进行指标设定, 而忽略了由工业生产伴随的非期望产出如污染排放与环境问题, 理论和事实一致证明, 工业生产

是一个伴随着不断排放“三废”等非期望产出的期望产出过程, 一些研究表明, 忽视污染等副产品的传统生产率测度思路会导致有偏的生产率增长测度^[11], 在工业用地生产效率分析中忽视非期望产出的做法不仅会导致结论失真, 而且也与人类追求土地利用可持续发展的目标相悖。在资源环境日益成为经济增长硬约束背景下, 如果忽视非期望产出, 我们很难从以上研究中得到有关工业用地生产效率的客观评价。

一般来说, 将非期望产出纳入到有关效率研究中有两种不同的思路: 第一种就是将非期望产出作为一种生产要素投入处理, 二是将“三废”等非期望产出作为经济活动的副产出引入Malmquist-Luenberger (ML) 生产率指数测度^[12]。事实上, 如果将非期望产出作为一种生产要素投入处理, 会对真实结果产生扭曲, 从而误导决策建议^[13], 而第二种方法与实际生产过程较为符合, 同时考虑了期望产出增加和非期望产出减少, 从而弥补了第一种研究思路的不足, 近年来得到越来越广泛运用, 但在以往的研究中

收稿日期: 2014-01-12

作者简介: 郭贯成, 博士, 副教授, 主要研究方向为土地经济与政策、不动产评估与管理。

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“我国建设用地总量控制与差别化管理政策研究”(编号: 11JZD031)。

运用当期数据来测定 ML 指数从而确定生产前沿时,可能会出现技术倒退的结论,而运用跨期数据来确定生产前沿可避免其出现向内偏移,也就是说,能避免技术倒退结论产生的可能性^[14]。

对于生产前沿的确定,目前采用最多的两种方法分别是数据包络分析(data envelopment analysis, DEA)和随机前沿分析(stochastic frontier analysis, SFA),其中 DEA 方法无须估计函数,同时采用最优化方法来确定各投入要素的权重,从而不需要预先估计参数,避免了投入产出关系的具体函数表达和各指标权重确定所带来的主观性,对投入、产出变量没有相关性要求,具有明显优势,因此是一种理想的多目标决策方法,适合用来对生产前沿的确定。

综上所述,本文采用数据包络分析方法和 ML 生产率指数,以全国 33 个典型城市工业构成系统为研究对象,对工业用地生产效率及其变化进行研究,以求达到客观评估我国工业用地的生产效率,并对我国工业用地的集约利用、工业用地结构的优化和用地效率的提高提供一种改进的可能方向,以及为加快产业转型升级提供科学依据。

1 理论分析与研究方法

1.1 理论分析

随着对环境的关注,人们开始考虑非期望产出的作用与影响。非期望产出是在工业生产中不可避免的副产品,它是指在企业本身现有技术条件下,无法使用或者进一步加工而只能以排放、掩埋等方式输入到自然界中的不为人类所期望的产品,本文的研究正是基于这一定义之下进行的。理论上减少非期望产出的两种方法分别是减少生产活动甚至停产以及技术更新,无论选择前者或后者,都意味着要限制某种非期望产出,就必须付出一定的代价^[15],这种代价可能是生产成本,也可能是社会成本。从经济学上来说,生产效率就是收益与成本的对比关系,因此在非期望产出过多时,必然导致生产效率的下降。非期望产出下的工业用地生产效率分析可以用图 1 来解释。

在图 1 中,假设在工业生产过程中投入用 Z 表示,产出分为两种,其中期望产出为 Y ,用纵轴表示,非期望产出为 X ,用横轴表示,产出水平的期望方向为 $G = (Y, -X)$,即尽量增加 Y 而减少 X ,图中的曲线表示生产前沿, $P(Z)$ 表示生产可能性的集合, A 表示某一时刻的产出决策点,假设在投入 Z 一定时, A 要想达到生产前沿曲线上期望产出的某一水平,比如图中的虚线,则 A 可以选择 B 点,也可以选择 C 点,在传统的生产效率研究中我们认为 BC 两点生产效率是一样的,因为在投入一定的情况下都达到了生产前沿的同一水平,而在考虑非期望产出的情况下,根据产出水平的期望方向,显然 B 更优于 C 。

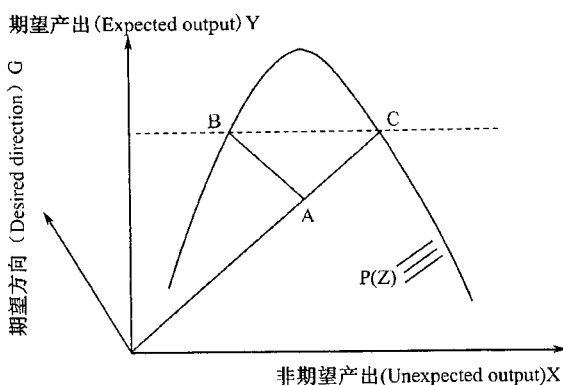


图 1 工业用地生产效率分析
Fig. 1 Industrial land productivity analysis

1.2 研究方法

1.2.1 方向性环境距离函数

解决包含有非期望产出效率评价问题的最好方法之一是由 1997 年 Chung 构建的方向性环境距离函数,这个函数可以用图 1 中的有关字母来表示,如下:

$$\bar{D}(Z, Y, X; G) = \sup \{ \beta : (Y, X) + \beta G \in P(Z) \} \quad (1)$$

式(1)中, $P(Z)$ 表示生产可能性集合, β 表示期望产出 Y 增加、非期望产出 X 减少的最大可能性数,或者说是给定期望产出 Y 的情况下,非期望产出 X 和投入 Z 减少的最大可能数,其他符号和图 1 中表示的一样,其中 $P(Z)$ 可以表示如下:

$$P(Z) = \{ (Y, X) : Z \text{ 被用于生产 } (Y, X) \} \quad (2)$$

在式(1)的基础上,我们可以得出包含有非期望产出的技术效率公式,用 TE 来表示技术效率:

$$TE = \frac{1}{1 + \bar{D}(Z, Y, X; G)} \quad (3)$$

1.2.2 Malmquist-Luenberger 生产率指数

Malmquist-Luenberger 生产率指数(以下简称 ML 指数)起源于 Malmquist 提出的 Malmquist 生产力指数,后先后经过 Fare、Luenberger 两人的发展和完善,成为能同时考虑期望产出与非期望产出的全要素生产率增长指数。ML 指数^[12]可以表示如下:

$$ML_t^{t+1} = \left[\frac{1 + \bar{D}_0^t(Z^t, Y^t, X^t; Y^t, -X^t)}{1 + \bar{D}_0^t(Z^{t+1}, Y^{t+1}, X^{t+1}; Y^{t+1}, -X^{t+1})} \times \frac{1 + \bar{D}_0^{t+1}(Z^t, Y^t, X^t; Y^t, -X^t)}{1 + \bar{D}_0^{t+1}(Z^{t+1}, Y^{t+1}, X^{t+1}; Y^{t+1}, -X^{t+1})} \right]^+ \quad (4)$$

式(4)中的各个符号都与前述保持一致。和 Malmquist 生产率指数一样,ML 生产率指数也可以分解为技术效率变化指数和技术进步指数,技术效率变化指数(MLTE)可以表示为:



$$MLTE_t^{t+1} = \frac{1 + \bar{D}_0^t(Z^t, Y^t, X^t; Y^t, -X^t)}{1 + \bar{D}_0^{t+1}(Z^{t+1}, Y^{t+1}, X^{t+1}; Y^{t+1}, -X^{t+1})} \quad (5)$$

技术进步指数 (MLTC) 可以表示为:

$$MLTC_t^{t+1} = \left[\frac{1 + \bar{D}_0^{t+1}(Z^t, Y^t, X^t; Y^t, -X^t)}{1 + \bar{D}_0^t(Z^t, Y^t, X^t; Y^t, -X^t)} \times \frac{1 + \bar{D}_0^{t+1}(Z^{t+1}, Y^{t+1}, X^{t+1}; Y^{t+1}, -X^{t+1})}{1 + \bar{D}_0^t(Z^{t+1}, Y^{t+1}, X^{t+1}; Y^{t+1}, -X^{t+1})} \right]^+ \quad (6)$$

显然, ML 与 MLTE 和 MLTC 之间存在下列关系:

$$ML_t^{t+1} = MLTE_t^{t+1} \times MLTC_t^{t+1} \quad (7)$$

1.2.3 数据包络分析

为了测量 ML 生产率指数及其分解因子,有必要先计算出其四个方向性环境距离函数值。假定生产过程中决策单元个数为 K,投入要素种类为 N,期望产出种类为 M,非期望产出种类为 I,则在 t 时期时,方向性环境距离函数 $\bar{D}_0^t(Z^t, Y^t, X^t; Y^t, -X^t)$ 的求解方法如公式(8)。其他三个的求解方法类似。

$$\begin{aligned} \bar{D}_0^t(Z^t, Y^t, X^t; Y^t, -X^t) &= \max \beta \\ \sum_{k=1}^K \sum_{r=1}^t b_k^r Y_{k,m}^t &\geq (1 + \beta) Y_{k,m}^t \quad m = 1, \dots, M \\ \sum_{k=1}^K \sum_{r=1}^t b_k^r X_{k,i}^t &\geq (1 - \beta) X_{k,i}^t \quad i = 1, \dots, I \\ \sum_{k=1}^K \sum_{r=1}^t b_k^r Z_{k,n}^t &\leq Z_{k,n}^t \quad n = 1, \dots, N \\ b_k^r &\geq 0 \quad k = 1, \dots, K \quad T = 1, \dots, t \end{aligned} \quad (8)$$

2 数据说明与描述

2.1 变量选择与数据来源

本文综合考虑了数据的可得性、指标选取的代表性和统计口径的一致性,选取城市工业从业人员工人数量度量劳动力投入,城市工业固定资产投资总额度量资本投入,城市工业用地面积度量土地投入,选取城市工业总产值度量期望产出,以工业废水排放量、工业 SO₂ 排放量和工业烟尘排放量为非期望产出。同时,为了消除物价上涨因素的影响,所有以货币表示的指标均以 2004 年为基期进行修正。

本文的数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》,考虑到数据的一致性,选取 2004 年到 2011 年中国 33 个典型城市全市工业用地(上海和深圳由于数据不全予以剔除)作为样本分析,其中城市工业用地面积来源于《中国城市建设统计年鉴》,其余均来自《中国城市统计年鉴》,并且由于城市工业用地面积度量的是市区的工业用地面积,本文为了数据的一致性,采用工业用地总产值比重进行修正;少数数据采用内插法获得。

2.2 数据描述

在研究样本中,2004 年到 2011 年 33 个典型城市工业用地的平均每年工业总产值增长率达到 41%,城市工业

用地面积平均每年增长 5.8%,城市工业从业人员平均每年增长 2.4%,城市工业固定资产投资平均每年增长 27.9%;在非期望产出方面,33 个典型城市工业用地的废水排放量平均每年减少 13.5%,SO₂ 的排放量平均每年减少将近 10%,烟尘排放量平均每年减少 37.8%,其中,2004 年到 2006 年非期望产出排放量表现为上升,2006 年到 2011 年非期望产出排放表现为下降,2006 年为其转折点,各年非期望产出的排放量情况如图 2 所示。

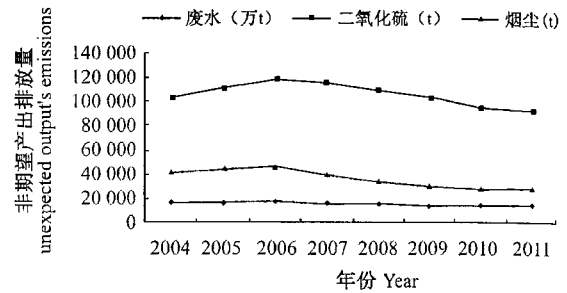


图 2 2004-2011 年全国 33 个典型城市工业用地非期望产出平均值

Fig. 2 Average unexpected output of 33 typical urban industrial land in 2004-2011

3 结果与分析

本文为了考察在考虑非期望产出情况下的工业用地生产效率情况,在实证方面首先安排了在考虑非期望产出情况下测算 2004 年到 2011 年全国 33 个典型城市工业用地的技术效率值,然后测算在考虑非期望产出情况下工业用地的 ML 生产率指数以及分解情况,同时为了与其进行对比,还测算了在未考虑期望产出情况下工业用地的 Malmquist 生产率指数以及分解情况。

3.1 2004-2011 年 33 个城市工业用地的技术效率值

2004 年到 2011 年全国 33 个典型城市工业用地技术效率值的测算结果如表 1 所示。

总体上说,全国 33 个城市工业用地的技术效率值呈现出随时间变化的规律,这和干春晖、郑若谷等人的结论相类似^[6],并且随着时间变化,整体上技术效率的平均值表现出上升趋势,我们认为可能的原因是:第一是国际国内对环保意识的加强,特别是工业生产的减排被纳入到生产计划之中;第二是加大了对工业污染治理的投入,全国每年投资增长率在 15% 以上,这些投入最终会引起非期望产出的减少,从而表现出技术效率值的提升。

但从各个城市角度来看,技术效率值并不是一味的单调递增或者递减,这和李伟等人的研究结论相类似^[7]。其中,杭州、天津、青岛、海口、广州、西宁等城市工业用地



表1 2004-2011年全国33个城市工业用地技术效率值
Tab.1 Technical efficiency value of 33 cities industrial land in 2004-2011

年份 Year	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	年份 Year	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
北京	0.759	0.768	1.000	0.727	0.713	0.630	0.630	0.646	青岛	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
天津	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	郑州	0.699	0.677	0.742	0.768	1.000	0.927	0.888	0.779
石家庄	0.785	0.896	0.806	0.865	0.977	1.000	1.000	1.000	武汉	0.500	0.503	0.571	0.571	0.550	0.622	0.504	0.570
太原	0.520	0.587	0.536	0.596	0.656	0.690	0.608	0.614	长沙	0.711	0.782	0.739	0.804	0.959	0.808	0.820	0.946
呼和浩特	0.796	0.916	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	广州	1.000	1.000	1.000	0.811	0.873	0.919	1.000	1.000
沈阳	0.566	0.591	0.667	0.865	1.000	1.000	1.000	1.000	南宁	0.502	0.520	0.679	0.839	0.718	0.628	0.658	0.630
大连	0.604	0.637	0.697	0.770	0.776	0.735	0.785	0.747	海口	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
长春	0.928	0.839	0.646	0.761	0.904	0.829	0.844	0.908	重庆	0.505	0.523	0.502	0.526	0.536	0.520	0.509	0.520
哈尔滨	0.551	0.558	0.635	0.632	0.645	0.690	0.603	0.600	成都	0.549	0.551	0.632	0.604	0.692	0.707	0.554	0.533
南京	0.913	0.879	0.898	1.000	1.000	1.000	0.812	0.774	贵阳	0.503	0.543	0.505	0.591	0.548	0.548	0.507	0.504
杭州	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.955	昆明	0.508	0.561	0.587	0.682	0.616	0.651	0.504	0.798
宁波	1.000	1.000	0.940	0.948	1.000	0.929	0.643	0.726	西安	0.527	0.506	0.504	0.513	0.586	0.505	0.508	0.503
合肥	0.719	0.821	0.869	1.000	0.984	1.000	0.905	0.806	兰州	0.506	0.556	0.560	0.657	0.591	0.678	0.710	0.594
福州	0.774	0.903	0.870	1.000	0.984	1.000	0.757	0.753	西宁	0.926	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
厦门	1.000	1.000	1.000	0.896	0.925	0.861	0.675	0.769	银川	0.665	1.000	0.895	0.897	0.861	0.730	0.818	0.752
南昌	0.754	0.742	0.700	0.826	0.685	0.791	0.669	0.693	乌鲁木齐	0.506	0.521	0.576	0.708	0.595	0.691	0.578	0.681
济南	0.914	0.962	0.891	0.843	0.843	0.947	0.759	0.708									

的技术效率值在2004年到2011年都一直表现的较高,我们认为这可能一部分原因是城市定位问题,旅游城市对环保要求较高,一部分原因是沿海城市的环保技术相对内陆城市要高;而太原、哈尔滨、武汉、重庆等城市工业用地的技术效率值在考察年内都一直表现较低,说明其工业在发展过程中存在较严重的资源浪费和环境破坏。

同时,我们还发现33个城市工业用地的技术效率值大致按照东、中、西格局逐步递减,东部城市工业用地的技术效率值要明显高于中、西部城市工业用地的技术效率值,这也与杨俊等人认为中国东部工业环境技术效率明显高于中西部的观点^[10]相呼应。

3.2 ML生产率指数及分解

表2中分别列出了未考虑非期望产出和考虑非期望产出两种情况下2004年到2011年历年城市工业用地的生产率指数及分解情况,其中前者是未考虑非期望产出下的情形,后者是考虑非期望产出下的情形,在文章的下述分析中,也遵循这样的安排。

从表2我们可以看出,无论是考虑非期望产出还是未考虑非期望产出,都在2009-2010年出现了工业用地生

表2 2004-2011年工业用地生产率指数及其分解
Tab.2 Industrial land productivity index and its decomposition in 2004-2011

年份 Year	未考虑非期望产出 Without considering the undesirable outputs			考虑非期望产出 Considering the undesirable outputs		
	MTE	MTC	M	MLTE	MLTC	ML
2004-2005	1.058	1.147	1.214	1.030	1.167	1.202
2005-2006	1.025	1.162	1.191	1.036	1.095	1.135
2006-2007	1.063	1.070	1.138	1.037	1.046	1.085
2007-2008	1.046	1.192	1.247	1.095	1.073	1.175
2008-2009	1.011	1.138	1.151	1.010	1.064	1.075
2009-2010	0.935	1.046	0.978	0.884	1.004	0.887
2010-2011	1.045	1.244	1.300	1.057	1.197	1.265
平均	1.025	1.141	1.170	1.019	1.091	1.112

注:MTE、MTC、M、MLTE、MLTC、ML分别为未考虑和考虑环境约束的技术效率变化指数、技术进步指数和生产率指数。



产率小于1的情况,但是技术进步都大于1,这说明该年份效率恶化很严重;而其余年份不论是考虑非期望产出还是未考虑非期望产出工业用地的生产率均大于1,说明在这些年份里,工业用地的生产效率均有所提高。

但是我们也发现,在对比两种情况下,不考虑非期望产出情况下的生产率要高于考虑非期望产出情况下的生产率,前者的年平均增长率为17%,要高于后者的年平均增长率11.2%,显然这说明,在不考虑非期望产出的情况下会高估工业用地的生产效率,Kumar认为这是技术不环保^[9]所造成的;在不考虑非期望产出的情况下,工业用地的技术效率年平均增长率为2.5%,技术进步年平均增长率为14.1%,而在考虑非期望产出的情况下,工业用地的技术效率年平均增长率为1.9%,技术进步的年平均增长率为9.1%,这说明不论是否考虑非期望产出,工业用地的技术效率及技术进步均有较大的提高,但是在是否考虑非期望产出的两种情况下,未考虑非期望产出的技术效率年增长率和技术进步年增长率分别要比考虑非期望产出的高0.6%和5%,说明在考虑非期望产出的情况下,技术效率的贡献增长率就会相对较低。

表3中分别列出了未考虑非期望产出和考虑非期望产出两种情况下2004年到2011年全国33个典型城市工业用地的平均生产率指数及分解情况。

从表3我们可以看出,在两种情况下,33个城市工业用地的平均生产率指数均大于1,在33个样本的研究期间内,各城市工业用地的平均生产率值均得到了不同程度的改善。在考虑非期望产出的情况下,天津、石家庄、呼和浩特、沈阳、郑州、广州、昆明、西宁、乌鲁木齐等城市工业用地的生产率增长率均维持在15%以上,而南京、宁波、济南、厦门、海口、贵阳等城市工业用地的生产率增长率均在5%以下,在33个城市中,有12个城市工业用地的技术效率小于1,占到整个样本的三分之一以上,而技术进步均大于1,由此可见,技术进步是33个城市工业用地生产效率增长的主要原因,技术效率对工业用地生产效率增长的贡献不大,甚至会抑制生产效率的平均增长速度。

对比两种情况,我们发现各城市工业用地的平均生产率值有30个要低于未考虑非期望产出的平均生产率值,只有西安、重庆、南宁3个城市的工业用地生产率值与未考虑非期望产出的平均生产率值持平,其中,北京、太原、厦门等城市的工业用地平均生产率值相对下降过快,说明这些城市的工业用地是非可持续发展的,环境保护和工业增长存在失衡,我们分析认为非期望产出的存在抑制了生产效率的增长,忽视非期望产出会高估生产率指数;而石家庄、沈阳、南宁、重庆、昆明、西安等城市的工业用地平均生产率值相对下降缓慢或者持平,这说明这些城市在发展工

表3 全国33个城市工业用地生产率及其分解情况
Tab.3 33 Cities industrial land productivity and its decomposition

城市 Cities	未考虑非期望产出 Without considering the undesirable outputs			考虑非期望产出 Considering the undesirable outputs		
	MTE	MTC	M	MLTE	MLTC	ML
北京	1.037	1.188	1.232	0.981	1.081	1.060
天津	1.031	1.178	1.214	1.033	1.117	1.154
石家庄	1.057	1.172	1.239	1.057	1.152	1.218
太原	1.069	1.168	1.249	1.023	1.083	1.108
呼和浩特	1.007	1.194	1.203	1.050	1.110	1.166
沈阳	1.060	1.204	1.276	1.124	1.116	1.254
大连	1.053	1.121	1.181	1.032	1.101	1.137
长春	0.980	1.156	1.133	0.994	1.088	1.081
哈尔滨	1.029	1.103	1.135	1.015	1.052	1.068
南京	0.990	1.100	1.090	0.976	1.073	1.048
杭州	0.994	1.128	1.121	0.992	1.075	1.066
宁波	0.962	1.137	1.095	0.952	1.087	1.035
合肥	1.038	1.148	1.192	1.034	1.088	1.125
福州	0.998	1.151	1.148	0.992	1.094	1.085
厦门	1.000	1.143	1.142	0.965	1.074	1.037
南昌	1.003	1.120	1.123	0.989	1.074	1.062
济南	0.972	1.129	1.098	0.964	1.059	1.021
青岛	1.000	1.171	1.171	1.000	1.075	1.075
郑州	1.032	1.133	1.169	1.024	1.128	1.155
武汉	1.012	1.121	1.134	0.991	1.087	1.077
长沙	1.069	1.117	1.195	1.053	1.083	1.140
广州	1.000	1.213	1.213	1.029	1.139	1.173
南宁	1.049	1.053	1.104	1.049	1.053	1.104
海口	1.000	1.215	1.215	0.981	1.052	1.032
重庆	1.009	1.074	1.083	1.009	1.074	1.083
成都	1.023	1.071	1.096	1.001	1.057	1.058
贵阳	0.997	1.076	1.072	0.973	1.052	1.024
昆明	1.075	1.110	1.193	1.105	1.068	1.181
西安	0.997	1.052	1.048	0.997	1.052	1.048
兰州	1.039	1.126	1.170	1.008	1.093	1.102
西宁	1.183	1.306	1.545	1.186	1.252	1.484
银川	1.040	1.190	1.238	1.028	1.114	1.145
乌鲁木齐	1.050	1.130	1.187	1.063	1.108	1.179



业同时,比较合理的处理了环境保护问题。

4 结论与建议

本文在考虑非期望产出的情况下,对工业用地生产效率进行分析,得出以下结论:

第一,非期望产出影响工业用地的生产效率。在不考虑非期望产出的情况下,会高估工业用地的生产效率。这是因为在不考虑非期望产出的情况下,人们会忽略非期望产出水平,而一味追求期望产出,此时在经济利益最大化的情况下会导致两种产出同时增加,却体现了技术进步,因为技术进步在发展水平较低时正是表现为两类产出都增加,但是这种技术进步在 Kumar 看来是不环保的。事实上,在粗放的经济增长方式下,资源要素的不合理利用导致非期望产出的高水平排放,从而技术进步被高估,生产率被高估。

第二,研究样本中大部分城市的工业用地是非可持续发展的,但是正在逐步向可持续转变。2004年到2011年间全国33个城市工业用地的技术效率值大部分小于1,但总体在上升,以33个城市工业用地平均水平为例,2004年工业用地的技术效率平均值为0.714,2011年为0.757,2011年比2004年技术效率平均值增长了6.1%,这意味着在相同投入的情况下2011年要比2004年多生产出4.3%的期望产出,同时非期望产出也会减少4.3%,根据可持续定义可知,工业用地的可持续发展还任重道远,但正在缓慢前进。

鉴于对33个城市工业用地的生产效率研究结论,我们认为从以下方面提高工业用地的生产效率:

(1) 重视土地资源与其他资源的合理配置,释放土地利用空间。各级政府为了发展经济,吸引投资,廉价出让或无偿出让土地,导致工业用地粗放利用,工业土地污染严重,要提高工业用地生产效率,就必须摒弃粗放式的生产方式,注重资源间的合理搭配,减少资源要素的浪费。

(2) 鼓励技术创新,尤其是环境保护和污染治理的技术创新。改革开放以来,由于我们国家经济粗放型发展,导致环境污染严重,特别是工业污染,工业在发展过程中一直存在着传统的“重经济增长,轻环境保护”思想,工业用地生产效率要提高,应协调处理好工业用地经济增长与环境保护的问题,鼓励企业的技术创新,在增加期望产出的同时,减少非期望产出。

(编辑:田红)

参考文献(References)

[1] Young Alwyn. The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 60 (3): 641 - 680.
 [2] 李伟芳, 吴迅锋, 杨晓平. 宁波市工业用地节约和集约利用问题研究 [J]. 中国土地科学, 2008, 22 (5): 23 - 27. [Li Weifang, Wu

Xunfeng, Yang Xiaoping. Study on Economical and Intensive Use of Industrial Land in Ningbo [J]. China Land Science, 2008, 22 (5): 23 - 27.]

[3] 郭贵成, 任宝林, 吴群. 基于 ArcGIS 的江苏省金坛市工业用地集约利用评价研究 [J]. 中国土地科学, 2009, 23 (8): 24 - 30. [Guo Guancheng, Ren Baolin, Wu Qun. Study on Assessment on Intensive Use of Industrial Land based on ArcGIS in Jintan City, Jiangsu Province [J]. China Land Science, 2009, 23 (8): 24 - 30.]
 [4] 唐成祥. 重庆市都市区工业用地利用与城市规划管理研究 [D]. 重庆: 重庆大学, 2010. [Tang Chengxiang. Study on Industrial Land Usage and Urban Planning Management in Chongqing City [D]. Chongqing: Chongqing University, 2010.]
 [5] 张仁桥. 上海工业集聚区的空间整合与模式创新研究 [D]. 上海: 华东师范大学, 2007. [Zhang Renqiao. Study of Spatial Integration and Innovation Model of Industrial Agglomeration Areas in Shanghai [D]. Shanghai: East China Normal University, 2007.]
 [6] 郑新奇, 王筱明. 城镇土地利用结构效率的数据包络分析 [J]. 中国土地科学, 2004, 18 (2): 34 - 39. [Zheng Xinqi, Wang Xiaoming. DEA Analysis for the Efficiency of Land Use Structure in Cities and Towns [J]. China Land Science, 2004, 18 (2): 34 - 39.]
 [7] 杨朔, 李世平, 罗列. 陕西省耕地利用效率及其影响因素研究 [J]. 中国土地科学, 2011, 25 (2): 47 - 54. [Yang Shuo, Li Shiping, Luo Lie. Study on the Farmland Use Efficiency and Its Influencing Factors in Shanxi Province [J]. China Land Science, 2011, 25 (2): 47 - 54.]
 [8] 龙开胜, 陈利根, 占小林. 不同利用类型土地投入产出效率的比较分析 - 以江苏省耕地和工业用地为例 [J]. 中国人口·资源与环境, 2008, 18 (5): 174 - 178. [Long Kaisheng, Chen Ligen, Zhan Xiaolin. Comparative Analysis of Input-output Efficiency among Different Land Use Types in Jiangsu: A Case of Cultivated Land and Industry Land [J]. China Population, Resources and Environment, 2008, 18 (5): 174 - 178.]
 [9] 汪群芳, 李植斌. 杭州市土地利用结构与效率研究 [J]. 国土资源科技管理, 2005, 22 (4): 5 - 9. [Wang Qunfang, Li Zhibin. A Study of Structure and Efficiency of Urban Land Use in Hangzhou City [J]. Scientific and Technological Management of Land and Resources, 2005, 22 (4): 5 - 9.]
 [10] 黄大全, 洪丽璇, 梁进社. 福建省工业用地效率分析与集约利用评价 [J]. 地理学报, 2009, 64 (4): 479 - 486. [Huang Daquan, Hong Lixuan, Liang Jinshe. Analysis and Evaluation of Industrial Land Efficiency and Intensive Use in Fujian Province [J]. Acta Geographica Sinica, 2009, 64 (4): 479 - 486.]
 [11] Chung Y H, Fare R, Grosskopf S. Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Distance Function Approach [J]. Journal of Environmental Management, 1997, 51 (3): 229 - 240.
 [12] 刘瑞翔, 安同良. 资源环境约束下中国经济增长绩效变化趋势与因素分析: 基于一种新型生产率指数构建与分解方法的研究 [J]. 经济研究, 2012, (11): 34 - 47. [Liu Ruixiang, An Tongliang. Trend and Factor Analysis of Chinese Economic Growth



- Performance under Restrictions of Resource and Environment: A Research based on New Method of Productivity Index's Construction and Decomposition [J]. *Economic Research Journal*, 2012, (11): 34-47.]
- [13] Hailu A, Veeman T S. Non-parametric Productivity Analysis with Undesirable Outputs: An Application to the Canadian Pulp and Paper Industry [J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2001, 83(3): 605-616.
- [14] 杨文举. 技术效率、技术进步、资本深化与经济增长: 基于 DEA 的经验分析 [J]. *世界经济*, 2006, (5): 73-96. [Yang Wenju. Technology Efficiency, Technology Progress, Capital Deepening and Economic Growth: An Empirical Analysis based on DEA [J]. *The Journal of World Economy*, 2006, (5): 73-96.]
- [15] Yang H, Pollitt M. The Necessity of Distinguishing Weak and Strong Disposability Among Undesirable Outputs in DEA: Environmental Performance of Chinese Coal-fired Power Plants [J]. *Energy Policy*, 2010, 38(8): 4440-4444.
- [16] 干春晖, 郑若谷. 中国工业绩效: 1998-2007 基于细分行业的推广随机前沿生产函数的分析 [J]. *财经研究*, 2009, 35(6): 97-108. [Gan Chunhui, Zheng Ruogu. Industrial Production Performance in China from 1998 to 2007: Analysis based on Generalized Stochastic Frontier Production Function of Subdivided Industries [J]. *Journal of Finance and Economics*, 2009, 35(6): 97-108.]
- [17] 李伟, 章上峰. 环境约束下的工业全要素生产率增长: 基于 Malmquist-Luenberger 指数的行业面板数据分析 [J]. *统计与信息论坛*, 2010, 25(11): 33-39. [Li Wei, Zhang Shangfeng. Industrial Total Factor Productivity Growth under the Environmental Constraints [J]. *Statistics & Information Forum*, 2010, 25(11): 33-39.]
- [18] 杨俊, 邵汉华. 环境约束下的中国工业增长状况研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, (9): 64-78. [Yang Jun, Shao Hanhua. Empirical Study on China's Industrial Growth under the Binding of Environment [J]. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2009, (9): 64-78.]
- [19] Kumar S. Environmentally Sensitive Productivity Growth: A Global Analysis Using Malmquist-Luenberger Index [J]. *Ecological Economics*, 2006, (56): 280-293.

Industrial Land Productivity Research Under the Environmental Restriction Based on Unexpected Outputs of 33 Typical Cities in China

GUO Guan-cheng WEN Qi-yu

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing Jiangsu 210095, China)

Abstract Industrial production will produce expected and unexpected output. In the past the production efficiency of industrial land assessment ignored the unexpected output, this article selects urban industrial employees to measure the labor input, urban industrial gross fixed capital investment to measure capital investment, urban industrial land area to measure land investment, urban industrial total output value to measure expected output, and industrial wastewater, industrial SO₂ emission and industrial soot emission to measure unexpected output. Using inter-temporal data envelopment analysis (DEA) to measure directional distance function of the national industrial land of 33 cities in China from 2004 to 2011, the article converts it into corresponding production efficiency value. For analyzing the 33 cities' urban industrial land productivity change and their decomposition, we use the Malmquist-Luenberger productivity index and Malmquist productivity index analysis to study the two kinds of conditions and whether that includes the expected output or not. This study finds that the unexpected output affects the production efficiency of industrial land, and ignoring the unexpected output will overestimate the efficiency of industrial land. Because the extensive economic development causes the abuse of resources and the destruction of environment, and then technological progress is overvalued, thus the production efficiency is overvalued. And the industrial land in most of sample cities is unsustainable, but it is changing into sustainable situation gradually. Therefore, we should pay more attention to rational allocation of land resources and other resources, and save lots of land resource. At the same time, we should encourage enterprises to improve technological innovation, especially about the environmental protection and pollution control, so we can increase the expected output while decreasing the unexpected output, so as to improve the production efficiency of industrial land and realize the sustainable development of industry.

Key words the unexpected output; efficiency of industrial land; DEA; ML index

070

城市工业用地效率区域差异及影响因素研究

郭贯成, 熊 强

(南京农业大学公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 研究目的: 对中国各省2005—2010年城市工业用地效率变化状况及其影响因素进行实证分析。研究方法: 采用数据包络分析(DEA)测算全国各省2005—2010年城市工业用地效率,在此基础上,运用混合模型和固定效应模型分析全国城市工业用地效率的影响因素。研究结果: (1)城市工业用地效率差异大且呈现下降的趋势; (2)各省的城市工业用地效率变异系数呈现扩大趋势; (3)影响城市工业用地效率的主要因素是工业行业规模、土地市场化水平、工业行业对外开放程度、工业行业集聚程度。工业行业产权结构对城市工业用地效率并不具有显著影响,而工业行业技术水平和工业行业结构对城市工业用地效率的影响还需进一步检验。研究结论: 城市工业用地效率差异大,变化复杂,受多种因素共同影响,未来的政策应当提高土地市场化水平,注重工业行业的规模化经营,努力提升工业行业科技水平及开放化程度,并合理规划好工业园区或开发区,促进工业行业发挥集聚效应,最终提升工业用地效率。

关键词: 土地利用; 城市工业用地效率; 数据包络分析(DEA); 面板分析; 影响因素

中图分类号: F301.2

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2014)04-0045-08

DOI:10.13708/j.cnki.cn11-2640.2014.04.007

Study on the Urban Industrial Land Use Efficiency and Its Influencing Factors in China

GUO Guan-cheng, XIONG Qiang

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this paper is to analyze the urban industrial land use efficiency variation and its influencing factors in China from 2005 to 2010. Methods employed include 1) using DEA to calculate the urban industrial land use efficiency of each province and the different regions in China from 2005 to 2010; 2) based on the calculated results of the urban industrial land use efficiencies and the chosen influencing factors, a set of provincial-level panel data is established; 3) through the establishment of model to estimate and verify the impacts. The results indicate that 1) there are great differences among various regions regarding the urban industrial land use efficiency, and the urban industrial land use efficiency is descending; 2) the differences of urban industrial land use efficiency in various regions is expanding; 3) the main factors influencing the urban industrial land use efficiency in China are the scale of urban industry, land market development, the industry opening degree and industrial agglomeration degree while the structure of ownership of industry is not the main factor. However, the technical merit and the structure of industry have more complex

收稿日期: 2013-03-05

修稿日期: 2014-03-21

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(11JZD031)。

第一作者: 郭贯成(1977-), 男, 江苏涟水人, 副教授。主要研究方向为土地经济与制度。E-mail: ggc@njau.edu.cn

effects on urban industrial land use efficiency, the further research is needed. It is concluded that 1) urban industrial land use efficiency is very different in regions and simultaneously influenced by certain factors; 2) developing land market, increasing the scale of industry, advancing the technical merit and opening degree of industry, planning the industrial parks and promoting the level of industry agglomeration should be included in the future policies, finally achieve the goal of improving the urban industrial land use efficiency.

Key words: land use; urban industrial land use efficiency; Data Envelopment Analysis (DEA); panel data analysis; influencing factors

1 引言

中国正处于工业化、城镇化加速发展时期,工业用地量快速增长,国外城市中心区的工业用地比例一般不超过城市面积的10%,而中国达到了21.79%^[1]。工业用地使用粗放,闲置浪费严重,用地比例也不合理,用地效率十分低下。工业用地作为建设用地的重要组成部分,工业用地的节约集约利用直接影响建设用地特别是城市土地利用和管理的效果。可见,研究工业用地效率及其影响因素对加快工业经济转型升级,提高土地利用效率具有重要的理论和现实意义。目前学术界对工业用地集约利用研究较为关注^[2-4],在工业用地效率上也有一些研究。黄大全等运用全要素生产率方法测算了土地集约度和要素的利用效率^[5]。朱明峰等从投入产出角度设计了7项指标研究工业项目投入产出效率^[6]。汪群芳等从产出角度构建城市工业用地效率指标体系,对杭州市区城市工业用地效率进行评价^[7]。Yuan Meng等用综合指标评价法分析了北京顺义区不同产业用地效率状况^[8]。龙开胜等运用C-D生产函数测算了工业用地的投入产出效率^[9]。

但以上研究多是构建指标体系或设定具体的函数对工业用地效率进行评价。对评价指标权重的确定常带有一定的主观性,函数模型也需要预先设定,影响了评价结果的客观性。数据包络分析法(DEA)采用最优化方法内生确定各投入要素的权重,不需要预先估计参数,对投入、产出变量没有相关性要求,避免了投入产出关系的具体函数形式表达和各指标权重确定所带来的主观性,是一种理想的多目标决策方法适合城市工业用地这个复杂综合体的效率评价。同时工业用地效率受到诸多因素影响,目前研究文献较少,有待深入研究。

本文在现有研究的基础上,首先采用DEA模型测度中国各省市及区域城市工业用地效率。然后构建面板数据模型对城市工业用地效率的影响因素进行实证分析,并提出相关建议。

2 研究方法 with 数据处理

2.1 DEA方法

Charnes等发展出一个基于规模报酬不变(以下简称CRS)的DEA模型,之后Banker等扩展了CRS模型中关于规模报酬不变的假设,提出了基于可变规模报酬(VRS)的DEA^[10]。

DEA模型以线性规划法构建出一条非参数的包络前沿线,然后衡量每一决策单位(DMU)的相对效率。凡落在生产前沿上的DMU,即为具有最优效率之投入产出组合的DMU,其效率值为1;而其他未落在生产前沿上的DMU,则称为无效率的DMU,其效率值介于0和1之间。DEA模型的公式如下:

$$\begin{aligned} \min \theta &= V_D \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{j=1}^n x_j \lambda_j + s^- = \theta x_0 \\ & \sum_{j=1}^n y_j \lambda_j - s^+ = y_0 \end{aligned} \quad (\text{式1})$$

$$\delta \sum_{j=1}^n \lambda_j = \delta$$

$$s^- \geq 0, s^+ \geq 0, \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n$$

当 $\delta = 0$ 时, 为 CCR 模型, 当 $\delta = 1$ 时, 为 BCC 模型。式 1 中, θ 为评价单元 DMU 的相对效率衡量指标, 介于 0 与 1 之间, 其值越大, 表示决策单元越有效。 λ_j 为根据 DMU_j 重新构造一个有效 DMU 组合时第 j 个决策单元的组合比例。 s^- 与 s^+ 分别表示投入和输出的松弛变量。此外, 本文关注的是投入要素, 因此本文将采用 CRS 假设下基于投入法的 DEA 模型。

2.2 工业用地效率

图 1 是一个 CRS 假设下基于投入的 DEA 模型。 SS' 为单位化的等产量曲线, 投入要素为工业用地以及其他要素 (包括资本和人力), Q' 为有效率点, 而点 P 在包络线上方, 意味着同样的产出需要耗用更多的资源, 也就是存在效率损失, Q 为技术有效, Q' 为经济有效。从 P 到 Q 可以到达技术的前沿, 但是 Q' 为生产的帕累托最优。若以 Q' 点作为最有效率点, P 点的工业用地投入无效损失包括两部分: 一部分是由于技术无效率而导致的所有投入资源过量 PQ , 其中工业用地要素过度投入量为 PP' , 另一部分是由于配置不恰当所导致的松弛量 QQ' , 因此 $PQ' = PP' + P'Q'$, 即点 P 为达到目标点 Q' 所需要调整的工业用地要素数量, 若 PQ' 越大, 也就意味着在生产中“浪费”的土地越多, 用地也就越低效, 若土地要素投入不需要调整 ($PQ' = 0$), 则意味着该经济体的土地要素投入已经处于“最优生产边界”上, 此时工业用地效率为 1。

根据上述分析, 工业用地效率定义为:

$$IIE_i = \frac{AII_i - LII_i}{AII_i} = 1 - \frac{LII_i}{AII_i} = \frac{TII_i}{AII_i} \quad (式 2)$$

式 2 中, i 为第 i 个省 (直辖市、自治区), t 为时间, IIE (Industrial Land Use Efficiency) 为工业用地效率, AII (Actual Industrial Land Use Input) 为实际的工业用地投入数量, LII (Loss Industrial Land Use Input) 为损失的工业用地投入数量, TII (Target Industrial Land Use Input) 为目标工业用地投入, 也就是在当前生产技术水平下, 为实现一定产出所需要的最优 (最少) 的工业用地投入数量。

2.3 数据处理

本文以 2005—2010 年间中国 29 个省级地区城市工业用地面积、城市工业企业年平均从业人员数和城市工业固定资本形成总额作为投入要素, 选择各省城市工业总产值作为产出指标来进行城市工业用地效率分析。由于各变量的数据不能直接收集到, 需要对数据作相应的处理, 所有数据折算成 2005 年可比价。

城市工业用地面积 (km^2): 来自于《中国城市建设统计年鉴》。上海在 2003 年后城市工业用地面积统计缺失, 因此本文研究的地区不包括上海。北京 2005 和 2010 年的城市工业用地面积缺失采用内插法估计得到。

城市工业企业年平均从业人员数 (10^4 人): 来自于《中国城市统计年鉴》, 采用的是限额以上城市工业企业年平均从业人员数作为统计数据。西藏缺乏城市工业企业年平均从业人员数和固定资产投资价格指数, 因此未纳入研究。

城市工业固定资本形成额 (10^8 元): 根据易纲等的分析, 采

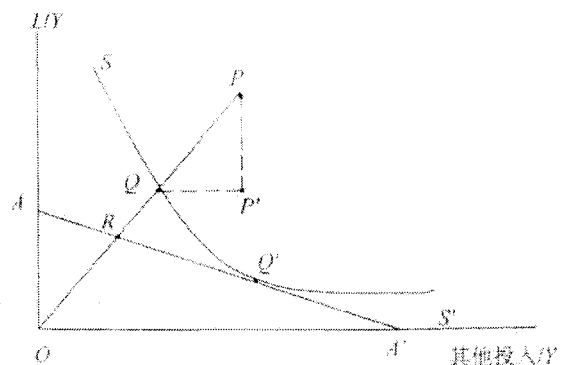


图 1 基于投入导向的 CRS DEA 模型
Fig.1 CRS DEA Model by the aspect of input

用资本存量指标会使得闲置的资本被统计在其中,但这部分资本是没有参与生产过程的,并且新实物资本和旧实物资本的使用效率也是不一样的,新实物资本的效率要高一些^[11]。基于上述原因,在实证分析时投入中的资本指标采用各个地区的固定资本形成总额代表资本的服务流量。由于城市工业固定资本形成额并不能直接获取,运用城市工业固定资本形成总额=固定资本形成总额×(城市工业固定资产投资/全社会固定资产投资)公式估算。固定资本形成总额和固定资产投资数据来自于中国国家统计局数据库。

城市工业总产值(10⁴元):来自于《中国城市统计年鉴》,采用限额以上城市工业总产值。

3 实证结果

根据DEAP 2.1软件包,计算得到中国29个省在2005—2010年间的城市工业用地效率(表1)。

表1 中国各省城市工业用地效率

Tab.1 The urban industrial land use efficiency in provinces of China

地区	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	平均
北京	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
天津	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
河北	0.713	0.687	0.686	0.704	0.690	0.737	0.703
山西	0.545	0.495	0.505	0.520	0.492	0.509	0.511
内蒙古	0.633	0.650	0.702	0.461	0.471	0.396	0.552
辽宁	0.663	0.525	0.562	0.575	0.625	0.645	0.599
吉林	0.644	0.534	0.637	0.346	0.328	0.342	0.472
黑龙江	0.566	0.343	0.331	0.364	0.293	0.356	0.375
江苏	0.910	0.923	0.924	0.923	0.929	0.894	0.917
浙江	1.000	0.964	1.000	1.000	1.000	1.000	0.994
安徽	0.499	0.446	0.493	0.500	0.542	0.541	0.503
福建	1.000	1.000	0.852	0.883	0.921	0.914	0.928
江西	0.461	0.375	0.352	0.387	0.408	0.418	0.400
山东	0.894	0.837	0.841	0.892	0.948	0.938	0.892
河南	0.624	0.588	0.590	0.608	0.604	0.636	0.608
湖北	0.574	0.358	0.347	0.432	0.514	0.498	0.454
湖南	0.501	0.490	0.484	0.482	0.511	0.514	0.497
广东	0.973	1.000	1.000	1.000	0.971	0.910	0.976
广西	0.477	0.389	0.477	0.351	0.342	0.355	0.399
海南	0.727	0.556	1.000	0.239	0.279	0.269	0.512
重庆	0.482	0.452	0.469	0.493	0.509	0.528	0.489
四川	0.486	0.455	0.476	0.496	0.579	0.582	0.512
贵州	0.409	0.321	0.403	0.238	0.278	0.338	0.331
云南	0.549	0.664	0.615	0.358	0.335	0.316	0.473
陕西	0.532	0.472	0.491	0.530	0.530	0.532	0.514
甘肃	0.518	0.459	0.482	0.525	0.560	0.589	0.522
青海	0.570	0.534	0.503	0.292	0.270	0.277	0.408
宁夏	0.447	0.351	0.533	0.318	0.297	0.514	0.410
新疆	1.000	1.000	0.897	0.192	0.165	0.160	0.569
东部	0.888	0.849	0.886	0.822	0.836	0.831	0.852
中部	0.552	0.454	0.467	0.455	0.462	0.477	0.478
西部	0.555	0.523	0.550	0.387	0.394	0.417	0.471

通过表1发现,全国城市工业用地效率最高的省份是北京和天津,在2005—2010年均处于前沿线上,浙江和广东也有若干年位于前沿曲线上,城市工业用地效率最低的3个省份分别是江西、广西、贵州,在考察年份城市工业用地效率均未超过0.5。从大的区域看,东部地区城市工业用地效率最高,考察年份均值达到0.852,其次为中部0.478,最后为西部0.471。中西部地区城市工业用地效率严重滞后于东部地区。从城市工业用地效率变化的趋势上看,全国绝大部分省份城市工业用地效率都呈现下降趋势。仅有如北京、天津、江苏、浙江、广东等地处于或接近前沿面波动不大。从大的区域来看,东中西部地区城市工业用地效率均在下降,只是东部地区下降不明显,而中西部地区显著。分析表明,各个省份或地区之间的变异系数呈现扩大的趋势,不具有趋同性,地区城市工业用地效率差异并没有缩小。

4 影响因素分析

4.1 指标选择与数据处理

分析结果表明,各省之间的城市工业用地效率差异很大。根据已有文献,结合数据的可获性,从地区工业行业自身整体入手,考虑以下城市工业用地效率的影响因素:工业行业规模、工业行业产权结构、土地市场化水平、工业行业对外开放程度、工业行业集聚程度、工业行业技术水平和工业行业结构。工业行业规模(*SCALE*):以各地区城市工业总产值与城市工业用地面积的比值表示(10^4 元/ km^2),工业行业的规模化程度越高,其用地的集约利用水平可能越高,但随着企业规模的扩大也可能导致各种成本支出增加,在一定程度上会导致用地效益的下降^[12];工业行业产权结构(*OS*):以各地区国有及国有控股工业企业总产值占全部国有及规模以上非国有企业总产值的比重表示,孙早等发现,规模以上国有企业比重的变化与产业绩效之间呈现出负相关关系,而规模以上民营企业比重的变化对整个工业行业绩效具有显著的正效应,因此工业行业国有企业比重越大可能会导致地区工业整体绩效偏低,从而降低用地效率^[12];土地市场化水平(*LM*):以各地区招拍挂出让土地宗数/(出让土地宗数+划拨土地宗数)表示,土地市场化水平对建设用地集约度的提高具有明显的促进作用,从而提高用地效率^[13];工业行业对外开放程度(*FO*):以各地区规模以上工业企业出口交货值与销售收入的比值表示,对外开放能够推动生产要素的国际流动,促进资源最优配置,有利于提升土地效率;工业行业集聚程度(*LA*):以各地区工业生产总产值与全国工业生产总产值的比重表示,较高的集中度可以提高产业利润率和全要素生产率,从而提高用地效率,保持适当的集中度对于促进产业良性发展是必要的^[12];工业行业技术水平(*TEC*):以各地区大中型工业企业R&D经费占主营业务收入的比重衡量。工业行业结构(*LS*):这里的工业行业结构不是按照《国民经济行业分类》来划分的不同产业或行业结构,而仅强调各地区高新技术产业总产值占工业行业总产值比重刻画的高新技术产业在一地工业行业结构的比重。这里工业行业技术水平和工业行业结构都强调了科技水平的重要性,科学技术是第一生产力,工业行业转型升级,实现集约型增长方式以及国土资源优化配置无不与科技水平息息相关。

最终的面板数据集包含了29个截面单元在6年内的时间序列数据。基本数据主要来源于《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国国土资源统计年鉴》以及中国统计局数据库。所有数据折算到2005年可比价。

4.2 平稳性检验

由于宏观数据的非平稳性,有必要在估计面板数据模型之前对数据进行单位根检验,从而避免伪回归,本文采用相同根LLC(Levin-Lin-Chu)检验和不同根检验方法Fisher-ADF检验。检验结果如下:

检验结果显示,所有变量均为非平稳序列,经一阶差分之后为平稳序列,即为一阶单整,体现出了一定的平稳性,可以进行回归分析。

表2 面板数据单位根检验结果

Tab.2 The result of panel unit roots test

	水平值		一阶差分	
	LLC	ADF	LLC	ADF
<i>IIE</i>	-8.1112(0.0000)	58.6146(0.2458)	-23.5536(0.0000)	126.9800(0.0000)
<i>SCALE</i>	-0.4039(0.3431)	26.1903(0.9999)	-13.0998(0.0000)	97.9602(0.0008)
<i>SCALE²</i>	4.6384(1.0000)	16.7625(1.0000)	-10.0094(0.0000)	83.4600(0.0159)
<i>OS</i>	-7.7390(0.0000)	59.7348(0.4124)	-12.7210(0.0000)	97.3093(0.0009)
<i>LM</i>	-3.3885(0.0004)	37.2829(0.9843)	-12.6591(0.0000)	90.4096(0.0041)
<i>FO</i>	-4.2709(0.0000)	36.0842(0.9894)	-39.6199(0.0000)	106.7850(0.0001)
<i>LA</i>	3.8244(0.9999)	31.7442(0.9980)	-13.8815(0.0000)	99.3363(0.0006)
<i>TEC</i>	-7.1031(0.0000)	48.9174(0.7965)	-15.8110(0.0000)	118.2380(0.0000)
<i>LS</i>	-5.6884(0.0000)	47.4830(0.8364)	-11.0792(0.0000)	78.0984(0.0404)

注:单位根检验包含常数项;零假设为序列存在一个单位根;括号中数据表示伴随概率。

4.3 模型选择与结果分析

面板数据的估计主要有混合估计模型、变截距模型、变系数模型,其中变截距模型包括固定效应模型和随机效应模型。本文主要考虑混合估计模型、固定效应模型和随机效应模型3种情况,同时通过截面加权的广义最小二乘法(GLS)来消除可能存在的截面异方差和同期相关。在对城市工业用地效率影响因素进行实证分析时,发现估计结果的DW值很小,因此,在估计方程中引入了AR(1)项以消除残差存在的自相关,从而舍去了对随机效应模型的分析。通过比较混合估计模型和固定效应模型的估计结果,发现两种估计方法的结果基本一致。利用估计混合估计模型、固定效应模型的残差平方和,本文测算出了F统计量,该统计量大于临界值,最终选择了固定效应模型。实证结果见表3。

工业行业用地规模是决定工业用地效率的一个重要因素,工业用地的使用同其他要素一样存在着规模收益特征,工业用地规模的扩大,有助于工业行业集约化生产,提高用地效率,但工业行业的规模并非越大越好,随着用地规模的扩大,内部结构的复杂性增强,资源配置失衡,反倒抵消规模扩大带来的用地效率的提升,使工业行业用地效率大大降低,甚至出现规模不经济。本文在回顾模型中加入了用地规模的二次项,考察工业用地规模和工业用地效率之间是否存在非线性关系。结果表明,工业用地规模在固定效应模型中都在1%水平上显著为正,但其二次项却显著为负,这表明工业行业用地效率随着其规模的扩大呈现出先上升后下降的倒“U”型特征,这可能是由于规模报酬递减规律发生了作用。中国各地区工业行业规模迅速扩大的同时,其他资源要素的投入与土地资源并不协调,同时管理水平也没同时提高,相当部分的工业用地存在闲置浪费的情况,从而导致工业用地低效。

产权结构在4个模型中都没有通过显著性检验,说明其不是影响工业用地效率的显著因素。国有企业一般用地规模较大更能发挥规模效应,但产权安排并不是影响用地效率的主要因素。

土地市场化水平在4个模型中全在1%水平上显著性且系数为正,说明土地市场化水平是影响工业用地效率的主要因素之一。市场是资源配置的基础手段和有效方式,土地市场通过显化土地价值,提高资源配置效率促进经济增长,从而提高用地效率。所以加大土地市场的招拍挂比例,提高土地要素市场化程度不仅能合理引导土地资源的市场需求,还能提高土地资源利用效率,尤其是工业用地利用效率。

表3 面板数据模型估计结果

Tab.3 Estimated results of panel cointegration

解释变量	混合估计模型		固定效应模型	
	I	II	I	II
<i>C</i>	-0.235003 [*]	-0.145089	-0.045933	0.006818
<i>SCALE</i>	0.010041 ^{***}	0.009746 ^{***}	0.008793 ^{***}	0.010023 ^{***}
<i>SCALE</i> ²	-0.000033 [*]	-0.000028	-0.000047 ^{***}	-0.000058 ^{***}
<i>OS</i>	0.070950	0.083650	0.192881	0.165048
<i>LM</i>	0.172478 ^{***}	0.160961 ^{***}	0.132947 ^{***}	0.131414 ^{***}
<i>FO</i>	0.853174 ^{***}	0.486073 [*]	0.654373 ^{**}	0.603907 ^{**}
<i>LA</i>	2.114114 ^{**}	1.815772 [*]	4.902474 ^{***}	3.815420 ^{**}
<i>TEC</i>	0.107294 ^{***}		0.017022	
<i>LS</i>		0.768340 [*]		-0.223696
<i>AR</i> (1)	0.814363 ^{***}	0.807957 ^{***}	0.393738 ^{***}	0.393323 ^{***}
<i>Adj-R</i> ²	0.972675	0.958431	0.983632	0.980698
<i>DW</i>	2.173087	2.184182	2.064757	2.129528
被解释变量	城市工业用地效率			

注:工业行业技术水平与工业行业结构可能存在多重共线性,所以对其分别纳入模型进行分析。*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

工业行业开放化程度系数在固定效应模型中都在5%水平上显著且系数为正。加大地区工业行业开放化程度,让地区工业经济加入国际性市场竞争,有利于工业行业的优胜劣汰,迫使工业行业转变发展方式,尤其是摒弃以前粗放的用地模式,加快调整用地结构,更加关注单位土地产值,更加节约集约用地,提高工业用地效率。

工业行业集聚程度在4个模型中的系数都是显著的且系数为正,说明工业行业的集聚程度越高越能提高工业用地效率。通过工业行业在空间上的集聚不仅能减少企业之间沟通、运输等成本,还能实现信息共享,提高其竞争力,而且也有助于强化分工协作,提高生产效率,延伸产业链条。在给定土地供给的情况下,产业的集聚会有有效的带动产业升级,实现工业用地效率的提升。

工业行业科技水平和工业行业结构(高技术产业产值比重)在混合模型中系数显著且符号为正,但在固定效应模型中却都没有通过显著性检验。这说明当前的工业行业的科技投入和高技术产业比重的提升对工业用地效率的影响作用远比想象的复杂。科技水平的高低是衡量工业行业发展水平的重要条件之一,也是企业自主创新能力的体现。一般来说,通过科技创新能够提升企业对资源利用水平,尤其是宝贵的土地资源,同时工业行业的转型升级也离不开科技的发展。但以上的实证分析并不能强有力的证明科技或高技术产业比重的提升对用地效率的提升具有显著的促进作用,可能的原因是:当前国内进行研发的主体是政府机构,技术研发往往同市场应用脱钩,而且当前中国的自主研发相对较少,更多的是对国外技术的引进和吸收^[10]。

5 结论及启示

本文利用DEA方法测算了2005—2010年中国城市工业用地效率,并利用面板数据探讨了影响效率变化的因素。主要得出以下几点启示和结论。

(1)城市工业用地效率差异大且呈现下降的趋势。从省际层面来看,城市工业用地效率较高的地区是北京、天津、浙江和广东,效率最低的是江西、广西和贵州。从区域层面来看,东部地区城市工业用地效率远远大

于中西部地区。中西部地区2005—2010年年平均城市工业用地效率不到50%，用地效率极其低下，今后因更加关注中西部地区的城市工业用地效率，严格工业项目用地，提高准入门槛，不能走外延式扩张的老路子，应该响应国家号召，向内涵式挖潜、节约集约用地模式转变。从历年来城市工业用地效率变化情况来看，城市工业用地效率呈现下降趋势，且各省的城市工业用地效率变异系数呈现扩大趋势。

(2)影响城市工业用地效率的主要因素是工业行业规模、土地市场化水平、工业行业对外开放程度、工业行业集聚程度。工业行业产权结构对城市工业用地效率并不具有显著影响，而工业行业技术水平和工业行业结构对城市工业用地效率的影响只在混合估计模型中通过显著水平且系数为正，他们对城市工业用地效率的影响还需检验。因此，政府部门管理者应提高地区土地市场化水平，加大招拍挂用地比重；科学合理规画工业园区或开发区，提高工业行业集聚水平；同时应加快地方工业经济的对外开放程度；有针对性的加大对工业行业的科技扶持，培养其自主创新能力，提高自主研发力度；合理控制工业行业规模，避免出现规模不经济现象。

参考文献 (References):

- [1] 贾宏俊, 黄贤金, 于术桐, 等. 中国工业用地集约利用的发展及对策 [J]. 中国土地科学, 2010, 24(9): 52 - 56.
- [2] 郭贯成, 任宝林, 吴群. 基于ArcGIS的江苏省金坛市工业用地集约利用评价研究 [J]. 中国土地科学, 2009, 23(8): 24 - 30.
- [3] 夏燕榕, 曲福田, 姜海, 等. 基于集约评价的城市开发区规模计量研究——以南京市省级以上开发区为例 [J]. 中国人口·资源与环境, 2010, 20(2): 37 - 42.
- [4] 陈昱, 陈银蓉, 马文博. 基于Bayes判别的工业用地集约利用评价与潜力挖掘分析——以湖北省典型企业为例 [J]. 资源科学, 2012, 34(3): 433 - 441.
- [5] 黄大全, 洪丽璇, 梁进社. 福建省工业用地效率分析与集约利用评价 [J]. 地理学报, 2009, 64(4): 479 - 486.
- [6] 朱明峰, 朱满璇. 基于土地利用的工业项目投入产出效率研究 [J]. 资源与产业, 2011, 13(1): 142 - 146.
- [7] 汪群芳, 李植斌. 杭州市土地利用结构与效率研究 [J]. 国土资源科技管理, 2005: 5 - 9.
- [8] Yuan Meng, Feng-Rong Zhang, Ping-Li An, et al. Industrial land-use efficiency and planning in shunyi, Beijing [J]. Landscape and Urban Planning, 2008, 85(2): 40 - 48.
- [9] 龙开胜, 陈利根, 占小林. 不同利用类型土地投入产出效率的比较分析——以江苏省耕地和工业用地为例 [J]. 中国人口·资源与环境, 2008, 18(5): 174 - 178.
- [10] 魏楚, 沈满洪. 能源效率及其影响因素: 基于DEA的实证分析 [J]. 管理世界, 2007, (8): 66 - 76.
- [11] 易纲, 樊纲, 李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率理论思考 [J]. 经济研究, 2003, (8): 13 - 20.
- [12] 孙早, 王文. 产业所有制变化对产业绩效的影响——来自中国工业的经验证据 [J]. 管理世界, 2011, (8): 66 - 78.
- [13] 李建强, 曲福田. 土地市场改革对建设用地集约利用影响研究 [J]. 中国土地科学, 2012, 26(5): 70 - 75.

(本文责编: 郎海鸥)



Land tenure (in)security and crop-tree intercropping in rural Xinjiang, China



Fangping Rao^{a,b}, Max Spoor^b, Xianlei Ma^a, Xiaoping Shi^{a,*}

^a Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China

^b International Institute of Social Studies, part of Erasmus University Rotterdam, Kortenaerkade 12, 2518AX The Hague, The Netherlands

ARTICLE INFO

Article history:

Received 20 May 2014

Received in revised form 14 July 2015

Accepted 3 September 2015

Available online 26 October 2015

Keywords:

Tenure (in)security
Crop-tree intercropping
Household decision
Rural Xinjiang

ABSTRACT

The relationship between land tenure security and long-term land-related investment is of great importance especially given the current flux in property rights systems of agricultural land in China. This paper empirically examines the role of land tenure security in farmers' crop-tree intercropping decisions, and is based on a comparative analysis between contract land and wasteland holders in rural Xinjiang, China. Data from a survey, carried out in 2008 among 352 households in Awati County in Xinjiang, is used to estimate the factors that affect the adoption of crop-tree intercropping. The results indicate that, for those households that only have contract land, land tenure security positively affects their adoption of crop-tree intercropping. However, for those that hold both contract land and wasteland, land tenure security negatively impacts upon their adoption of crop-tree intercropping on wasteland, as the crop-tree intercropping on wasteland can increase the perceived tenure security of wasteland. The results also suggest that the comprehensive effect of labor organization on intercropping is moderate as a result of the presence of counteracting effects.

© 2015 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Crop-tree intercropping system, referring to the mixed cultivation of tree for wood/timber or fruit/nuts and annual crops in the same field, is widely practiced around the world and its popularity has increased since the late 1970s (Lacombe et al., 2009). As an alternative to traditional farming system, a crop-tree intercropping system is considered to increase land productivity and diversify production (Thevathasan and Gordon, 2004). This approach is seen as a sustainable agricultural practice, which brings significant ecological, agronomic and economic benefits (Mercer, 2004; Lee, 2005; Jerneck and Olsson, 2013). The local government in Xinjiang is promoting intercropping of crops and fruit trees in a large programme to improve the agricultural output of small farmers, most of whom are of Uyghur origin (Spoor et al., 2010). The other focus is to improve the ecological environment in this arid and semi-arid region by reversing the increasingly severe degradation of irrigation water and arable land.

Intercropping is considered as a long-term land investment which carries substantial risks about future outcomes, and also represents a lasting change of land use (Jerneck and Olsson, 2013). The adoption of intercropping systems involving trees is often

hindered by various constraints such as an unsupportive institutional environment and farm labour availability (Lee, 2005). There are many examples of low adoption rates and/or rapid abandonment after initial participation from many regions around the world (Pattanayak et al., 2003; Jerneck and Olsson, 2013). This phenomenon warrants further analysis into the factors that influence farmers' decisions to adopt agroforestry intercropping. Empirical results indicate that important determinants include demographics, resource endowments, geographical factors, and farmers' perceptions of risk-related factors, i.e., land tenure (in)security (Adesina et al., 2000; Neupane et al., 2002; Ndayambaje et al., 2013). Factors affecting farmers' adoption decision on agricultural innovation, however, are significantly location-specific (Lee, 2005). Understanding the precise relations between land tenure security and the adoption of these agroforestry practices may therefore contribute to a better implementation of policies to promote these technologies.

Although some empirical attention has been paid to the role of land tenure security in farmers' land investment/agricultural innovation practices (Montambault and Alavalapati, 2005; Nkamleu and Manyong, 2005), the existing studies in this field provide mixed evidence (Godoy, 1992; Adesina et al., 2000; Mercer, 2004; Tenge et al., 2011). For example, Tenge et al. (2011) demonstrate that insecure land tenure significantly reduces the likelihood of adopting a crop-tree intercropping system. This also reflects the findings of Godoy (1992) and Mercer (2004). Nkamleu and Manyong (2005), on

* Corresponding author. Fax: +86 2584395700.
E-mail address: serena2@njau.edu.cn (X. Shi).

072



The current issue and full text archive of this journal is available at
www.emeraldinsight.com/1756-137X.htm

Land tenure security and land investments in Northwest China

Tenure security
and investments

Xianlei Ma

*China Centre for Land Policy Research & College of Public Administration,
Nanjing Agricultural University, Nanjing, China and
Department of Social Sciences, Wageningen University,
Wageningen, The Netherlands*

281

Nico Heerink

*Department of Social Sciences, Wageningen University,
Wageningen, The Netherlands,
China Centre for Land Policy Research & College of Public Administration,
Nanjing Agricultural University, Nanjing, China and
College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou, China*

Ekko van Ierland and Marrit van den Berg
*Department of Social Sciences, Wageningen University,
Wageningen, The Netherlands, and*

Xiaoping Shi

*China Centre for Land Policy Research & College of Public Administration,
Nanjing Agricultural University, Nanjing, China*

Abstract

Purpose – The purpose of this paper is to examine the effect of perceived land tenure security in China on farmers' decisions to invest in relatively long-term land quality improvement measures, taking into account the potential endogeneity of tenure security.

Design/methodology/approach – Data from a survey held in 2008 and 2010 among 259 households in Minle County, Gansu province, covering the years 2007 and 2009, are used to estimate the factors affecting land levelling investments, irrigation canal investments and perceived land tenure security. The authors use the 2SCML technique and the IVLS method to estimate a selection model and a non-limited regression model, respectively, and use IVP methods to examine the robustness of the results.

Findings – The authors' results indicate that perceived land tenure security significantly affects self-governed investments but does not affect individual investments in land quality improvements. In particular, the authors find that households that consider land certificates as important for protecting land rights invest significantly more in irrigation canals construction and maintenance. The authors' results further provide evidence that individual investments in land quality improvement contribute to higher perceived land tenure security.

Originality/value – The paper contributes to the available literature on the relationship between land tenure security and land investments by examining the role of perceived (instead of formal) land tenure security and by making a distinction between individual household investments and self-governed land investments. The authors' results provide an explanation for the phenomenon that land readjustments still take place in some parts of China, but not in others.

Keywords Property rights, Tenure security, Households, Investment decisions, China

Paper type Research paper



China Agricultural Economic Review
Vol. 5 No. 2, 2013
pp. 281-307
© Emerald Group Publishing Limited
1756-137X
DOI 10.1108/17561371311331133



Farmland tenure in China: Comparing legal, actual and perceived security



Xianlei Ma^{a,b}, Nico Heerink^{a,b,c}, Shuyi Feng^a, Xiaoping Shi^{a,*}

^a China Centre for Land Policy Research & College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing, China

^b Department of Social Sciences, Wageningen University, Wageningen, The Netherlands

^c College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou, China

ARTICLE INFO

Article history:

Received 30 September 2013
Received in revised form 20 July 2014
Accepted 30 July 2014

Keywords:

Land tenure
Legal security
Actual security
Perceived security
China

ABSTRACT

This paper examines the magnitudes of legal security, actual security and perceived security of farmland tenure, and the causes of currently prevailing land tenure insecurity in rural China. Two farm household surveys conducted in the northwest of Gansu province in 2010 and in the northeast of Jiangxi province in 2011 are used as case studies. Although recent land tenure reforms have significantly improved legal tenure security, we find that farm households still experience substantial insecurity of actual and perceived land tenure. We argue that social security considerations, ambiguous formulations of laws, and village self-governance rules are three important underlying causes. Actual and perceived land tenure security is lowest in the case study region in Jiangxi province even though the share of off-farm income in rural household incomes is much larger in that region. We explain this finding from investments in land quality improvement made by rural households in the Gansu case study region, the larger per capita land resources in that region, and the limited social security provided by off-farm employment.

© 2014 Elsevier Ltd. All rights reserved.

Introduction

The prevailing system of rural land tenure in a region can be an important factor in agricultural growth and farmers' welfare in that region. The available literature on rural land tenure has mainly focused on the impact of land tenure security on (1) land-related investments (e.g. Wen, 1995; Jacoby et al., 2002; Deininger and Jin, 2003), and (2) land rental market participation (Deininger and Jin, 2005; Holden and Ghebru, 2005; Holden et al., 2007; Jin and Deininger, 2009), and consequently on (3) productivity and efficiency in agriculture (e.g. Li et al., 2000; Ahmed et al., 2002; Jacoby et al., 2002). Empirical tests of the impact of land tenure security on investment, land rental market participation and productivity have provided mixed results. Among others, different concepts and measures of tenure security play an important role in explaining these mixed empirical results (e.g. Besley, 1995; Fenske, 2010; Arnot et al., 2011).

If the recent literature (e.g. Van Gelder, 2009, 2010; Fenske, 2010; Arnot et al., 2011), it is increasingly recognized that a re-cognition should be made about what constitutes tenure security

and how to measure tenure security in empirical analysis. Van Gelder (2010) proposes a tripartite view in which tenure security is viewed as a composite concept with three constituent elements: legal (*de jure*) tenure security, actual (*de facto*) tenure security and perceived tenure security. The legal tenure security approach sees tenure security as a legal construct. It equates formal property rights with tenure security. Full legal tenure reduces uncertainty regarding ownership and allows for the invocation of the coercive hand of the state when rights are being violated. The *de facto* tenure security is based on the actual control of property, regardless of the legal status in which it is held. It is often related to such factors as the length of time of occupation, the level and cohesion of community organization, and third-party support. Perceived tenure security refers to household perceptions of tenure security. It generally takes the form of household probability estimates of the chance of eviction by the state or landowner and other factors that may cause involuntary relocation (Van Gelder, 2010: 451).

Although Van Gelder's tripartite view on tenure security was developed for analyzing urban land tenure security and settlement development in the developing world, the approach seems equally relevant for analyzing land tenure security and agricultural development in developing countries. In developed countries, the facts on the ground may largely be in accordance with the existing formal laws and regulations, and the three elements of the tripartite view may be highly related. In developing countries, where

* Corresponding author at: No. 6, Tongwei Road, Nanjing, Jiangsu 210095, China.
Tel.: +86 02584395078.

E-mail addresses: xiaopings1@gmail.com, serena2@njau.edu.cn (X. Shi).

农地产权安全性与农地流转市场的农户参与*

——基于江苏、湖北、广西、黑龙江四省（区）调查数据的实证分析

马贤磊^{1,2} 仇童伟^{1,2} 钱忠好³

内容提要：本文利用江苏、湖北、广西、和黑龙江四省（区）1114户农户的调查数据实证分析了农地产权安全性对农户农地流转行为的影响。研究表明，农地产权安全性会形成生产性效应、交易价格效应和交易成本效应，进而影响农户农地流转行为。农户最终是否流转农地以及流转农地的规模取决于农地产权安全性所产生的三种效应的叠加影响。经验检验结果表明，土地承包合同提高了转入户转入农地的可能性和农地流转率，但并不显著影响转出户转出农地的可能性和农地流转率；签订农地流转合同提高了转入户和转出户的农地流转率；而农地流转纠纷并不显著影响转入户和转出户的农地流转率。为了促进农地流转，应该加快推进新一轮农村土地确权登记工作，强化农民农地流转合同意识，完善农村土地承包经营权纠纷解决机制。

关键词：农地产权安全性 农地流转市场 农户参与

一、引言

改革开放后，以土地均包经营为主要特征的中国农村土地制度改革在促进中国农业增长的同时，也存在农户经营规模偏小、土地划分零碎等缺陷。不仅如此，随着中国工业化、城市化的推进，农村剩余劳动力向城市和非农部门转移速度加快，一些地区农业生产副业化，农业经营超小规模化，耕地抛荒和闲置现象较为严重（张鸣鸣，2013）。农业发展的这一趋势不利于中国农业现代化的实现，抑制了农业增产和农民增收。农地流转作为实现农业规模化经营的重要途径，对推进农业现代化及培育新型农业经营主体具有重要意义（姚洋，2000；冯炳英，2004；许恒周、石淑芹，2012）。

尽管中央政府明确提出鼓励农村土地流转，各级地方政府也相继颁布了一系列规范农地流转的文件、条例，但各地农地流转依然存在活力不足、规模不大、结构不协调等问题。截至2011年年底，全国农村耕地流转面积为2.28亿亩，仅占全国耕地总面积的17.8%（刘守英，2014）。

如何才能有效促进农地流转？根据现代产权理论，安全的土地产权不仅能有效激励当事人生产

*本文研究受到国家自然科学基金应急项目“农地流转与农民增收：经验证据与政策改革”（项目编号：71341037），国家自然科学基金面上项目“农地流转模式、流转契约与农业规模经营模式组合：驱动力、绩效与机制设计”（项目编号：71373127）、“地方政府土地利用行为的经济分析与中央政府应对策略研究”（项目编号：71373224）和国家自然科学基金青年项目“基于实物期权视角下的现阶段农村土地产权制度对农业绩效的影响研究——以生态脆弱地区为例”（项目编号：71003051）的资助。数据搜集得到广西大学曾艳华教授、华中农业大学张安录教授、东北农业大学郭翔宇教授的帮助；扬州大学、广西大学、华中农业大学、东北农业大学的部分同学参与了入户调查；扬州大学商学院硕士研究生谢欣、王鑫等同学参与了数据录入、整理等工作；国务院发展研究中心刘守英研究员、华南农业大学罗必良教授、中国社会科学院农村发展研究所杜志雄研究员和陈劲松博士、复旦大学张军教授对本文初稿提出了富有建设性的修改意见，特此致谢！当然，本文作者文责自负。



Land tenure insecurity and rural-urban migration in rural China*

Xianlei Ma^{1,2}, Nico Heerink^{1,2,3}, Ekko van Ierland², Xiaoping Shi¹

¹ China Centre for Land Policy Research & College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing, China (e-mail: maxianlei@njau.edu.cn, nico.heerink@wur.nl, serena2@njau.edu.cn)

² Department of Social Sciences, Wageningen University, Wageningen, the Netherlands (e-mail: ekko.vanierland@wur.nl)

³ College of Public Administration, Zhejiang University, Hangzhou, China

Received: 20 August 2013 / Accepted: 2 May 2014

Abstract. This paper examines the impact of land tenure security perceptions on rural-urban migration decisions of rural households, using data collected in Minle County in Northwest China. We find that tenure security perceptions play a significant role in household migration decisions in villages without well-functioning land rental markets but not in villages where the land rental markets are more developed. In villages with underdeveloped land rental markets, households that expect that no land reallocations will occur within their village in the near future are less involved in migration, while households that attach a greater importance to land certificates in protecting land use rights are more involved in migration.

JEL classification: R23

Key words: Property rights, land tenure, land market, rural-urban migration, China

1 Introduction

Migrants from rural areas are an important component of the labour force in urban areas in China. According to the National Bureau of Statistics (NBS), the Chinese rural workforce in cities amounted to 158.63 million people at the end of 2011 (NBS 2012). Rural-urban migration in China has two specific features which distinguish it from internal migration in many other developing countries. First, most rural-urban migrants return to their native rural areas after some years spent working in, often informal, urban labour markets (Murphy 2002; Mullan et al.

* The authors appreciate the helpful comments from participants in the Chinese Economists Society Annual Conference on the Chinese Financial System in Transition: Reforms, Policies, and Practices held in Chengdu, P.R. China, 8–9 June, 2013, and participants in the International Workshop on Regional, Urban, and Spatial Economics in China held in Beijing, P.R. China, 28–29 June, 2013. Financial support for the research is provided by the Programme Strategic Scientific Alliances of the Royal Netherlands Academy of Arts and Sciences (KNAW) and the Ministry of Science and Technology of P.R. China and by the National Natural Science Foundation of China (71003051, 70833001).

分组浏览: 来源数据库 学科 发表年度 研究层次 作者 机构 基金 免费阅读 定制检索式

2016(5)	2015(5)	2014(5)	2013(6)	2012(1)	2011(2)	2010(2)	2009(8)	2008(6)	2007(3)	X
2006(4)	2005(3)	2004(3)								076

排序: 主题排序 发表时间 被引 下载 切换到摘要 每页显示: 10 20 50

(0) 清除 导出/参考文献 分析/阅读 找到 5 条结果

<input type="checkbox"/>	题名	作者	来源	发表时间	数据库	被引	下载	预览	分享
<input type="checkbox"/> 1	基于效果-效率-适应性-的养殖废弃物资源化利用管理模式评价框架构建及初步应用	姜海; 白璐; 雷昊; 赵海燕; 吴昊	长江流域资源与环境	2016-10-15	期刊		3		
<input type="checkbox"/> 2	浅析建设用地减量化的“三适”原则	姜海; 吕图	中国国土资源经济	2016-06-15	期刊		33		
<input type="checkbox"/> 3	基于种养关系重构的畜禽养殖污染治理政策设计——以江苏省太湖流域为例	白璐; 雷昊; 赵海燕; 吴昊; 姜海	农业科学	2016-06-25	期刊		38		
<input type="checkbox"/> 4	我国农业高校自主创新能力建设研究——基于863计划实施的分析	蒋大华; 陈俐; 姜海; 姜东	中国农业教育	2016-08-10	期刊		6		
<input type="checkbox"/> 5	不同征地合作模式社会成本分析	徐一丹; 姜海	中国土地科学	2016-08-15	期刊				

2016(5)	2015(5)	2014(5)	2013(6)	2012(1)	2011(2)	2010(2)	2009(8)	2008(6)	2007(3)	2006(4)	2005(3)	2004(3)
---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------	---------

排序: 主题排序 发表时间 被引 下载 切换到摘要 每页显示: 10 **20** 50

(0) 清除 导出/参考文献 分析/阅读 找到5条结果

题名	作者	来源	发表时间	数据库	被引	下载	预览	分享
1 不同类型地区畜禽养殖废弃物资源化利用管理模式选择——以江苏省太湖地区为例	姜海; 雷昊; 白璐; 吴昊; 赵海燕	资源科学	2015-12-15	期刊	4	249		
2 湖滨带农村常住居民支浜生态修复需求与支付意愿——以太湖竺山湾地区为例	房娟娟; 付文凤; 赵海燕; 管永祥; 吴昊; 梁永红; 姜海	嘉兴学院学报	2015-01-06 10:58	期刊	1	77		
3 基于主体功能区规划的区域土地利用情景分析框架——以贵州省毕节市为例	冯淑怡; 王博; 姜海; 陈笑筑; 曲福田; 王子臣	南京农业大学学报(社会科学版)	2015-05-25	期刊	1	313		

定制检索式

免费阅读

基金

作者

机构

研究层次

发表年度

来源数据库 学科

078 X

2007(3)

2008(6)

2009(8)

2010(2)

2011(2)

2012(1)

2013(6)

2014(5)

2015(5)

2006(4)

2005(3)

2004(3)

切换到摘要 每页显示: 10 20 50

找到 5 条结果

排序: 主题排序 发表时间 被引 下载

清除

导出/参考文献

分析/阅读

0) 清除

导出/参考文献

分析/阅读

题名

作者

来源

发表时间

数据库

被引

下载

预览

分享

1 不动产保有税改革与城镇居民预期:例证长江流域9城市

姜海; 黄琦

改革

2014-12-15

期刊

78

78

78

78

2 江苏省太湖流域农村生活污水管理办法研究

曹蕾; 陆继来; 姜海; 李小路; 涂勇; 蒋永伟; 吴云波

污染防治技术

2014-12-20

期刊

1

101

101

101

3 土地利用计划管理绩效分析与制度改进

姜海; 李成瑞; 王博; 曲福田; 徐勉

南京农业大学学报(社会科学版)

2014-03-25

期刊

2

277

277

277

4 基于多情景分析的中国建设用地总量控制目标选择

姜海波; 冯淑怡; 曲福田

中国人口资源与环境

2014-03-17

期刊

8

781

781

781

房娟娟

徐德忠

徐德忠

徐德忠

徐德忠

徐德忠

徐德忠

徐德忠

徐德忠

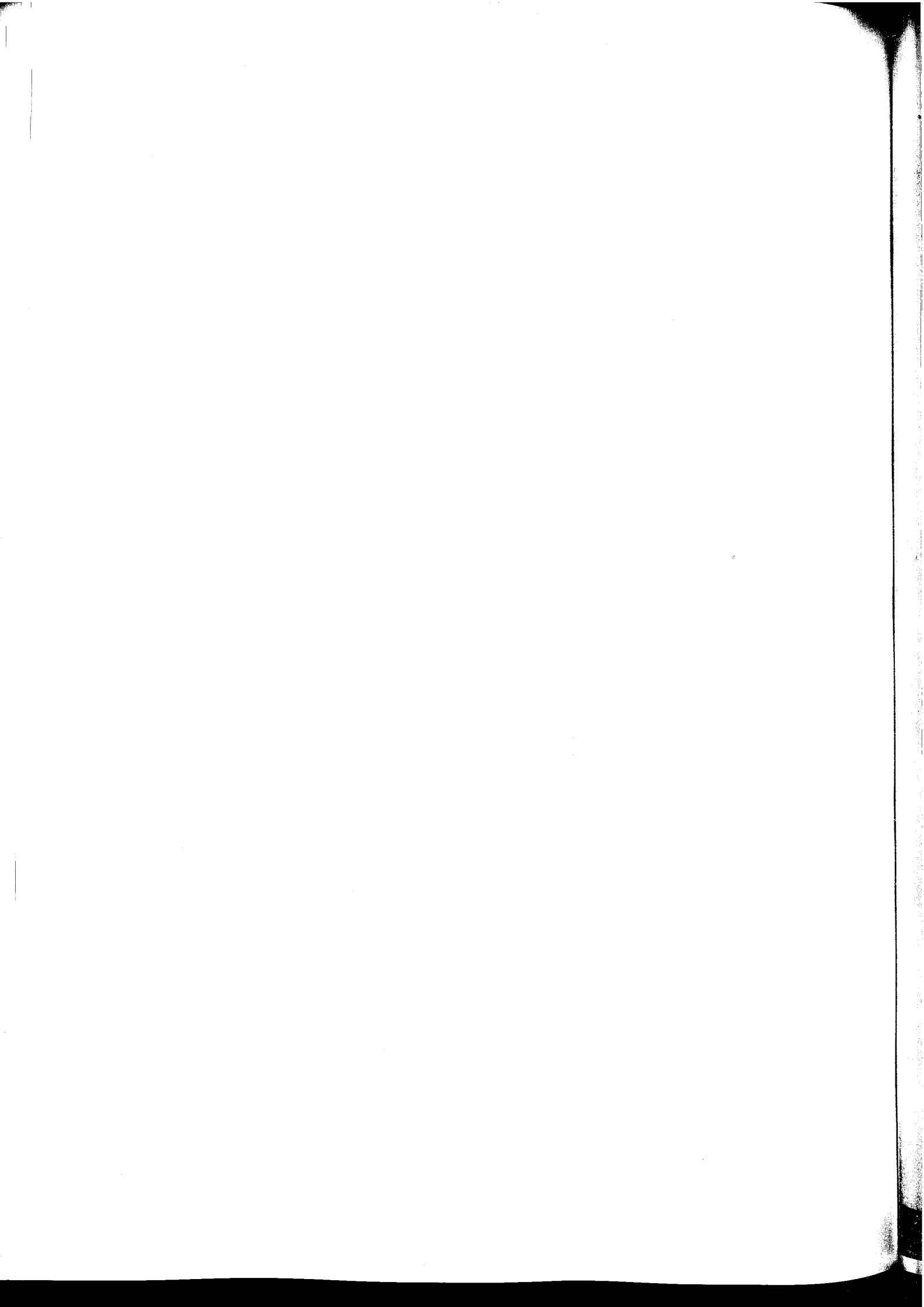
2016(5)	2015(5)	2014(5)	2013(6)	2012(1)	2011(2)	2010(2)	2009(8)	2008(6)	2007(3)	079 X
2006(4)	2005(3)	2004(3)								

排序: 主题排序 发表时间 被引 下载 切换到摘要 每页显示: 10 20 50

0) 清除 导出 / 参考文献 分析 / 阅读 找到 5 条结果

题名	作者	来源	发表时间	数据库	被引	下载	预览	分享
----	----	----	------	-----	----	----	----	----

1 不动产保有税改革与城镇居民预期:例证长江流域9城市	姜海; 黄琦	改革	2014-12-15	期刊		78		
2 江苏省太湖流域农村生活污水管理办法研究	曹蕾; 陆继来; 姜海; 李小路; 涂勇; 蒋永伟; 吴云波	污染防治	2014-12-20	期刊	1	101		
3 土地利用计划管理绩效分析与制度改进	姜海; 李成瑞; 王博; 曲福田; 徐勉	南京农业大学学报(社会科学版)	2014-03-25	期刊	2	277		
4 基于多情景分析的中国建设用地总量控制目标选择 优选出版	王博; 姜海; 冯淑怡; 曲福田	中国人口资源与环境	2014-03-17 14:31	期刊	8	781		
房娟娟;								



江苏省区域经济增长方式对农地非农化影响研究

姜海, 卜婷婷

(南京农业大学中国土地问题研究中心, 江苏南京 210095)

摘要: 研究目的: 分析经济增长方式与农地非农化的关系, 解释中国农地非农化规模长期高位运行原因, 为制定“十二五”管理目标与政策提供参考。研究方法: 统计分析, 比较研究, 回归分析。研究结果: (1) 1990—2009 年江苏省单位经济增长的土地代价水平介于 20 世纪 60—70 年代美国、日本之间; (2) 经济增长主要依赖大规模固定资产投资, 冶金、化工等对工业增长贡献大, 制约了江苏省经济增长土地代价水平的下降; (3) “十二五”期间江苏乃至全国农地非农化规模将保持在较高水平, 资源环境压力进一步加大。研究结论: 有效的耕地保护策略不仅要求微观上完善资源配置机制, 还必须从宏观上转变经济增长方式。

关键词: 土地管理; 经济增长方式; 农地非农化; 土地政策; 江苏省

中国分类号: F301.2

文献标识码: A

文献编号: 1001-8158(2011)12-0004-06

Impact of the Economic Growth Pattern on Farmland Conversion in Jiangsu Province

JIANG Hai, BU Ting-ting

(China Centre for Land Policy Research, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this study is to find out the impact of economic growth pattern on farmland conversion, aiming to explain the high conversion rate in the last decade and provide references for policy reform for the 12th five-year plan of China's economy. Methods of statistical analysis, comparative analysis and regression analysis were employed. The results indicated that 1) the average quantity of arable land loss per unit GDP growth in Jiangsu Province from 1990 to 2009 was the same level of that of the U.S. and Japan in the period of 1960s and 1970s; 2) it was constrained to reduce the loss of arable land due to the economic growth mode in Jiangsu Province, which was highly dependent on the large-scale fixed capital investment, such as metallurgy, chemical industries; 3) the rate of farmland conversion would keep in a high level in the next five years, which further deteriorated the burden of nature resource and environment. The paper concluded that it was at least equally important to improve land market mechanism and transform the economic growth pattern regarding arable land effective preservation in China.

Key words: land administration; economic growth mode; farmland conversion; land policy; Jiangsu Province

中国高速经济增长背景下的资源与环境成本问题日益受到关注。以 1988—2010 年为例, 中国地区生产总值

收稿日期: 2010-08-28

修稿日期: 2010-11-26

基金项目: 国家自然科学基金(70833001); 中央高校基本科研业务费专项基金(KYZ200902); 江苏省国土资源科技项目(201001)。

第一作者: 姜海(1978-), 男, 四川峨眉人, 博士, 副教授。主要研究方向为土地经济与政策、土地规划管理。E-mail: jianghai@njau.edu.cn

征地过程中程序性权利保障与农民满意度研究

——基于辽宁省6市30村的调研

刘向南, 吕图, 严思齐

(南京农业大学公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要: 研究目的: 检验征地过程中程序性权利的保障对被征地农民满意度的影响, 为改革征地制度提供相关的政策建议。研究方法: 随机抽样调查法和有序多分类Logit模型。研究结果: 征地过程中农民的知情权与满意度成负相关关系, 参与权能显著提高满意度; 表达权和监督权由于实际中不能有效落实, 其影响不显著, 但二者的改善有助于提升农民的满意度。征地补偿标准和被征地者是否为村干部显著影响征地的满意度且影响方向为正。研究结论: 征地制度改革中既要加强对农民的补偿安置等实体性权利保障, 同时也应该充分重视农民程序性权利的保障。应加强和完善“两公告一登记”制度, 给予农民平等的谈判权利, 畅通利益诉求渠道, 加强行政和司法监督。

关键词: 土地制度; 程序性权利; 有序多分类Logit模型; 征地; 满意度

中图分类号: F301.1

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)05-0021-08

Study on the Procedural Rights Guarantee and Farmers' Satisfaction in the Process of Land Acquisition: Based on the Investigation of 30 Villages, 6 Cities in Liaoning Province

LIU Xiang-nan, LV Tu, YAN Si-qi

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The purpose of this paper is to inspect the influence of procedural rights guarantee on farmers' satisfaction so as to provide related policy recommendations for land acquisition institution reform. Methods employed include Random Sampling and Ordered Multicategorical Logit Model. The results indicate that there is a negative correlation between farmers' right to know and their satisfaction, and farmers' right to participate can significantly improve their satisfaction; due to the ineffective implementation of rights to express and supervise in practice, their influence are not remarkable, however, both of them can promote the satisfaction of famers if they get improvement. Compensation standards of land acquisition and the position of the farmers(i.e. grassroots cadre or not)have significant influences on farmers' satisfaction and the impact is positive. It is concluded that in the process of land acquisition institution reform, we should strengthen the substantive rights, such as farmers' rights for compensation and resettlement, etc., as well as should pay full attention to procedural rights guarantee. This paper suggests that we should enhance and improve the system of "Two

收稿日期: 2016-02-06; 修稿日期: 2016-04-30

基金项目: 教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“我国土地出让制度改革及收益共享机制研究”(13JZD014)。

第一作者: 刘向南(1976-), 男, 山东单县人, 副教授。主要研究方向为土地经济与资源管理。E-mail: lxn@njau.edu.cn

Announcements, One Registration", should provide farmers with equal bargaining right, should improve the channel of farmers' benefit claim and strengthen administrative and judicial supervision.

Key words: land institution; procedural rights; Ordered Multicategorical Logit Model; land acquisition; satisfaction

1 引言

在中国现行土地制度框架下,工业化、城镇化发展的新增建设用地需求主要依托于征地制度满足。尽管政府的土地征收具有规模经济的优势,又能节约交易费用,但在缺乏有效限制的条件下,政府往往具有滥用强制性权利和泛化土地征收权的倾向^[1]。在这一过程中,由于被征地农民与政府地位不对等和信息不对称,农民合法的土地权益极易受到侵害,进而引起失地农民的不满和社会冲突,这已经成为当前中国征地过程中普遍存在的突出问题。

针对征地制度的改革,理论和实践当中人们主要关注征地的目的性、补偿标准、分配比例、分配方式等内容,并侧重于推动自上而下式的制度改革^[2-4],而关于被征地农民的感受和意愿,以及此类改革举措本身的正当性和公平性问题的研究较少。已有研究发现,征地过程中程序公正较货币补偿可能更为重要^[5-7]。相比较征地补偿及分配等实体性的财产权利,农民在征地过程中的知情、参与、表达、监督等程序性权利对保障其权益的实现,促进这一制度本身的良性演进,可能具有更为重要的根本性意义。事实上,党的十八届三中全会已经明确提出了农村管理中对农民此类权利的保障。

所谓程序性权利是特定主体为行使、主张或保障自身实体性权利而必须具有的为或不为一定行为的能力或资格,它不仅具有保障实体性权利的工具价值,而且其本身就具有重要的价值理性意义^[8-9],是一种与服务于实体结果的“工具价值”不同的独立价值,如程序公平、参与、个人尊严、理性等^[10]。征地过程中对农民程序性权利的安排,其根本目的是对行政权力形成制约,规范行政权力公正、有效行使^[11],保障被征地农民合法的权益,为其尊严的维护、满意度的提升和征地本身的正当性提供根本的保障。

基于此,本文的基本假设是征地过程中程序性权利的保障对缓解征地矛盾、提高农民的满意度有着正向的促进作用,并通过对辽宁省6个市、30个村农户的调研进行实证检验,以发现征地过程中程序性权利对农民征地满意度的作用机制,提出针对性的政策建议,为促进征地制度改革和城乡协调发展提供可能的借鉴。

2 研究方法与模型的构建

2.1 研究方法

考虑研究的变量类型及其赋值特征,本文选择有序多分类Logit模型,以此分析各类程序性权利的保障状况对被征地农民满意度的影响及其显著性。被解释变量为失地农民对征地工作的满意度,在此是一个赋值为排序特征的离散选择变量,其赋值如下:非常不满意为0.2,比较不满意为0.4,一般为0.6,比较满意为0.8,非常满意为1.0。最终构建的有序多分类Logit模型如式(1)所示:

$$Prob(Y = s) = \alpha + \sum_{j=1}^I \beta_{1j} X'_{1j} + \sum_{k=1}^K \beta_{2k} X'_{2k} + \dots + \sum_{n=1}^N \beta_{pn} X'_{pn} + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 为失地农民对征地工作的满意度; $X'_{1j}, X'_{2k}, \dots, X'_{pn}$ 分别表示影响失地农民对征地工作的满意度的各类因素。

2.2 自变量的选择与确定

参考已有的关于征地过程中农民知情、参与、表达、申诉等权利状况对其补偿安置等实体性权利影响的文献^[6, 12-14],同时结合当前征地制度的发展形势和实地调查,本文将研究的解释变量确定为农户在征地过程中的

程序性权利及其保障状况,并将其具体界定为失地农民在征地过程中的知情权、参与权、表达权和监督权。这4类权利不同于农民在征地过程中受到的补偿标准、分配状况、社会保障落实、就业安置等实体性权利,但决定农民在征地过程中参与谈判的能力,对农民实体性权益的实现和保障具有重要的影响。此外,被征地农民的个体特征,如年龄、身份、家庭收入、受教育状况等也直接影响着其对征地的态度,而征地过程中农民得到的财产补偿作为实体性权利最为直接的体现,对农民征地满意度也有着根本性的影响。在此将农民个体特征及征地补偿标准引入作为控制变量。各变量赋值情况及其预期影响方向如表1。

征地过程中农民程序性权利和实体性权利的保障程度越高,其满意度应该越高;反之,无论低于预期的补偿,还是不能充分获取征地的直接信息、不能顺畅地表达自己的利益诉求或是不能有效制约违法违规的行为都会使被征地农民的满意度降低。从农民个体特征看,年龄越大,对征地补偿的预期可能越低,从而越容易满足;村干部需要配合上级政府的征地实施,也容易得到利益上的倾斜,相对满意度可能更高;家庭人均收入水平越高,征地补偿越难达到预期,可能的满意度就越低;受教育程度的影响难以明确,受教育程度越高,对国家征地制度可能越了解,一方面可能会更理解政府的行为,但也有可能更容易发现征地中不合理的行为而引发不满。

表1 自变量赋值说明及其预期影响

Tab.1 Independent variables' assignment explanation and their expected impact

影响因素	具体指标	赋值	预期影响方向
程序性权利	知情权 X_1	综合评价标准化值	+
	参与权 X_2	综合评价标准化值	+
	表达权 X_3	综合评价标准化值	+
	监督权 X_4	综合评价标准化值	+
实体性权利	征地补偿标准 X_5	实际得到的补偿额(10 ⁴ 元/亩)	+
个体特征	年龄 X_6	实际年龄(年)	+
	受教育程度 X_7	文盲=0.2; 小学=0.4; 初中=0.6; 高中=0.8; 大专及以上学历=1.0	不明确
	是否为村干部 X_8	是=1, 否=0	+
	家庭人均年收入 X_9	实际人均收入水平(10 ⁴ 元/人)	-

由于农民知情权、参与权、表达权和监督权这4个方面没有固定标准进行测度,本文主要结合目前征地过程中的实际程序将这4个方面的权利进一步分解为19个指标,并通过标准化赋值将其量化。具体是,对其中的15个指标按0或1赋值测度,权利没有得到保障的情况取值为0,得到保障的情况取值为1;其他4项指标的度量采取李克特五分量表法,即分为5种情况,每项指标赋值由劣到优的取值依次是0.2、0.4、0.6、0.8、1,其评价标准及对应取值如表2。在此基础上,根据每项权利的具体表征指标的得分值,通过层次分析法计算出各项指标的权重,进而加权计算得到4类程序性权利的综合评价标准分值。

2.3 数据说明

辽宁省近年来城镇建设扩张较快,征地拆迁中的矛盾比较突出,具有一定的代表性和典型性。本研究于2015年7—8月,综合考虑区位、经济发展和征地规模等相关因素,选取了辽宁省的沈阳市、鞍山市、辽阳市、盘锦市、海城市、灯塔市这6个市,从已经征地或正在征地的农村中使用随机原则选择共30个行政村进行实地调研。对村民主要采用了入户问卷调查和访谈结合的方式,同时还对当地的村干部和部分国土局相关工作人员进行了访谈。被调查的村民对象通过简单随机抽样产生,每个村选取10户左右村民。本次调研分别在沈阳市、

表2 程序性权利指标和赋值规则

Tab.2 The procedural rights' index and assignment rules

准则层	权重	指标	赋值规则
知情权	0.152263	政府是否提前公布了征用土地公告	是=1; 否=0
	0.052374	对关于征地的程序了解程度	很低=0.2; 较低=0.4; 一般=0.6; 较高=0.8; 很高=1.0
	0.055540	对《土地管理法》中关于征地的法律的了解程度	很低=0.2; 较低=0.4; 一般=0.6; 较高=0.8; 很高=1.0
	0.164740	政府是否公告了征地补偿和安置方式	是=1; 否=0
	0.052374	对当地政府征地补偿的有关标准的了解程度	很低=0.2; 较低=0.4; 一般=0.6; 较高=0.8; 很高=1.0
	0.128671	村集体对集体保留的补偿费是否有明确的使用办法	是=1; 否=0
	0.075622	有不清楚的事项是否有便利的询问、了解途径	是=1; 否=0
参与权	0.318416	村集体保留的补偿款的使用情况是否有权查询	是=1; 否=0
	0.059943	在征地依法报批前,被征地农村集体经济组织和农户是否允许申请对拟征土地的补偿标准、安置途径听证	是=1; 否=0
	0.116367	是否对拟征土地的权属、地类、面积以及地上附着物权属、种类、数量等现状的调查进行确认签字	是=1; 否=0
	0.413824	征地前是否举行村民大会讨论决定征地事宜	是=1; 否=0
	0.409866	征地补偿款和安置补助费的发放是否举行村民大会讨论	是=1; 否=0
表达权	0.069204	政府或干部事先是否就征地补偿征求农民意见	是=1; 否=0
	0.247614	村民大会商议中普通农民的意见是否得到讨论采纳	是=1; 否=0
	0.439134	在征地依法报批前,被征地农村集体经济组织和农户,是否参加了对拟征土地的补偿标准、安置途径听证	是=1; 否=0
	0.122024	是否被迫签订征地协议	是=1; 否=0
监督权	0.122024	有不满意的事项是否有渠道进行申诉	是=1; 否=0
	0.500000	当地法院是否受理征地诉讼	是=1; 否=0
	0.500000	信访通道通畅程度	很低=0.2; 较低=0.4; 一般=0.6; 较高=0.8; 很高=1.0

鞍山市、辽阳市、盘锦市、海城市、灯塔市发放60、58、50、50、50、50份调查问卷,共计318份,分别收回有效问卷59、56、45、49、50、46份,共计305份。被调查农民的基本信息如表3。

3 研究结果与分析

3.1 对调查结果的描述性统计分析

通过实地调研发现,农民总体的征地满意度平均为0.534,介于一般满意和较不满意之间,其中非常不满意的占16.1%,比较不满意的占34.2%,一般满意的占26.5%,比较满意的占12.9%,非常满意的占10.3%。

调研地区征地补偿方式几乎均为一次性现金补偿,补偿标准参照辽宁省征地区片综合地价,但是,许多农民反映补偿款没有按照法律规定及时足额发放到农民手中。农民的程序性权利保障程度也不容乐观,大多数地方政府和村集体没有按照法定程序执行,个别地区农民的知情权、参与权、表达权和监督权完全没有得到

表3 被调查农民的基本信息

Tab.3 Basic information of farmers

调查指标	调查信息统计				
	男	女			
性别	67.7%	32.3%			
年龄	18—44岁	45—59岁	60岁及以上		
	56.5%	28.6%	14.9%		
受教育程度	小学以下	小学	初中	高中	大专及以上
	1.94%	30.32%	49.68%	14.19%	3.87%
征地前的工作	农业生产	进城务工	其他		
	52.3%	31.5%	16.2%		
征地后的工作	农业生产	进城务工	其他		
	13.2%	73.3%	18.5%		

保障,只有少部分地区保障程度较好。统计结果显示各项权利的加权平均保障水平为:知情权0.359,参与权0.348,表达权0.171,监督权0.196。具体表现为两公告发布不及时或不完整,农民只是被动接受,由于对征地信息了解较少,很难有效参与到征地过程之中。农民普遍反映缺乏表达利益诉求的渠道,仅有42%的村民参与过村民大会讨论决定征地事宜,听证会制度形同虚设,此外受访地区的当地法院均不受理此类诉讼。农民的程序性权利普遍保障程度不高甚至受到侵害。被征地农民也普遍反映希望征地工作更加公开透明,提高征地补偿标准,保护农民的合法土地权益。

3.2 基于总体样本的模型估计结果与分析

3.2.1 模型估计结果 本文运用SPSS 19.0软件对调查样本进行有序多分类Logit的回归分析,以检验各解释变量影响的显著性。从模型的拟合优度检验看,辽宁省受访地区样本模型的Cox & Snell R Square与Nagelkerke R Square值分别是0.641和0.674,可见模型的整体拟合效果较好,表明可采用上述模型进行有序多分类Logit的回归分析。各解释变量的回归系数与显著性分别见表4。

表4 有序多分类Logit回归模型检验结果

Tab.4 Test results of ordered mult categorical logit model

	估计	标准误	Wald	df	显著性	95%置信区间	
						下限	上限
X_1	-3.930	2.210	3.161	1	0.075	-8.262	0.403
X_2	6.730	1.220	30.411	1	0.000	4.338	9.122
X_3	1.135	2.118	0.287	1	0.592	-3.016	5.286
X_4	3.214	2.257	2.028	1	0.154	-1.210	7.639
X_5	1.828	0.631	8.392	1	0.004	0.591	3.064
X_6	0.010	0.013	0.556	1	0.456	-0.016	0.036
X_7	0.907	1.287	0.497	1	0.481	-1.615	3.430
X_8	5.450	1.432	14.493	1	0.000	2.644	8.256
X_9	0.114	0.289	0.157	1	0.692	-0.452	0.681

3.2.2 结果分析 (1)知情权(X_1)在90%的置信水平下通过了显著性检验,但与满意度成负相关关系,与预期影响方向相反。农民对征地工作知情程度越高,规范、合理的征地补偿、政策执行与实际情形之间的差距在心理上造成的落差就会越大,结果导致满意度显著降低,这说明知情权对被征地农民满意度的影响是和其实体性权利及其实现过程紧密相关的,这一状况也说明征地制度本身需要做出根本性的变革。尽管如此,知情权仍然是其他权利得到保障的重要前提和基础,知情权的实现能够有效降低交易成本,加强群众监督力度,减少暗箱操作^[15]。只有在信息充分、对称的情况下,被征地农民才可能更有效地争取和保障自身的权益。

(2)参与权(X_2)在99%的置信水平下通过了显著性检验,且与满意度成正相关关系。农民对征地过程的参与越充分,最终的结果就越能体现其意愿,也就越能增进其满意度。参与权的实现是保障农民合法权益和程序公正的重要途径,对征地制度的公平性来说至关重要^[16],也是村民自治的基本要求,并且会对征地工作起到直接的监督作用。农民参与到征地中使其主观上感受到政府的尊重和重视,并且会规范征地程序,降低弄虚作假、违法违规的可能性。调研中笔者也发现参与权得到较大保障的村庄自治水平较高,村干部大多较为廉洁,尊重农民的意见,征地补偿款和安置补助费的发放等征地事宜能够举行村民大会讨论决定,而且征地补偿截留比例小,农民实际得到的补偿较多。

(3)表达权(X_3)没有通过显著性检验。调查发现,多数被征地的农村没有举办听证会,即使举办大多也流于形式;征地大会讨论中,农民的意见通常很难被采纳,仅有村干部有真正的发言权;由于表达权的赋值普遍较低,其影响不显著,但同时其影响方向为正表明表达权的改善有助于提升农民的满意度。表达权是实现征地双方对等交流、减少矛盾与磨擦、促进征地制度改进的重要途径,表达权保障不足在其他地区的一些调研中也有比较集中的反映^[6,17],这在今后的征地制度改革中应该得到足够的重视。

(4)监督权(X_4)也没有通过显著性检验。事实上,监督权的实现处于困境中。首先,法院不接受诉讼。中国目前没有征地的专门法律,致使土地被征收后的法律救济途径非常狭窄;产权不明确和将村庄事务简单置于“自治”而缺失有效的外部干预等因素导致农村集体经济组织内部征地补偿款分配纠纷被排除在诉讼之外。信访渠道也并不通畅,多数地方将失地农民的上访视为“洪水猛兽”,不是积极沟通交流解决问题,而是一味“堵访”和压制,所谓的监督权根本无法落实,也就不可能起到应有的作用。但同样,其影响方向为正也说明监督权的改善是助于提升农民满意度。

(5)征地补偿标准(X_5)对农民征地满意度有显著正向影响,且通过了1%的显著性检验。征地补偿标准是农民可以切身感受到的实体性权利的直接体现,补偿的提高总体上会明显提高农民的满意度。辽宁省统一规定根据土地不同等级进行征地补偿,但是由于补偿标准本身不高,并且各级政府和村集体层层截留,农民实际得到的补偿较低,其满意程度仍然有限。

(6)年龄(X_6)、受教育程度(X_7)两项均没有通过显著性检验,说明这两项和征地满意度之间没有必然的联系。实际上,年龄越大,固然通常的预期较低,但对失地后的生活保障更加担心,其满意度就要视情况而定;教育程度如果意味着对征地制度的了解,则其满意度取决于征地制度的实施是否合法合规,也不应该有一致的影响方向。

(7)是否为村干部(X_8)在99%的置信水平下通过了显著性检验,同样与满意度成正相关关系。村干部比普通村民有着身份上的优势,能够代表村民与政府、开发商进行谈判。征地补偿款是由村集体发放,并且可以提留土地补偿费。一般来说,村干部获得的补偿较一般村民更高。此外,村干部获知的征地信息更充分,部分村干部还通过在征地之前抢种树木、搭建简易房得到更多补偿。因此,村干部的身份显著影响着其满意度的水平。

(8)家庭人均年收入(X_9)没有通过显著性检验。在调研中也发现,家庭收入和征地满意度之间的关系呈现

两种截然不同的状况: 家庭收入高的农户, 因为征地补偿较低, 与预期落差太大, 表现出明显的不满; 也有一些农户, 因为家庭收入高, 对征地补偿本身的预期不高, 结果反而容易感到满足。

4 研究结论与政策建议

4.1 研究结论

本文重点关注了征地过程中农民程序性权利的保障对其征地满意度的影响, 并将征地补偿标准(作为实体性权利的表征)和农民个体特征作为控制变量引入模型当中。研究发现, 程序性权利中的知情权和参与权、作为实体性权利表征的征地补偿标准以及个体特征中“是否为村干部”等因素对农民征地过程中的满意度具有显著影响。其中知情权对满意度的影响方向为负, 表明在不合理的征地制度下, 农民对征地信息的了解越多, 越容易引起不满的情绪。其他几项因素影响均为正向, 农民对征地过程的参与能够有效提升其满意度水平; 征地补偿标准的提高直接提升了农民的满意度; 村干部的身份隐含的征地过程中更强的利益博弈能力也显然提高了其满意度水平。

表达权和监督权由于现实中普遍缺乏有效落实, 难以对征地满意度产生实质性的影响, 其影响不显著, 但影响方向均为正, 说明这些权利的改善是有利于增进被征地农民满意度的。年龄、受教育程度、家庭人均收入等因素对征地过程中农民的满意度没有一致性的预期, 其影响取决于被征地个体的具体情况。

4.2 主要的政策建议

征地制度需要系统性的改革, 需要在较高层次上对征地目的性和集体土地的流转制度等进行顶层设计; 从个体层次上也需要通过切实提高补偿标准、完善安置方式等保障被征地农民的实体性权利。限于本文的研究重点, 以下着重从程序性权利保障方面提出政策建议。

4.2.1 加强和完善“两公告一登记”制度的执行与监督 及时完整地公布征收土地公告和征地补偿安置方案公告是为了农民了解征地信息, 保障知情权和监督权; 登记的目的在于理清关系、确认权属, 两者执行到位与否, 直接关系到群众切身利益, 是农民参与和监督的基础。强制信息披露能够为农民知情权创造制度上的保障^[18]。加强和完善这一制度的执行与监督, 主要通过三个方面: 第一是改善公告的及时性和完整性, 以便农民充分了解和反馈; 第二是在公告方式上更具公开化, 将公告张贴和报纸、网络、电视等媒体公布结合起来, 并将公告文件以书面形式直接送达被征收产权人手里; 第三是加强公告程序的法定性, 公告必须依照法定程序、法定内容、法定方式、法定期限执行, 不得将应公告的相关内容擅自瞒报、漏报、删改, 违法者应承担相应法律责任, 并在有关法律实施细则中予以规定。

4.2.2 给予农民平等的谈判权利 政府应当给予农民充分的信息和平等的谈判地位, 由政府主导的“单边程序”转变到共同主导的“双边程序”^[19]。对农民的参与不应设置过多限制条件, 使其合理表达利益诉求, 鼓励村民参与村民大会讨论, 尤其是要参与到征地补偿水平的确定^[20]。政府部门和村集体应当通过专门途径、专门机构和人员保证被征地农民对征地的充分参与, 从而力求农民的理解和配合。

4.2.3 畅通利益诉求渠道 在征地实施过程中依法、明确提供被征地农民表达利益诉求的途径和方式, 引导农民合理地表达诉求, 避免群体性事件和直接冲突。确保征地中各项听证制度能够有效落实, 集中反映和收集农民的意愿。基层信访部门应提高业务能力, 充分发挥好法律之外的调解和协调职能, 并及时、客观地把农民的合理诉求传达给相关职能部门和主管领导, 履行应有的监督职能。另外, 信访渠道可以拓宽, 充分发挥网络等新媒体的作用。法院是否受理各类征地诉讼, 也需要最高人民法院出台相应司法解释进一步对此予以明确。

4.2.4 加强行政和司法监督 政府需要提高监管力度和效率, 对征地全程进行有效的跟踪检查, 避免土地征收领域腐败^[21]。对征地补偿款的数额、分配方案、支付情况进行定期审计检查, 避免层层截留, 通过完善制度抑制

征地中的腐败现象和堵塞补偿中的漏洞,确保被征地农民及时足额得到补偿。同时,纪检监察和检察院要全程介入征地拆迁补偿工作,严肃查处征地中的违法违纪行为,要求有关单位严格按照法定程序执行征地工作。对个别拖欠、截留和挪用征地补偿款情节严重的单位和个人,要认真查处并追究有关人员的责任,触犯法律的,应依法移送司法机关处理。

参考文献(References):

- [1] 钱忠好. 现行土地征用制度的理性反思[J]. 南京社会科学, 2005, (1): 1-5.
- [2] 黄小虎. 改革征地制度建议[J]. 国土资源导刊, 2013, (9): 32-35.
- [3] 朱明芬, 黄鹏进. 关于全面推进农村土地改革的几点思考[J]. 中共浙江省委党校学报, 2015, (1): 103-110.
- [4] 蒋省三, 刘守英, 李青. 土地制度改革与国民经济成长[J]. 管理世界, 2007, (9): 1-9.
- [5] 刘祥琪, 陈钊, 赵阳. 程序公正先于货币补偿: 农民征地满意度的决定[J]. 管理世界, 2012, (2): 44-51, 187-188.
- [6] 李平, 徐孝白. 征地制度改革: 实地调查与改革建议[J]. 中国农村观察, 2004, (6): 40-45.
- [7] 王玥, 卢新海. 国有土地上房屋被征收人的公平感知对征收补偿意愿的影响[J]. 中国土地科学, 2013, 27(9): 11-18.
- [8] 王锡梓. 行政过程中相对人程序性权利研究[J]. 中国法学, 2001, (4): 75-90.
- [9] 祝天智, 黄汝娟. 公正视域的农村征地冲突及其治理[J]. 理论探索, 2013, (4): 66-70.
- [10] 张薇. 刑事被追诉人程序性权利救济研究[D]. 苏州: 苏州大学, 2008.
- [11] 王万华. 法治政府建设的程序主义进路[J]. 法学研究, 2013, (4): 99-114.
- [12] 肖屹, 钱忠好, 曲福田. 农民土地产权认知与征地制度改革研究——基于江苏、江西两省401户农民的调查研究[J]. 经济体制改革, 2009, (1): 81-86.
- [13] 刘向南, 曲福田. 土地征用制度改革问题综述[J]. 南京农业大学学报, 2005, 5(4): 25-32.
- [14] 陈利根. 论征地过程中集体和农民的参与[J]. 中国土地, 2006, (4): 25-27.
- [15] 罗文春, 李世平. 土地征收中农民意愿的实证分析——基于陕西省关中地区462个农户的调查[J]. 管理现代化, 2010, (2): 38-40.
- [16] 薛军, 闻勇. 欠发达地区征地制度公平性判定及其影响因素——基于云南省农户调查的实证研究[J]. 农村经济, 2014, (6): 41-45.
- [17] 刘向南, 曲福田, 许丹艳. 江苏省征地制度与农村社会经济发展调查[J]. 中国人口·资源与环境, 2006, 16(4): 49-54.
- [18] 陈若英. 信息公开——强制征地制度的第三维度[J]. 中外法学, 2011, (2): 270-284.
- [19] 唐健. 征地制度改革的历程回顾和路线设计[J]. 国土资源导刊, 2012, (8): 54-56.
- [20] 刘祥琪, 陈钊, 田秀娟, 等. 征地的货币补偿及其影响因素分析——基于17个省份的土地权益调查[J]. 中国农村经济, 2012, (12): 32-40.
- [21] 黄长义, 孙楠. 土地征收领域腐败的经济学分析[J]. 管理世界, 2013, (12): 174-175.

(本文责编: 仲济香)

082

刘向南, 井艺娜, 关长坤, 等. 农业转移人口迁移的影响因素研究综述 [J]. 江苏农业科学, 2015, 43(12): 14-16.
doi: 10.15889/j.issn.1002-1302.2015.12.004

农业转移人口迁移的影响因素研究综述

刘向南¹, 井艺娜¹, 关长坤¹, 张展²

(1. 南京农业大学公共管理学院, 江苏南京 210095; 2. 江苏省泰州市国土资源局, 江苏泰州 225300)

摘要:随着我国城镇化和农业现代化进程的加快, 农业转移人口迁移的影响因素研究已经成为众多学者关注的焦点。通过梳理相关文献, 分别从城→乡和乡→城2个方向探究影响农业转移人口迁移的一般因素, 进一步总结农村土地利用对农业转移人口迁移的影响以及现阶段对农业转移人口影响因素研究的欠缺之处, 对农业人口转移未来的研究趋势进行了阐述。

关键词:农业转移人口; 影响因素; 农村土地; 研究进展

中图分类号: F323.6 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2015)12-0014-03

改革开放以来, 我国的非农化和工业化发展极为迅速, 随着大量的农村人口逐渐从农业生产转移, 中国的农村城镇化水平也随之快速提升。因此, 研究农业转移人口的迁移影响因素对促进我国农业现代化进程的发展非常有必要。

1 影响农业转移人口的因素

学者对农业转移人口单向流动的影响因素研究较多。研究方法方面, 不稳定迁移的研究方法主要集中在定性方法, 而单向流动研究方法多集中在定量方面, 并呈现出多种方法的应用。研究内容方面, 大部分学者从“推拉”角度上研究农业转移人口迁移的影响因素, 研究方向多为乡→城的单向流出和城→乡的单向回流。

1.1 乡→城方向的单向流出

从乡→城的单方向流动上看, 影响因素主要有来自城市的收入、培训、重大的经济危机与城市的生活成本; 来自农村的个人因素、家庭因素、社区因素以及中间障碍因素。各因素对农业转移人口迁移的作用方向与影响程度不一。

第一, 城市方面, 主要呈现拉力和推力。首先, 城市收入仍然作为城市拉力成为迁移的最大驱动力, 并与拉力呈正相关关系^[1-3], 拉力的增长速度随着工资水平的上升而递减^[4]。其次, 城市拉力的主要来源是就业培训和在城市中的社会资本, 培训提高了劳动力的人力资本, 增加了在城市的收入, 同时社会资本对其收入情况有着极为明显的正向作用^[5]。再次, 地区就业集聚促进了社会、信息网络对农民外出就业的帮扶效应, 对农民外出就业呈正向作用^[6]。最后, 城市的重大经济危机以及经济政策^[6]、生活成本^[7]成为城市的推力, 并与推力呈正相关关系。

收稿日期: 2015-07-26

基金项目: 南京农业大学中央高校基本科研业务费人文社会科学研究基金(编号: SK2014004); 江苏省泰州市国土资源局专项规划研究项目。

作者简介: 刘向南(1976—), 男, 山东单县人, 博士, 副教授, 研究方向为土地经济与资源管理。E-mail: lxn@njau.edu.cn。

通信作者: 关长坤, 博士, 研究方向为土地经济与资源环境经济。E-mail: changkungan@163.com。

第二, 农村方面, 主要为推力, 包括农民个人情况、家庭情况和社区因素。首先, 个人因素主要包括受教育程度、年龄、融入城市的意愿。受教育程度对农业转移人口迁移的影响, 有正相关关系^[5-8]或倒“U”形关系^[9]2种观点。年龄对农村人口城乡迁移有着负向^[9]或倒“U”形关系^[10]2种观点。对城市生活的向往和认同对乡城迁移呈正向作用^[11-12]。其次, 家庭因素主要包括家庭收入、拥有的劳动力个数和土地数量, 其中家庭绝对收入与相对收入影响着经济支持与相对贫困对迁移的激励与约束作用, 并被发现与推力大小呈倒“U”形关系^[13-14]。家庭劳动力数量与农业转移人口流动性负相关^[15], 家庭拥有的土地对迁移的影响在下面的研究中进行详细阐述。最后, 社区方面, 非农发展水平越高、交通状况越差、距离最近的初中距离越远, 劳动力外出的可能性越小^[16]。

第三, 中间障碍因素方面, 户籍制度造成迁移者受到如行业进入和岗位获得、工资、工作条件和环境等的歧视, 户籍制度成为农业人口迁移的主要制度性流动障碍^[11, 14]。但孙文凯等通过2003—2006年发生的大中城市户籍制度改革的效果进行检验, 发现由于21世纪初的我国户籍制度改革附带的苛刻条件使农业转移人口获得城市户籍的可能性极小, 改革对劳动力短期流动并没有产生显著影响, 但对永久性迁移有影响^[14]。

1.2 城→乡方向的单向回流

从城→乡的单方向流动上看, 主要的因素来自城市与农村。

第一, 城市方面, 主要呈现为推力。包括经济危机、收入、工资拖欠与城市生活压力。首先, 重大的经济危机、经济结构调整提高了农民回流的概率^[17-18]。其次, 城乡收入差距预期和城市收入预期下降促使农业转移人口回流^[19]。最后, 工资拖欠、难以适应城市的生活加大了推力^[20-21]。

第二, 农村方面, 主要呈现为拉力。包括农业政策、个人与家庭。首先, 农业税费改革和种粮补贴等一系列惠农政策的实施, 一些地区出现了大量农业转移人口返乡种田的现象^[22]。其次, 个人方面, 年龄、流动距离和技能等级为主要因素, 其中流动距离对回流产生了正向影响^[19], 年龄与技能等级对回流可能性呈负影响, 石智雷等认为年轻、低技能、就业

流动较频繁的女性农业转移人口更容易受到经济危机的影响选择回流^[23],章铮等认为劳动密集型行业企业用工(非技术型民工)年轻化、民工失业中年化^[24]。最后,家庭方面,影响因素主要来源于家庭资本与家庭生命周期,其中家庭人力资本与农业转移人口回流意愿呈倒“U”形关系,而家庭社会资本与农业转移人口回流意愿呈“U”形关系^[25],家庭生命周期对农业转移人口回流具有显著的影响,成熟的核心家庭劳动力回流的意愿最强^[26],家庭需要赡养的老人较多以及农业负担较重的劳动力会倾向于选择回乡以照顾其家庭^[27]。

1.3 多因素综合影响

目前学者大多从城→乡和乡→城2个方向、农村、城市和中间障碍因素等方面研究影响农业人口转移的因素,已有文献的理论研究较为全面具体,对于农业人口转移的发展有一定参考价值。比较众多学者的观点,发现农业转移人口的迁移并不是由单一因素导致的,而是个人、家庭、社会等多方面因素综合作用形成的,农村土地在其中扮演着极为重要的角色。

2 农村土地对农业转移人口的影响

当前我国的城镇化进程不断加快,促进其发展的基本前提是农村土地的利用方式不同而产生的价值差异,对土地资源进行优化配置将对农业人口的转移产生重要影响。农村土地是农业转移人口进行农业生产活动的基础自然资源,在生产过程中为其他的所有农业生产资源提供保障和依托,因此,农村土地是研究影响农业人口转移不可或缺的因素。

2.1 农地数量、农地产权与农地流转

现有的有关农地对农业转移人口迁移的影响研究,主要集中在农地数量、农地产权稳定性与农地流转对农业转移人口转移的影响。

第一,人均农地数量与农业转移人口迁移决策呈倒“U”形关系^[28]、“U”形关系^[29]、显著负影响^[30-31]3种结论。但人均土地数量对户均年均外出时间负作用或倒“U”形作用的假说没有得到实证的支持^[28]。

第二,农地产权稳定性与农业转移人口外出转移呈显著正影响^[32]。首先,从土地产权的稳定性对劳动力的转移方面的影响来看,促进作用非常明显。其次,农民村庄内部与外界的交通状况对劳动力的转移也有显著影响。

第三,学者主要从相关关系和因果关系入手研究农地流转对农业转移人口迁移的意愿、劳动力转移比重与转移数量的影响。首先,学者认为二者具有正相关关系^[33-35]。其次,在因果关系上,一部分学者认为农地流转行为不是劳动力转移行为意愿、劳动力转移比重、转移数量的动因^[36-38]。陈浩等利用1986—2010年中国农村固定观察点数据做格兰杰检验发现,劳动力转移比重与土地流转比重并不存在因果关系,但二者存在相同和不同的影响因素^[37]。游和远等也认为,现阶段农地流转不直接导致农业转移人口转移,农地流转依赖于工业化解决农地流转中农业转移人口转移^[38]。一部分学者认为农地流转导致了农业转移人口转移,如曹亚等认为农地地权流转固化和非契约化经营模式导致农业转移人口转移^[39]。另一部分学者认为农业转移人口转移也影响了土地流转的意愿,如林善浪等认为劳动力转移距离和转移时间影响土地流转的意愿^[40]。

2.2 农地价值

少有学者研究农地价值对农业转移人口迁移的影响,研究主要集中在农地的保障功能价值对其影响的定性讨论,农地的经济价值对其影响的研究较少。第一,农地的保障价值方面,学者的观点主要是农地的保障价值对农业转移人口的迁移产生负面影响,如张良悦认为土地的保障价值决定劳动力永久转移后的土地流转价值,但现实忽略了保障价值的土地流转价格不能有效地激励非农就业能力高的劳动力从农地上退出,而如果以土地保障权的价值进行转让,那么想从事农业生产的劳动者租赁的欲望减少,最终使得农业转移人口转移不畅^[41];同样,张笑寒等认为土地保障功能过强也降低了农业劳动力外出就业的动力,是限制农产品实现充分向外转移的一个重要因素^[42];游和远等认为弱化农地社会保障功能可以促进农业转移人口转移^[43]。第二,农地经济价值方面,明确研究农地的经济价值对农业转移人口转移的影响少之又少,但有学者研究农村务农收入对农业转移人口转移的影响^[44],从务农收入主要来源于农地经济价值的角度来说,对研究农地的经济价值影响农业转移人口转移有着一定借鉴意义。

3 研究成果与存在问题

3.1 现阶段的研究成果

从研究内容上看,对农业转移人口迁移影响因素的研究较为扎实,已有文献明确城市重大的经济危机与农村农业政策、城乡经济收益差异、人力资本与家庭在劳动力城乡迁移中的作用,为今后的研究打下了良好的基础。此外,研究土地因素对农业转移人口单向流动的影响,一方面,主要关注土地数量、产权稳定以及流转对其的影响,另一方面,在为数较少的研究农地价值影响农业转移人口迁移中,农地保障价值对其影响成为集中讨论的焦点,农地经济价值的影响研究很少,聚焦农村土地效用的较少。

从研究方法上看,研究农业转移人口迁移的方法主要有Logist模型、Probit模型以及面板数据回归分析方法。三者应用在不同的研究内容上,Logist模型用于分析农业转移人口迁移意愿的影响因素,Probit模型用于分析农业转移人口迁移流出与回流概率的影响因素,面板数据回归分析方法用于分析农业转移人口迁移数量的影响因素。

3.2 存在的问题分析

已有文献仍存在不足,首先,研究内容上,对农业转移人口迁移的研究方面,主要视角为单向流动的影响因素,同时,关注农地价值对单向流动的影响较少,对农地价值影响乡→城单向流动的方向,现有的观点较为统一,均认为农地的保障价值对其产生负向影响。其次,研究方法上,已有的文献关注农业转移人口单向迁移的内容不尽相同,主要有迁移意愿、迁移数量和迁移的流动性。相应的选择适合的研究方法,但意愿与迁移本身并不完全一致,数量只能描述迁移的宏观效应,流动性以流出或回流的概率为变量仍然建立在流出与回流意愿的基础上。因此,现有的衡量农业转移人口迁移的变量仍然不够全面,方法的选择也相应出现了问题。

4 研究展望

已有的文献对农业转移人口迁移的认识提供了多方面的

材料,提出了多种衡量农业转移人口迁移的变量。但当前社会上出现了农村劳动力多次往返城乡迁移的现象,其影响机理很可能与单向流动存在相似点以及由于它本身具备的特殊性。因此,在单向流动影响因素研究基础上,仍有必要选择合适的变量全面描述劳动力迁移全过程的特征与本质。进而,摆脱已有研究主要集中在农地的保障功能价值影响的定性研究的局限,将土地的保障效用、财产效用等社会学因素纳入到人口往返迁移定量研究中,从更全面的视角解释劳动力全过程迁移问题仍有必要。综上,未来的研究领域有:(1)更加准确地分析农业转移人口全过程迁移的特征与本质。(2)深入研究农业转移人口全过程迁移的影响因素。(3)研究农村土地对农业转移人口全过程迁移的影响。

参考文献:

[1] 王春超. 收入差异、流动性与地区就业集聚——基于农业转移人口转移的实证研究 [J]. 中国农村观察, 2005(1): 10-17, 78.

[2] 李培. 中国城乡人口迁移的时空特征及其影响因素 [J]. 经济学家, 2009(1): 50-57.

[3] 陈会广, 陈昊, 刘忠原. 土地权益在农业转移人口城乡迁移意愿影响中的作用显化——基于推拉理论的分析 [J]. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2012(1): 58-66, 117.

[4] 徐清. 工资“拉力”与城市劳动力流入峰值——基于“推拉”理论的中国经济实证 [J]. 财经科学, 2012(10): 37-45.

[5] 赵延东, 王奋宇. 城乡流动人口的经济地位获得及决定因素 [J]. 中国人口科学, 2002(4): 10-17.

[6] 陈帅, 张海鹏. 金融危机对中国农业转移人口非农就业的冲击——基于面板双重倍差模型的实证分析 [J]. 中国农村经济, 2012(8): 28-37, 45.

[7] 王勇胜, 刘桂玲, 吕振武. 农业转移人口转移的成本与收益分析 [J]. 西北农林科技大学学报: 社会科学版, 2006(1): 20-22.

[8] 戎建. 迁移回报率与中国农业转移人口流动 [J]. 中国农村经济, 2008(11): 27-35.

[9] 李明桥, 傅十和, 王厚俊. 对农业转移人口转移“钟摆现象”的解释 [J]. 人口研究, 2009(1): 46-54.

[10] Zhu N. The impact of income gaps on migration decisions in China [J]. China Economic Review, 2002, 13: 213-230.

[11] 李强. 影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析 [J]. 中国社会科学, 2003(1): 125-136, 207.

[12] 陈如. 代际分流: 当前农业转移人口就业的必然选择 [J]. 南京社会科学, 2009(9): 98-105.

[13] 盛来运. 中国农业转移人口外出的影响因素分析 [J]. 中国农村观察, 2007(3): 2-15, 80.

[14] 蔡昉. 中国流动人口问题 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2007: 165.

[15] 赵亮, 张世伟, 樊立庄. 金融危机环境下农业转移人口回流问题分析 [J]. 江西社会科学, 2009(8): 227-229.

[16] 孙文凯, 白重恩, 谢沛初. 户籍制度改革对中国农业转移人口流动的影响 [J]. 经济研究, 2011(1): 28-41.

[17] 赵亮, 张世伟, 樊立庄. 金融危机环境下农业转移人口回流问题分析 [J]. 江西社会科学, 2009(8): 227-229.

[18] 白南生, 何宇鹏. 回乡, 还是外出? ——安徽四川二省农村外出劳动力回流研究 [J]. 社会学研究, 2002(3): 64-78.

[19] 肖冬华, 姚会元. 金融危机冲击下的农业转移人口回流问题研究——基于 CES 经济增长模型的实证分析 [J]. 西北人口, 2009(6): 11-15, 22.

[20] 刘根荣. 阻力模型: 农村剩余劳动力逆向流动的微观经济学分析 [J]. 经济评论, 2006(6): 68-73.

[21] 罗明忠. 农业转移人口转移后回流的原因: 逻辑推演与实证检验 [J]. 经济学动态, 2008(1): 51-54.

[22] 张宗益, 周勇, 卢顺霞, 等. 西部地区农村外出劳动力回流: 动因及其对策 [J]. 统计研究, 2007(12): 9-15.

[23] 石智雷, 杨云彦. 金融危机影响下女性农业转移人口回流分析——基于对湖北省的调查 [J]. 中国农村经济, 2009(9): 28-35, 92.

[24] 章铮, 杜峥鸣, 乔晓春. 论农业转移人口就业与城市化——基于年龄结构-生命周期分析 [J]. 中国人口科学, 2008(6): 8-18, 95.

[25] 石智雷, 杨云彦. 家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流 [J]. 社会学研究, 2012(3): 157-181, 245.

[26] 林善浪, 张作雄, 林玉妹. 家庭生命周期对农业转移人口回流的影响分析——基于福建农村的调查问卷 [J]. 公共管理学报, 2011(4): 76-84, 126.

[27] 胡枫, 史宇鹏. 农业转移人口回流的选择性与非农就业: 来自湖北的证据 [J]. 人口学刊, 2013(2): 71-80.

[28] Yao Y. Egalitarian land distribution and labor migration in rural China [R]. China Center for Economic Research Working Paper, No. E2001007.

[29] 龙志和, 陈芳妹. 土地禀赋与农业转移人口迁移决策研究 [J]. 华中师范大学学报: 人文社会科学版, 2007(3): 11-17.

[30] 赵耀辉. 中国农业转移人口流动及教育在其中的作用——以四川省为基础的研究 [J]. 经济研究, 1997(2): 37-42, 73.

[31] Zhao Y H. Leaving the countryside: rural to urban migration decisions in mainland China [J]. American Economic Review, 1999, 89(2): 281-286.

[32] 刘晓宇, 张林秀. 农地产权稳定性与劳动力转移关系分析 [J]. 中国农村经济, 2008(2): 29-39.

[33] 张务伟, 张福明, 杨学成. 农业富余劳动力转移程度与其土地处置方式的关系——基于山东省 2421 位农业转移劳动力调查资料的分析 [J]. 中国农村经济, 2009(3): 85-90.

[34] 何强, 毛禹忠, 刘绍永. 云南农业转移人口转移与土地流转相关性分析 [J]. 经济问题探索, 2009(12): 93-98.

[35] 孙云奋. 劳动力转移与农地流转的关联度: 鲁省个案 [J]. 改革, 2012(9): 84-88.

[36] 秦雯. 农民分化、农地流转与劳动力转移行为 [J]. 学术研究, 2012(7): 85-88.

[37] 陈浩, 陈中伟. 农业转移人口转移与土地流转不一致的影响因素分析——基于 1986—2010 年中国农村固定观察点数据 [J]. 财贸研究, 2013(5): 32-38.

[38] 游和远, 吴次芳. 农地流转、禀赋依赖与农业转移人口转移 [J]. 管理世界, 2010(3): 65-75.

[39] 曹亚, 陈浩. 劳动力流迁就业、资本逆向输出与农地流转分析 [J]. 中国人口科学, 2010(3): 35-45, 111.

[40] 林善浪, 王健, 张锋. 劳动力转移行为对土地流转意愿影响的实证研究 [J]. 中国土地科学, 2010(2): 19-23.

[41] 张良悦, 刘东. 农村劳动力转移与土地保障权转让及土地的有效利用 [J]. 中国人口科学, 2008(2): 72-79, 96.

[42] 张笑寒, 黄资金. 论农地制度创新与农业劳动力转移 [J]. 中国人口、资源与环境, 2003(5): 46-50.

[43] 苗瑞卿, 戎建, 郑淑华. 农业转移人口转移的速度与数量影响因素分析 [J]. 中国农村观察, 2004(2): 39-45, 81.

083

刘向南, 祝萍. 经济全球化背景下欠发达地区土地利用规划响应研究[J]. 江苏农业科学, 2012, 40(5): 7-9.

经济全球化背景下欠发达地区土地利用规划响应研究

刘向南¹, 祝萍²

(1. 南京农业大学公共管理学院, 江苏南京 210095; 2. 江苏省泰兴市国土资源局, 江苏泰兴 225400)

摘要: 经济全球化使不同地区的发展机制面临潜在的深刻转变, 我国欠发达地区在经济全球化中的有效参与对我国经济社会持续发展具有重要意义。从产业重组及转移、竞争、经济关联性、发展模式等方面总结了经济全球化的特征及影响, 系统分析了其给欠发达地区土地利用带来的机遇与挑战, 结合苏中地区土地利用规划管理中的主要问题, 提出了规划过程管理、生态经济平衡发展、强化规划用途分区、空间集聚优化和保护文化多样性等规划响应的政策建议。

关键词: 经济全球化; 欠发达地区; 土地利用规划; 响应; 江苏省

中图分类号: F32 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-1302(2012)05-0007-03

随着我国经济参与全球化程度的逐渐深入, 各地在发展过程中面临在更广阔的市场空间里进行合理地域分工与合作的选择, 在宏观上准确把握区域的功能定位, 从而具有战略性、前瞻性地土地利用规划的政策响应, 对引导区域的科学发展, 促进城乡土地资源的优化配置具有重要的价值和意义。欠发达地区是指在地理位置上毗邻经济发达地区, 参照相关人均收入水平及工业化发展阶段的判断标准和我国的国情^[1-3], 处在中等收入水平和工业化中期阶段的区域, 以江苏省为例, 空间上主要包括习惯意义上的泰州、扬州、南通等苏中地区。欠发达地区是我国当前工业化、城镇化向纵深发展的重点区域, 扮演着承接发达地区产业转移和城市功能有机疏散、辐射带动落后地区的重要区域功能。在我国现有的人地关系背景下, 这一功能的发挥与欠发达地区土地利用战略存在着紧密的关联。事实表明, 这一发展水平的地区又往往是耕地快速减少和生态退化严重的地区^[4]。将欠发达地区的土地利用规划发展置入经济全球化的背景下分析, 有助于提升规划的战略高度和预见性, 更好地发挥规划的引导和控制功能, 为促进不同规划体系的内在协调提供更有力的理论支撑。

1 经济全球化的内涵及其主要特征

经济全球化是商品及生产要素跨越国界自由流动, 资源在全球范围内优化组合、统一配置, 使全球经济形成不可分割的有机整体的发展进程^[5]。我国加入WTO后, 对经济全球化的参与日渐深入, 并对不同区域的发展产生了深远的影响。当前, 经济全球化主要表现如下的发展特征。

1.1 全球范围内的产业重组和生产重组

随着生产要素流动的自由度增加以及世界范围内经济信息传播速度的加快, 在降低成本和拓展市场的动机支配下, 全球范围内资源的优化配置导致了大范围的产业转移。转移主要表现在技术成熟、利润率低的产业从发达国家向发展中国家

家的流动。初期的产业转移主要表现为劳动密集型的加工制造业, 呈现出向资本、技术密集型产业过渡的趋势, 服务业的转移和产业转移结构的高级化正成为新的热点^[6]。国际产业转移特征的变化在发展中国家内部也导致了新的梯度转移过程, 并给不同地区带来新的发展机遇。

1.2 亚洲地区成为国际产业转移的首选区域

在国际产业转移的过程中, 劳动力的价格及管理的难易、货币价值、自然资源禀赋、政治稳定性以及政府管理和保护政策往往成为决定资本和技术流向的重要因素。亚洲国家以资源优势、文化传统和政治相对稳定性成为国际产业转移的首选区域, 目前这一转移仍在持续和深化过程中。

1.3 发展中国家或地区的非理性竞争

在国际产业转移的过程中, 为更有力吸引外部的资金、技术等要素流入, 发展中国家或地区之间往往通过降低自然资源和劳动力价格以及环境保护门槛, 给予外资减免税等优惠待遇展开竞争, 这种非理性竞争不但在全球范围内进一步加剧了自然资源的稀缺, 导致全球性的生态危机日益严重, 同时也严重影响发展中国家和地区的可持续发展能力。

1.4 经济动荡的整体关联性增强

随着要素配置、生产和市场的全球化, 全球经济的整体依存度和关联性不断增强, 个别国家或地区的经济动荡往往带来全球性影响。2008年美国房地产泡沫破灭及当前的欧债危机, 影响是全球性和长期性的。对我国以出口导向为经济增长重要驱动之一的发展模式而言, 加强经济宏观调控、培育有效内需就显得尤其重要, 土地政策是极为重要的选择之一。

1.5 传统经济模式向新技术经济模式的转变

以石油等化石能源利用为基础的传统经济发展模式正面临来自经济、生态和社会等诸方面的重大挑战, 建立可持续发展的资源利用为特征的新技术经济模式正成为普遍的趋势^[7]。对大量欠发达及不发达地区而言, 由于受传统发展模式的约束相对较小, 在选择新的经济发展模式上可能恰恰意味着后发优势, 在土地政策上积极响应这一重大转变, 对此类区域未来的长远发展具有深远的意义。

2 经济全球化给欠发达地区土地利用带来的机遇和挑战

我国欠发达地区土地政策和土地利用方式的选择, 对其

收稿日期: 2012-01-30

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(编号: 09&ZD046); 江苏省高校哲学社会科学基金(编号: 2010SJD630058)。

作者简介: 刘向南(1976—), 男, 山东单县人, 博士, 副教授, 研究方向为土地经济与资源管理。E-mail: lxn@njau.edu.cn.

有效应对经济全球化的发展进程,抓住新的发展机遇,促进我国经济的持续发展具有重要的意义。以下重点探讨经济全球化对我国欠发达地区土地利用带来的机遇和挑战。

2.1 产业转移和工业化快速发展导致的建设用地需求扩张

我国东部发达地区以加工制造业为主的发展模式正面临日益严重的资源环境约束,深入参与经济全球化的内在动力也要求这一区域加速产业升级,逐步向金融、研发等上游产业转化。人民币升值、城市形象等外部因素也在共同促进产业向低成本地区转移。经济欠发达地区不仅具有空间上相毗邻的区位优势,更重要的因素在于相比不发达地区,欠发达地区在劳动力素质、政府治理能力、基础设施条件和产业发展基础等方面具有相对优势。而产业转移的深化和工业化水平的快速提高在空间上势必带来建设用地需求的扩张,在耕地、生态保护和建设用地规划指标等多重限制下,将给欠发达地区的空间保障带来更大的压力。同时工业化创造的大量的就业机会、建设用地市场的升温以及政府财政的充裕也将给农村各类土地整理复垦和流转带来更多的机遇,需要土地利用规划管理体系作出有效判断和应对。

2.2 发达地区都市功能有机疏散影响土地利用目标的转变

随着发达地区生活成本的提高,居住、休闲和日常生活的功能逐步向城市外围地区转移,交通条件的改善增加了此类功能扩散的半径。欠发达地区相对低廉的居住成本、丰富的农产品供应、便利的生活设施条件都将使此类功能转移中成为重要的选择。例如江阴长江大桥的兴建,使靖江市与江阴市经济发展的联动性日益紧密,给靖江二、三产业的发展创造了大量机会。对区域功能的定位将深刻影响土地利用目标的转变,要求当前的规划管理体系对如何在工业化快速发展的同时保持良好的生态环境、进行合理的城镇发展布局、营造舒适的生活氛围作出有效的响应,从而给长期发展带来更多的战略增长点和竞争优势。

2.3 区域间的分工协作需要有效土地政策引导

经济全球化的结果之一是区域间分工的深化和比较优势的建立。欠发达地区要避免少走弯路,确立长期发展优势,就要进行合理的功能定位,建立区域间差异化、协同化的产业结构,需要有效土地政策进行引导和控制。通过规划空间集聚加强对产业用地的供应控制,并以有效产业用地政策,如用地价格、规划条件、土地税收等保障优势产业的发展空间,避免重复建设和低效投入,淘汰落后产业,使发展更具可持续性。

2.4 后发优势的形成要求土地利用政策的创新

从现实表现看,欠发达地区的确存在无序竞争、环境恶化、资源浪费及对发达地区依赖性强等后发劣势,但也同时存在后发优势,后发优势的形成则可能是跨越发展阶段、提前进入发达地区行列的重要机遇。欠发达地区的后发优势主要表现在,相比发达地区具有相对更大的土地空间潜力和政策扶持资源,在基础设施、政府管理水平、空间区位等方面又具有良好发展条件,得以可能直接参与到以资金密集型和技术密集型为特征的重化工业和先进制造业的国际转移当中。由于对传统发展模式的依赖相对较弱,也可能在以新兴能源和高新技术产业化为特征的新技术经济发展模式中获得更多发展机会。此类机遇要求欠发达地区在土地利用战略上具有长期性和预见性,摆脱以粗放扩张、分散布局为特征的传统用地模

式,加强用地的空间集聚和布局优化,完善公共设施配套水平,拓展用地空间及改善用地条件。与此同时,发达地区在城乡土地制度上的改革也给欠发达地区提供了借鉴,通过增减挂钩、集体建设用地流转和土地股份合作等制度创新,欠发达地区可以进一步保障发展空间、优化空间结构,并通过土地增值收益的合理分享扩大内需、激励民间经济的活跃,为持续发展奠定坚实基础。

3 欠发达地区当前土地利用规划管理中存在的主要问题

与经济全球化及其给欠发达地区带来的潜在机遇和挑战相比,由于我国土地利用管理的体制局限,欠发达地区当前的土地利用规划管理普遍存在如下突出问题。

3.1 对建设用地有序扩张的引导和控制功能不强

经济欠发达地区普遍处于工业化中期阶段,经济发展中用地外延扩张的特征明显。建设用地在空间上大多布局分散,工业集聚度不高,各类园区或工业集中区遍地开花,用地效率普遍偏低,年度用地计划指标反而偏紧。同时,城镇化水平明显滞后,农村居民点布局相对无序、用地粗放,甚至在用地上呈现“逆城市化”趋势^[1],致使存量用地潜力难以有效盘活。以苏中地区为例,上轮土地利用总体规划(1997—2010年)实施期间,新增建设用地远远超过规划目标,部分地区达到2倍以上。农村居民点用地比重则大多高于规划预期,1个县级行政区甚至有4~5个工业园区,大部分园区都存在摊子大、效益低、土地闲置、利用粗放的现象。

3.2 规划布局和实施管理难以有效满足耕地保护的需要

在工业化中期阶段,建设用地扩张与农用地减少具有一定的普遍性,但这种消长关系应该具有一定的合理度,即恰当反映土地与其他要素之间相对稀缺性的动态变化关系。研究结果表明,中国1989—2003年期间农地非农化的过度性损失达到实际非农化数量的21.7%^[2],而农用地损失中主要还是耕地。苏中地区部分县、市上轮土地利用规划实施过程中,与新增建设用地规模相对应,建设占用耕地面积达到规划目标的2倍左右。原因首先是原有的规划用地布局与快速的经济增长之间矛盾突出,规划调整频繁导致规划的权威性下降;其次则是现有的规划执行体制受困于农村土地产权的弱化,难以在经济机制上对征地形成有效的约束,促进城市建设用地的集约利用;最后对耕地占补平衡具有重要意义的村庄整理缺乏有效的规划实施机制保障,导致耕地补充目标难以实现。由于耕地保护目标落实不足,在耕地保护的刚性压力下,欠发达地区发展用地的空间优势正在被人为流失。

3.3 规划编制和实施过程缺乏有效的公众参与机制

在现行规划的编制、实施和调整过程中,往往表现出较强的行政色彩,缺乏有效的公众参与机制。集中体现在土地利用总体规划与城市、交通、水利和产业等专项规划间的冲突。如对城市主城区的划定,土地利用规划与城市规划之间在边界上往往不一致。又如在工业园区规划中,产业规划的特殊性也很少反映在用地规划中,结果导致规划频频调整。不同规划在编制时间、程序、规划体系设计上也缺乏必要的协调机制,规划用地调整往往随项目而动,表现出较强的被动性。另外,规划管理过程如何反映不同利益主体的合理诉求,程序上也缺乏实际的安排,如征地过程中农民产权保护的弱化就很

难使其为规划有效实施提供约束机制。公众参与机制的不足也制约了土地利用政策创新的选择空间。

3.4 生态环境保护在规划管理中缺乏实质性设计

对生态环境的保护,许多地区尚缺乏有效的行动。生态环境质量的下降突出表现在以下几个方面:(1)农地的不当开发和整理,将具有生态价值的草地、沼泽、滩涂、水面等开发整理为耕地,导致整体生态系统服务功能下降。(2)农业面源污染和工业点源污染,在农业生产中过度施加化肥、农药等化学制剂,工业排污缺乏有效控制,造成普遍性的水体和土壤污染。(3)生态系统多样性的破坏,在土地资源利用中人们多从经济效益出发,忽视生态上的规律性,如对河流沟渠的硬质化,采石采矿对山体植被破坏,农田整治中填平自然水塘等。(4)绿化建设的片面性,在绿化建设中无视生态效益,片面强调视觉效果,如修建大片草坪,人工造林林相单一,不注重对生态的自我恢复等。上述现象表明,现有的土地利用规划管理尚缺乏在生态经济理论指导下实质性的空间设计。

4 欠发达地区土地利用规划管理对经济全球化的有效响应

欠发达地区要在新一轮发展机遇期建立自身的比较优势,需要土地利用规划管理在空间上进行战略性、前瞻性的把握和安排,统筹考虑土地利用的多元目标和长期效益,合理安排土地利用结构,完善规划管理的理念。

4.1 树立以实效性为导向的规划过程管理理念

从我国当前各类土地空间规划的实施现状及规划的国际经验看,规划应该包含方案编制和实施管理的连续过程,并以实效性作为衡量标准^[6]。当前土地利用中的突出问题表明现有规划管理体制的机械性和手段的单一性。为更好地应对经济全球化带来的深刻变化,土地利用规划的编制与管理应该以实施效果为导向,从一次性的编制向全程管理转变,使规划成为具有相对独立性的空间控制引导体系和公共治理手段,而不是服务于行政意志的技术工具。要提高规划的编制水平,促进规划过程中公众参与的机制设计和有效施行,同时也要不断完善规划的实施保障体系,以有效的利益机制调动相关主体参与规划实施的动机。如在农村居民点整理和工业向园区集中等土地结构优化过程中,对相关主体经济利益的有效保障就是规划能够顺利实施的关键,不仅要求有科学合理的规划空间布局方案,还需要在财政、就业、公共投入、集体建设用地流转等方面进行系统的制度创新。我国当前土地利用规划的实践已经提供了成功经验,要积极总结成功经验并推动规划管理制度体系的改善。

4.2 以生态经济平衡理念指导土地利用结构的转换

近年来我国生态环境问题日益突出已引起全球性关注,作为土地利用的规划体系应该具备宏观的视野,以生态经济平衡发展的理念指导规划的编制及执行。一方面考虑社会发展的经济需要,同时也要充分保证生态系统自身的更新和持续发展能力,在此框架下进行土地利用结构的转换。在规划编制过程中,首先落在生态规律指引下对自然生态环境的保护和恢复;其次是对基本农田的保护和农业产业结构的调整优化;最后是建设发展空间的落实。通过先后次序的转换,对经济建设形成空间约束,促进建设用地结构的优化和集约用地,从根本上保证建设发展模式的可持续性和人们生

活质量不断提高的环境要素。强化规划编制的审批管理相关环节的制度规范,不断引进和学习新的规划理念,将空间分析技术、公众参与与设计等规划方法应用到规划编制过程中,为解决保护和发展的矛盾提供有效的理论和技术支撑。

4.3 加强规划用途分区的实践探索

规划用途分区是解决规划的刚性与弹性矛盾、增强规划适应性的重要途径。当前正在施行的规划用途分区仍在探索当中,如对规划用途分区和建设用地空间管制分区之间的内在联系、不同用途区的内涵仍然缺乏清晰、明确的认识;新的用途区概念,如生态环境安全控制区、自然遗产保护区等在规划编制中还缺乏足够的重视。在今后土地利用规划实施管理过程中,需要不断探索和深化规划用途分区的理论体系,就分区形成明确的编制技术规范,将不同用途区差异化的管理要求真正融入到土地利用规划管理制度当中,从而既能使基本农田、水源地和野生动植物栖息地等生态敏感区等关键资源真正得到刚性的保护,又能为城镇建设用地发展方向、交通水利等线状工程布局等提供必要的灵活性。

4.4 通过空间集聚实现建设用地利用结构和效率的优化

针对工业化、城镇化快速迫切的建设用地需求,落实土地利用多元目标和规划上的先后次序要求,主要途径在于建设用地空间结构的有序转换与优化。对工业园区和相对集中区用地,应加强布局集中和产业集聚,改变布局分散的现状,通过财政转移、用工制度等保障工业向园区集聚,通过对新增用地利用强度的规划控制提高用地效率,缓解用地矛盾。对农村居民点用地,首先要有科学的镇、村布局规划方案,加大对农村集中居住社区的公共配套设施投入,探索集体建设用地流转和建设用地增减挂钩等有效的利益分配机制,加强对农村土地合作经营组织的培育和引导,促进农村人口向城镇和新型农村社区的集中,整理和置换散布的工业及农村居民点用地。对改善农村地区公共配套设施水平、促进工业环保集中治理、提高政府公共投资的效益也在空间上提供了条件。

4.5 注重对文化多样性的继承和保护

对发展中国家和地区,全球化容易带来城市建设的同质化,差异化将使区域更加具有竞争力。因此,在规划编制实施过程中,注重对具有文化传承价值的城市建筑、街区、古镇、生态文化等以专门的保护和开发,保持地区特有的风貌和文化氛围,增强生活的舒适性和城市的吸引力,都具有长期的重要价值,但在现有的规划中往往缺乏系统的关注。

参考文献:

- [1] 钱纳里 H, 鲁滨逊 S, 塞尔奎因 M. 工业化和经济增长的比较研究 [M]. 上海: 上海人民出版社, 1995.
- [2] 郭克莎. 中国工业化进程、问题与出路 [J]. 中国社会科学, 2000 (3): 60-71.
- [3] 黄宁生. 耕地面积减少的两种不同类型——基于耕地-经济-人口关系的国际分析 [J]. 中国软科学, 1999 (9): 41-43.
- [4] 朱炎生. 经济全球化对发展中国家经济发展的影响与对策 [J]. 经济问题, 2008 (4): 18-20.
- [5] 顾利铭. 国际产业转移趋势 [J]. 中国证券期货, 2008 (10): 50-51.
- [6] 路易斯·山德瓦·拉米雷兹. 当代全球化问题研究 [J]. 学习与探索, 2008 (5): 139-143.
- [7] 谭荣, 曲福田. 中国农地非农化与农地资源保护: 从两难到双赢 [J]. 管理世界, 2006 (12): 50-59.
- [8] 星野敏, 王雷. 以村民参与为特色的日本农村规划方法论研究 [J]. 城市规划, 2010 (2): 54-60.

(文章编号) 1002-2031(2012)02-0097-05

保障房用地规划现存问题影响因素分析

许丹艳 刘向南

摘要 通过社会调查、理论分析和比较研究相结合的方法,对我国当前城市保障性住房用地规划中的问题及其制度约束进行了深入分析。认为我国城市保障房制度的政策体系尚不完善,导致用地选址困难、配套设施滞后和区域布局失衡等问题,其制度根源在于地方财政偏好、保障房区位干扰、建设空间限制、房价收入比大、集体建设用地市场化不足等方面。通过比较国际经验,提出了加强组织协调、编制专项规划、建立多样化的建设模式、加快配套制度改革等政策建议。

关键词 城市保障性住房;用地规划;制度

中图分类号 F299.233 **文献标识码** A

20 世纪 90 年代,在我国城镇住房制度改革全面实施之初,城市保障性住房建设就作为一个重要内容写入了制度设计之中。自 1998 年我国城镇住房货币化改革全面推行至今十余年间,一方面城市公有经济转型中的大批下岗工人成为城市中低收入群体;另一方面,快速的工业化和城镇化以各种形式割断了亿万农民与土地的传统联系,然而由于农村土地财产权利弱化,在这一过程中他们并未获得能使他们真正融入城市的资本,这两方面的原因使得城市保障性住房建设面临着巨大的压力。与此同时,城市保障性住房在政策体系、外部市场条件、基础制度建设等各方面进展缓慢,由此进一步激化了保障性住房的供需矛盾。

本文将重点围绕保障房建设中的用地规划问题,在对我国保障房制度的发展进行回顾和评价的

基础上,结合笔者自身的规划实践,系统地分析保障房建设中用地规划面临的困境及制度约束,并通过借鉴国际经验,提出相应的政策建议。

一 我国城市保障性住房制度发展简要回顾与评价

1. 制度发展回顾

计划经济时期,我国城镇居民住房实行的是实物福利性分配制度,并不存在目前的保障性住房,城市保障性住房是住房分配制度货币化和商品化的产物。1994 年 7 月,国务院出台《国务院关于深化城镇住房制度改革的决定》,明确提出“建立以中低收入家庭为对象、具有社会保障性质的经济适用住房供应体系和以高收入家庭为对象的商品房供应体

作者简介 许丹艳(1978—),女,汉族,江苏海安人,南京市城市规划编制研究中心规划师,硕士,研究方向为城乡规划编制与管理;刘向南(1976—),男,汉族,山东单县人,南京农业大学公共管理学院副教授,博士,研究方向为土地制度与政策。

基金项目 国家社会科学基金重大项目(09&ZD046)。

收稿日期 2011-08-28

修回日期 2011-09-16

系”。1998年,国务院又发布了《国务院关于进一步深化城镇住房制度改革加快住房建设的通知》,宣布全国城镇停止住房实物分配,明确“最低收入家庭租赁廉租住房,中低收入家庭购买经济适用住房,其他收入高的家庭购买和租赁市场价的商品住房”,构建了包括廉租房、经济适用房、商品房在内的多层次住房供应体系,城市保障性住房建设进入了实质性的发展阶段。

近年来,随着城市房地产市场的快速发展,房价收入比日渐失衡,城市保障性住房的建设问题也日益成为全社会关注的焦点,相关政策的出台力度明显加大。2005年出台的《城市规划编制办法》明确要求总体规划的中心城区规划“要研究住房需求、确定住房政策、建设标准和居住用地布局;重点确定经济适用房、普通商品住房等满足中低收入人群住房需求的居住用地”。2007年8月,《国务院关于解决城市低收入家庭住房困难的若干意见》指出,“新建廉租住房套型建筑面积控制在50平方米以内,主要在经济适用住房以及普通商品住房小区中配建,并在用地规划和土地出让条件中明确规定建成后由政府收回或回购;也可以考虑相对集中建设”,提出了配建和集中建设相结合的思路。2007年10月,胡锦涛总书记在党的十七大报告中明确提出了“住有所居”的政策目标,强调“健全廉租住房制度,加快解决城市低收入家庭住房困难”,城市保障性住房建设首次写进了党的纲领性文件。2007年12月,由建设部、民政部、国土资源部等8个部、委、局及中国人民银行联合发布的《廉租住房保障办法》正式施行,这是我国城市保障性住房建设第一个专门的规范性文件。此后,国家建设部更名为“住房和城乡建设部”,并增设“住房保障司”,我国的住房保障工作步入了规范化的发展轨道。

为促使地方进一步加快住房保障建设工程,2009年国土资源部下发了《关于切实落实保障性安居工程用地的通知》,就保障性住房用地供应计划、供应管理和批后监管提出了明确要求。2010年6月,住房与城乡建设部颁布了《关于做好住房保障规划编制工作的通知》,就保障性住房规划的目标、范围、内容等提出了具体要求。供地和规划部门的这两个通知,使保障性住房建设有了明确的依据,反映出保障性住房制度建设取得了实质性的进展。

2. 总体评价

城镇住房货币化改革推行以来,经过十余年的实践探索,我国城市保障性住房建设已经从概念体

系构建阶段发展到了有专职管理机构,初步形成供地、规划保障的规范阶段。然而与城市住房保障制度相对成熟的国家及现实的发展需求相比,我国城市保障性住房制度建设还存在明显的不足。

第一,缺乏明确的概念体系

保障性住房是一个宽泛的概念,适用对象不同,在房屋建设、供应管理等方面也存在较明显的差异,目前我国在保障性住房的政策表述中尚缺乏一个明确统一的概念体系。比如住建部的住房保障规划就针对不同收入的人群提出了包括廉租住房、经济适用房、公共租赁住房、限价商品住房、城市和国有工矿棚户区改造住房等概念在内的保障性住房内容。由此可见,建立一个明确统一的保障性住房概念体系,有助于避免不必要的混乱,并为理论研究、政策和法律的制订以及实践发展提供有效的范式,从而进一步明确制度发展的方向。

第二,缺乏专门的行政法规和规划规范。

当前城市保障性住房建设大多以政策性文件的方式加以规范,由于政出多门,容易造成施行不力、协调成本高的状况,且难以形成稳定的预期,不利于保障性住房体系的长远发展。加快保障性住房立法进度,形成专门的行政法规,并针对保障性住房的特殊性建立国家规程,对有效协调与引导各地的建设行为具有重要的意义。

第三,尚未形成成熟的建设模式。

近年来我国城市中低收入群体呈扩大趋势,保障性住房建设面广量大,同时由于我国特殊的人地关系决定了城市建设空间的刚性约束。在这一背景下,保障性住房的建设在居住条件和规划用地上往往形成两难的局面,这使得保障性住房的建设模式难以统一,成为制约其发展的一个重要问题

第四,基础性制度建设滞后。

保障性住房的分配需要管理机构有效掌握申请者的经济条件、居住现状、信用等方面的资料,才能灵活应对现实中多变的情况,并建立起有效的监管制度。然而在这些方面目前我国仍处于探索阶段,很多基础性的制度尚没有建立起来,很难有效支撑保障性住房体系的需要。

二 城市保障性住房用地规划面临的主要问题及制度约束

1. 城市保障性住房用地规划面临的主要问题

(1) 可用建设用地有限,建设模式单一

目前,城市建成区可用建设用地有限,而现实中保障性住房的建设绝大多数仍以规模化集中发展为主要模式,这使其适宜的选址区位多位于城市新区或近郊区。在严格的建设用地规模限制和工业化发展迫切用地需求的条件下,保障性住房的选址空间进一步受到挤压,很多规划选址范围已经突破了城市总体规划的建设用地边界。

(2) 城区用地选址与地方建设发展矛盾突出

城区保障性住房选址与地方建设发展的矛盾较为突出,往往陷入“保障还是发展”的两难困境。与此同时,随着城市投融资体制的变革,投资主体日趋多元化,城建项目的组织和运作也日趋市场化,各利益主体争相以土地为平台争取融资,这使得保障性住房的选址面临更加激烈的竞争。

(3) 外围区域用地选址与农用地保护存在矛盾

城市市区的用地压力往往导致保障房用地向城市外围扩展,但当保障房选址涉及占用农用地时,尤其是在城郊结合地区,往往与农用地保护规划产生矛盾。这就需要国土等部门在更高层次上进行综合协调,特别是在土地总体规划时予以重点考虑。

(4) 用地选址区域公共配套设施建设滞后

由于选址多集中在新区或郊区,保障性住房的公共配套设施建设大多滞后,交通、购物、生活等诸多不便,导致低收入家庭入住后生活成本增加,甚至影响就业。此外,保障性住房的建设还普遍存在容积率低、绿化率、公共生活设施不足等诸多问题。

(5) 用地供应的区域不平衡现象严重

保障性住房的建设具有普遍性,但现实中由于比较利益的差异,保障房用地的供应表现出明显的郊区化和边缘化趋势,在同一城市内部区域不平衡现象比较严重。对被保障群体而言,是否为了满足居住的需求,就必须付出就业、生活、社会乃至文化等多方面的代价,这是一个值得深思的问题。

2. 城市保障性住房用地规划的制度约束

城市保障性住房建设规划中的问题,是对其所处的制度环境约束的集中反映。这类约束主要表现在以下几个方面。

(1) 地方政府保障财政平衡的理性选择

在目前的制度安排下,经济适用房由政府提供土地及税费减免,由开发商建造并赚取不超过3%的利润;而廉租房土地和建设资金均由政府提供。地方政府提供土地尽管不是直接“掏腰包”,但也将挤压可以创造巨额土地出让金的经营性土地出让量^①,对于依赖“土地财政”来弥补财政缺口的地方

政府而言,将保障房项目安排在地价便宜的偏远地区,尽可能减少保障性住房用地的机会成本,无疑成为保障财政平衡的理性选择。

(2) 保障性住房的“区位干扰效应”

现实中保障性住房与周边商品房在建筑质量、建筑外观上往往存在较大的反差,而且保障性住房集中入住的低收入群体也容易受到社会的歧视。如果将成熟和优质的地块用于建设保障性住房,可能会对周边产生“区位干扰效应”,影响周边的房价和土地增值水平,并导致高收入者的离去。

(3) 耕地保护国策下的城市建设用地空间限制

耕地保护作为我国的基本国策,具有现实的重要性和紧迫性,在这一刚性约束条件下,城市建设发展空间面临一定的限制。要利用有限的空间达成多样的政策目标,不同政策之间难免发生矛盾和扭曲。对地方而言,保障性住房建设需要政府大量的资金投入,而要增加财政收入则往往意味着对保障性住房用地空间的挤占。

(4) 商品住宅市场房价收入比严重失衡

我国城市商品住宅市场房价收入比严重失衡,是保障性住房建设压力的外在原因。“市场提供商品房、政府提供保障房”的逻辑一再被市场一方作为房价高涨的理由,其中被掩盖的却是住房的供应结构问题。正常的市场应该承担为大部分中等收入以上的群体提供住房的职能,但房价的过快上涨(相比收入),事实上将一部分中等收入人群挤入了保障房的供给领域。

(5) 集体建设用地的资本化与市场化不足

城市保障性住房建设压力大,从用地限制看,有效的解决思路在于城乡建设用地的增减挂钩;而从快速增长的非农化人口看,能否使其分享土地增值的收益,是减轻政府财政压力的最有效途径。而这两个方面从根本上有赖于打破当前集体建设用地资本化与市场化不足的困境。应完善集体建设用地市场,以此促进征地补偿与市场化接轨,并在有效的村镇规划控制下促进农村集体建设用地结构的优化。

三 城市保障性住房用地规划的经验借鉴

我国当前城市保障性住房用地规划中面临的问题,在发达国家和地区的历史上也曾经出现过。在此试以美国、新加坡、香港等地为例,重点对用地供应、建设模式等关键问题作一比较,以提供可能的经

经验借鉴。

1. 美国

20世纪70年代以前,美国实行集中建设公共住房的传统做法,导致廉租房小区贫民窟化现象严重。自1970年起,美国转而以不同收入阶层居住融合作为其根本的发展策略,力求将不同收入阶层的居民在邻里层面上结合起来,形成相互补益的社区,使低收入群体不致于被排除在城市主流社会生活之外^①。从1973年起,美国开始把分散低收入者住房、改善社区质量纳入公共住房政策,后来又逐渐停止建设新的廉租房项目,改为向穷人发放住房补贴,从“补砖头”改成了“补人头”。同时政府硬性规定开发商每开发一定数量的住房,必须有一定的比例用于保障性住房或者廉租屋。在美国,城市中心大多留给普通居民,鼓励富人到郊外居住以带动周边地区的发展。美国还于1998年颁布了《质量住房和工作责任法案》,该法案要求公共住宅的租户中收入低于地区平均收入30%的家庭不能超过40%,以此减少公共住宅中的贫困集中现象。

2. 香港

20世纪50年代,香港政府成立了半独立的香港屋宇建设委员会,负责兴建廉租屋,为中低收入家庭提供设备齐全的居所。1971年,香港又运用新市镇概念发展出公共屋村。香港新市镇建设基本上都依附于大容量及迅捷的轨道交通,每个主要住区都设有一个公交换乘枢纽;轨道交通站点周边是社区服务中心和规模化的商业区,外围是高密度综合性住区,再外围是相对低密度的发展区域和社区开敞空间。公营房屋的开发在香港新城建设中占有重要地位,其主要目的就是满足城市中大量中、低收入者的住房需求。同时,政府为了达到土地供应平稳的目的,为私营和公共房屋制定了弹性的用地比例和开发强度,集中使用面积较大和许可发展密度较高的地块来开发公共房屋,在其规划选址上也适当避开中心城区的“黄金地段”,以避免土地用途上的冲突^②。

3. 新加坡

新加坡在1960年成立了“建屋发展局”(HDB),在1964年推出“居者有其屋”的保障房政策,随后在短短数十年内,以其独特的“组屋”住房保障制度成功解决了普通老百姓的住房难题。新加坡保障性住房体系建设成功有以下几个突出特点:一是政府的有力干预,新加坡政府明确住房问题必须由政府统筹解决,并制定了一系列主要由政府

提供居民住房的土地和房产政策;二是严格按照家庭收入水平制定分层次的保障房供应体系,并附之以详实的配套政策,使不同居民各得其所;三是科学规划和理性执行,其保障房均匀分布各地,在选址和建设上力求实用、便利、舒适的同时又尽可能地降低成本,比如选用最简单的建筑结构、采用较高的容积率、通过设计大赛选择有创意的方案等,使其计划更加可行。

4. 小结

从上述示范性国家或地区保障性住房体系的发展实践来看,有些经验是个别性或阶段性的。比如美国从住房建设到发放补贴的转变,一方面和其住房供给总量相对平衡有直接关系,另一方面还和其住房的市场价格水平相对不高有关。新加坡组屋建设较高的建筑密度缘于其低纬度地区较少受到日照问题的困扰,也有其特殊性。但除此之外,比较我国当前保障房建设的实际,以下一些经验则是值得重视和借鉴的。

第一,政府合理而有力的干预。主要表现在财政支持、规划保障和政策配套三个方面,以公共财力的有效投入作为基础支持,将保障房的布局、建设作为城市规划的重要内容进行统筹考虑,并就保障条件、程序、动态处置和处罚等作出详尽的政策规定。第二,强调居住融合。即不因保障性住房的性质和服务对象进行单独选址,而是力求形成不同收入阶层的邻里社区,这样既能有效避免低收入人群集中居住所产生的一系列社会经济问题,又能产生不同收入人群间良好的补益关系。第三,注重保障性住房的设施配套。通过建立良好的交通、绿化、公共服务等配套设施,优化低收入群体的生计保障效益。第四,有效借助商业开发的力量。即通过税收、开发强度等方面的弹性机制,促使商业地产开发中保留一定的保障性住房建设,缓解政府一力承担的压力。

四 完善我国城市保障性住房用地规划机制的政策建议

1. 加强组织协调,强化保障性住房建设的优先地位

当前我国保障性住房建设面临着复杂的利益博弈,要有效地推进这项工作,必须建立强有力的组织,通过行政力量予以协调。要明确保障性住房建设的专职领导机构,编制保障性住房建设专项规划,并以此作为政府考核的优先内容。

2. 编制城市保障性住房建设专项规划

编制城市保障性住房建设专项规划,并将其有效地融入城市总体规划和土地利用总体规划体系之中。对计划集中兴建的保障性住房用地要作专项安排,提前处理好与农地保护、产业园区协调发展的关系。在此基础上要特别把握以下几个原则:一是交通便捷,与地铁或公交站点保持合理的步行距离;二是商业、银行、邮政、学校、集市等配套齐全;三是与无污染劳动密集型产业园区、第三产业实现职住有序混合^[4];四是带动新城发展,提升新城、新市镇的居住环境和城市品质,实现保障安置和城市发展的双赢;五是提高土地开发强度,集约利用土地。

3. 建立多样化的保障性住房选址和建设模式,缓解集中建设压力,提高建设效率

首先,逐步将面向征地拆迁农民的安置房从现有的经济适用房供应体系中分离,农民安置房可在新城、新市镇选址集中建设。城市拆迁、困难群体的保障性住房可以通过主城区内拟出让土地配建,或者危旧房改造等方式就近解决。在主城内拟出让土地中选择规模较大、区位合适、价格成本可控的地块配建一定比例的保障性住房,并通过招标等方式改进单一竞拍的供地模式,充分利用市场机制为保障房建设提供有效途径。

4. 加快保障性住房制度立法、规范建设进程

根据我国实际,尽快构建明确统一的保障性住房概念体系,并制订专门的保障性住房建设法规,明确各类保障性住房的内涵、服务对象和供应管理方式等。针对保障性住房的特征,出台专项规划的国家规范,明确相关规划指标,提出硬性规划约束,保障此类住区的居住条件。

5. 加快物业税和集体建设用地流转制度改革,改善保障性住房建设的制度环境

从长远看,解决保障性住房的规划建设有赖于根本性的制度改革,其中有两个重要方向须予以特别强调。一是加快物业税改革步伐,有效调控城市房地产市场,增强中等收入群体的房屋购买能力,并为政府创造稳定的财源,减少对土地出让的依赖;二是建立和完善集体建设用地市场,并以此促进征地制度改革,通过集体建设用地的资本化和市场化,促进农村建设用地有序集中,拓展城市发展空间,并为农民真正融入城市提供有效的资本积累途径。

五 结语

我国正处于工业化、城镇化快速发展的阶段,城

市保障房用地的压力将在近年内集中释放,这一问题既有现实的紧迫性,又有其复杂性。就我国目前来说,尽快形成包括保障性住房的分类、建设标准、建设模式、供应条件、供后管理等内容在内的政策法规规范是当务之急;然而从长期看,通过改善收入分配增加居民的有效需求能力,实现房地产市场从利润导向向满足绝大多数人居住需求导向转变,加快配套制度改革,才是实现房地产市场健康发展的必然要求。

【Abstract】 By the methods of social investigation, theoretical analysis and comparative research, this article thoroughly analyzes the problems in the land planning of urban indemnificatory housing and their institutions constraint in China. this article argues that China's urban indemnificatory housing policy system is not perfect, which leads to the problems of location difficulty, supporting facilities lag and spatial layout unbalance. The sources of institution include the local fiscal preference, the indemnificatory housing's location interfere effect, construction spatial constraint, the ratio's increment of housing price and income, the collective construction land market's lag and so on. By international practices' comparison, this article puts forward the policy advice of strengthening administration harmonizing, special plan presentation, diversity construction patterns and speeding up the reformation of supporting institutions etc.

【Key words】 urban indemnificatory housing; land planning; institutions

参考文献

- [1] 郑思齐,张英杰.保障性住房的空间选址:理论基础、国际经验与中国现实[J].现代城市研究,2010(9):18-22
- [2] 姜秀娟,郑伯红.谈国外及香港地区保障性住房对我国的启示[J].城市发展研究,2011(3):20-22
- [3] 赵进.香港公营房屋建设及其启示[J].国际城市规划,2010(3):97-104
- [4] 杨靖,张嵩,汪冬宁.保障性住房的选址策略研究[J].城市规划,2009(12):53-58

(编辑:丛琳;责任编辑:李小敏)

集体建设用地的“准自发性”流转及其制度安排*

——基于江苏省常州市的调查

刘向南 许丹艳

[摘要] 集体建设用地的准自发性流转及其中的制度安排对流转制度改革具有重要的参考价值。本文通过对常州市部分农村经济发达地区的调查,对集体建设用地准自发性流转中政府的动机、土地登记、规划管理制度安排以及流转方式、收益分配和抵押融资等问题进行了系统的总结和分析,进而从土地规划和登记管理、流转规则、市场建设和法律体系等方面提出了进一步的改革建议。

[关键词] 集体建设用地 准自发性流转 制度安排

[中图分类号] F311 [文献标识码] A [文章编号] 1003—7470 (2011) —04—0057 (05)

[作者] 刘向南 讲师 南京农业大学公共管理学院 江苏南京 210095

许丹艳 规划师 南京市城市规划编制研究中心 江苏南京 210029

当前,我国总体上已进入以工促农、以城带乡、城乡统筹发展的重要时期,实现各类要素在城乡之间的市场化流转是城乡统筹发展的核心内容。其中,集体建设用地流转是改革当前农村土地制度、实现城乡统筹发展的重点和难点。现有的研究较多偏重于理论的探讨,或注重对国家各类试点区域的经验总结,但事实上,在我国部分经济发达地区,农村在快速工业化过程中,各种形式的集体建设用地流转普遍存在。这些流转是如何进行的?流转中反映了什么样的问题?对此类自发秩序的系统回应恰恰是现有研究所缺乏的地方。

江苏省常州市地处我国经济发达的长三角区域,农村经济发展相对活跃,乡镇企业有较长的发展历史。在市内经济发展较快的武进等地,长期以

来,农村集体建设用地的流转相当普遍。当地的流转不同于国家在成都、南海等地进行的自上而下的改革试点,也明显区别于各类隐性的灰色流转,而是一种具有“准自发性”的流转;其流转动力来自市场需求。但不同的是,当地政府一定程度上接受和顺应了这种需求,并在制度上做出了相应的调整。这使其制度变革更加符合理论预期,因而对城乡统筹发展背景下集体建设用地流转制度的一般性改革具有重要的参考价值。

一、常州市集体建设用地流转的总体状况

集体建设用地主要包括宅基地、工业和公益事业三类用途,其中宅基地的比重最大,而目前的集体建设用地流转主要是指工业经营性用地。同我国

* 本文系国家社科基金重大项目“土地和矿产资源有效供给与高效配置机制研究”(编号:09&ZD046)、中央高校基本科研业务费专项资金项目“基于城乡统筹发展的农村土地制度改革与农民权益保护研究”、江苏省高校哲学社会科学研究基金项目“农地整理与现代规模农业发展研究”(编号:2010SJD630058)的部分研究成果。

许多地区一样,常州市集体建设用地的流转开始于20世纪80年代乡镇企业发轫之时,并在八十年代末、九十年代初达到高潮,主要集中在市内武进等乡镇企业发达地区。随着1998年《土地管理法》的修订,集体建设用地被限制在兴办乡镇本土企业的有限空间,其流转也仅限于因破产、兼并等情形导致的土地使用权转移。同时,九十年代后期随着外资企业的进入,以及乡镇企业改制等因素,也使众多原有的集体建设用地转为国有土地。但农村集体参与分享工业化收益的强烈动机以及客观上中小企业对进入成本相对较低的集体土地的偏好,使武进等地的集体建设用地市场保持了长期的活跃。据粗略估计,武进区工业性用地共计约13万亩,其中有约70%为集体土地。

出于保持经济活力的需要以及乡镇经济作为经济发展重要组成部分的传统发展模式形成的路径依赖,尽管基层政府并未主动出台专门的地方性文件对此类流转予以规范,但仍然对这种具有市场自发特征的流转作出了适当的顺应,包括当地加大了对各类集体建设用地的登记发证工作、在年度用地计划指标中给集体建设用地保留了有限的空间,农村信用合作社也适时开展了针对集体建设用地的抵押融资业务。而在流转过程中,在流转方式选择、收益分配、流转管理等方面也逐渐形成了相对成熟的做法。这样的制度安排使当地的乡镇经济保持了原有的活力,并在农村面貌改善、农村社保体系建设以及农民生活水平提高等方面发挥了重要作用,使当地较早进入了城乡一体化发展的进程。

二、当地政府对集体建设用地流转的管理: 动机判断与制度基础

1. 政府财政与土地市场

在制约当前集体建设用地市场发展的因素当中,普遍的担忧大多来自政府财政与城市房地产市场的紧密关系。据不完全统计,当前政府预算内收入中,50%以上来自于农地非农化的相关收入,预算外收入则主要依托于低成本的征地制度通过土地出让来实现。^①在常州市建设用地的供应中,一级市场新增建设用地占到85%以上,基本都是来自对农村集体土地的征收。由于数据获取的问题,仅以常州市每年经营性用地招拍挂的成交额占财政收入的

比重看,2001年至今,平均水平约在13%左右,且表现出一定的上升趋势,综合考虑由此产生的税收以及工业用地出让等收益,这一贡献率的水平将有所提高。经济发达地区政府财政来源较为多样,总量也比较充裕,对土地市场的依赖较小,乡镇企业又往往是其经济中较有活力的重要组成部分,这可能是此类地区集体建设用地流转能够得到政府认可的主要原因。但随着城市房地产市场的快速发展和土地价值的迅速上升,这种有限的认可能否支持集体建设用地流转市场的全面放开则是个很大的疑问。

从十七届三中全会《决定》中关于集体建设用地的表述看,集体建设用地市场的放开和现行土地征收制度可能在一定时期内并行,至少在城镇规划区范围内现有的国有建设用地制度仍将延续。当然从长期看,寻求可持续的土地财产税收来源,以及在集体建设用地流转过程中尽快规范所得税、增值税等税收的征收制度,保障政府在土地增值过程中合理的收益分享权,是弱化政府控制或垄断土地一级市场的动机,从而在一个包容了多元利益的、更加完善的制度框架内支持并着力规范集体建设用地市场的关键。

2. 集体建设用地流转管理的基础制度安排

集体建设用地流转的基础制度,主要涉及确权登记和规划控制两个方面。确权登记是保证流转规范有序的前提和关键,而规划控制则决定了合法流转可能的规模和空间范围。这两个方面的问题也是集体建设用地流转制度改革必须解决的前提性问题。

(1) 集体建设用地的登记管理。建立一个能被普遍接受的、具有权威法律表达的农村财产权利体系,是集体土地有序流转的前提和基础,^②其中的关键环节就是土地登记管理。从登记发证情况来看,常州市集体建设用地的管理总体上优于国内许多其他地区。其中,集体土地所有权99%以上均发放了证书,所有权主体包括乡镇、村、组三级,但总体上所有权以村所有为主,村民小组具有所有权的则很少。这主要因为村民小组大多没有清晰的界址,而村一级所有权边界相对更加清楚,这对今后流转市场的主体选择是一个重要的参考。宅基地的登记发证率在95%以上,颁发农村集体建设用地使用权证

书;宅基地发证是按照实际面积发证,对面积超标部分只是在证书上注明而不做特别的处理;但对于发证以后扩建、无批准手续搭建的则不予重新发证。村镇工业性建设用地基本上都发放了使用权证书,与国有土地明显的不同是,集体建设用地使用权证书上没有年限限制。集体土地的变更登记主要包括更址、更名、用途和权属变更等,变更登记总体达不到80%,因为许多流转没有申请变更登记,但申请后变更率达到99%以上,未予登记的主要是用地本身不合法。

在集体建设用地市场本身发育有限的情况下,现有的产权管理由于登记发证率较高,基本上满足了集体建设用地流转在目前阶段对合法性的要求;但同样可以看出,现有的登记管理体系一旦面临权属纠纷,很难发挥“权威性”法律依据的作用。这不仅是因为现行法律对流转的限制,即使考虑到当地政府的积极态度,流转中依法登记的意识、登记管理的现状以及对用地中超标等不合法问题的监管,与规范的城市用地登记管理体系相比都有较大的差距,当出现法律纠纷时,流转双方的协议以及现有的权利证书都很难作为充分的法律依据发挥作用。宅基地作为农村建设用地最主要的部分,在现有的耕地保护政策下,集体建设用地流转市场的发展势必涉及到宅基地的流转,而宅基地使用证书中对“合法面积”规定的模糊性对此将是一个明显的限制。

(2) 集体建设用地流转的规划管理。在集体建设用地流转过程中,无论是新增农转用土地,还是对宅基地的整理盘活,都涉及到规划空间布局安排和规划用地指标的年度计划管理问题。就常州市的调查看来,在对建设项目落地具有直接意义的用地指标管理上,政府关注的重心明显集中在国有建设用地指标上,各类村镇即使在规划上具有建设空间也很难获得集体建设用地的指标。当前新一轮土地利用总体规划编制过程中,出于耕地保护的巨大压力,各地的新增建设用地指标更加紧张,为保证城市工业园区等重点区域的发展空间,乡村集体建设用地即使在规划空间上也势必被进一步压缩,这对具有强烈参与工业化进程动机的农村区域、对大量需要较低地价进入门槛的中小型企业将产生进一步的制约。

事实上,通过行政力量限制集体建设用地的资产属性,在现实中往往产生与集约节约用地的政策目标相悖的现实,我国农村宅基地面积占到全国建设用地总面积近70%,各类农村建设布局零散、建设随意且用地粗放几乎是普遍的现象,^{[1][4]}这恰恰是集体建设用地资产价值被严重低估的反映;同时,农村建设用地市场发展的内在需求与现有制度的冲突诱发各种形式的违法用地就几乎是必然的结果。近年来出现的“建设用地增减挂钩”政策为此提供了一个在规划控制、集约用地和集体利益之间进行协调的新的工作思路,但问题是这一政策目前的着眼点集中在“城乡之间”,即重点仍是解决城市发展的空间问题,对农村集体的利益考虑不够,导致实施中农户的积极性往往不高;另外,乡村一级的空间布局规划编制水平仍严重滞后于城镇建设区域,导致用地实际与规划预期往往有较大的差距,^[5]而就现有的城乡规划与土地利用总体规划之间的协调、土地利用规划中对“挂钩”产生的弹性区域的安排等现状看,规划体系本身能否有效保证集体建设用地市场的全面发展仍是一个疑问。

三、集体建设用地“准自发性”流转的乡村实践

1. 集体建设用地的流转方式

通过笔者对常州市集体建设用地准自发性流转状况进行的村庄调查,得知流转可以分为初次流转和再流转两种情形。

初次流转主要有以下两种方式:一种是由村委以集体名义办理集体建设用地使用权证后,建设标准厂房或者进行用地条件开发后出租给工业企业;更为常见的一种情况则是由用地企业与村集体进行协商选址后,通过土地规划审查,以承包户和2/3以上村集体成员或者村民代表同意后取得建设用地批准书,然后参照征地补偿交纳补偿款和相关税费,并在城市规划部门办理“一书两证”后进行土地开发建设,最后依据用地批准书办理集体建设用地使用权证;但与城市土地使用权流转不同,按照企业与集体之间签订的用地合同,大多数企业用地的取得更加类似于按年进行的租赁,一次性付清相关费用取得若干年使用权的情况比较少见。另外也有少量村庄以土地使用权入股参与企业经营。

对涉及农转用的集体建设用地,用地指标的获取和征地相同,包含在地方的年度用地计划指标当中,和征地一样按批次上报审批。但值得注意的是,相关转用补偿在具有明确的地方标准以前,补偿的方式多种多样,实物补偿的情况比较多见,这在一定程度上给今后集体建设用地的再流转增加了处置的难度;目前转用补偿尽管完全按照征收为国有土地的标准办理,但补偿发放的形式很多为“存本付息”,而不是一次性补偿,这种灵活性在乡村经济中固然表现出较强的适应性,但由于企业经营风险等因素也容易成为潜在的纠纷。由于土地依然保持集体所有,土地收益是一个持续性的收入来源,农户的认同度则明显高于土地被征收的情况。

集体建设用地使用权的再流转比较简单,通常先办理房产过户然后办理土地过户即可。但实际上存在的一个问题是,由于房产过户的成本相对较高,每平方米需要五、六十元,许多房产本身又没有办理相关产权登记手续,如果补办成本可能达到每平方米100元左右,这是许多中小企业所难以承受的。

2. 集体建设用地流转中的收益分配

在集体建设用地流转和使用过程中,政府收取的相关税费主要包括城镇土地使用税,例如武进区的税收标准是6元/平方米;涉及农转用的,参照土地征收收取耕地占用税、新增建设用地使用费、农业重点开发基金和开垦费等。村集体从集体建设用地流转中主要获取的收益有两个部分,一是土地年租金,标准大概是3元/平方米(2000元/亩),但如果企业用地涉及农转用,而相关土地开发补偿成本由集体承担的,土地年租金水平就比较高,大约14元/平方米;二是通常称之为的综合服务费,包括相关通电、保洁、治安等类似城市物业管理的服务费用,这项费用没有具体的收取依据,但更为集体重视,有些村不收取年租金,实际上这个部分往往已经包含在了综合服务费当中。

集体土地流转过程中形成的村级收入正常情况下主要用于集体内部的公益事业建设、村民社会保障的办理、村民分红以及村级集体经济的发展积累等用途。相比较单纯从事农业的收入,农民无论在收入水平还是在社会保障方面都有明显的改善,而且本土的工业化使农业劳动力可以就地转移进入非

农就业,大大降低了非农就业的成本,一方面优化了农户家庭内部的人力资源配置,另外也给村庄内农用地的流转和现代农业发展创造了条件,比如在当地国家级新农村建设试点的新华村,非农产业的发展直接造就了苗木花卉、蔬菜、生态观光等现代规模农业发展,一定程度上体现了城乡统筹发展的未来农村形态。但值得关注的是,对村级收入目前尚未形成明确统一的管理办法,这其中可能导致的农民土地权益外溢给村庄干部的现象已经引起了研究者的注意;^①在常州部分地区采取的方式是村级财务公开,每年末以书面形式将财务明细送给每家农户以备监督,且本级财务由上级组织管理,这也是一个有价值的启示。

3. 集体建设用地使用权的抵押

土地的抵押和清偿处置被认为是反映产权强度的重要标志。在常州集体建设用地使用权流转过程中,集体建设用地使用权的抵押融资目前只由农村信用社在办理,其他银行都未开办此项业务,法律上的限制是一个重要因素,同时也因为办理这项业务需要熟悉农村基本情况,交易成本比较高,而且一旦出现清偿处置往往比较困难;农村信用社在农村金融中的特殊地位以及基层政府的支持是其从事此项业务的主要优势。抵押对象只针对有使用权证书的土地,使用权价值通常由中介机构评估,一般所用的评估方法大多是成本法,所以经济价值远低于同等区位的国有土地,比如涉及拆迁补偿,国有土地可以达到26万元/亩,但同样区位的集体土地只有14万元/亩。评估价值扣除已有债务后形成可抵押额度。武进区农村信用社最多时办理了11470亩土地的抵押。

在抵押过程中,有的土地尽管已经办理了集体建设用地使用权证,但由于并未一次付清补偿款,只是按年支付租金,抵押价值的评估就难以认定;还有的土地已经参照国家征地标准付清了所有补偿,但抵押价值远低于国有土地也引起用地单位的不满。抵押清偿时需要征询所有者(通常为村委)的意见,由信用社、村委、原用地单位和新用地单位共同协商清偿方案,由于农转用过程中多样化的补偿发放方式以及复杂的债务关系,使清偿有时变得异常困难。现有信用社办理抵押的积极性显得不高,更多通过担保借款方式提供融资服务,而显然,此

时土地的资产价值就几乎消失了。

四、主要的结论与政策建议

1. 结论

(1) 农村集体参与分享工业化收益的动机、中小企业对低成本用地的偏好以及地方经济发展对乡镇经济形成的路径依赖是集体建设用地流转得以存在的动因，地方政府对集体建设用地在登记管理形式上的完备以及在规划指标空间上的支持则保证了集体建设用地相对有序的市场化流转。利用集体建设用地发展非农产业的增值收益和相对明确的收益分配方式是集体建设用地流转能够得到相关主体共同认可的关键。而集体建设用地的市场化进程，对保持城乡协调发展、促进现代农业发展发挥了突出作用。

(2) 规划空间和指标限制同乡村发展非农产业的内在动机的矛盾将可能导致集体土地的违规开发，对集体建设用地资产属性的人为限制恰恰是集体土地低效利用的重要根源，也是制约城乡统筹发展的核心障碍。集体建设用地的登记管理体系尚不能保证使用权能内涵的明晰，并进而为再流转、抵押融资等提供权威的法律依据。集体建设用地流转中的收益分配还需在政府、集体与农户之间形成更有效率的、明确的分配规范。

2. 政策建议

(1) 以建设用地“增减挂钩”方式，通过农村建设用地的结构优化以及具有弹性的可建设区的划定，为集体建设用地流转解决规划空间和指标的双重需求，并通过允许集体建设用地的市场化流转显化其资产属性，为解决农村建设布局调整的资金需求和多样化的集体建设用地开发方式提供激励。

(2) 加强集体建设用地的登记发证管理，建立明确的集约节约用地规范，参照国有土地明确集体建设用地的流转期限，加强登记发证前对规划审批、转用补偿、交易完成情况及债务等其他权利的审查，尽可能简明操作程序，明晰权属证书的内涵。

(3) 在明晰所有权边界的前提下发放所有权证书，以此为据确定土地的出让主体；出让以招拍挂等公开化方式为主；规范出让和再流转的合同管理；

依法再流转所有者不得干涉；流转涉及农转用的参照国家征地办理；流转收益国家以增值税、所得税等方式分享，保障农民在流转收益分配中的主体地位，优先保证农民进入社保体系，建立明确的村级财务管理制度，保障村级集体经济的发展要求、农民的土地权益和集体管理者的剩余分享权。

(4) 坚持以城乡统筹、城乡土地市场一体化的思路建设农村集体建设用地市场，改革现有的征地制度，建立和完善土地财产税体系，促进各类公共资源在城乡间的均衡配置，保障两个市场间的协调与互补，逐渐使两个市场完全基于市场化的原则融合。

(5) 加快《土地管理法》等法律规范的修改，以公平和效率兼顾为导向明确集体建设用地流转的基本法律原则，在基本的法律原则下鼓励多样化的地方创新，为制度的自我优化演进提供有效的法律和政策框架。

参考文献:

- [1] 刘守英. 政府垄断土地一级市场真的一本万利吗[J]. 中国改革, 2005, (07).
- [2] 周其仁. 成都经验的启示[Z]. 北京大学国家发展研究院政策性研究简报, 2009.
- [3] Xu, W. The changing dynamics of land-use change in rural China: a case study of Yuhang, Zhejiang province [J]. Environment and Planning, 2004, (09).
- [4] Long, H., Heilig, G., etc. Socio-economic development and land-use change: Analysis of rural housing land transition in the Transect of the Yangtse River, China [J]. Land Use Policy, 2007, (24).
- [5] 刘向南, 曲福田等. 江苏省征地制度与农村社会经济发展调查 [J]. 中国人口·资源与环境, 2006, (04).
- [6] 蒋省三, 刘守英. 土地资本化与农村工业化——广东省佛山市南海经济发展调查 [J]. 管理世界, 2003, (11).

责任编辑: 秋音
校对:

086

査読論文

Housing Supply Elasticity in China: Differences by Housing Type

PING GAO *

Abstract

This paper employs an improved urban growth model to estimate the housing supply elasticity in China. New construction of housing is modeled as a function of changes in housing prices, construction costs, bank loans as well as land-use controls. Using annual data from a panel of 31 Chinese provinces over the period of 1999-2010, we find that there are obvious differences in the price elasticity of supply among housing types. Also, the effect of changes in independent variables on new construction differs by housing type. The result well explains the trend of housing prices during the observed period.

Keywords

Elasticity of Housing Supply, Variation, Housing Types

1. Introduction

There has been a large body of literature which focuses on the estimation of housing supply elasticities. Earlier work by Muth (1960), Follain (1979) and Stover (1986) support a perfectly elastic housing supply. On the other hand, Topel and Rosen (1988), DisPasquale and Wheaton (1990), and Blackley (1999) found that price elasticities vary from -0.9 to 3.0. Afterwards, the imperfect elasticity of housing supply attracts a growing number of literatures that tries to explain why housing supply elasticities might vary over regions or countries. Recent attempts include Mayo and Sheppard (1996), Malpezzi and Maclennan (2001), Green, Malpezzi and Mayo (2005), who provide strong evidence that the housing

* Correspondence to : PING GAO
Graduate School of Economics, Ritsumeikan University
1-1-1 Nojihigashi Kusatsu, Shiga 525-0052, Japan
E-mail: gr0079ee@ed.ritsumeikai.ac.jp

supply varies from place to place. With a focus on the variation in housing supply elasticity between multi-family units and single-family homes in Australia, McLaughlin (2012) stresses that, '... there are no reasons to assume the supply elasticity of housing to be homogenous between housing types.' He argues that it will be biased and not precise to estimate housing supply elasticity without accounting for the difference of housing types. However, few empirical researches have been carried out to examine whether housing supply elasticity differs from type to type.

Our previous work has examined the variation of housing supply elasticity across cities¹. This paper further investigates whether housing supply elasticity differs by type based on the evidence comes from 31 Chinese provinces. In China, the housing supply can be divided into three categories: common residential houses, villas and high-grade apartments, and economically affordable housing. Due to the land for construction use being monopolized by the government, housing of various types has very different modes of access. For example, in the case of "economically affordable housing" the land for its construction is directly supplied by government allotment². Nevertheless, there is no empirical research that examines the elasticity of this housing. Even the latest literatures such as Chow and Niu (2010), Fu, Zheng and Liu (2011), and Wang, Su and Xu (2012) ignore the difference among housing types.

Estimation of housing supply elasticity for each housing type is also important to policy-makers. To prompt new construction of housing, the Chinese government has implemented a series of policies including interest rates adjustment and land-use control. However, the initial policies are typically one-size-fits-all, and ignore the obvious difference among housing types. Recently, the government has realized that the effect of housing policies on supply differs from type to type. As a result, policies target to regulate housing of one specific type. For example:

The land policy on July 19th, 2012 in Guangzhou aims to control the high price of office housing and report that, '... the rate of levy taxes on land appreciation in advance has been increased from 2% to 3% for office buildings, while the rate is only 2% for residential houses' In particular, the government encourages land supply for common residential and economically affordable housing, while they strictly control land supply for luxury housing. This paper attempts to examine whether such targetable regulations are effective.

We investigate the variation of housing supply elasticities by type of use and the likely causes of this variation. Based on the theoretical framework suggested by the previous

studies, we employ an improved urban growth model to investigate housing supply elasticity for each housing type. It is the first paper to estimate housing supply elasticity by type in China. We distinguish the common residential housing from the luxury housing (villas and high-grade apartments) and economically affordable housing. In particular, we provide an empirical evidence of housing supply elasticity of economically affordable housing which is barely mentioned in the previous studies.

Our paper proceeds as follows. The following section overviews the nature of the housing market in China. Section 3 presents a theoretical background and describes data as well as the estimation procedure. Section 4 shows the estimated results and gives the corresponding interpretations. Section 5 gives concluding remarks which include some suggestions on how to extend the knowledge of the topic.

2. Housing market in China

2.1. Basics of demand and supply

The modern private housing market in China started in 1998 when the State Council issued the 23rd decree which is regarded as a milestone in the Chinese housing reform. The real estate market in China has been gradually developing with the reform of the urban housing system. Although there has been an obvious increase in new construction, there is a huge gap between housing supply and housing demand. Several reasons may account for its occurrence. First, the household size decreased from 3.7 persons in 1996 to 3.1 persons in 2010. Meanwhile, the number of single-person household and two-person household has been growing rapidly. Second, rapid urbanization has attracted more and more people to immigrate into urban areas, and generated a huge demand for housing to accommodate the additional person.

Table 1 below shows the structure of various buildings newly started in 2010. Total commercialized buildings consist of commercialized residential housing, office buildings, and buildings for business use. Furthermore, as a component of aggregate commercialized buildings, residential housing including villas and high-grade apartments, and economically affordable housing, which is the main focus of our analysis, takes up more than 80% of the total. According to the definition of the Statistical Bureau of Economics of China, economically affordable housing is a kind of public housing subsidized by the government in terms of a land transfer fees remission and tax reduction. The land used for economically affordable housing is provided in term of administrative transfer or

bidding by the government. Thus, its costs and sales prices are lower than that of common residential buildings.

Table 1 Demand and supply: a comparison by the building type

Buildings type	New starts (Ratio)		Sales space (Ratio)	
	1998	2010	1998	2010
Residential buildings: (10 000 sq.m)	16,638 (81.6%)	129,359 (79.1%)	10,827 (88.9%)	93,377 (89.1%)
1. Villas and high-grade apartments	639	5,080	345	4,219
2. Economically affordable housing	3,466	4,910	1,667	2,749
Office buildings (10 000 sq.m)	872 (4.3%)	3,668 (2.2%)	401 (3.3%)	1,890 (1.8%)
Houses for business use (10 000 sq.m)	1,939 (9.5%)	17,473 (10.7%)	811 (6.7%)	6,995 (6.7%)
Others (%)	4.6%	8.0%	1.2%	2.4%

Note. Data sources from the Table 6-35 (New starts) and Table 6-38 (Sales space), the China Statistical Yearbook, 2011.

There has been plenty of evidence to suggest that the supply elasticities differ from place to place³. Rather, housing prices in areas with lower supply elasticity are usually higher and more vulnerable than the areas which have higher supply elasticity. However, so far, there is no evidence of variation in the supply elasticity among housing of various types in China. Figure 1 represents the trend of housing price by type during 1998-2010. It should be noted that prices of common residential houses and economically affordable

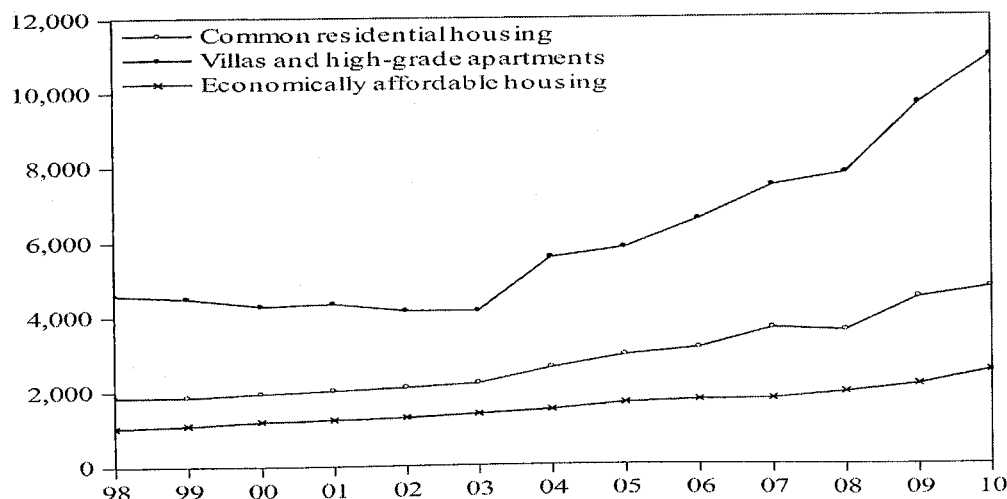


Figure 1. The average sales price of housing by type (unit: RMB/sq.m)

Source: the China Statistical Yearbook, 2011.

housing have barely increased in contrast to the rapid increase in price of villas and high-grade apartments during the observed period. We in particular raise a question whether such difference in the trend of various housing prices can be explained by variation in the elasticity of supply. We assume that villas and high-grade apartments have a lower price elasticity of supply, while common residential housing has a higher price elasticity of supply. Furthermore, as a kind of public housing, economically affordable housing is assumed insensitive to changes in prices⁴. These assumptions will be examined in our following analysis.

2.2. Housing policies: interest rates adjustment and land-use control

Two main instruments, interest rate adjustment and land-use control are widespread to control high home price for the Chinese government. In 2004, the Central Bank of China raised interest rates after remaining unchanged for 9 years. One-year loans and deposit rates were regulated by 0.27%. In 2007, the Central Bank increased the benchmark deposit and loan interest rates to 4.14% and 7.47% respectively. This adjustment may have impacted on the housing market in the short term as well as medium term.

Land use control is another important instrument to regulate the housing market. A constant stream of land policies has been implemented since 1998. Recently, the regulation issued by the Ministry of Land and Resources and the Department of Housing and Urban Construction stressed that the supply of land for common residential buildings use should be increased in the future. The Chinese government strictly regulates the supply of land for villas and high-grade apartment, while the government encourages the supply of the land for common residential use. As a result, there is a huge gap between the prices of different housing type mainly due to the various costs to get the land. We have reason to believe that such inclination of the government may actually lead to diverse housing supply elasticity among housing types.

Does an increase in land supply correspondingly bring about an increase in housing supply? Using the data provided by the Hong Kong housing market from 1973 to 1997, Lai and Wang (1999) explore the common belief that an increase in land supply can be a remedy for the shortage of housing supply. If the government land supply is positively related to housing supply, then increasing land supply will bring about an increase in housing supply. However, the results show that developers' housing supply is independent of the amount of land provided by the government. What concerns the developer is the economic conditions rather than the land supply in making their decisions. However,

unlike the Lai and Wang (1999), Saiz (2010) finds a strong and positive relationship between restrictive land-use regulations and natural geographic constraints on land supply and suggests these two factors help explain soaring housing prices in areas with stringent regulations. In the United States, both stringent land-use regulations and natural geography affect the supply of elasticity of new housing. In particular, we would want to know whether the land supply has a homogenous effect on housing of different types.

3. Empirical model and data

Following Mayer and Somerville (2000a), and McLaughlin (2012), the new construction is measured as a function of the change in construction costs (costs include all construction-related expenses, such as materials, financial inputs) as well as prices. Meanwhile, it is also affected by the government regulations on land-use (Mayer and Somerville, 2000b). For each type, new construction is modeled as follows:

$$newconstr_t = f(\Delta p_t, \dots, \Delta p_{t-j}, \Delta c_t, \Delta c_{t-1}, \Delta r_t, \Delta r_{t-1}, \Delta land_t, \Delta land_{t-1}, \Delta loans_t, \Delta loans_{t-1}) \quad (1)$$

where *newconstr* is the new construction of housing, which can be treated as the changes in housing stocks. Δp is the change in housing prices, Δc denotes material costs changes. Δr is the change in interest rate, which measures the cost of financial inputs to developers. $\Delta land$ is land supply that government released, which is used to characterize the effect of land-use regulations. *loans* is added to capture the effect of the capacity of developers to obtain the capital.

The data used consists of 31 provinces in China over the period 1999 to 2010 with sample size 372. The provincial data avoid the problem that may cause by using national data since there are obvious variations in both the size of the housing stock and in housing prices. Residential housing consists of common residential housing, villas and high-grade apartments, and economically affordable housing. In order to realize a reasonably robust test on the variation, our paper employs two measures of new construction, (1) the new completion of housing investment, and (2) new starts of housing construction⁵.

Table 2 reports the summary statistics for all variables used in our analysis. The description of data on economically affordable housing once again demonstrates that, as a commercialized housing, economically affordable housing is totally different from housing of other types. Aggregate estimations of the national housing market without

Table 2 Descriptive statistics

Variable	Mean	Median	Max.	Min.	Std.Dev.
Amount of investment completions by type (100 million RMB) ^a					
Common residential housing	418	208	3,158	0.56	520
Villas and high-grade apartments	38	11.59	374	0.02	63
Economically affordable housing	29	19.92	294	0.06	35
New starts by type (10 000 sq.m)					
Common residential housing	1,956	1,385	10,586	15	1,855
Villas and high-grade apartments	94	48	786	0.1	125
Economically affordable housing	167	154	815	0.17	116
Housing price (RMB/sq.m)					
Common residential housing	2,716	2,081	17,151	854	2,074
Villas and high-grade apartments	4,553	3,485	28,680	830	3,388
Economically affordable housing	1,594	1,393	4,754	563	708
Interest rates (%)	5.82	5.58	7.22	5.31	0.58
Bank loans (100 billion RMB) ^b	1,627.	563	23,677	783	2,650
Material costs index (%)	102	101	115	93	4
Land supply (hectare)	5,652	3,407	106,283	11	7,988 ^c

Note. ^a Two measures of the quantity of new housing construction are used in this paper: (1) the new completions of the investment, and (2) the space of new starts.

^b Domestic loans be obtained by Enterprises for Real Estate Development.

Table 3 Unit root test results

Variable	LLC (Assumes common unit root process)		ADF (Assumes individual unit root process)		Obs
	Statistic	Prob. **	Statistic	Prob. **	
New starts					
1. Common residential	-7.215	0.000	114.62	0.001	331
2. Villas and high-grade	-11.180	0.000	119.704	0.000	321
3. Economically affordable	-4.420	0.000	90.593	0.007	318
Completions of investment					
1. Residential	-6.293	0.000	73.212	0.156	334
2. Villas and high-grade	-7.952	0.000	97.491	0.018	331
3. Economically affordable	-9.421	0.000	95.142	0.004	334
The change in prices					
1. Common residential	-9.996	0.000	151.385	0.000	307
2. Villas and high-grade	-7.952	0.000	87.491	0.018	331
3. Economically affordable	-7.112	0.000	104.665	0.000	335
The change in bank loans	-18.241	0.000	240.438	0.000	300
The change in interest rates	-17.230	0.000	192.081	0.000	310
The change in construction costs	-18.942	0.000	296.978	0.000	294
The change in land costs	-21.250	0.000	282.184	0.000	301

Note. LLC tests are designed to take care of the problem of heteroscedasticity and autocorrelation. ** denotes significance at 5% level.

distinguishing by type will be seriously biased.

Before regression analysis, we conduct Levin-Lin-Chu (LLC)⁶ tests and augmented Dickey-Fuller (ADF) tests for unit roots in the data series. The results are reported in Table 3. The LLC tests confirm that all data series of variables are stationary. But, the ADF tests show that only the data series of common residential housing completions is not stationary. Although, the level data of prices and costs variables are not stationary, changes in these variables (first differences) become stationary, which is consistent with specifications of our model.

Before estimating the equation, first and foremost, two issues are very necessary to address. One is the potential endogeneity problem, and the other is the appropriate number of lags. We use land space released by the government of all levels as a good proxy of land regulation, which is expected to have a positive effect on new construction of housing. Since it is the decision of the local governments, we treat it as an exogenous variable. However, there is still one explanatory variable in Equation (1), changes in housing prices which is suspected to be endogenous. Because that the current changes in housing prices are determined simultaneously along with new construction, Δp is thus generally correlated with the error term. In this case, OLS estimates of a structural equation are not consistent.

Considering the unit root of each variable, our empirical model for each housing type is as follow:

$$\begin{aligned} newconst_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{i,t} + \alpha_2 \Delta P_{i,t-1} + \alpha_3 \Delta P_{i,t-2} + \alpha_4 \Delta P_{i,t-3} + \alpha_5 \Delta C_{i,t} + \alpha_6 \Delta C_{i,t-1} \\ & + \alpha_7 \Delta r_{i,t} + \alpha_8 \Delta r_{i,t-1} + \alpha_9 \Delta land_{i,t} + \alpha_{10} \Delta land_{i,t-1} + a_{11} \Delta loans_{i,t} + a_{12} \Delta loans_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

Where i is an index of provinces (Beijing, Tianjin, Heibei ...), while t is an index of years from 1999 to 2010. Definitions of other parameters are the same as above. All variables are in their forms of logarithm. The estimated coefficient of housing price changes can be interpreted as price elasticity of housing supply.

To deal with the potential endogeneity problem, we estimate equation (2) using an instrumental variable technique (IV)⁷. In addition, considering the different duration of lagged effect, we employ different lagged structure for variables of price and costs changes. However, the appropriate number of lags is difficult to determined, which depends on the length of time required to obtain developed land, acquire housing permits, and builders' expectations about changes in future house prices. In China, the processes of obtaining land or acquiring permits are unobservable and differ from case to case. Thus, we run

OLS regressions for new construction of housing with different lags for housing prices. A comparison among the indicators of AIC and Schwarz criterion being reported by different models shows that OLS regression with a lag of three years performs better than models with other lagged structure. Similar to the work by Mayer and Somerville (2000a, 2000b) and McLaughlin (2012), this paper uses a length of lags with a period of three years to grasp the short-and-medium effect of the change in price, while considers a lag of one for costs variables.

Our empirical model is based upon Mayer and Somerville (2000), in which new construction of housing is specified as a function of changes in house prices and costs rather than function of the levels of those variables. New construction depends on the change in housing price, changes in construction costs, and changes in the cost of capital. From an econometric perspective, this specification of housing supply will avoid spurious correlations problem. Mayer and Somerville (2000a) reports that "Treating starts as a function of house price changes is also consistent with the time series properties of housing stock and prices³". Afterwards, Mayer and Somerville (2000b) incorporate land use regulations into their original framework. Their model has been widely used in recent studies such as Wadu and Lau (2008) and Maclaughlin (2012). Specifically, McLaughlin (2012) firstly applied it to estimate new housing supply elasticity among dwelling types⁹.

In the next section, we discern whether changes in land-use control, interest rates, and bank loans have an effect on housing completions or housing new starts. In addition, we make a comparison of housing supply elasticities among housing by type.

4. Estimated results and discussions

4.1. Estimated results

Tables 4, 5, and 6 presents the estimated results using equation (2) for common residential housing, villas and high-grade apartments, and economically affordable housing respectively. Dependent variables are logged completions and new starts. Multi-techniques are used for estimation. And, we use an AR (1) process to correct for autocorrelation. In addition, we pooled the province data from 1999 to 2010, which may bring about the heteroskedasticity problem. In that case, despite the OLS estimator is still unbiased and consistent, the estimated standard errors are not unreliable. Thus, we adjust our estimated standard errors using the White's standard errors to correct for this bias.

(1) Results: common residential housing

As reported in the first three columns of Table 4, the coefficients of price changes are significantly positive in the change of the current year and the subsequent one year when we used a method of pooled OLS for estimation. Summing up the magnitude of these significant price changes, we obtain elasticities of 0.58 for completions of common

Table 4 Regression results: common residential housing

Variable	(1) Log(completions of investment)			(2) Log (new starts)		
	Pooled OLS-AR	Fixed-Effects -AR	TOLS -AR	Pooled OLS-AR	Fixed-Effects -AR	TOLS -AR
Change in price	0.31*** (0.10)	0.10 (0.07)	0.16 (0.21)	0.13 (0.09)	-0.11 (0.06)	0.10 (0.21)
Change in price, t-1	0.27** (0.15)	0.21** (0.1)	0.13 (0.27)	0.00 (0.12)	-0.02 (0.15)	-0.03 (0.27)
Change in price, t-2	-0.09 (0.13)	-0.04 (0.1)	-0.18 (0.23)	-0.26 (0.12)	-0.05 (0.15)	-0.28 (0.23)
Change in price, t-3	-0.08 (0.06)	0.00 (0.07)	-0.13 (0.14)	-0.42*** (0.08)	-0.06 (0.04)	-0.42*** (0.14)
Change in interest rates	0.14 (0.08)	0.04 (0.06)	0.17 (0.14)	0.28** (0.12)	0.11 (0.11)	0.29** (0.14)
Change in interest rates, t-1	0.20 (0.10)	-0.00 (0.15)	0.19 (0.05)	-0.16 (0.06)	-0.78*** (0.11)	-0.16 (0.05)
Change in the material costs	0.14 (0.31)	0.28 (0.12)	0.07 (0.50)	-0.21 (0.45)	-0.20 (0.3)	-0.22 (0.5)
Change in the material costs, t-1	-0.06 (0.35)	0.12 (0.20)	-0.06 (0.32)	0.28 (0.31)	-0.20 (0.17)	0.28 (0.32)
Change in the bank loan	0.10*** (0.03)	0.10*** (0.02)	0.09*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.17*** (0.02)	0.15*** (0.03)
Change in the bank loan, t-1	0.09*** (0.05)	0.08*** (0.01)	0.09*** (0.04)	0.16*** (0.04)	0.19*** (0.03)	0.16*** (0.04)
Change in the land supply	0.00 (0.02)	-0.02 (0.01)	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	-0.04** (0.02)	0.00 (0.02)
Change in the land supply, t-1	0.00 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.00 (0.03)	0.03 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.03 (0.03)
AR(1)	0.97*** (0.01)	0.95*** (0.02)	0.97*** (0.02)	0.99*** (0.02)	0.81*** (0.04)	0.99*** (0.02)
Constant	17.31*** (6.69)	10.94*** (2.78)	17.38*** (12.5)	18.71 (12.62)	8.00*** (0.17)	18.77 (12.48)
R-squared	0.99	0.99	0.99	0.97	0.98	0.97
Number of observations	217	215	217	217	215	215
D-W statistics	1.61	2.16	1.66	1.95	2.27	1.95
Log likelihood	112.95	-----	-----	59.95	-----	-----
S. E. of regression	0.15	0.13	0.15	0.19	0.17	0.19

Note. Dependent variables: log (completions of investment) and log (new starts). Instruments for the current change in housing price are annual expense of a household, household size, and prices of fuels. AR (1) process is used to correct for autocorrelation. White's standard errors are in parenthesis. *** denotes significance at 1% level, ** denotes significance at 5% level.

residential houses. This suggests that a 1% increase in housing prices leads to 0.58% increase in completions of common residential housing spread over the current and the subsequent one year. Considering the specific effects of cross sections, Fixed-effects estimates show that the coefficient of price changes is only significantly positive with a lag of one year. An IV approach is used to resolve the endogeneity problem. TSLS estimates show that the coefficients of price changes are not significant. Employing different methods for estimation generate little difference in the estimated results. The coefficients of changes in the bank loans are significantly positive. In contrast, the coefficients of changes in interest rates, material costs, or land supply are not significant. The estimated result shows that completions of common residential housing rely on price changes and bank loan more than other factors.

The second three columns of Table 4 report the estimated results with dependent variable of housing new starts. The coefficients of changes in housing price are insignificant not only in the current year of the change, but also in the subsequent two years. However, pooled OLS estimates and TSLS estimates show that the changes in housing price are significantly negative with a lag of one year. Furthermore, the coefficients of changes in interest rates are significantly positive in the current year of the change using the estimation method of pooled OLS and TSLS. In contrast, Fixed-effects estimates show that the coefficients of changes in interest rates are significantly negative with a lag of one year. In addition, the coefficients of material costs and land supply are not significantly different from zero, while the coefficients of bank loans are significantly positive both in the current year of the change and the first subsequent year. New starts of common residential housing are sensitive to changes in interest rate and bank loans. However, the lagged effect of these variables is different.

(2) Results: Villas and high-grade apartments

The first three columns of Table 5 show the estimated results with the dependent variable of completions. Using pooled OLS, Fixed-effects and TSLS method, we obtained similar estimated results. Coefficients of changes in housing prices are insignificant in all regressions, which suggest that changes in housing prices have little effect on completions of villas and high-grade apartments. In contrast, pooled OLS and TSLS estimates show that coefficients of interest rates are significantly positive not only in the current year of the change but also in the first subsequent year, which suggests that changes in interest rates have a significantly continuous effect on housing completions. Moreover,

Table 5 Regression results: villas and high-grade apartments

Variable	Log(completions of investment)			Log (new starts)		
	Pooled OLS-AR	Fixed-Effects -AR	TOLS -AR	Pooled OLS-AR	Fixed-Effects -AR	TOLS -AR
Change in price	-0.14 (0.13)	-0.15 (0.1)	-0.44 (0.24)	-0.40** (0.2)	-0.28** (0.12)	-0.86** (0.31)
Change in price, t-1	-0.11 (0.18)	0.02 (0.15)	-0.38 (0.33)	-0.20 (0.28)	-0.04 (0.12)	-0.60 (0.33)
Change in price, t-2	-0.10 (0.19)	0.02 (0.13)	-0.25 (0.27)	-0.03 (0.37)	0.17 (0.13)	-0.27 (0.26)
Change in price, t-3	-0.04 (0.15)	0.15 (0.08)	-0.11 (0.19)	0.19 (0.22)	0.25** (0.10)	0.09 (0.17)
Change in interest rates	0.99** (1.37)	0.38 (0.38)	1.12*** (0.29)	1.56*** (0.42)	1.19*** (0.22)	1.76*** (0.45)
Change in interest rates, t-1	1.58*** (1.82)	0.07 (0.53)	0.61*** (0.32)	1.04** (0.45)	0.10 (0.13)	1.20** (0.5)
Change in the material costs	-0.18 (0.2)	-0.64 (0.11)	-0.23 (0.19)	-1.44 (0.14)	-1.74** (0.05)	-1.46 (0.11)
Change in the material costs, t-1	-3.23** (0.12)	-2.06*** (0.17)	-3.23** (0.12)	-3.34*** (0.14)	-2.82 (0.1)	-3.17** (0.13)
Change in the bank loan	0.20** (0.32)	0.14** (0.06)	0.21** (1.4)	0.49** (1.7)	0.42*** (0.68)	0.49*** (1.2)
Change in the bank loan, t-1	-0.13 (0.35)	0.10 (0.09)	-0.13 (1.77)	0.06 (1.84)	0.17 (0.83)	0.06 (1.46)
Change in the land supply	0.08 (0.07)	0.04 (0.04)	0.07 (0.07)	0.13 (0.1)	0.05 (0.05)	-0.03 (0.08)
Change in the land supply, t-1	-0.05 (0.15)	-0.04 (0.05)	-0.07 (0.15)	-0.02 (0.17)	-0.05 (0.06)	-0.03 (0.09)
AR(1)	0.96*** (0.05)	0.69*** (0.04)	0.96*** (0.05)	0.88*** (0.06)	0.47*** (0.05)	0.88*** (0.03)
Constant	9.18** (7.55)	3.37*** (0.15)	9.47*** (7.4)	5.18*** (0.54)	4.16*** (0.03)	5.51 (0.59)
R-squared	0.91	0.88	0.90	0.81	0.95	0.81
Number of observations	217	217	217	212	212	212
D-W statistics	1.96	2.09	1.97	1.77	2.28	1.74
Log likelihood	-182.44	----	----	-193.00	----	----
S. E. of regression	0.58	0.53	0.58	0.62	0.49	0.63

Note. Dependent variables: log (completions of investment) and log (new starts). Instruments for the current change in housing price are annual expense of a household, household size, and prices of fuels. AR (1) process is used to correct for autocorrelation. White's standard errors are in parenthesis. *** denotes significance at 1% level, ** denotes significance at 5% level.

the estimated results also show that changes in bank loans have a significant positive effect, while changes in material costs have a significantly negative effect on completions with a lag of one year. The result suggests that as interest rates and bank loans increase, completions of villas and high-grade apartments increase. Unlikely, as material costs increase, completions of villas and high-grade decrease sharply after one year of the change in material costs. More specifically, the speed of suppliers' response to changes in

prices and costs is different. An increase in housing price, interest rates, and bank loans generate an immediate increase in housing completions or new starts in the change of the year. In contrast, an increase in material costs only work on new construction of villas and high-grade apartments after one year of the change. The second three columns of Table 5 report the estimated results with the dependent variable of housing new starts. There is

Table 6 Regression results: economically affordable housing

Variable	Log (completions of investment)			Log (new starts)		
	Pooled OLS-AR	Fixed-Effects -AR	TOLS -AR	Pooled OLS-AR	Fixed-Effects -AR	TOLS -AR
Change in price	0.31 (0.31)	0.54*** (0.23)	-0.42 (0.73)	-0.40 (0.23)	-0.05 (0.3)	-0.94 (0.92)
Change in price, t-1	-0.17 (0.42)	-0.04 (0.23)	-0.98 (0.77)	-0.85 (0.35)	-0.39 (0.24)	-1.45 (0.98)
Change in price, t-2	-0.08 (0.31)	0.16 (0.15)	-0.65 (0.48)	-0.88 (0.59)	-0.34 (0.23)	-1.26 (0.8)
Change in price, t-3	0.22 (0.19)	0.32 (0.14)	-0.00 (0.16)	-0.51 (0.36)	-0.28 (0.17)	-0.69 (0.46)
Change in interest rates	-0.41 (0.25)	-0.58** (0.24)	-0.58 (0.26)	-0.09 (0.24)	-0.22 (0.19)	-0.15 (0.29)
Change in interest rates, t-1	0.30 (0.23)	-0.06 (0.28)	0.16 (0.2)	0.24 (0.27)	0.44 (0.31)	0.17 (0.28)
Change in the material costs	1.51 (1.0)	1.39 (0.4)	2.05 (1.25)	2.19 (0.66)	1.56 (0.43)	2.32 (0.74)
Change in the material costs, t-1	0.04 (1.22)	-0.32 (0.99)	0.30 (1.43)	1.01 (0.84)	-0.18 (1.35)	1.45 (0.94)
Change in the bank loan	0.26** (0.17)	0.28*** (0.07)	0.28*** (0.18)	0.50*** (0.16)	0.30** (0.1)	0.52*** (0.14)
Change in the bank loan, t-1	0.57*** (0.22)	0.38*** (0.07)	0.54*** (0.21)	0.47*** (0.18)	0.21 (0.08)	0.45*** (0.18)
Change in the land supply	-0.22*** (0.14)	-0.23*** (0.07)	-0.22*** (0.14)	-0.19 (0.14)	-0.20** (0.06)	-0.18 (0.14)
Change in the land supply, t-1	-0.28 (0.09)	-0.25*** (0.08)	-0.30*** (0.09)	-0.33 (0.17)	-0.15 (0.13)	-0.34 (0.17)
AR(1)	0.89*** (0.07)	0.51*** (0.08)	0.90*** (0.07)	0.85*** (0.05)	0.27*** (0.1)	0.86*** (0.05)
Constant	3.00*** (0.43)	2.77*** (0.09)	3.32*** (0.59)	4.53*** (0.18)	4.64*** (0.06)	4.72 (0.29)
R-squared	0.77	0.88	0.76	0.68	0.84	0.68
Number of observations	217	217	217	205	198	205
D-W statistics	2.30	2.09	2.23	2.34	2.15	2.27
Log likelihood	-189.15	----	----	-189.32	----	----
S. E. of regression	0.59	0.53	0.60	0.63	0.54	0.64

Note. Dependent variables: log (completions of investment) and log (new starts). Instruments for the current change in housing price are annual expense of a household, household size, and prices of fuels. AR (1) process is used to correct for autocorrelation. White's standard errors are in parenthesis. *** denotes significance at 1% level, ** denotes significance at 5% level.

little difference in the estimated results compared to completions if we omit the negative effects of changes in housing price on housing new starts.

(3) *Results: Economically affordable housing*

Described in Table 6, changes in housing prices have little effect on both housing completions and housing new starts using estimation methods of pooled OLS and TSLS. Housing completions and new starts are insensitive to changes in housing prices. Only the Fixed-effects estimates show that changes in housing price have a significant positive effect on housing completions. Furthermore, Fixed-effects estimates also show that changes in interest rates have a negative effect on housing completions. With a 1% increase in interest rates, housing completions decrease by 0.58% after one year of the change. More importantly, economically affordable housing is sensitive to land supply, which is different to common residential housing and villas and high-grade apartments.

Although the coefficients of land supply were not what we expected in advance, to some degree it reminds us that houses of various types cannot be treated in the same way, especially for economically affordable housing which presents a feature of public housing but is sold as common commercialized housing. The result suggests that this type of housing relies on funds and the land supply much than the housing price.

4.2. Discussions

(1) *Magnitude in price elasticity of housing supply*

Summing up the magnitude of these significant price changes, we obtain the price elasticities of housing supply for each type. The estimated cumulative price elasticities of housing supply are reported in Table 7.

As described in the first row of Table 7, the cumulative price elasticity of residential

Table 7 Cumulative price elasticities of housing supply

Housing type	Pooled OLS estimates	Fixed-Effects estimates	TSLS estimates
Common residential housing	(1). 0.58 (2). -0.42	(1). 0.21 (2). Insignificant	(1). Insignificant (2). -0.42
Villas and high-grade apartments	(1). Insignificant (2). -0.4	(1). Insignificant (2). -0.03	(1). Insignificant (2). -0.86
Economically affordable housing	(1). Insignificant (2). Insignificant	(1). 0.54 (2). Insignificant	(1). Insignificant (2). Insignificant

Note. (1) Price elasticities of housing completions, and (2) price elasticities of housing new starts.

housing completions is 0.58 and 0.21 using the pooled OLS and Fixed-effects method. In contrast, the cumulative elasticity of new starts is only -0.42 using the estimation method of pooled OLS and TSLS. The second row of Table 7 presents the estimated cumulative price elasticities of completions and new starts of villas and high-grade housing. Using different methods brings about little difference in the estimated results. Completions of villas and high-grade apartments seem to be unaffected by changes in prices, while the new starts of it are negatively related to changes in prices. A negative price elasticity of new starts reveals that an increase in prices may bring about a sharp decrease in housing demand which extends the increase of housing being supplied. This type of housing is widely seen to be luxury housing, which only can be afforded by high-income groups. The third row of Table 7 shows the estimated cumulative price elasticity of completions of economically affordable to be 0.54 when we used a method of Fixed-effects for estimation. However, when the other two methods are used we find not only the completions but also the new starts are insensitive to changes in prices.

In general, the result suggests that the common residential housing and villas and high-grade apartments are more sensitive to changes in housing prices. In contrast, economically affordable housing in most cases is not sensitive to price changes. The result once again reminds us that housing supply of various types cannot be treated in the same way, especially for economically affordable housing which presents a feature of public housing but is sold as common commercialized housing. The pricing of economically affordable housing is not determined according to the market condition of supply and demand.

Comparable estimates by Mayer and Somerville (2000) present an 15% increase in new construction over five quarters, while estimates by McLaughlin (2012) present an 5.4% increase in new construction of single-family units over the subsequent five quarters, and 17.3% for multi-family homes between 9 and 44 months later, after an initial delay of 6 months. Similar to McLaughlin (2012), our estimated results reveal that the effect of price changes on both housing completions and new starts varies by housing type.

(2) The effect of land-use control

Since there is no single definite form of land policy, Mayer and Somerville (2000b) instead observes multiple government interventions in land and real estate markets. Zhang (2008) defines the land supply policy by the local government which changes the quota of land supply and land supply modes to regulate the relationship between housing

suppliers and buyers. In this study, we observe the space of land released by governments of all levels to examine whether land-use control has the same effect on housing supply of all housing types.

The estimated results relating to land supply reported in Tables 4, 5, and 6 shows that only the supply of economically affordable housing is sensitive to changes in land supply. In contrast, common residential housing and villas and high-grade apartments are not affected by changes in land supply¹⁰.

Since the economically affordable housing, a kind of publicly provided housing is built on the land allocated being exempted from various fees and taxes by the government¹¹. The supply of economically affordable housing is thus mainly affected by government decisions. In the real world, as argued by the Lincoln Institute of Land Policy (January, 2011) that '... the local government prefers offering land to the highest bidder among developers through the auction process to maximize their revenue, and they have little incentive to provide land for the construction of economically affordable housing...' As a result, the more land released by the government, the less land is available for construction use of economically affordable housing. This issue is even exacerbated by the limited scale of land reserving.

Our result is similar to Lai and Wang (1999) that developer's housing supply is independent of the amount of land provided by the government. They will examine economic conditions in making their housing supply decisions. This is true for at least common residential housing and villas and high-grade apartments.

(3) Interest rates and bank loans

Two variables, interest rates and bank loans are used to measure the effect of the changes in financing costs and capacity of obtaining capital on housing supply. Given the estimated results reported in Tables 4, 5, and 6 regarding interest rates, we find that the effect of interest rate changes on housing of various types to be obviously different. As described in Table 4, new starts rather than completions of common residential housing are sensitive to changes in interest rates. A 1% increase in interest rates brings about a 0.28% increase in new starts of common residential housing using the method of pooled OLS and TSLS. However, using the method of Fixed-effects yields different results which suggest that new starts of common residential housing decrease by 0.78% when there is an increase of 1% in interest rates. For villas and high-grade apartments, changes in interest rates have a larger effect on both completions and new starts compared to common residential housing (as described in Table 5). In contrast, the effect of interest

rates on completions and new starts of economically affordable housing is insignificant. Only the Fixed-effects estimates suggest that a 1% increase in interest rates will decrease completions of economically affordable housing by 0.58%, which is smaller in magnitude than common residential housing (as shown in Table 6).

Generally, an increase in interest rates will increase the construction costs of developers. Some caution, however, should be exercised in interpreting the estimated results presented here since the change in interest rates can affect both demand and supply of housing. On the one hand, the cost of conducting new housing construction soars as interest rates increase for developers. On the other hand, the increase in interest rates drives up interest payment and thus decreases the needs of new homes for buyers. The reality is more complicated taking account of inflation. Investment in housing is treated as an effective way to head off inflation especially in a country like China, where people lack alternative investment channels. Limited availability of land and rising population growth will increase housing demand and hence housing in general has the potential to beat inflation easily (the Economic Times, 2012). In this case, an increase in interest rates has little effect on housing demand which is predicted to keep growing in long-term.

Most strikingly, the coefficients on bank loans which are used to measure the capacity of obtaining additional capital for developers are significantly positive as we expected. More specifically, the effect of changes in bank loans on new construction differs by housing type in magnitude. According to the results reported in Tables 4, 5, and 6, changes in bank loans affect new construction of economically affordable housing more than common residential housing and villas and high-grade apartments. A 1% increase in bank loans will bring about 0.83% increase in completions and new starts of economically affordable housing in the current year of the change and the subsequent year.

The result shows that the effect of changes in bank loans is larger in magnitude for economically affordable housing than other housing. This is consistent with the fact that in China the financing of economically affordable housing depends upon funds from the housing provident fund which mainly sources from fees from land transfers.

(4) Construction costs

As represented in Table 4, the change in construction costs has little effect on completions and new starts of common residential housing. In contrast, it significantly affects completions and new starts of villas and high-grade apartments (as described in Table 5). More specifically, a 1% increase in material costs causes a 3.23% decrease in

completions and 3.34% decrease in new starts of villas and high-grade apartments one year after the change. For economically affordable housing, changes in material costs have no significant effect on completions and new starts of this type of housing (as described in Table 6).

Alternative empirical housing supply studies of Mayer and Somerville (2000), and McLaughlin (2012) find the coefficient on material costs is not statistically different from zero. Our study extends the previous study by showing that the effect of an increase in material costs on new construction is different by housing type. An increase in material costs only leads to a significant decline in new construction of villas and high-grade apartments. For common residential housing and economically affordable housing, the effect is not significant.

Although changes in prices have a significant effect on new construction of all types, this paper finds that the effect of it in magnitude varies by housing type. In addition, the effect of the change in bank loans is significantly positive for all types of housing, revealing that new construction of housing in China heavily relies on the amount of capital that developers can obtain. Unlikely, the effect of the change in material costs is only significantly affect new construction of villas and high-grade apartments. An increase in material costs leads to a significant decline in supply of villas and high-grade apartments with a lag of one year. Furthermore, the effect of the change in land supply differs by housing type. It has little effect on common residential housing and villas and high-grade apartments, while it significantly affects new construction of economically affordable housing.

As discussed above, the effect of changes in independent variables on new construction differs by housing type. Furthermore, even to the same housing type, the speeds of suppliers respond to changes in prices, costs, and land supply are also different. For example, an increase in bank loans brings about an immediate increase in new starts of villas and high-grade apartments, while an increase in material costs only affects the new starts after one year of the change.

5. Concluding remarks

This paper extends the model firstly proposed by Mayer and Somerville (2000). New construction of housing by type is modeled as a function of changes in housing price, capital costs, construction material costs, land supply, and bank loans. Two measures

of new construction-housing completions and new starts are used to generate more convincing results. Common residential housing is distinguished from villas and high-grade apartments and economically affordable housing.

This paper investigated the variation of the elasticity of housing supply among housing of various types using annual data on a panel of 31 provinces from 1999 to 2010. The result shows a significant variation in the magnitude of housing supply elasticity among various types. Residential housing has a higher elasticity of supply, while the elasticity of villas and high-grade apartments is somewhat lower. Moreover, the effect of changes in independent variables on new construction differs by housing type. More specifically, new construction of common residential housing is mainly affected by changes in price and bank loans. In contrast, new construction of villas and high-grade mainly depends on changes in interest rates, material costs, and bank loans. However, new construction of economically affordable housing is mainly influenced by changes in bank loans and land supply. Based on the empirical evidence presented in this paper, it is implied that housing policy should be more specific with a full consideration of variation in supply elasticity among various housing types. The housing supply structure can be optimized through appropriate use of multi-regulations, such as interest rates adjustment, land-use controls, and controls on bank loans scale aim to provide more affordable housing for common Chinese households.

Finally, it should be noted as argued by Wu, Gyourko, and Deng (2012) that data limitations make the issue on housing supply in China even harder to study and interpret because it is only since 1998 when there has been a true private market with competitive bidding and pricing of property. Quarterly data will be helpful to observe the short-term behavior of the developers. In future research, we hope further study on how to prompt effective housing supply in China based on experiences drawn from several countries with a focus on the effect of public housing increases on the whole housing stock.

Notes

- 1 Gao, P., K. Inaba, and J. Qin. (2012), pp. 33-48.
- 2 Economically affordable housing refers to houses constructed by real estate development enterprises or housing units under the instruction of local government. As a kind of public housing, it is targeted to low-income household and be sold at below-market prices.
- 3 Studies such as Green, Malpezzi and Mayo. (2005), Goodman (1998).
- 4 Prices of economically affordable housing are not adjusted through housing market, the

- demand and supply.
- 5 Malpezzi and Maclennan (2001) report two residential output measures: (1) the real value of residential construction and (2) either starts or completions.
 - 6 According to Levin, Lin and Chu (2002) the LLC statistic performs well when i lies between 10 and 250 and when t lies between 5 and 250 for panel data (i, t) .
 - 7 Instruments for current change in house prices are current and lagged values of changes real energy prices, long-term interest rate, aggregate consumption expenditure, and the size of households.
 - 8 Mayer and Somerville (2000), p.89.
 - 9 McLaughlin (2012) includes two types of new housing in Australia, multifamily units and single-family homes.
 - 10 In our previous study, both the variables of land costs and land supply are introduced into the model. The estimated result shows that new construction of housing are only sensitive to changes in land costs rather than the land supply in China.
 - 11 In China, the government is the only owner of urban land. The governments at all levels have monopolies on urban land allocation.

References

- Blackley D. M. (1999) The Long-Run Elasticity of New Housing Supply in the United States: Empirical Evidence for 1950 to 1994. *Journal of Real Estate Financial Economics* 18(1): 25-42.
- Chow G.C., and L.L. Niu (2010) Demand and Supply for Residential Housing in Urban China. *Research of Finance* 355(1): 1-11.
- DiPasquale D., and W.C. Wheaton (1994) Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices. *Journal of Urban Economics* 35 (1): 1-27.
- Follain J.R. (1979) The Price Elasticity of the Long-Run Supply of New Housing Construction. *Land Economics* 55(2): 190-199.
- Fu Y.M., S.Q. Zheng, and H.Y. Liu (2011). Examining Housing Supply Elasticity across Chinese Cities: A Structural Approach. Draft version of August 2011.
- Gao P., K. Inaba, and J. Qin (2012) An Empirical Study on Housing Supply in Chinese Cities: Using the Urban Growth Model. *The Ritsumeikan Economic Review* 62(4): 33-48.
- Green R.K., S. Malpezzi, and S.K. Mayo (2005) Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources. *The American Economic Review* 95(2):

334-339.

- Goodman A.C. (2005) Central Cities and Housing Supply: Growth and Decline in US Cities. *Journal of Housing Economics* 14(2005): 315-335.
- Lai N., and K. Wang (1999) Land-supply Restrictions, Developer Strategies and Housing Policies: The Case of Hong Kong. *International Real Estate Review* 2(1): 143-159.
- Levin A., C.F. Lin, and C.S.J. Chu (2002) Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108(1): 1-24.
- Liu S.J., and J.L. Yang (2005) The 2005 China Report on Industry Development. Issued by the State Council of China, Beijing: Huaxia Press.
- Lincoln Institute of Land Policy (2011) Affordable Housing in China. January 2011.
- Malpezzi S., and D. Maclennan (2001) The Long-run Price Elasticity of Supply of New Residential Construction in the United States and the United Kingdom. *Journal of Housing Economics* 10(3): 278-306.
- Muth R. (1960) The Demand for Non-Farm Housing. In A.C. Harberger, ed., *The Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press.
- Mayo S., and S. Sheppard (1996) Housing Supply under Rapid Economic Growth and Varying Regulatory Stringency: An International Comparison. *Journal of Housing Economics* 5(1996): 274-289.
- Mayer C.J., and C. T. Somerville (2000) Residential Construction: Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply. *Journal of Urban Economics* 48(1): 85-109.
- Land Use Regulation and New Construction. *Regional Science and Urban Economics* 30(6): 639-662.
- McLaughlin R.B. (2012) New Housing Supply Elasticity in Australia: A Comparison of Dwelling Types. *The Annals of Regional Science* 48(2012): 595-618.
- Topel R., and S. Rosen (1988) Housing Investment in the United States. *Journal of Political Economy* 96(4): 718-740.
- Stover M. E. (1986) The Price Elasticity of the Supply of Single-Family Detached Urban Housing. *Journal of Urban Economics* 20(3): 331-340.
- Saiz A. (2010) The Geography Determinants of Housing Supply. *Quarterly Journal of Economics*, 125(3): 1253-1269.
- Wadu M.J., and S.S.Y. Lau (2008) Floor Space per Person and Housing Development: An Urban Growth Approach to Estimate Housing Supply in Hong Kong. *Urban Policy and Research* 26(2): 177-195.
- Wu J., J. Gyourko, and Y.H. Deng (2012) Evaluating Conditions in Major Chinese Housing

Market. *Regional Science and Urban Economics* 42(3): 531-543.

Wang S.T., H.C. Sun, and B.H. Xu (2012) Estimates of Price Elasticity of New Housing Supply and Their Determinants: Evidence from China. *Journal of Real Estate Research* 34(3): 311-344.

Zhang H. (2008) Effects of Urban Land Supply Policy on Real Estate in China: An Econometric Analysis. *Journal of Real Estate Literature* 16(1): 55-72.

027

An Empirical Study on Housing Supply in Chinese Cities: Using the Urban Growth Model

Ping GAO*
Kazuo INABA**
Jie QIN***

Abstract

This paper employs the urban growth model to explore the relationship between urban growth, land use control and housing supply. Using the panel data for 35 Chinese cities over the year 2002 to 2010, the result shows that housing price and land supply are the main factors that affect housing supply. With an increase in housing price or in land supply, housing supply increases. However, land price and urban characteristics have no impact on housing supply.

Keywords: urban growth model, housing supply, Chinese cities

JEL Classification: R31

1. Introduction

In the last two decades, China experienced a rapid economic growth and drastic urbanization which caused a huge demand for housing. As a consequence, housing price jumped from 1854 RMB/Sq.m in 1998 to 4725 RMB/Sq.m in 2010. The Chinese government implemented a series of regulations to control the high price, including the latest regulatory notification No.26 released by the Ministry of Land and Resources in 2012. It is hard to evaluate the effects of these regulations if we do not have a full understanding of the nature of the housing market, especially the supply-side which has mentioned few in the previous literatures.

The previous examination on the housing supply elasticity across cities suggest there is a large variation in housing supply across cities. Our former study estimated housing supply elasticity, the result of which shows housing supply in China is not perfect elastic, and it is a slightly lower comparing to developed countries.¹⁾ The purpose of this paper is

*PHD Student, Graduate School of Economics, Ritsumeikan University. Email: gr0079ee@ed.ritsumeikai.ac.jp

**Professor, Department of Economics, Ritsumeikan University. Email: inabak@ec.ritsumeikai.ac.jp

***Professor, Department of Economics, Ritsumeikan University. Email: khata@ec.ritsumeikai.ac.jp

to examine the variation in housing supply across Chinese cities with our focus on urban development and land use control. The urban growth model is employed to capture the relationship among land-use control, urban characteristics, and housing supply. Using panel data for 35 Chinese cities over the year 2002 to 2010, the result shows that land supply and housing price are the main factors that affect housing supply. However, the impacts of land price and urban attributes are insignificant.

Chapter 2 begins with a brief summary of both the previous empirical studies and the development of the theoretical model on housing supply. Chapter 3 discusses the model derived from the urban growth model. The model captures the impact of urban growth and land-use controls on housing supply. The chapter also includes data description. The estimated results are reported and discussed in Chapter 4. Chapter 5 is the conclusion with the main findings and a further plan for future study.

2. Literature review

Two approaches, the reduced-form and structural approaches are often used to estimate the relationship between housing construction and housing price. In the former approach, housing supply and demand function is combined into a single reduced equation form. The price elasticity of housing supply is derived from the coefficients on supply and demand shift parameters in the reduced regression form. Earlier empirical studies on housing supply tend to use this approach such as Muth (1960), Follain (1979), Stover (1986), and Olsen (1989). Most of their studies failed to reject the hypothesis that housing supply is perfectly elastic. Thus, the researchers inferred that the supply curve for new housing is perfectly elastic.

On the other hand, recently there have been several attempts to build a structural model of housing supply. The theoretical underpinning of such literature comes from one of two sources: the investment theory and urban spatial theory. The main difference in these approaches lies in treating land, which is the most important factor (Denise Dipasquale, 1999). The studies based on investment theory, which treats land the same as other variables such as capital and labor, but ignore the special characteristic of land. Meanwhile, studies based on urban theory explicitly incorporate the land market into the theory. In this approach, land is treated as different one from others as the supply is limited even in the long-run. This section is not an overall review of empirical researches on housing supply, but a particular focus on the literatures based on urban growth and land development theory.

2.1 Variations in housing supply and its alternative explanations

Malpezzi and Mayo (1997) argue there are significant differences in supply elasticities across countries; and that these differences may be due to the stringency of the regulatory framework in place for land and housing development. Their findings have been supported

by numerous studies. For example, Malpezzi and Maclennan (2001) estimate long-run housing supply elasticity for US and UK respectively, and report a higher estimated elasticity due to different regulatory and financial environments. Similarly, Mayo and Sheppard (1996) compare the housing supply in three rapidly growing countries: Malaysia, Thailand, and Korea. They present estimates of the price elasticity of housing supply for each country and confirm that differences in the planning between countries result in different supply elasticities.

What is true across countries may also be true across cities, with significant local variation in land use and other regulatory practices (Green, Malpezzi and Mayo, 2005). Studies of Goodman (1998) and later literatures such as Richard and others (2005) provide strong evidence to prove that supply conditions to vary from place to place even within the country.

2.2 Urban growth and housing supply

Richard K. Green et al. (2005) examine how urban form can influence supply elasticities. They first estimate supply elasticities for 44 U.S. metropolitan areas following a model based on the theory of urban form suggested by the work of Capozza and Helsley (1989), and Mayer and Somerville (2000). They find that estimates of the price elasticity of housing supply varied substantially from place to place. Richard et al. (2005) similarly believe that metropolitan areas, that were heavily regulated, exhibit lower elasticities. In addition, they also find that while regulation and density (urban form) play essential roles in explaining variation in elasticities, urban growth rates and city size do not in predictions of the model.

Unlike Richard et al. (2005), Edward L. Glaeser et al. (2005) pay particular attention to how the role of housing supply plays in mediating urban dynamics. Their focus is on how the nature of supply impacts the urban dynamics. They further argue that the housing supply has become inelastic in some places because of restrictive zoning and other land-use controls. They develop an empirical framework that integrates heterogeneity of the housing supply into studies on urban change. They find that a shock will have bigger impacts on wage and house price growth, and smaller impacts on population growth in places with more inelastic housing supply. In addition, they provide evidence that where land use control is less strong, the population response to positive labor demand shocks is stronger. Thus, they infer that housing supply is crucial not only for understanding changes in population within metropolitan areas, but also changes in prices within those areas as well.

2.3 Land-use regulations and housing supply

There is a growing body of theoretical and empirical literatures, which explore effects of land controls on urban form, development pattern, and the price of housing. Further, most of these studies infer that areas with strict controls have higher housing prices. However, Christopher J. Mayer and C. Tsurriel Somerville (2000) point out that such an exclusive

focus on housing prices is problematic since researchers cannot have direct measurement, whether higher prices are resulted from higher demand or lower supply. The authors further present a theoretical framework to describe the relationship between land use control by the local government and new residential construction. Using quarterly data on a panel of 44 metro areas from 1985 to 1996 in the U.S. they find that land-use regulations have significant impacts on housing supply. They not only lower the steady-state new construction, but also lessen the speed of developers responding to demand and cost shocks.

Mayer and Somerville (2000) estimate a supply equation for new single-family residences which reflects the role of land in producing new housing and the theoretical treatments of urban growth. Further, in their former paper, housing starts are best described as a function of changes in current and lagged house prices rather than of their level. House prices regulate the stock of housing and balance aggregate supply and demand for residential space. The article further states that the level of house prices ensures a spatial equilibrium among residents of a given city. Thus, changes of housing price depend on the city size, its growth, and the opportunity cost of additional land. In the Mayer and Somerville model, new construction is modeled as a function of changes in housing prices, changes in the cost of capital, and changes in construction costs. Using national data, they find that both large, slow-growing cities and smaller, fast-growing cities can have high house prices, yet these two types of cities will have unique patterns of housing construction.

Contrast to the prior research, the latter add land-use controls on their model concept, and the result shows that housing starts in cities with more extensive land-use regulations is the lower 45 percent than cities are less regulated. Panel data reveal collected national data may slightly overestimate the price elasticity of new construction and underestimate the time needed to respond to price shocks. Likewise, we also have Braid (2001), in which the urban growth model is extended by taking land redevelopment and housing deterioration into account, and develop a method for tracing perfect-foresight growth paths for an urban area. Computer simulation for growth with myopic expectations is also conducted, and the results show significant differences between myopic growth and perfect-foresight growth.

Their study shows that housing supplies are significantly correlated to urban form and local land use controls. However, in China, there is an obvious lack of studies on reuniting housing supply and urban growth. They are treated as two separate ideas and land control is normally ignored in analyzing housing supply for a long period. Furthermore, most of the studies focus on the relationship between the housing price and land price in China. Limited studies combine land use control with housing supply. Nevertheless, we still have a couple of exceptions. Wang Bin and Gao Bo (2009) present an influential discussion of housing supply elasticity variation in China. They find that credit, land supplying and construction costs elasticity of supply were significantly different by region. Besides, the study of Yuming Fu et al. (2007) uses a structural model to explain housing supply

elasticity across Chinese cities. They found that supply elasticity increases with fixed investment and urban area expansion in the city while it is independent of urban size and density, cities experiencing stronger growth tend to have lower housing supply elasticity. In fact, the previous studies on Chinese housing market have not addressed whether land-use controls will lead to a significant variation in housing supply across cities. Moreover, the studies have not fully considered the role of distinctive urban features and urban housing climates in affecting housing supply. It would thus be of interest to learn how different urban features and local land-use controls will affect housing supply.

2.4 The urban growth model

This section introduces original concepts of the urban growth model first developed by Richard J. Arnott (1980) and afterwards advanced by Capozza and Helsley (1989).

2.4.1 A general urban growth model with durable housing

The city's population is exogenous. There are $N(t)$ identical residents who receive their utility from two commodities: housing services L and other goods X which is numeraire. $Y(t)$ is the residents' income which is derived solely from labor, and thus is exogenous. The only land use is housing. First-order conditions for maximized consumer utility hold when the marginal rate of substitution between housing and other goods equals the ratios of their respective prices. The individual lives at that location where the increase in transport costs from moving a near place to the central business district offset the housing rent decrease. The builder has perfect foresight by choosing housing density, which depends on land value and the construction time to realize a maximized profit. Since individuals are identical and the economy is competitive at each point, housing rents should be positively related to the distance between the household location and city center so that there is no utility difference among residents locating at non-identical area. Their model is different from residential location theory in several respects. Hence, housing density at a particular location is determined by the value of land there at the time of development rather than land rent (in residential location theory). In addition, a builder is assumed to have perfect foresight. Unlike the static model, their model stresses the importance of expectations in determining the pattern of spatial growth of the city. It is straightforward that Richard's model has strict assumption and does not take land-use regulation into account.

2.4.2 Urban growth and land development model

The model assumes that an urban area is located on a homogeneous plain 2ϕ radians of which is suitable for construction use. The urban area available for housing construction is not only related to the landform, but also related to the household density in the interior of the city. It is obvious that a larger ratio of the hilly area to the total urban area will put the city at a serious disadvantage for developing new constructions. Furthermore, the higher the population density is, the more difficult for developers to acquire land for new constructions. The utility function $U(X, L)$ is homogeneous of degree 1, continuous and increasing in X and L . Lot sizes are fixed at \bar{L} units per household. Separate households

live on annular lots at different distance from the central business district (CBD) a point in space at which all non-residential activity takes place. Every day, each household commutes to and from CBD to work and go to shopping, and locations are indexed by their distance z from the CBD. The cost of commuting a unit of distance is a positive constant T . If a household lives at a distance z , he has a commuting cost Tz .

Their model shows that if landowners have perfect foresight and the land market is competitive. The price of land equals to the present value of expected land rents. The value at time t of a unit of developed land at location z consists of three items: the present value of agricultural rent A at time t up to the conversion day; the present value of urban rent from the conversion day onward, and the present value of the conversion cost at t^* which denotes the best construction time.

According to Capozza and Helsley (1989) developers realize their profits maximized by choosing the best conversion time t^* . Land is only developed when rent in the urban use, R , equals the opportunity cost of land plus the opportunity cost of conversion capital. The boundary of the urban area at time t , \bar{z} , can be implicitly defined by

$$R(t, \bar{z}) = A + rC, \quad (1)$$

where A is the agriculture rent, and r is the discount rate (often measured by the interest rate), and C is the cost of converting a unit of land from agricultural to urban use. Since each household consumes a fixed lot size \bar{L} , thus we can measure the city area by $N(t)\bar{L}$ (with a number of household $N(t)$) which can be computed by the sector dimensions:

$$N(t)\bar{L} = \phi z^2(t), \quad (2)$$

The locations of households are assumed close-set and there is no land undeveloped interior of the city. Hence, solving $z(t)$ from the Equation (2) yields

$$z(t) = \left[\frac{N(t)\bar{L}}{\phi} \right]^{1/2}. \quad (3)$$

Then we consider city expanding in annular to accommodate all the increased households. New construction occurs only at the fringe of the city. If urban growth is assumed to increase exponentially at a constant rate g , current land price accordingly depends on the city's expected growth rate. It can be described as follow:

$$P(t, z) = A/r + C + (T/r)[z(t) - \bar{z}] + T \cdot \frac{g/2}{r(r-g/2)} \cdot z(t), \quad (4)$$

where the land price mainly consists of four items. The first item in Equation (4) is the agricultural rent; the second item is the construction cost; the third item is the location advantage rent for household indexed by $z(t)$, and the final term is the value of the anticipated future rent increase at location $z(t)$ when the urban areas expand exponentially. Chapter 3 discusses our model developed based on the urban growth theory and

describes the data for estimation.

3. Methodology and data

The general model can be extended in numerous directions. The urban growth and land development model in Capozza and Helsley (1989) is well cited by other papers, such as Mayer and Somerville (2000), and Green et al. (2005). In this article, we also follow the theoretical framework of Capozza and Helsley (1989) and an empirical framework suggested by Mayer and Somerville (2000a, 2000b). We assume developers are perfectly foresight, and they can maximize their profits by choosing the best construction time t^* (time to convert agriculture land to urban use). They can smooth their products by delaying the period of construction time to get maximized profits according to their expectation of the price changes in the future. We ignore land redevelopment and assume all the land has been developed in the interior of the city. The housing price equation (Equ. 4) can be rearranged. Hence, we obtained Equ. 5 which is the inverse function of Equ. 4. Urban size at time t which can be measured by the distance from the city center to the city border can be treated as a function of housing price.

$$z(t) = (r - g/2) \left[\frac{P(z, t) - C}{T} - \frac{A}{Tr} + \frac{\bar{z}}{r} \right], \quad (5)$$

where g denotes the urban growth rate. In general, g is measured by the urban area expanded or the population increase in one year. Similarly, we will include both two indexes into our empirical model to examine the effect of urban growth on housing construction. It is assumed that there is no land undeveloped, and no redevelopment is allowed in the interior of the city. In addition, each resident takes up a space of \bar{L} housing. House stock of a mono-centric city with 2ϕ radians at time t can be described by

$$HS_t = N(t) \cdot \bar{L}, \quad (6)$$

where HS_t is the equilibrium housing stock at time t and $N(t)$ is the number of households at time t as defined above.

After taking consideration of adding the assumption that urban city grows exponentially at a constant rate g , the equilibrium housing stock can be described as follow:

$$HS(t) = \phi \left\{ (r - g/2) \left[\frac{P(z, t) - C}{T} - \frac{A}{Tr} + \frac{z(t)}{r} \right] \right\}^2. \quad (7)$$

When there is a demand shock, new constructions are required to accommodate the increased demand. New construction can be treated as the change of housing stock. The change in housing stock between two periods, t and $t-1$, can be captured by the following Equation,

$$\Delta HS = \frac{\phi(r-g/2)^2}{Tr} [P(z(t), t) - P(z(t-1), t-1)] \cdot [rP(z, t) + P(z(t-1), t-1) - 2rC + T[z(t) + z(t-1)]] \quad (8)$$

Thus, housing stock changes can be treated as a function of the changes in housing price, urban growth, construction cost and other variables as described in Equation (9).

$$\Delta HS = F(\phi, g, r, T, C, P). \quad (9)$$

where ΔHS is a flow variable usually measured by the new constructions. Unlike developed countries such as the United States and the United Kingdom, China is not possessed of data directly related to the housing stock. Thus, this specification helps us to overcome the difficulty in collecting housing stock data.³⁾ Implications of this expression are as follows: as the city size expands, the more outputs are supplied. The theories based on the previous studies also suggest that as population, housing price and its changes rise, so do the new constructions. Furthermore, ϕ , the radians of the plain, implying the area available for construction use, is assumed negatively related to the population density since area with densely populated tends to increase the difficulty for developers to conduct new construction. The higher the population density is the more difficulties developers face to conduct new constructions.

Suggested by Mayer and Somerville (2000a, 2000b), we estimate a housing supply equation with new housing as a dependent variable and include urban attributes, land-use controls and housing prices as independent variables. Interest rate and construction costs are not included into the model since there is no significant difference for cities in national wide. However, we take a variable of land supply into our empirical model with consideration of the special characteristics of the Chinese housing market. Because as a main input during housing production, land is strictly regulated by the local market, which may be responsible for the low elasticity of housing supply in China.

Hence, we design our empirical model to examine housing supply determinants for cities with change of housing construction as a dependent variable and include population density (*den*, with an expected negative sign), urban population (*pop*, with an expected positive sign), urban sprawl (*buu* used to grasp the changes in commute cost, with an expected positive sign), and urban land-use regulation as explanatory variables. Two indicators of land-use regulations, land supply (*ls*, with an expected positive sign) and land price (*lp*, with an expected negative sign) are both included into the empirical model.

Panel data on 35 Chinese cities for the years 2002 to 2010 are provided by the National Bureau of Statistics in China: the *Main Indicators of Real Estate Projects in 35 Large and Medium-sized Cities*, published by the Press of China Statistics.⁴⁾ For each of the cities, we have observations of housing prices, housing construction, land availability and some other observations on urban characteristics such as the density, urban built-up areas and urban populations. While most existing studies on housing supply use national data, the present paper use panel data for empirical analysis. Since there are significant variations in the

local housing market among the Chinese cities, the panel data can help us to overcome the biases caused by using national data.

The definition of the variables and data sources is described as follows:

New housing construction (Housing completions)

Two residential construction measures: the real value of residential construction in each country and either starts or completions are often used to estimate housing construction. We have complete data for space of housing completions. Series of housing completions from the year 2002 to 2010 is provided by the Main Indicators of Real Estate Projects in 35 Large and Medium-sized Cities (China Statistical Yearbook, 2011⁵⁾).

Housing Prices

Literatures on developed countries like the U.S. often use repeat sales price index and a hedonic house price series as a price variable in the supply equation. However, such data is not available in China. Thus, we measure housing prices with the average selling price of residential housing in each city, which is calculated by dividing the aggregate sales value by the total space housing sold. This housing price measure cannot reflect quality improvements in housing stock, a quality-adjusted housing price index or a repeated-sales housing price index is not available for Chinese cities as argued in Liu Hongyu and Shen Yue (2005).

Land-use regulations

We include two measures of land control, including land supply and land price. Land supply and land price are the two most important ways for local government to regulate the land market. We use the land space purchased by the developers in one year as a land supply measurement. Data on land supply come from "the Main Indicators of Real Estate Projects in 35 Large and Medium-sized Cities", China Statistic Yearbook (2011), compiled by the National Bureau of Statistics of China. Land price is measured by the land price for residential construction use and sources from "China Urban Land Price Dynamic Monitor" released by the China Land Price Information Dynamic Publishing Platform.

Urban attributes

We use built-up area in one year to measure urban sprawl, and use urban population to measure the size of the city, and we also have data of urban population density. Data of urban attributes mainly come from "the City Statistic Yearbook (2011)" and "the China Real Estate Statistic Yearbook (2011)".

Table 1 reports descriptive statistics for all the variables used in the empirical analysis. The coefficient of variance (Standard.Dev/Mean) is also included in Table 1 to show the dispersion of variables mentioned in our paper.

Table 1 Descriptive Statistics for Variables

Variable	Mean	Median	Maximum	Minimum	Standard. Deviation	Coefficient of Variation
Housing completions (10 000 Sq.m)	586.885	414.34	3380.12	41.10	561.24	0.956
Housing price (RMB/sq.m)	4057.89	3197.00	18954.00	1202.00	2739.93	0.675
Urban Population (0, 000)	646.66	571.02	33.3.45	64.10	508.92	0.787
Built up area (0, 000 Sq.m) ⁶⁾	325.16	234.50	1350.00	33.64	262.00	0.806
Density (Person/Sq.m)	635.44	578.68	2253.00	105.12	408.74	0.643
Land supply (0, 000 Sq.m) ⁷⁾	418.39	313.33	2092.50	13.87	370.36	0.885
Land price (RMB/Sq.m)	3911.64	2210.00	22927.00	432.00	4411.134	1.128

Note. Housing stock changes are measured by new completions of residential constructions. Measures for urban attributes include urban population, built-up area and population density. Two indicators for land regulation are land supply and land price.

4. Estimated results

Several regressions are conducted to find out the causes that lead to housing supply variations across the Chinese cities. The main focus is on whether variations in urban characteristics and local land-use regulations are the principal causes of discrepancies of housing supply among different cities. We estimated the housing supply function suggested by the urban growth model, in which housing supply is mainly correlated to housing price, urban growth and land-use regulation. We construct a double logarithmic model to explore the determinants in affecting housing supply elasticity. All the variables are expressed as natural logarithms. Thus, the estimated coefficients of housing price can be interpreted as housing supply elasticity. Our regression model is described by Equation (10).

$$\begin{aligned} \ln(\text{completions}_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P_{i,t}) + \alpha_2 \ln(\text{den}_{i,t}) + \alpha_3 \ln(\text{pop}_{i,t}) \\ & + \alpha_4 \ln(\text{bua}_{i,t}) + \alpha_5 \ln(\text{ls}_{i,t}) + \alpha_6 \ln(\text{lp}_{i,t}) + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

where $i=25$ cities, and $t=2002, 2003 \dots 2010$. The dependent variable is the changes in housing stock, which we measure as space of housing completions (*completions*). The urban attributes are characterized by density, population, and by city built-up area. Alternatively, land-use regulation is characterized by land space purchased by the developers in one year (*ls*) and land price (*lp*).

It should be noted that using panel data may encounter the problem of heteroskedasticity and autocorrelation. In that case, the OLS (Ordinary Least Square) estimator will be

Table 2 Regression results with the dependent variable of

Variable	I	II	III
$\ln(P)$	0.638*** (9.164)	0.672*** (11.042)	0.557*** (6.707)
$\ln(pop)$	0.082 (1.311)	0.075 (1.261)	-0.110 (-1.533)
$\ln(den)$	-0.252* (-1.944)	-0.247* (-1.968)	-0.917 (-0.847)
$\ln(bua)$	-0.171 (-1.569)	-0.181* (-1.861)	-0.118 (-0.929)
$\ln(ls)$	0.352*** (10.728)	0.356*** (10.895)	0.159*** (4.787)
$\ln(lp)$	-0.001 (-0.009)		
AR(1)			0.461*** (9.821)
Constant	0.844 (0.909)	0.587 (0.657)	2.747** (2.363)
DW-statistic	1.389	1.400	2.451
R^2	0.831	0.834	0.901

Note. t-values in parenthesis. ***1% significance **5% significance *10% significance.
Dependent variable is the natural log of completed housing constructions \ln (completions).

not efficient. To avoid these problems, generalized least squares (GLS) method, is employed instead of OLS estimation method. Furthermore, an AR(1) item is included to avoid autocorrelation. The estimation results are presented in Table 2.

The first regression includes all the main variables. In all three cases housing price is the most notable factor affecting housing supply. The estimated coefficient of housing price is significantly greater than zero. It implies that space housing completions increase significantly as housing price increases. However, the effects of urban attribute which are characterized by the population, density, and the built-up area are uncertain. Case II reports negative estimations of the coefficient of built-up area and density at 10% significance level after excluding the variable of land price. The results are consistent with the fact that a city with a higher population density makes it more difficult to available additional land to develop new construction for developers.

The estimated coefficients of land supply in all cases is significant. However, the estimated coefficient of land price is not significant. AR(1) is used to correct for autocorrelation. The estimated results show land supply is a significant factor in influencing housing supply for Chinese cities, while the variable of land price is not significant. Furthermore, this finding is similar to Wang and Liu (2009) in which they concluded that land supply increase moves the action to the housing supply very apparent, while the effect of the land price on housing supply is insignificant. The result can be interpreted that land supply is strictly controlled by local government in China and may lead to an inefficient land market. Although the estimated coefficient of the population is insignificant. Case III shows housing price, urban attributes and land supply can explain more than 80% percent of the variation in housing supply.

Table 3 Estimation results for three regions

Independent variables Method	Eastern cities		Middle cities		Western cities	
	FE	Pooled EGLS	FE	Pooled EGLS	FE	Pooled EGLS
$Ln(P)$	0.521*** (0.093)		0.864*** (0.152)		0.720*** (0.118)	
$Ln(pop)$	0.172* (0.102)		-0.005 (0.116)		-0.749*** (0.172)	
$Ln(bua)$	0.105 (0.132)		-0.501** (0.233)		-0.060 (0.205)	
$Ln(den)$	0.509* (0.273)		-0.688 (0.587)		-0.823*** (0.102)	
$Ln(ls)$	0.406*** (0.050)		0.213*** (0.067)		0.200*** (0.059)	
R^2	0.871		0.811		0.831	
Observations	140		81		81	

Note. t-values are in parentheses. ***1% significance **5% significance *10% significance
Cities are divided into three regions according to their geographic position.

Previous studies by Yuming Fu et al (2007), Wang Bin and Gao Bo (2011), and Wong Songbo et al. (2012) argued that the geographical constraint plays critical roles in determining housing supply elasticity. To examine the above argument, we divide these cities into three regions and conduct regressions in each region.

The results are reported in Table 3. For each of these three regions, the estimated coefficients of housing price and land supply are still all significant. Moreover, the results reveal that the magnitude of the estimated coefficients of housing price and land supply are different. The results also imply that housing price plays a vital role in affecting housing supply in the midland cities and western cities, while land supply has the greatest power in influencing housing supply in the eastern area. The space of land available to conduct new construction is limited in eastern city, which is experiencing a rapid urban growth and are usually with a higher density of population. In contrast, it is less difficult to obtain additional land for construction use in western and the midland regions with lower population density. The population which may indirectly reflect the huge demand in the eastern region affects housing output. Unlikely, the estimated coefficient of population in the western and the midland region is not significant.

In general, the results reported in Table 3 reveals that geographical position is also a significant factor in determining housing supply elasticity. The estimated coefficient of housing price can be interpreted as the elasticity of housing supply, which reflects the response speed of developers in front of the changes in housing price. It implies that housing developers in the midland cities and the western cities are more sensitive to housing price than those in the eastern cities. In contrast, developers in eastern cities seem to more sensitive to land supply than those in the midland cities and the western cities. Hence, based on the estimated results, several suggestions are given to policy makers. For the eastern cities, land use control is the most effective method to control housing supply, while housing price is the biggest determinant in affecting housing supply for middle and

western areas. Housing market regulations should be correspondingly based on the changed climate of the housing market in different regions.

5. Summary and conclusions

Investigations on housing supply variation across cities and regions find that housing price and land supply are two predominant effective factors in influencing housing supply for developers. Housing supply is significantly related to the change of housing price. Furthermore, land supply plays a more crucial role in affecting housing supply than land price. This is related to the fact that land supply is strictly controlled by the local government. Land price does not play its due diligence in regulating land market. Further, regressions are performed to find out the determinants of housing supply for diverse regions. The results suggest that housing price and land supply are significantly positive to housing supply in all cities. However, the degree of influence may be different. For middle and western cities, housing price is the most significant determinant in affecting housing supply, while for eastern cities, land supply is almost equally important as housing price. Thus, regulations suitable for local housing market conditions are strongly suggested to local government. Although the variation in housing supply across cities has been examined, further research on housing supply variation among different housing type is also needed. In the next research, we intend to investigate housing supply variation between housing types considering that housing is mainly consisted of residential housing, office housing, business use housing and others. We need further work to explore the effect of the local government regulations on housing construction.

Notes

- 1) The results of relative work were presented on the 8th Annual Conference of Asia-Pacific Economic Association (APEA), Singapore, June 28, 2012.
- 2) See Cappzza and Helsley (1989) for more details about the original model of land development and the urban growth.
- 3) Several studies use the space of housing per capita multiplied by population to derive housing stock since the housing stock data is not available.
- 4) 35 cities include 4 Municipalities directly under the Central Government (Beijing, Tianjin, Shanghai, and Chongqing), one Special Economic Zoon (Shenzhen) and 30 provincial capitals with the exception of Lhasa which is the capital city of Tibet.
- 5) Follain (1979): A measure of the value of the stock of housing: net stocks, lagged one year, including nonfarm dwellings 1-4 units, nonfarm dwellings 5 or more units, farm dwellings, mobile homes (farm and non-farm), no housekeeping buildings, and equipment. Richard K. Green, Stephen Malpezzi and Stephen K. Mayo (1999): Percentage change of housing stock is derived from the number of housing units for which building permits were issued, multiplied by 2.5, divided by population. Long Fenjie et. al. (2008) uses housing completions while Wang Bin, Gao Bo (2010) uses new starts of residential building to measure the quantity of housing

supplied.

- 6) In China, built-up area is defined as a largely continuous area covered by urban facilities. It is generated by the Ministry of Housing and Urban-Rural Development (MOHURD). This paper treats it as a good proxy of urban sprawl.
- 7) Distribution of benefits of lands, land supply, plan of land utilization and land price are the most important ways to regulate land market for government.

Reference

- [1] Blackley, Dixie M. and James R. Follain. (1991). An Econometric Model of the Metropolitan Housing Market. *Journal of Housing Economics*. 1(3), 140-167.
- [2] Capozza, Dennis R. and Robert W. Helsley. (1989). The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth. *Journal of Urban Economics*. 26, 295-306.
- [3] Chow, Gregory C and Linlin Niu. (2010). Demand and Supply for Residential Housing in Urban China. *Journal of Financial Research*. 35, 1-11.
- [4] Dipasquale, Denise. (1999). Why don't we know more about housing supply. *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 18 (1), 9-23.
- [5] Follain, James R. (1979). The price Elasticity of the Long-Run Supply of New Housing Construction. *Land Economics*. 55, 190-199.
- [6] Fu, Yuming, Siqu Zheng and Hongyu Liu. (2011). Examining Housing Supply Elasticity across Chinese Cities: a Structural Approach. Draft version of August 2011.
- [7] Gao Bo and Wang Bin. (2008). Empirical Analysis on China Regional Differences in Real Estate Demand Elasticity. *Modern Economic Science*. 30(1), 1-7.
- [8] Glaeser, E. L. J. Gyourko and R. E. Saks. (2005). Urban growth and housing supply. *Discussion Paper Number 2062*, Harvard Institute of Economic Research.
- [9] Goodman, Allen C. (2005). Central cities and housing supply: Growth and decline in US cities. *Journal of Housing Economics*. 14, 315-335.
- [10] Green, Richard K. Stephen Malpezzi, Stephen K. Mayo. (2005). Metropolitan-Specific Estimates of the Price Elasticity of Supply of Housing, and Their Sources. *The American Economic Review*. 95(2), 334-339.
- [11] Gyourko, Joseph. (2008). Housing Supply. *Paper Presented to the Annals of Economics*. August 25.
- [12] Jayantha, Wadu Mesthrige and Stephen Siu Yu Lau. (2008). Floor space per person and housing development: an urban growth approach to estimate housing supply in Hong Kong. *Urban Policy and Research*. 26(2), 177-195.
- [13] Mayer, Christopher J. and C. Tsurriel Somerville. (2000). Residential construction: using the urban growth model to estimate housing supply. *Journal of Urban Economics*. 48, 85-109.
- [14] Mayer, Christopher J. and C. Tsurriel Somerville. (2000). Land use regulation and new construction. *Regional Science and Urban Economics*. 30, 639-662.
- [15] Muth, Richard F. (1960). The Demand for Non-Farm Housing. In: Arnold C. Harberger *The Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press. 29-96.
- [16] Muth, Richard F. and Allen C. Goodman (1989). *The Economics of Housing Markets*. Switzerland: Harwood Academic Publishers. 1-143.
- [17] Malpezzi, Stephen and Duncan Macleannan. (2001). The Long-Run Price Elasticity of Supply of New Residential Construction in the United States and the United Kingdom. *Journal of Housing Economics*. 10, 278-306.

- [18] Mayo, Stephen and Stephen Sheppard. (1996). Housing Supply under Rapid Economic Growth and Varying Regulatory Stringency: An International Comparison. *Journal of Housing Economics*. 5, 274-289.
- [19] Olsen, Edgar O. (1987). The Demand and Supply of Housing Service: A Critical Survey of the Empirical Literature. In: E. S. Mills *Handbook of Regional and Urban Economics*. New York: Elsevier. 2-25.
- [20] Quigley, John M. (1999). Real Estate Prices and Economic Cycles. *International Real Estate Review*. 2(1), 1-20.
- [21] Ralph M. Braid. (2001). Spatial Growth and Redevelopment with Perfect Foresight and Durable Housing. *Journal of Urban Economics* 49, 425-452.
- [22] Stover, Mark Edward. (1986). The Price Elasticity of the Supply of Single-Family Detached Urban Housing. *Journal of Urban Economics* 20, 331-340.
- [23] Topel, Robert and Sherwin Rosen. (1988). Housing Investment in the United States. *Journal of Political Economy*. 96(4), 718-740.
- [24] Stover, Mark. (1986). The price Elasticity of Supply of Single Family Detached Housing. *Journal of Urban Economics*. 20, 331-340.
- [25] Struyk J. Raymond. (1977). The need for Local Flexibility in U.S. Housing Policy. *Policy Economy*. 96(4), 18-40.
- [26] Wang Songtao and Liu Hongyu. (2009). The effect of land supply policy on housing supply and housing prices. *China Civil Engineering Journal*. 42(10), 116-121.
- [27] Wang Songtao, Su Hanchan, and Bohua Xu. (2012). Estimates of price elasticity of new housing supply and their determinants: evidence from China. *Journal of Real Estate Research*. 34(3), 311-344.

228

THE HOUSING SUPPLY ELASTICITY AND ITS DETERMINANTS: EVIDENCE FROM CHINA¹Ping GAO²

Abstract

Using panel data for 35 cities in China from 1992 to 2009, this article estimates the flow model and the stock adjustment model based on the work by Malpezzi and Maclennan (2001). The flow model represents an implied housing supply elasticity varying from -0.004 to 0.819. In contrast, the stock adjustment model yields a slightly lower estimation ranging from -0.002 to 0.419. A further examination of the determinants of housing supply elasticity suggests that housing supply is not only significantly influenced by housing prices, but also by land-use regulations as well as the lagged housing stock.

Keywords: Housing supply elasticity, housing stock, land regulations

JEL Classifications: R31

¹ This paper is based on the work presented at the APEA Conference (Singapore, June, 2012) and the Japanese Economic Association Conference (Japan, October, 2012). Useful comments received from the discussants are greatly appreciated.

² Graduate of Economics, Ritsumeikan University, Japan. E-mail: gr0079ee@ed.ritsumei.ac.jp.

I. INTRODUCTION

Housing constructions play a critical role not only in economic development, but also in affecting the household welfare. Given the importance of housing constructions, additional efforts in this field are thus justified. The vital importance of housing supply for market analysis and policy making has been stressed several times. For example, as Malpezzi and Maclennan (2001) argued, '...most housing models and policy analysis hinge on explicit or implicit estimates of the price elasticity of housing supply, does the market respond to demand side shocks with more supply or higher prices?' In fact, the Chinese housing market has experienced rapid growth since the housing system reform, which was implemented in 1998. As a result, the demand of housing was enormously stimulated. Afterwards, housing prices jumped from 1,854 RMB (the Chinese Yuan) per square meter in the year 1998 to 4,725 RMB per square meter in 2010 (with an average annual growth rate of nearly 12%), and caused a genuine concern in recent years. Consequently, a series of regulations have been implemented by the Chinese government to intervene in the housing market and to avoid overheating and possible bubbles. The interventions include interest rates adjustments, reducing and exempting real estate taxes and fees, and reducing land rents. An evaluation on pros and cons of policies requires a thorough understanding of both sides of housing demand and housing supply. However, while there are already extensive studies, which focus on the housing demand, few attentions have been paid to the housing supply.

This article focuses on the supply side. The reduced-form approach is used to estimate housing supply elasticity. It also examines the housing supply determinants in the Chinese housing market. Several questions will be explored. First, how elastic is housing supply in China? Second, do the flow model and the stock-adjustment model report the same housing supply elasticity? Finally, does land regulation play a crucial role in affecting housing supply elasticity?

The following section summarizes the existing literature. Section 3 discusses the methodology. Section 4 shows the estimated results. The final section discusses the main findings.

II. LITERATURE REVIEW

A comprehensive review of the previous studies can be found in DiPasquale (1999), who provides an excellent summary of the issues on the supply of housing. However, this study discusses current studies on the latest developments in economics of housing supply. It pays particular attention to the most-recent studies, which focus on the supply of housing in China. In particular, its main focus is on the following disquieting issues. What is known concerning the approaches of housing supply research? What is the appropriate functional form for housing supply equations? What is known concerning determinants of housing supply? What appear to be the major determinants of the estimated housing supply elasticity in the previous studies?

One of the major continuing questions concerning housing supply is just how sensitive supply is to changes in prices. A perfectly elastic housing supply is supported by the earlier studies of Muth (1960), Follain (1979) and Stover (1986). Muth (1960) is generally cited as the first empirical research on the relationship between housing prices and housing supply. Using a regression model and the national data, he attempts to examine the relationship between new housing outputs and housing prices in the United States, but finds no statistically significant

relationship. Alternatively, Follain (1979) applies Muth's model to a longer and more recent period with full consideration of serial correlation or the possibility of simultaneity bias between prices and quantity of new constructions. He got a similar finding to Muth (1960). Afterwards, Stover (1986) and Olsen (1987) present a compelling argument on the method and data used in Follain (1979) and Muth (1960). Stover stresses that there might be aggregation bias existed when national data is used and consequently, and estimates price elasticity using cross-section data from 61 metropolitan areas of the United States. However, he still does not find any significant relationships between new housing supply and housing price. The result can be treated as evidence to support a perfect elasticity housing supply in the United States. Further, Olson (1987) points out that there might be some misspecifications in Muth's (1960) and Follain's (1979) studies. He argues that if the relationship between housing price and input costs (capital cost, land cost, and labor cost) is correctly specified, then the coefficient on quantity is zero regardless of the elasticity of supply. As a result, the supply function with price as the dependent variable should have either input costs or housing output on the right-hand side, but not both. Since the goal of the analysis is to examine the relationship between long-run supply price and housing construction, input costs should not be included in their estimation. Input costs mean capital costs, construction costs, land costs and labor costs. Generally, input's costs fluctuate under the regulation of the government. Unfortunately, he fails to provide empirical evidence. In general, most of the above researches use a reduced-form model to examine the relationship between housing supply and housing price. The price elasticity of housing is derived from the coefficients on supply and demand shifters in the reduced form regression. Although various approaches have been utilized in previous studies, the reduced-form model is frequently employed. Two recent studies by Mayo and Sheppard (1996) and Malpezzi and Maclennan (2001) also apply such approaches to comparative studies between countries.

However, one unusual characteristic of housing supply is that the short to medium supply curve for housing embeds a fundamental asymmetry and can be probably best be viewed as kinked. When housing demand falls, the market cannot easily adjust the supply of housing downward because housing is so durable. On the other hand, under absent constraints on land supply, the market should be able to absorb increases in demand. Of course, it has been the case recently that the strong national market for new construction has led to material and labor shortages that have, in turn, driven up prices of materials and labor. This suggests that housing supply is not perfectly elastic in the face of increased demand, at least in the short run. Furthermore, due to a long construction period and the relatively small effect of annual construction on the total stock of housing, housing supply responds on partially to cyclical movement in demand (Arnott, 1987). Unlike the earlier studies, Poterba (1984), Topel and Rosen (1988), and Dipasquale and Wheaton (1994) employ the structural approach to estimate housing supply elasticity directly and finally provide evidence to support a less than perfectly elastic housing supply. In an effort to make a good comparison, later research by Blackely (1999) estimates the alternative models mentioned above using the annual aggregate data with a longer time span from the United States.

On the other hand, the urban growth model takes full consideration of the role of land, which is superior to other models based on investment theory. Capozza and Helsley (1989) originally develop a simple model in which capital is durable and landowners have perfect foresights, and show that land price has four additive components: the value of agricultural land rent, the cost of conversion, the value of accessibility, and the value of expected future rent increases. As

an extension of Capozza and Helsely (1989), Mayer and Somerville (2000) develop an urban growth model to estimate housing supply in the U.S. using the data from the year 1976 to 1987. Furthermore, they argue that new construction should be a function of changes in housing prices and construction costs rather than their levels. Their estimates suggest a fairly moderate response of supply to house price changes. The results reveal that a 10% rise in real house prices leads to a 0.8% increase in the housing stock. Green et al. (2005) estimate separate supply elasticity for 45 metropolitan areas of the United States following a model based on a theory of urban form suggested by the work of Capozza and Helsley (1989), and Mayer and Somerville (2000). They find housing supply elasticity to vary substantially from place to place due to different degrees of regulations. Table 1 shows the estimated results of previous studies on housing supply elasticity.

Table 1. A wide Range of the Estimated Housing Supply Elasticity

Argument	Studies	Study area	Data used	Estimates
I. Perfectly elastic housing supply	Muth (1960),	The United States	National level time-series data	Infinite
	Follain (1979)			
	Stover (1986)	The United States	Cross-sectional data	Infinite
II. Less perfectly elastic housing supply	Poterba (1984)	The United States	Quarterly time-series data for 1964:1-1982:2	0.5-2.3 for new construction; -0.9-1.8
	Topel and Rosen (1988)	The United States	Quarterly time-series data for 1963:1-1983:4	1.2-1.4 (myopic); 1.7-2.8 (cost adjustment)
	DiPasquale and Wheaton (1990)	The United States	Aggregate annual data for 1963-1990	1.0-1.2
Comparative studies across countries	Mayo and Sheppard (1996)	Malaysia, Thailand, Korea and the U.S.	Annual time-series data for 1970-1986	Malaysia: 0.0-0.35; Thailand: infinite; Korea: 0.0-0.17; the U.S.: 12.59-19.88
	Malpazzi and MacLennan (2001)	The United States and the United Kingdom	Annual time-series data for 1985-1995 for the U.K. while 1889-1994 for the U.S.	The United States: 4.0-13; the United Kingdom: 0-6.0

Source: summarized by the author.

Meanwhile, a large body of literature explores the determinants in affecting housing supply elasticity. As a durable good, the supply of housing is determined not only by decisions of new construction developers, but also by the decisions of existing home owners. In addition, there are two sources to increase housing availability: construction and renovation or repair of existing housing. Since data on the latter are not available, most existing studies only focus on new

construction. Figure 1 illustrates the key factors and their inter-relationships in the housing market. An increase in population as well as households' income generally gives rise to increase in the housing demand. Meanwhile, housing supply is basically affected by housing prices, housing stock, and input costs. The government regulates housing market mainly through adjusting interest rates and controlling land supply for construction use to affect housing supply in order to eventually stabilize housing prices. The effect of these regulations on housing supply depends on the response of housing developers.

Figure 1. The Key Factor in the Housing Market

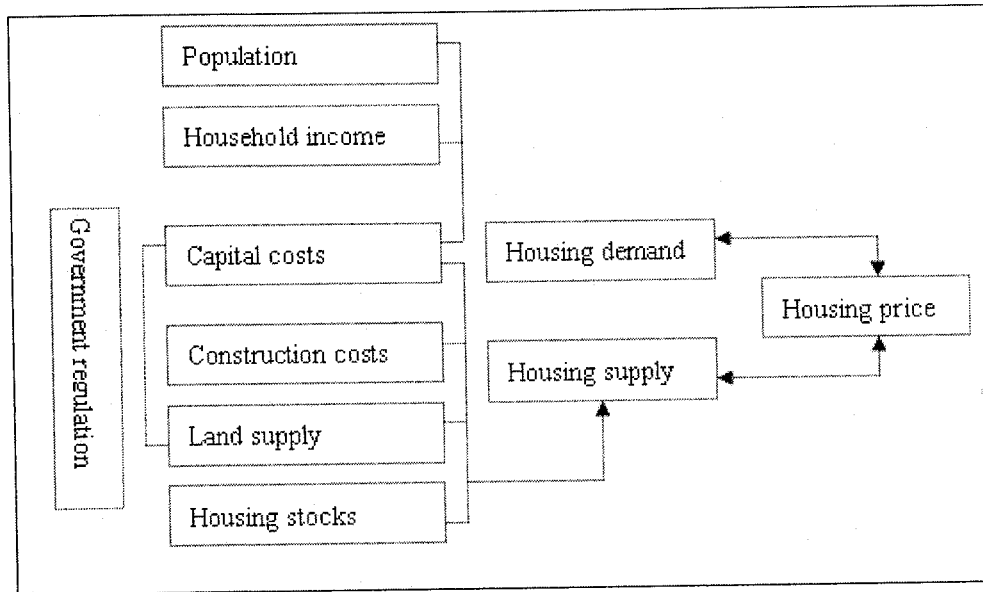


Table 2 reports the previous studies on the estimated coefficient of explanatory variables such as construction costs, the housing stock and the vacancy rate. Most of them report a positive sign for the real interest rate and a negative sign for the vacancy rate, while there is no agreement on the coefficients of construction costs and the housing stocks.

Table 2. Alternative Explanatory Variables for Housing Supply Elasticity

Explanatory variables	Estimates of Coefficient signs	Studies
Real interest rates	Nine papers: "-" Only one paper: "Not significant"	Follain (1979); Topel and Rosen (1988); DiPasquale and Wheaton (1994); Mayer and Somerville (2000); Hwang and Quigley (2006)
Construction costs	Five papers: "-"; Five papers: "+"; Two papers: "Not significant"	Follain (1979); DiPasquale and Wheaton (1994); Somerville (1999); Mayer and Somerville (2000);
Stock of housing	Only one paper: "+";	Muth (1960); Follain (1979);

	Two papers: “-”;	DiPasquale and Wheaton (1994);
	Four papers: “Not significant”	Blackley (1999); Mayer and Somerville (2000)
Vacancy rate	Four papers: “-”;	de-Leeuw and Ekanem (1971);
	Only one paper: “Not significant”	DiPasquale and Wheaton (1992); Quigley (1999)

Note: Summarized by the author.

An overview of the existing studies focus on the Chinese housing market reveals that most researchers concentrate on the housing demand, while they overlook the housing supply. Using data for 35 cities, Gao and Wang (2008) investigate the elasticity of housing demand. They find an inelastic housing demand in China, and their finding also suggests a significant regional difference in housing demand elasticity across cities. Similarly, Chow and Niu (2010) estimate the housing demand elasticity using time-series data for years of 1987-2006. They report that the income elasticity of housing demand is 0.904, while the price elasticity of supply is 0.831. More recent work by Wang et al. (2012) make several improvements in exploring the housing supply elasticity and its determinants in China. Using the data for 35 cities from the year 1998 to 2009, they find a less elastic housing supply. They use an indicator of the developable land ratio to measure land-use regulations in each city. The results suggest that there is a significant relationship between the availability of developable land and housing supply elasticity. Further, the results indicate that geographical constraint, the average built-up area, the rate of population growth and regulatory restrictions on land use matter in determining housing supply elasticity. Especially, as there are no published data on housing stock in China, their study measures housing stock by per-capita floor area multiplied by the urban population in 1999. Their results may be better convinced if they employed a more precise measure of the housing stock. Alternatively, Fu et al. (2011) explain housing supply elasticity across the Chinese cities, and obtain several interesting findings. Their results show the supply elasticity increases with fixed investments and urban area expansion in a city. Although, holding investment and urban area expansion constant, the supply elasticity is independent of urban size and density.

This article extends the existing literature in several ways: 1) an update panel data for 35 cities from the year 1999 to 2010 is used to avoid the aggregation bias of employing aggregated time-series data, 2) both the flow model and stock-adjustment model is used to examine, and 3) it incorporates the impact of land-use regulation into the model.

III. RESEARCH METHOD

Our analysis follows the work by Malpezzi and Maclennan (2001). As they criticized, the Muth-Follain test cannot differentiate between perfectly elastic and perfectly inelastic. Based on their work, this study first conducts its analysis to explain sources of the housing supply elasticity considering the effect of land regulation on developing new constructions.

3.1. Price Elasticity of Housing Supply

A flow model of housing market consists of the following three equations:

$$\ln Q_d = \alpha^d + \varepsilon_y^d \cdot \ln Y + \varepsilon_p^d \cdot \ln P + \varepsilon_D^d \cdot \ln D \quad (1)$$

$$\ln Q_s = \alpha^s + \varepsilon_p^s \cdot \ln P \quad (2)$$

$$\ln Q_d = \ln Q_s \quad (3)$$

where the parameters of ε_y^d and ε_p^d is the income and price elasticity of demand for housing respectively, and ε_p^s is the price elasticity of supply for housing. In equation (1) housing demand, Q_d , is treated as a function of household income (Y), housing price (P), and number of population (D). In equation (2) housing supply (Q_s), is assumed to be determined by the housing price only. Hence, combining the three equations yields a reduced-form equation, which can be described as follows:

$$\ln P = \pi_0 + \pi_1 \ln Y + \pi_2 \ln D + \varepsilon, \quad (4)$$

where the parameter π_1 is given by:

$$\pi_1 = \frac{\varepsilon_y^d}{\varepsilon_p^s - \varepsilon_p^d}. \quad (5)$$

Thus, the price elasticity of housing supply can be estimated by:

$$\varepsilon_p^s = \varepsilon_p^d + \frac{\varepsilon_y^d}{\pi_1}. \quad (6)$$

To begin with, we discuss briefly the relationship between these parameters. The equation (6) implies that if ε_y^d equals to 0, the price elasticity of housing supply will equal to the price elasticity of housing demand on condition that, $\pi_1 \neq 0$. Otherwise, if $\pi_1 = 0$, the price elasticity of housing supply must be infinite. Given the value of π_1 obtained by estimating the equation (4), and a range of assumptions about ε_p^d and ε_y^d , we can calculate the value of ε_p^s . Then the regression coefficient π_1 will be transformed into the price elasticity of supply ε_p^s (for given value of ε_p^d and ε_y^d).

Following the work by Malpezzi and Maclennan (2001), this study also applies the stock adjustment model

$$\ln Q_d = d(\ln K_t^* - \ln K_{t-1}), \quad (7)$$

where d is a parameter indicating the portion of the gap closed in period t and ranges from 0 to 1, and K_{t-1} is the actual stock in period $t-1$.

K^* , the equilibrium demand for housing stock, which is determined by

$$\ln K^* = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 \ln D_t. \quad (8)$$

Combining the equation (7) and (8) to solve for the housing price (P), which leads to the equation (9). The demand function is

$$\ln P_t = \pi_0 + \pi_1 \ln Y_t + \pi_2 \ln D_t + \pi_3 \ln K_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

hereby, the price elasticity of housing can be obtained from

$$\varepsilon_p^s = d\varepsilon_p^d + \frac{d\varepsilon_y^d}{\pi_1} \quad (10)$$

Following Muth (1960) and Malpazzi and Maclennan (2001), we use 0.3 and 0.6 as an estimation of parameter d .

3.2. Housing Supply Determinants

The quantity of housing that developers provide is sensitive to price and cost, and depends also on available land for construction. Follain (1979) points out that the purchasing price of a new house essentially consists of two components, the price of the structure and the price of the land. Studies by Peng and Wheaton (1994) and Wang et al. (2012) suggest that there is a positive relationship between land supply and housing supply in Hong Kong and on the Chinese mainland cities. Moreover, the finding of Wang et al. (2009) indicates that an increase in land price has little influence on housing supply, while the land supply increase is an effective stimulator to housing supply. This study performs a cross-sectional regression, where housing construction is a dependent variable. The existing studies present two alternative measures for housing construction. One is the real value of residential construction, and the other is either starts or completions. This study measures housing output by new completions. By including dependent variables of housing price, housing stock, demographic characteristics and land variable, this study attempts to explore the determinants of housing supply elasticity using an improved measure of the housing stock and land regulations.

IV. ANALYSIS AND DISCUSSION

4.1. Data

Data for estimation come from the 35 Chinese cities in the period of 1999 to 2010. The total sample size is 420. The descriptive statistics for variables of empirical analysis are given in Table 3.

Table 3. Statistics of Housing Price and Independent Variables

Variable	Definition	Mean	Min.	Max.	Std. Dev	Obs.
P	Housing price (RMB/sq.m)	3,568.2	1,077.0	18,954.0	2,562.3	420
Y	Annual per capita disposable household income (RMB)	12,947.4	4,764.9	32,380.9	6,092.1	420
D	Non-agricultural population (10 000)	280.9	1.0	1,192.2	227.8	420
K	Housing stock (10 000 sq.m)	6,698.3	980.0	35,377.7	5,877.5	420
Q	Housing completion (10 000 sq.m)	526.7	19.9	3,380.1	522.0	420
LP	Land price(RMB/sq.m)	3,639.7	345.0	22,827.0	4,282.6	385

<i>LS</i>	Land purchased by developers in one year (10 000 sq.m)	397.0	2,092.5	13.9	358.0	385
-----------	--	-------	---------	------	-------	-----

Source: China Statistical Yearbook, 2010; China City Statistical Yearbook, 2000-2010; China land price information dynamic publishing platform.

Note: Data on land price and land supply are only available for 2000-2010.

Unlike the studies on developed countries, the data time period of this study is limited because the Chinese housing commercialization system was merely implemented in 1998. Especially, data on housing stock are only available for 1999. Using the data for 1999 as a benchmark, this study obtains its own time series of housing stock. In Kuang and Zhou (2010) and Wang et al. (2012) housing stock is estimated by per-capita floor area multiplied by the number of population. Alternatively, Chow and Niu (2010) use the indicator per capita floor area separately to measure housing stock. This study measures the movement of housing price using the average sales price of residential buildings. Household income is measured by per capita annual disposable income of urban households. The data mainly come from the Statistical Yearbook for each city. Data on population are the number of non-agricultural population. Most of the above data come from the China Statistical Yearbook released by the National Statistical Bureau of China (NBS). In addition, our study uses two instrumental measures of land regulation, land price and land space purchased by the developers. The data on land price are the land dynamic monitoring system data released by the Chinese land price information dynamic publishing platform.

4.2 Estimated Price Elasticity of Housing Supply

This study conducted regressions based on the equation (4) and (9), and obtained the estimated coefficients on income elasticity of demand, π_1 . Hence, given the estimated of price elasticity of demand, ε_p^d , and the income elasticity of demand, ε_y^d , the implied price elasticity of housing supply can be finally obtained. Table 4 represents the regression results.

Table 4. Estimation Results for Income Elasticity of Housing Supply

Variable	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4
$\log Y$	1.061*** (0.026)	1.088*** (0.057)	0.900*** (0.038)	0.951*** (0.077)
$\log D$	0.024 (0.033)	0.006 (0.031)	-0.009 (0.035)	-0.007 (0.032)
$\log K_{t-1}$			0.227*** (0.039)	0.209*** (0.073)
AR(1)		0.765*** (0.032)		0.737*** (0.037)
Constant	-2.056*** (0.168)	-2.232 (0.539)	-2.302 (0.191)	-2.650*** (0.561)
R^2	0.79	0.947	0.805	0.922

DW	0.696	1.998	0.727	2.036
Observations	420	385	385	350

Note: The dependent variable is housing price in logarithm. Standard errors are in parenthesis. * indicates significant at 10% level, ** indicates significance at 5% level, and *** indicates significance at 1% level.

The dependent variable is housing price in natural logarithm, while the independent variables include household income, population and the lagged housing stock. The first two cases are the estimation for the flow model, while Case 3 and Case 4 describe the estimated results for the adjusted stock model. Further, Case 1 and Case 3 is the direct estimation for equation (4) and (9) respectively. Case 2 and Case 4 are adjusted for autocorrelation by including an item of AR (1). As demonstrated in Table 4, the estimated coefficient on household income is significantly greater than zero in all cases indicating a less perfectly elastic housing supply in China. On the other hand, the coefficient on demographic characteristics measured by the non-agricultural population is not significant in all cases. A correction for autocorrelation makes little difference in coefficients of household income. Similar to other studies, the stock-adjusted model yields a slightly lower elasticity compared to the flow model.

To estimate the price elasticity of housing supply, this study uses the estimates of these two parameters on ε_p^d and ε_y^d as summarized by Malpezzi and Mayo (1987) and Malpezzi and Maclennan (2001). Using these estimated parameters, this study calculates the implied price elasticity of supply with a combination of the estimates of income elasticity and price elasticity of demand. Some representative calculations are reported in Table 5.

Table 5. Price Elasticity of Housing Supply

$\varepsilon_p^d: -0.1 \sim -0.5$	Flow model	Stock-adjustment model	
	($\pi_1 = 1.088$)	($\pi_1 = 0.951$)	
$\varepsilon_y^d: 0.5 \sim 1.0$		$d = 0.3$	$d = 0.6$
$\varepsilon_p^d = -0.5, \varepsilon_y^d = 1.0$	0.419	0.126	0.251
	0.819	0.246	0.491
$\varepsilon_p^d = -0.1, \varepsilon_y^d = 1.0$	-0.004	-0.001	-0.002
	0.360	0.108	0.216
$\varepsilon_p^d = -0.5, \varepsilon_y^d = 0.5$			
$\varepsilon_p^d = -0.1, \varepsilon_y^d = 0.5$			
Malpezzi and Maclennan (2001)	US: 4.4~12.7	US: 1.2~2.8	US: 2.4~5.6
	UK: 0.0~4.3	UK: 0.0~0.3	UK: 0.0~0.5

Note: ε_p^d is the price elasticity of demand; ε_y^d is the income elasticity of demand. The price elasticity of housing supply can be calculated by

$$\varepsilon_p^s = d(\varepsilon_p^d + \frac{\varepsilon_v^d}{\pi_1}).$$

As noted in Table 5, the implied price elasticity of supply, based on the estimated results of the flow, models fall in an interval between -0.004 to 0.819. In contrast, the stock adjustment elasticity is much lower ranging from -0.002 to 0.491. The similar approach was used in Malpezzi and Maclennan (2001), Mayo and Sheppard (1996). The former research chooses the value between -0.2 and -0.5 for price elasticity and the value between 0.5 and 1.0 for income elasticity. The latter one chooses the value between -0.1 and -0.5 for income elasticity and the same range as the former for price elasticity. Similarly, this study chooses the estimated price elasticity of demand between -0.1 and 0.5, so that the estimated income elasticity of demand is between 0.5 and 1.0. Moreover, the baseline of the adjustment parameters is 0.3 and 0.6. However, as Malpezzi and Maclennan (2001) argued, the estimated elasticity of housing supply we obtained is only a range.

Other studies obtained similar magnitude of housing supply elasticity represented by Chow and Niu (2010) and Fu et al. (2011). Using the yearly national data of China, the former one obtained a price elasticity of supply of 0.831, although their focus is on the demand elasticity. The latter calculates an elasticity of housing supply in cities of China varying from 0.62 to 1.46. In contrast, Wang et al. (2012) obtained an average elasticity ranging from 2.82 to 5.64, which is larger than our study and other studies. Their estimated housing supply elasticity was derived from the average estimated housing supply of the 35 cities. In general, most of the studies on the housing supply in China obtained a lower elasticity of supply.

4.3. The Alternative Determinants of Housing Supply

This study further conducts regressions on housing construction Q . As an independent variable, Q is measured by housing completions in the corresponding year. Independent variables include housing price (P), lagged housing stock (K_{-1}), land price (LP), and land supply (LS). The regression result is as follow:

$$\log(Q) = -4.175 + 0.100 \log(P) - 0.271 \log(LP) + 0.241 \log(LS) - 2.075 \log(K(-1))$$

$$\text{S.E.} = (0.374) \quad (0.056) \quad (0.071) \quad (0.022) \quad (0.295)$$

$$\text{Number of observations} = 385, \quad R^2 = 0.821$$

This study obtained expected coefficients. The estimated coefficients on land price are significantly negative indicating that an increase in land price will enormously decrease the housing output. Meanwhile, an increase in land supplies associates with an increase in housing output. In addition, a significantly positive relationship between housing output and housing price was found using housing completions as a dependent variable. The result can be treated as evidence to reject the Muth-Follain test, which means that housing supply in China is less elastic. Although an ignorance of other inputs such as capital cost and labor cost may slightly reduce the explanatory power, our specification can explain about 80 percent of the variation in housing output. Overall, the results are supportive of the importance of land-use regulations in affecting housing outputs.

V. CONCLUSION

This study conducted regressions on new housing constructions using cross-sectional data for 35 cities during the period 1999-2010. The estimated results of both the flow model and the stock adjustment model are represented. The estimated results based on the flow model suggest that the elasticity of housing supply ranges from -0.004 to 0.819. But the stock adjustment model yielded a lower elasticity varying from -0.002 to 0.491. These findings reveal that housing supply in China is less elastic compared to developed countries. The lower estimated housing supply elasticity implies that developers in China cannot respond quickly by releasing more houses to a shock from the demand side. Moreover, the results of this study confirmed that land-use regulation has a significant effect on housing supply. Housing supply elasticity in China is not only determined by the housing price, but also influenced by land-use regulations as well as the lagged housing stock.

However, there are still several researchers, who argue that supply conditions of housing may vary from place to place even in the same country. Future work is required to investigate the housing supply variations across regions in China.

REFERENCES

- Arnott, R. (1987). Economic theory and housing. In: Mills ES (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics II*. New York: Elsevier, 959-988.
- Blackley, D.M. (1999). The long-run elasticity of new housing supply in the United States: empirical evidence for 1950 to 1994. *Journal of Real Estate Financial Economics* 18(1): 25-42.
- Capozza, D.R., & Helsley, R.W. (1989). The fundamentals of land prices and urban growth. *Journal of Urban Economics* 26(3): 295-306.
- Chow, G.C., & Niu, L.L. (2010). Demand and supply for residential housing in urban China. *Research of Finance* 355(1): 1-11.
- DiPasquale, D. (1999). Why don't we know more about housing supply. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 18(1): 9-23.
- de-Leeuw, F., & Ekanem, N.F. (1971). The supply of rental Housing. *The Economic Review* 61(5): 806-817.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W.C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of Urban Economics* 35 (1): 1-27.
- Follain, J.R. (1979). The price elasticity of the long-run supply of new housing construction. *Land Economics* 55(2): 190-199.
- Fu, Y.M., Zheng, S.Q., & Liu, H.Y. (2011). Examining housing supply elasticity across Chinese cities: A structural approach. The National University of Singapore Working Paper, Singapore.
- Green, R.K., Malpezzi, S., & Mayo, S.K. (2005). Metropolitan-specific estimates of the price elasticity of supply of housing and their sources. *American Economic Review* 95(2): 334-339.

- Gao, B., & Wang, B. (2008). Empirical analysis on China regional differences in real estate demand elasticity. *Modern Economic Science* 30(1): 1-7.
- Hwang, M., & Quigley, J.M. (2006). Economic fundamentals in local housing markets: Evidence from U.S. metropolitan regions. *Journal of Regional Science* 46(3): 425-453.
- Kuang, W.D., & Zhou H. (2010). Property tax, supply and demand elasticity and housing price. The 2010 International Conference on the Information Management, Innovation Management and Industrial Engineering (ICIII) Vol. 3, 11-14.
- Muth, R. (1960). The demand for non-farm housing. In: A.C. Harberger (ed.) *The Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press. 29-96.
- Malpezzi, S., & Mayo, S.K. (1987, July). The demand for housing in developing countries. *Economic Journal of Development Economics* 25, 197-220.
- Malpezzi, S., & Maclennan, D. (2001). The long-run price elasticity of new residential construction in the United States and the United Kingdom. *Journal of Housing Economics* 10(3): 278-306.
- Mayo, S., & Sheppard, S. (1996). Housing supply under rapid economic growth and varying regulatory stringency: An international comparison. *Journal of Housing Economics* 5(1996): 274-289.
- Mayer, C.J., & Somerville, C.T. (2000). Residential construction: using the urban growth model to estimate housing supply. *Journal of urban economics* 48(1): 85-109.
- Olsen, E. (1987). The demand and supply of housing service: A critical survey of the empirical literature. In: Mills ES (eds) *Handbook of Regional and Urban Economics*. New York: Elsevier, 989-1022.
- Poterba J.M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: An asset market approach. *Quarterly Journal of Economics* 99, 729-752.
- Peng, R.J., & Wheaton W. (1994). Effects of restrictive land supply on housing in Hong Kong: An econometric analysis. *Journal of Housing Research* 5(2): 263-292.
- Quigley, J.M. (1999). Real estate prices and economic cycles. *International Real Estate Review* 2(1): 1-20.
- Stover, M.E. (1986). The price elasticity of the supply of single-family detached urban housing. *Journal of Urban Economics* 20(3): 331-340.
- Topel, R., & Rosen, S. (1988). Housing investment in the United States. *Journal of Political Economy* 96(4): 718-740.
- Wang, S.T., & Liu, H.Y. (2009). The effect of land supply policy on housing supply and housing prices. *China Civil Engineering Journal* 42(10): 116-121.
- Wang, S.T., Su, H.C., & Xu, B.H. (2012). Estimates of price elasticity of new housing supply and their determinants: evidence from China. *Journal of Real Estate Research* 34(3): 311-344.