

土地市场供给侧结构性改革研究

——基于“如何推进土地市场领域的供给侧结构性改革研讨会”的思考

王克强^{1,2}, 郑旭¹, 张冰松³, 刘红梅⁴, 冯广京³, 胡国俊⁵

(1. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433; 2. 上海财经大学公共政策与治理研究院, 上海 200433; 3. 中国土地勘测规划院, 北京 100035; 4. 上海师范大学商学院, 上海 200234; 5. 上海市地质调查研究院, 上海 200072)

摘要: 研究目的: 研究土地市场供给侧结构性改革存在问题及原因, 提出土地市场供给侧结构性改革政策建议。研究方法: 从供给侧结构性改革的内涵出发, 明确土地市场供给侧结构性改革的内涵和分类, 通过总结浙江、深圳和上海土地市场供给侧结构性改革的经验, 分析当前土地市场供给侧结构性改革存在的问题及原因, 从而提出土地市场供给侧结构性改革的对策建议。研究结果: (1) 政策供给的不足; (2) 土地供应的政府垄断地位; (3) 城乡二元发展体制限制农村土地作为资产和资本的属性; (4) 土地市场供给机制的不完善。研究结论: (1) 加大土地市场供给侧结构性改革的政策供给力度; (2) 打破政府垄断供应局面, 实现土地供应主体多元化; (3) 建立健全完整统一的土地市场; (4) 多角度完善土地市场供给机制。

关键词: 土地经济; 供给侧结构性改革; 土地供应; 土地供给机制

中图分类号: F301

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0003-07

Research on Supply-Side Reform in the Land Market: Based on the Seminar of How to Promote the Supply-Side Reform of Land Market

WANG Ke-qiang^{1,2}, ZHEN Xu¹, ZHANG Bing-song³, LIU Hong-mei⁴, FENG Guang-jing³, HU Guo-jun⁵

(1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2. Institute of Public Policy and Governance Research, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3. China Land Surveying and Planning Institute, Beijing 100035, China; 4. Business School, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China; 5. Shanghai Institute of Geological Survey, Shanghai 200072, China)

Abstract: The purpose of this paper is to do research on the problems and their causes of land market supply-side reform and to provide advice on how to promote the land market supply-side reform. The research methods are: We firstly clarify the connotation and types of supply-side reform of land market by analyzing the essence of supply-side reform. And then

收稿日期: 2016-10-01; 修稿日期: 2016-11-01

基金项目: 国土资源事业费项目“土地学科进展与土地科学前沿问题研究”(TD161602-01); 国家社科基金项目“经济发达地区建设用地管理模式从增量化向减量化转轨机理及政策研究”(15BJL159); 上海市教育委员会科研创新项目“地方政府经营土地政策对城镇化的影响及改革研究”(15ZS038); 上海社科基金“基于自然生态空间视角的中国全国和典型省份环境税制度构建和政策模拟研究”(15GJ017); 上海市曙光学者项目“中国农业虚拟水资源战略调整及影响模拟研究”(10SG42); 上海财经大学讲席教授项目。

第一作者: 王克强(1969-), 男, 甘肃平凉人, 博士, 教授。主要研究方向为土地经济与管理。E-mail: wkqlhm@163.com

通讯作者: 张冰松(1986-), 女, 河南永城人, 硕士。主要研究方向为土地管理。E-mail: yelin197216@163.com

by summarizing the experience of supply-side reform of land market in Zhejiang, Shenzhen and Shanghai, we analysis the problems and their causes of land market supply-side reform and finally give advice on how to promote the land market supply-side reform. The results indicate that 1) There are shortages of policy supply. 2) Government monopolizes land supply. 3) The urban-rural dual system restrains attributes of rural land i.e., asset and capital. 4) The supply mechanism of land market is incomplete. In conclusion, 1) The policy supply related to land market supply side reform should be enhanced. 2) The situation that government monopolizes land supply should be changed to achieve the diversification of land supply. 3) A complete and unified land market should be established and completed. 4) The land market supply mechanism should be improved.

Key words: land economy; supply-side reform; land supply; land supply mechanism

1 引言

自2015年11月中央财政领导小组会议习近平总书记首次提出“供给侧结构性改革”概念,中国的供给侧结构性改革内涵不断丰富,进程不断推进。从同年的国务院常务会议、“十三五”规划纲要编制工作会议和APEC会议供给侧结构性改革概念的多次强调,要求“在适度扩大总需求的同时,着力加强供给侧结构性改革,着力提高供给体系质量和效率”。到2016年1月18日省部级主要领导干部学习贯彻党的十八届五中全会精神专题研讨班上对供给侧结构性改革基础、重点和本质等的详细解释,7月8日习近平总书记主持召开的经济形势专家座谈会上对供给侧结构性改革首次提出的“有力、有度、有效”新要求以及9月5日“供给侧结构性改革”首次写入G20峰会公报。从具体落实去产能、去库存、去杠杆、降成本和补短板5个方面推进供给侧结构性改革,到从宏观和微观层面理解供给侧结构性改革的作用,着重从微观层面的要素市场着手进行供给侧结构性改革,提高供给体系质量和效率。

土地作为经济发展的空间载体和基本生产要素,与劳动力要素、资本要素、技术要素、制度要素、配套要素等共同成为要素市场供给侧结构性改革的主战场^[1]。由于土地资源的引致需求特征、土地利用规划及其利用的计划供给特征、经营性土地市场的垄断供应特征,中国土地管理及其制度发展与改革,可以说一直体现着供给侧结构性改革的基本思路和逻辑^[2]。因此进一步对土地市场供给侧结构性改革进行分析,研究土地作为生产要素如何更加高效促进产业结构调整 and 升级具有重要意义。

2 土地市场供给侧结构性改革的内涵和分类

2.1 土地市场供给侧结构性改革的内涵

土地市场供给侧涉及土地规划、整治、储备、流转和利用等环节,以及其中所涉及的土地产权制度、土地规划制度、土地开发利用制度、用途管制及其他的土地管理制度^[2]。土地市场供给侧结构性改革,就是通过改革土地制度,创新土地供给方式,推进用地结构调整,矫正土地要素配置扭曲,通过供给端发力来进一步释放土地要素红利,进而推动中国整体经济的转型升级。具体来说,土地市场领域供给侧结构性改革的目标主要有三个方面:第一,发挥市场机制在土地资源配置中的决定性作用,提高土地资源配置效率和土地节约集约利用水平。第二,调整用地结构,进而推动中国经济结构调整,实现经济结构的转型升级。第三,推动中国新型城镇化发展,促进城乡区域协调发展。

2.2 土地市场供给侧结构性改革的主要分类

根据不同的划分标准,土地市场供给侧结构性改革分类也各有不同。(1)根据市场体系分类。主要包括城

市土地市场供给侧结构性改革和农村土地市场供给侧结构性改革。其中,城市土地市场供给侧结构性改革主要包括一级土地市场改革和二级土地市场改革。(2)根据土地用途分类。主要包括住宅用地市场供给侧结构性改革、工矿仓储用地市场供给侧结构性改革和商服用地市场和其他用地市场供给侧结构性改革。(3)根据土地使用的环节分类。主要包括征地市场供给侧结构性改革、土地收储市场供给侧结构性改革、供地市场供给侧结构性改革和土地流转市场供给侧结构性改革。土地从征收到投放市场会经历较多环节,不同的环节所对应的土地市场都有必要进行供给侧结构性改革。征地市场的供给侧结构性改革注重以市场的手段进行征地和补偿;收储市场供给侧结构性改革要去除政府垄断性收储地位;供地市场供给侧结构性改革是对一级土地市场中土地出让的市场化改革;流转市场供给侧结构性改革以二级土地市场改革为重点。(4)根据土地市场交易客体分类。主要包括指标市场供给侧结构性改革和实体市场供给侧结构性改革。土地指标交易市场的供给侧结构性改革是对土地指标如用地整治挖潜指标、耕地占补平衡指标、建设用地增减挂钩指标等进一步规范,建立土地指标有形交易市场。实体市场供给侧结构性改革主要是针对现阶段的城市一二级土地市场的供给侧结构性改革。

3 土地市场供给侧结构性改革的理论基础

3.1 萨伊定律

根据萨伊定律“供给创造自身需求,而且是创造价值相等的需求。创造不同价值的产品以及创造更多高价值产品是经济繁荣的基础”^[3]的阐述,可知在市场经济调节过程中,不可能产生遍及国民经济所有部门的普遍性生产过剩,而只能在国民经济的个别部门出现供求失衡的现象。因此推动土地市场供给侧结构性改革,就是在推动土地有偿使用的基础上,促进土地、资金和劳动的有效结合,推动市场主体进行创新,最终矫正土地要素配置扭曲,实现经济转型发展。

3.2 供给学派理论与新供给学派理论

供给学派理论是20世纪70年代在美国兴起的一个资产阶级经济学理论,主要被应用于里根经济学供给侧减税等政策。供给学派理论以减税为核心,包括减少福利开支和稳定货币供给等政策措施^[4]。这些政策主张对于当前中国供给侧结构性改革的“三去一补一降”具有一定的启示作用。不同于传统供给学派,中国提出的新供给经济学理论所探讨的内容比里根经济学所依据的美国“供给学派”思路开阔得多^[5]。新供给学派理论强调的是经济学基本框架需要强化供给侧的分析和认知,认为市场、政府、非营利组织应各有作为并力求合作,不断优化资源配置。新供给学派理论是中国进行供给侧结构性改革的主要理论依据,为中国的供给侧结构性改革指明了方向,丰富了改革的内容。

3.3 土地市场演变理论

根据Jude Wallace和Ian Williamso对土地市场演变阶段的划分,总共可以分为5个阶段。第一个阶段是个人或集体依靠非正式契约拥有土地的初级阶段;第二个阶段是法律确认和保护土地权利的阶段;第三个阶段是土地确权后进入市场交易的初级阶段;第四个阶段是土地资产权属明确,形成自由化和规模化的市场交易的高级阶段;第五个阶段是土地的资本属性已经充分实现,土地市场进一步升级为复杂综合的土地商品市场阶段^[6]。中国土地市场供给侧结构性改革,必须克服第二阶段中土地权利不明确的缺点,完善第三阶段的土地交易市场,最终实现第五阶段的土地商品市场。

4 经济发达地区土地市场供给侧结构性改革经验

4.1 上海市土地市场供给侧结构性改革经验

上海市土地市场供给侧结构性改革的背景是土地环境的约束。在用地规模上,上海市建设用地总量超

过3100 km²,逼近规划“天花板”。在用地结构上,生产用地总量偏大,现状工业用地850 km²,占比27%;生活用地结构不合理,住宅用地占建设用地比重22%,农村宅基地占到住宅用地总量的40.3%;生态用地总量不足,人均绿量与纽约、巴黎相差甚远。在空间布局上,城市建设扩张速度较快,生态间隔系统亟需强化,农村建设用地布局碎片化现象明显,部分区域产城融合发展有待加强;在用地绩效上,2014年建设用地地均二三产GDP为7.81亿元/km²,仅为纽约的1/2(2002年)、香港的1/7(2005年);2013年地均工业生产总值45亿元/km²,仅为纽约的1/2(2002年)、东京的1/4(2007年),与国际大都市存在较大差距^[1]。

为进行改革,上海市土地市场供给侧结构性改革的主要任务就是增加有效供给。通过“社会参与、利益共享”机制,优化空间布局、推进城市有机更新、优化供应结构、差别化供地方式、建设创新创业人才高地^[7]等举措,增加合理有效的供给,营造宜于创新创业的政策环境,提高土地市场供给的适应性和有效性。

因此,上海市出台了一系列相关配套措施促进土地市场供给侧结构性改革。2016年2月6日,市政府办公厅转发市规土局4部门《关于进一步优化本市土地和住房供应结构实施意见的通知》,该政策更加关注土地供应结构,提高土地供应的精准性,提出以公共交通为导向的社区开发模式。同时要建立供应、使用、控制的监测、评估、调查制度。2016年3月30日,上海市印发《关于本市盘活存量工业用地的实施办法》。在支持具有全球影响力的科技创新中心建设中,土地供给要更多地运用城市有机更新机制,采用产城融合和盘活存量工业用地;更多地是消除包括研发、总部经济等机制体制上的管理障碍,降低新兴产业、优质企业的市场准入门槛;更多运用精准、精细方式促进区域整体转型和土地收储利益平衡。2016年4月19日,市政府印发《关于推进供给侧结构性改革促进工业稳增长调结构促转型的实施意见》。明确市级工业用地指标统筹,建立周转指标制度和工业用地储备库,发挥“104”、“195”和“198”区域联动机制,综合运用财税、环保、安全、信用等措施倒逼闲置土地消化。2016年7月29日,市政府印发《关于本市推进供给侧结构性改革的意见》,提出以制度创新为核心。土地供应形成新增和减量挂钩、规模和强度双控、全生命和全要素周期、综合和混合利用、与城市有机更新结合的制度。

4.2 深圳市土地市场供给侧结构性改革经验

深圳以改革创新为立身之本,积极推进土地市场的供给侧结构性改革工作,探索以高效供地保障城市化跨越式发展为主要导向的土地供应模式,发挥市场在土地资源配置中的决定性作用。从取得的成就来看,2012年,深圳土地利用模式拐点出现,全年土地供应1952 hm²,其中存量用地供应897 hm²,占年度供地总量的56%,首次超过新增供地。截止2015年,这一比例已达到77.9%。

在土地市场领域的供给侧结构性改革中,深圳市采取的主要措施有以下两条。第一,完善土地供应制度。(1)实行国有土地有偿使用,不断优化建设用地使用权作价出资机制,确保封闭运行、风险可控。同时试行国有建设用地租赁制度,急需的公共设施、公益事业及市人民政府批准的其他情形实行短期租赁;国家、省、市确定的重大重点产业项目以长期租赁方式供应建设用地。(2)实行差别化土地供应方式。以招拍挂方式供应的,将相关产业用地发展条件全部纳入用地发展协议书,实行精准供地。以租赁方式供应的,长期租赁租期为10—20年,采取公告协议方式。先租后让的租期为6—8年,期满考核合格的再出让。以公告出让方式供应的,明确出让的所有内容,公告期间如有同等条件的第三人书面提出竞买申请,则以转拍卖方式出让。以“作价入股”方式供应的,市政府指定部门将一定年期建设用地使用权作价为股权,投入到重点项目,并建立政府股退出或企业股强制回购机制。(3)推动“农地”入市。深圳市政府颁布《深圳市人民政府关于优化空间资源配置促进产业转型升级的意见》(深府[2013]1号)及其6个配套文件,推动原农村集体工业用地入市,使城市化过程中权属不清、手续不全的历史遗留用地得以入市交易,并将入市范围扩大到安居型商品房、养老等民生领域。(4)实施海陆统筹以增加土地供应。立足“海域+陆域”的全域空间资源整合,探索围填海造地管理与用地管理在土地使用权出让方式等方面的衔接机制,优化海域资源市场化配置。

第二,建立以标定地价为核心的地价体系,发挥好地价在土地资源配置中的作用。标定地价体系主要从价值体现和引导体系两个方面对政府产业政策起促进作用。在价值体现方面,标定地价提供了标准宗地在现状开发利用、正常市场条件下的土地权利价格,显化了城市建设用地范围内各用地主体、各权属类别的土地真实价值与价格,完善了产业准入机制。在引导体系方面,标定地价主要针对当前地价测算中修正因素相互交叉、分类不清晰、导向不明朗等问题,区分技术修正、权属属性修正、政策导向修正,重点保障产业升级和民生需求,构建分类明确、导向清晰的统一的地价修正体系,引导各区域产业的合理发展^[8]。

4.3 浙江省土地市场供给侧结构性改革经验

浙江省土地市场供给侧结构性改革的思路是破除政府垄断供应局面,实现土地供应主体的多元化,创造出真正负责的市场交易主体,提升土地配置效率。2014年全年浙江省核减不合理用地6.46万亩,其中耕地2.74万亩;清理出批而未供土地1300万亩和闲置土地100万亩^[9]。在具体实施过程中,以杭州市和永康市最为典型。

由于政府是土地市场的垄断供应者,因此两市政府通过技术上的改革来模拟市场供应情况下的土地供应行为,通过对市场波动的判断来调整供应的量与节奏,实现稳定市场价格的目标。两市政府进行土地市场供给侧结构性改革的思路是构建精准联动市场应对新机制的模型。

通过构建精准联动市场应对新机制模型所达到的土地一级市场供需平衡可以分为时序平衡和区域平衡。时间维度上,以时序供需平衡为准则确定土地市场基础供应数量,并以保证房价与收入同步增长为标准,对房地产市场现状进行评价,确定当前市场运行状况,根据评价结果在基础供应量的基础上测算调节供应量,由此确定土地供应的年度安排。区域维度上,以实现区域市场供需平衡为目标,根据人口及收入情况确定房地产市场有效需求,并考虑开发时滞、房地产潜在供应、交通条件及土地供应潜力,对有效需求作各项修正,最终将房地产有效需求转化为土地需求,并将各区域数据汇总与年度数据相对比,由此确定土地供给的区域安排^[10]。

5 土地市场供给侧结构性改革的现状、问题及原因

5.1 土地市场供给侧结构性改革的现状

目前中国的城市土地市场主要是一级土地市场和二级土地市场,农村土地市场尚未健全。因此,在供给机制方面,一级土地市场主要是土地利用年度计划机制、土地审批机制、土地收储机制和土地供应机制。二级土地市场主要是土地用途管制机制、土地流转机制和土地税费及补偿机制。在一级土地市场上,土地利用年度计划机制对土地资源的开发、利用、整治、保护等进行计划,从而形成满足土地利用目标的一系列行动方案^[11],是在土地利用计划上的一种供给。土地审批机制是在现行法律法规和《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》(国发[2004]28号)等政策的基础上形成的,主要规范农用地转用、土地征收审批和完善征地补偿安置^[12]。土地收储机制是在土地未投入使用之前由政府提前进行储备,结合产业发展规划和城市发展规划进行统一管理、统一调配。土地供应机制是土地一级市场通过招拍挂和协议出让等手段投放土地的主要机制。在二级土地市场上,土地用途管制机制是对于之前确定用途的土地在转变用途过程中的审核管理机制,对于严格控制土地用途、提高土地利用效率和城市发展规划具有重要作用^[13]。土地流转机制是二级市场对转变用途土地、闲置土地、违规用地等进行二次投放利用的主要机制。目前中国已经开始试点集体建设用地入市,但农村土地市场仍旧不完善。

5.2 土地市场供给侧结构性改革的问题

(1)土地市场供给侧内涵需要进一步丰富。中国的供给侧结构性改革始于2015年的11月中央财政领导小组会议,土地要素市场的供给侧结构性改革亦是如此。由于时间较短,其改革的内容和方向一直都在不断的完善,相关的支持政策和法律法规都处于摸索阶段,尚未形成完善的体系。因此对于土地市场供给侧结构性改

革,要厘清改革的关键仍旧有很长的路要走。

(2)城市土地市场发展不对称。中国二级土地市场目前发展程度较低,交易不够活跃,流转效率较低。不仅增加了一级市场的供地压力,而且影响了存量用地的盘活和节约集约用地。从一线城市的转让与出让土地的宗数与面积的比值来看,目前转让与出让的交易宗数比值是2:5,交易面积是1:10^[14]。可见中国土地二级市场的活跃度远远小于一级土地市场,反映了中国二级土地市场发展程度较低。同时,中国二级土地市场交易信息分散,交易具有较大的盲目性和自发性,不利于土地的价格发现,影响了土地资源的配置效率。

(3)农村土地市场发展不健全。隶属城市土地市场的城市用地和商业住宅用地具有双重属性,既有城市使用功能,也可进行商品交易。经过多年的市场化运作,其商品属性逐渐强化乃至异化,成为投资甚至投机的商品,而其本身具有的公共属性却逐渐模糊甚至缺失。相比于城市土地市场,农村土地的集体所有权制度使其与城市土地不同权不同价,严重阻碍了农村土地市场发展。

(4)土地市场供给机制运行受限。土地市场供给侧结构性改革重点是土地市场供给机制的供给侧的改革。高效的土地供给机制往往对土地市场的健康运行具有促进作用。一个高效的土地供给机制对土地的调控具有逆周期性、整体性和动态性。但中国土地供给机制并不具备这些特征,导致中国的土地调控机制供给“迟钝”。这个迟钝主要表现在中国的一系列土地制度的不完善,诸如经济发展倾向的土地供应制度、服务地方经济发展的土地管理制度以及限制公平竞争和公共利益保障的土地市场制度^[15]。这些问题的存在导致中国土地调控区位的重复建设,加剧了中国在产业领域和公共投资领域的产能过剩。

5.3 原因分析

(1)政策供给的不足。土地市场供给侧结构性改革的政策供给还未形成。在时间上,由于中国的供给侧结构性改革提出的时间仍然较短,完善的政策难以在短时间内集中出台。在体系上,目前中国对供给侧结构性改革的内涵仍处于探索阶段,土地市场供给侧结构性改革也是如此。因此要形成完善、针对性强的土地市场供给侧结构性改革政策供给具有较大难度。

(2)土地供应的政府垄断地位。从2004年开始,中国政府就掌控了城市土地市场的供给并对城市与农村土地的使用进行了严格的规定^[16]。中国的土地供应是政府的垄断供应,这种供应方式在很大程度上阻碍了土地市场供给侧的改革。完善的土地市场具有的供给主体是多元化的,供给结构是多层次的,供给手段是多类型的。可以最大限度反映市场的需求变化,及时对供给做出调整。而政府的垄断供应由于其自身能力的限制,往往不能对土地市场整体的运行进行及时、有效的把控,无法准确的反映土地市场的需求,造成土地供应的低效甚至无效。

(3)城乡二元发展体制限制农村土地作为资产和资本的属性。城乡二元结构是阻碍中国土地市场供给侧结构性改革进程的重要因素。由于实行不同的资源配置机制,城市土地可以进行自由交易,农村土地无法进入市场自由流转,极大限制了农村土地作为资产和资本的属性,阻碍了农村土地市场建设和市场运行机制的形成。在缺乏相应的农村土地市场和市场运行机制的前提下,进行土地市场供给侧结构性改革的难度大大增加。

(4)土地市场供给机制的不完善。土地市场供给机制包括土地供应机制、土地流转机制、土地收储机制、土地用途管制机制和土地利用年度计划机制等,这些机制的完善与否决定了中国进行土地市场改革所能取得的成就。现阶段,中国的这些土地供给机制还不完善,土地流转效率偏低、土地收储范围过大、土地用途变更缺乏弹性、土地利用混乱等现象都是土地供给机制不完善的直接后果。

6 推进土地市场供给侧结构性改革的政策建议

(1)加大土地市场供给侧结构性改革的政策供给力度。政策是土地市场供给侧结构性改革的重要保障。

由于土地市场供给侧结构性改革尚处于探索期,因此制定全面、有针对性的政策是进行土地市场供给侧结构性改革的必要条件。政府首先应着重在土地市场供给主体、供给结构等方面出台相关政策文件,明确土地市场供给侧结构性改革的主体和结构。其次应该在土地供给机制上出台相关政策文件,规范土地市场供给的方式和运行机制。最后是在土地市场供给侧结构性改革的保障方面出台相关政策,保证土地市场供给侧结构性改革后有较强的保障力度。

(2)打破政府垄断供应局面,实现土地供应主体多元化^[10]。要创造出真正负责任的市场交易主体,实现土地供应主体的多元化,提升土地资源供应效率,其实质是让土地产权交易的主体就是交易获利的主体。由于公有制仅仅是所有权的一种设定,在所有权和使用权分离的情况下,公有制不是使用权主体的唯一形式,而市场交易的恰恰又是使用权,所以土地交易主体的设定问题并不是什么障碍。实现土地价格的市场化特征,用地行为就会大大被规范,土地市场供给侧结构性改革也可以较为顺利的推进。

(3)建立健全完整统一的土地市场。推进土地市场供给侧结构性改革首先要建立一个完整统一的土地市场。目前中国的土地市场还不健全,城市土地市场的分类虽然较多,但一二级土地市场的不规范,征地、用地制度的不健全对土地市场的供给侧结构性改革造成了较大阻碍。同时,中国农村土地市场尚未健全,现有的农地交易市场的特征大都不成规模,存在隐性交易的风险。因此必须首先建立起规范的农村土地交易市场,推行宅基地有偿使用制度使宅基地使用权具有收益的权能、允许宅基地使用权通过作价入股、抵押等多种方式流转等,实现农村土地的资产、资本功能。其次要完善现有的城市土地市场,包括进一步深化和完善实体交易土地市场,建立健全指标交易市场。最后统筹建立统一的土地交易市场,保证土地市场供给侧结构性改革的市场可操作性。

(4)多角度完善土地市场供给机制。土地市场供给侧结构性改革的重点是土地供给机制改革。针对现阶段不完善的土地供给机制,中国应该多角度的进行土地市场供给侧结构性改革,从建立新的资源配置体制机制入手,构建市场起决定性作用、有利于提高资本回报率的土地资源配置体制机制,而不是单纯着眼于满足数量指标进行“三去一降一补”^[17],如建立完整的包含多元化、稳定性加强的土地财政机制;全覆盖、调控性加强的土地储备机制;全成本、退出性加强的土地征收制度等在内的完善的土地供给体系。

参考文献(References):

- [1] 胡国俊,邵一希,范华. 土地供给侧结构性改革——上海政策设计与实践探索[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/uploadfile/zgtdkx/20161109/土地供给侧结构性改革——上海政策设计与实践探索.pdf>.
- [2] 何芳. 低效工业用地市场化退出的制度供给改革[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/uploadfile/zgtdkx/20161109/低效工业用地市场化退出的制度供给改革.pdf>.
- [3] 陈书荣,陈宇. 供给侧改革,土地大有可为[J]. 南方国土资源, 2016, (4): 27 - 31.
- [4] 童行健. 供给学派并非是供给侧结构性改革的理论渊源[J]. 经济研究导刊, 2016, (10): 1 - 16.
- [5] 商灏,贾康. 中国新供给学派对主流经济学理论的“破”与“立”(上)[EB/OL]. [http://www.chinatimes.cc/article/52067/中国新供给学派对主流经济学理论的“破”与“立”\(上\).html](http://www.chinatimes.cc/article/52067/中国新供给学派对主流经济学理论的“破”与“立”(上).html).
- [6] Jude Wallace, Lan Williamson. Building land markets[J]. Land Use Policy, 2006, 23: 123 - 135.
- [7] 石忆邵. 加快推进上海住宅用地供给侧结构性改革[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/uploadfile/zgtdkx/20161109/加快推进上海住宅用地供给侧结构性改革.pdf>.
- [8] 段启武. 深圳土地市场供给侧结构性改革的实践探索[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/uploadfile/zgtdkx/20161109/深圳土地市场供给侧结构性改革的实践探索.pdf>.

主体功能区下协作性土地利用规划管理机制研究

李志刚¹, 姜海¹, 陈海洋²

(1. 南京农业大学中国土地问题研究中心, 江苏南京 210095; 2. 淮安市国土资源局, 江苏淮安 223001)

摘要: 研究目的: 基于土地利用总体规划面临的困境, 结合主体功能区规划管理, 探讨应用协作式规划理论完善中国土地利用规划管理机制的思路。研究方法: 文献分析法, 比较分析法, 案例分析法。研究结果: 协作式规划的理论基础是沟通理性, 倡导参与主体多元化、沟通过程民主化、以公众利益为导向、转变规划师角色、共识导向的规划成果; 主体功能区规划通过区域差别化定位、错位竞争等途径, 为改善土地利用总体规划冲突提供了重要机遇。研究结论: 应在规划地位上强化土地功能区规划的引领作用, 在规划过程中加强自然、经济上紧密联结的地区间协调沟通, 破除土地利用总体规划单纯按照行政区划管理的弊端, 提升地区间土地开发保护分工与协作水平, 更充分地发挥土地利用总体规划的整体优化功能。

关键词: 土地规划; 主体功能区; 土地利用规划; 协作式规划; 机制创新

中图分类号: F301.23

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0010-08

Research on Collaborative Land Use Planning Management Mechanism from the Perspective of Main Functional Areas

LI Zhi-gang¹, JIANG Hai¹, CHEN Hai-yang²

(1. China Centre for Land Policy Research, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China; 2. Bureau of Land and Resources of Huai'an, Huai'an 223001, China)

Abstract: The purpose of this paper is to explore the application of the concept of collaborative planning regarding land use planning to improve the management mechanism, based on the main functional area planning management and given the context of difficulties land use planning faced. Methods employed are literature analysis, comparative analysis and case study. The results indicate that 1) the theoretical basis of cooperative planning is communication rationality. Cooperative planning advocate the diversification of participating subjects, the democratization of communication process, the orientation of public interest, the changing of planners' roles, and the consensus-orientated planning works. 2) The main functional area planning provides an important opportunity for the introduction of collaborative planning methods e.g., regional differentiated position and stagger competition to mitigate the conflicts of the general land use planning. It is concluded that 1) the leading role of land function area planning in the planning status and regional coordination that natural and economic are closely linked in the planning process should be strengthened. 2) Measures should be come up with for the purpose of offsetting the drawbacks that

收稿日期: 2016-09-22; 修稿日期: 2016-12-09

基金项目: 2015年度江苏省国土资源科技项目(201501)。

第一作者: 李志刚(1993-), 男, 安徽马鞍山人, 硕士研究生。主要研究方向为土地规划与管理。E-mail: 2015109060@njau.edu.cn

通讯作者: 姜海(1978-), 男, 四川峨眉人, 博士, 教授。主要研究方向为土地经济与政策、土地利用管理等。E-mail: jianghai@njau.edu.cn

planning is only in accordance with administrative divisions, and to enhance the level of division of labor and cooperation in land development among regions as well as to make full use of the general land use planning's optimization function.

Key words: land planning; main functional areas; land use planning; collaborative planning; mechanism innovation

1 引言

规划是对事物和现象未来发展的一种超前性调配和安排,是不同利益博弈协调的过程,以降低发展成本或增进发展效益^[1]。通过对土地空间利用进行安排和超前性配置,土地利用规划有助于解决因不确定性、利益冲突等引发的土地问题,提升国家或区域土地配置整体效益。但在经济增长考核主导、用地配置中央计划控制的背景下,地方土地利用规划在建设用地指标分配上竞争激烈,地区间土地配置出现零和博弈、负和博弈,对区域协调发展和土地资源配置总体效率产生不利影响。在此背景下,国家提出实施主体功能区规划,以更好地协调空间秩序,发挥规划的基础性战略统筹作用。王利等认为按照行政界线进行的土地利用刚性控制难免与其他规划冲突,应结合主体功能区规划,提高县级及县以下规划的协调性^[2]。常艳等在不同规划的特性、功能和手段比较基础上,指出应加强管理主体、管理对象、管理方式的研究和创新^[3]。史育龙认为应以主体功能区作为宏观层面的框架性规划,指导土地利用规划在空间上的落实^[4]。尽管在宏观思路或框架上已经形成主体功能区下土地利用规划的改革对策,但是如何在具体管理模式和机制上改变地区间土地指标过度竞争和协作不足的状况还需要进一步研究。显然,单纯采取强制性手段会削弱主体功能区规划对地区间土地利用规划的协调耦合作用。借鉴协作性规划理论,结合中国实际探讨借助主体功能区管理改进土地利用规划管理机制的路径与对策,对完善中国土地规划管理有重要的现实意义。

2 工具理性到沟通理性:协作式规划的产生与要义

协作式规划的理论基础是沟通理性,它是对公共事务治理中社会公平、公众参与重要性提升的回应,是继理性规划和系统规划后一种新的规划理念。

2.1 协作式规划的理论基础与发展

协作式规划被称为第三代现代城市规划理论^[5]。在此之前,城市规划由理性规划和系统规划思想主导,二者均表现出工具理性和技术理性特征。吉登斯“结构—行为理论”和哈贝马斯“沟通行为理论”是协作式规划最重要的理论基础。吉登斯打破了社会结构和个人行为“二元”对立局面,认为通过意思沟通、权力行使、行为估量形成行为过程,行为人为利用结构作为中介手段,使行为转化为社会实践,而社会实践成果又转化为结构的一部分,由此人的沟通行为和社会结构会紧密联系在一起^[6]。哈贝马斯认为受工具理性影响,行为人在实现自身目的时并不关心对其他人利益、价值的影响。沟通理性通过社会互动来实现相互理解和共识,进而在行动上彼此合作^[7]。哈贝马斯定义了客观世界、社会世界和主观世界,认为在不同空间范围内,沟通理性比工具理性涵盖的内容更加广泛,尤其是在社会 and 主观空间中,只有沟通理性才能发挥作用。

区别于传统的单向决策过程,协作式规划注重不同社会群体利益均衡,强调通过主体间双向互动、协调、合作等方式达到利益目标和价值取向共识。福瑞斯特率先将“沟通理性”引入规划领域,认为规划不是为公众工作,而是与公众一起工作,规划的关键是组织公众,强调规划过程中参与主体的多元性及主体间关系的多样性^[8]。此后,Harald Vacik等深化对协作式规划的研究,发展出联络规划、协商规划等理论。协作式规划已在西方国家生态环境治理、城市社区问题、公共事务协商中得到应用实践^[9]。通过构建共同体和其他各种形式的协作式团体,不同利益主体的参与和协商,协作式规划能够引导达成规划共识,克服类似于当前中国地方土地利用规划之间竞争大于合作的问题。在中国,土地规划、城市规划从技术理性、工具理性向沟通理性转变的趋势

同样存在,但应用背景、发展轨迹等方面与西方国家有所差别^[10-11]。

2.2 协作式规划的要义

2.2.1 参与主体多元化 协作式规划追求各类主体的地位平等与广泛参与。规划过程的参与者应足够多并多元化,应包括私人部门、公共部门、公民个体,只有在深入交流基础上,合作才能成为需求并被有效供给^[12]。不同参与主体之间的竞争、协作和互惠关系共存,可能导致沟通出现障碍甚至是冲突,但这也是公共态度、偏好和利益整合的过程^[13]。

2.2.2 沟通过程民主化 规划作为指导现实世界的方案,自然被期望是科学的、客观的。但工具理性面临许多苛刻限制:以已有信息为基准预测未来,极度简化客观世界,崇尚“价值中立”。不同于以工具理性为基础的官方规划模式,协作式规划追求公平、民主和可持续的沟通过程,致力于通过沟通协商来应对技术难以解决的现实问题^[14]。该过程不论输赢,更关注如何在综合各方利益和观点基础上获得规划成果,使规划对社会的正向影响最大化,更容易获得社会支持。

2.2.3 公众利益导向性 协作式规划强调规划的动态性、过程性和参与度,通过循序渐进的方式将直线型目标规划优化为螺旋型阶段性过程规划,通过各利益主体的交流和协商在长时期内不断调整规划目标^[15]。引入人的和谐价值理性,将工具理性和沟通理性有机结合,重点关注增加开放性,提高公众参与度,彰显规划的公共政策属性。尤其注重弱势群体的声音,扩大其对规划的影响力,发挥规划在维护社会公平、缩小区域差距方面的积极作用。

2.2.4 转变规划师角色 协作式规划强调高质量的公众参与,改变规划由少数规划人员或专业机构把持的局面,将权威理性转变为集体沟通理性。规划师应扮演参与规划的组织者和促成者、公众意见冲突的调停者、为特定价值和弱势利益辩护的交涉者等角色^[16]。由于绝对中立可能削弱弱势群体获取资源的可能性^[17],规划师的立场应更多地偏向于难以在政治生活中发出声音的弱势群体,维护和保障公民的私权力^[18]。

2.2.5 共识导向的规划成果 通过构建多元化主体参与途径与平台,协作式规划让不同利益代表和价值观合作博弈并达到均衡,以实现高质量的规划成果并符合多方利益共识导向^[19]。社会动员、协商交流及互动谈判等过程对制度创新、公众规划意识培养及参与积极性等方面也有显著的促进。

3 过度竞争到协作共赢:主体功能区管控下的土地利用规划机制

3.1 现行土地利用规划体系的局限性

分税制改革使中国地方政府拥有更多的经济自主权,促进了地区间竞争^[20],推动了中国工业化、城镇化发展。但是地方政府之间的竞争也表现出非理性和盲目性,部分地方政府以牺牲自身长远发展前景和损害相邻地区利益为代价追逐短期利益,将政府间合理的利益竞争演变为“双输”结局。土地是经济发展的关键要素之一,地方政府间竞争也表现为对土地指标的激烈竞争。各地都不约而同地追求本地区建设用地指标最大化,都希望其他地区多承担耕地和生态保护职责,土地利用规划统筹土地资源配置的作用明显削弱。在现有规划体系下,往往只局限于“优化”各级行政区内部城乡建设用地规模与中心城区、镇区的用地布局,即便在自然条件、经济发展上有天然联系的县(市)、乡(镇)之间,也缺乏必要的合作分工,土地利用规划在更大层面上提升土地资源配置效率的作用极其有限。

3.2 主体功能区管控对协作式土地利用规划的潜在支撑作用

面对中国规划管理困境及逐步提高的生态建设要求^[21],国家提出实施主体功能区管理,强化主体功能区规划的战略性和基础性、约束性作用^[22]。主体功能区规划统筹考虑生态环境功能和社会经济发展方向,将区域划分为不同的具有特定主体功能定位的空间单元^[23],实行差别化地区管理策略,以破除所有地区都把招商引资、城镇化、工业化作为唯一发展途径的思维定势,将发展经济、集聚人口的区域同承担粮食安全、生态保护功能的区域

区分开来,实现区域的功能再造和空间重构,使不同地区更加充分地发挥比较优势,实现国土资源开发利用与保护整体效益最大化。主体功能区的划定和管理,对于破解地区间土地利用(规划)过度竞争难题提供了潜在支撑。

3.2.1 规范不同层级政府沟通过程 中国现行土地利用规划管理完全采用自上而下的管理方式,规划组织方式上没有承认规划实质上是不同地区间博弈、协调的过程,规划编制过程中隐藏、回避而不是实事求是地解决地区间矛盾。协作式规划要求不同层级政府进行必要的沟通协调。在主体功能区管理框架下,高层级政府可确定低层级地区土地利用主导功能,但是低层级地区也可向高层级政府提出合理发展诉求和相应的转移支付要求及差别化政绩考核方式,使土地利用规划真正成为“上下结合”的管理过程。

3.2.2 拓展同级政府分工协作空间 不同地区土地利用规划缺乏协作,地区间主导关系是分割、竞争,难以实现全域协调发展和整体利益最大化。在主体功能区管理框架下,通过差别化定位和建立利益共享机制,有利于不同地区更加理性地判断自身土地利用定位和目标,减少地区间土地利用上的相似性和竞争性,为区际分工及协调发展奠定基础,打破行政边界对土地利用的资源优化配置功能的限制。

3.2.3 提供部门规划协调融合载体 协作式土地利用规划强调代表不同利益诉求的管理部门之间的协调。城市规划、土地规划、生态规划之间的冲突,最终归因于不同土地利用目标的冲突与主次地位不清楚。在主体功能区管理框架下,土地、城市、生态等规划均围绕地区主体功能的实现展开,提供了部门规划矛盾冲突协调的价值标准与评价方法,为规划融合提供了重要载体。

3.2.4 完善政府—社会关系协调机制 主体功能区管理不仅需要地区(政府)间利益补偿,还要求建立政府对私人的利益协调机制,例如对农业和生态保护区农民的生态补偿,以达成地区内部的规划共识。这对于改变土地利用规划重政府间关系协调(管制)、轻政府—社会协调状况提供了机遇,有利于深化土地利用规划中的公众参与,增强规划的沟通理性。

3.3 主体功能区管控下协作式土地利用规划机制设计

主体功能区管控为地区间协作性土地利用规划提供了机遇与基础,要真正实现地区间协作,还需建立相应的组织协调、利益补偿、绩效评估考核和规划动态调整等机制。

3.3.1 协调对话机制 设立各级功能片区协调机构,做好地方政府、管理部门之间的对话、协商与协调,为建立合理的地域分工合作体系提供交流平台。其中,应重点加强管理层面的沟通协调,提高土地利用规划中地方政府、部门之间的沟通交流。

3.3.2 利益平衡机制 按照受益者付费、破坏者付费、保护者收费等原则,加强区域间发展权转移、生态补偿机制的制度建设。明确政府的责任主体地位^[24],量化优化开发区和重点开发区的环境污染、土地开发造成的生态损失并征收税费建立全国性生态保护基金,加大向限制开发区和禁止开发区转移支付力度。同时,建立建设用地指标、林权指标交易体系,促进土地发展权有序转让并实现最优配置。

3.3.3 绩效评估考核机制 针对以GDP为中心的考核体系强化地区分割和过度竞争难题^[25],应建立基于主体功能定位的差别化考核指标体系与考核方式:限制开发区与禁止开发区弱化经济增长考核,强化耕地保护和生态建设考核;重点开发区和优化开发区经济增长速度与增长质量考核并重。

3.3.4 规划动态调整机制 优化开发区和禁止开发区的稳定性较强,但限制开发区和重点开发区可能随着经济社会发展而明显变化,应建立功能定位定期动态调整机制^[26],以增强主体功能区下的土地利用规划的长期公平性。

4 主体功能区管控下土地利用总体规划初步尝试及评价——以淮安市为例

4.1 淮安市功能片区土地利用规划编制背景

针对当前土地利用规划管理存在的地区间协调不足问题,结合国家“多规合一”试点和《江苏省推进节约集

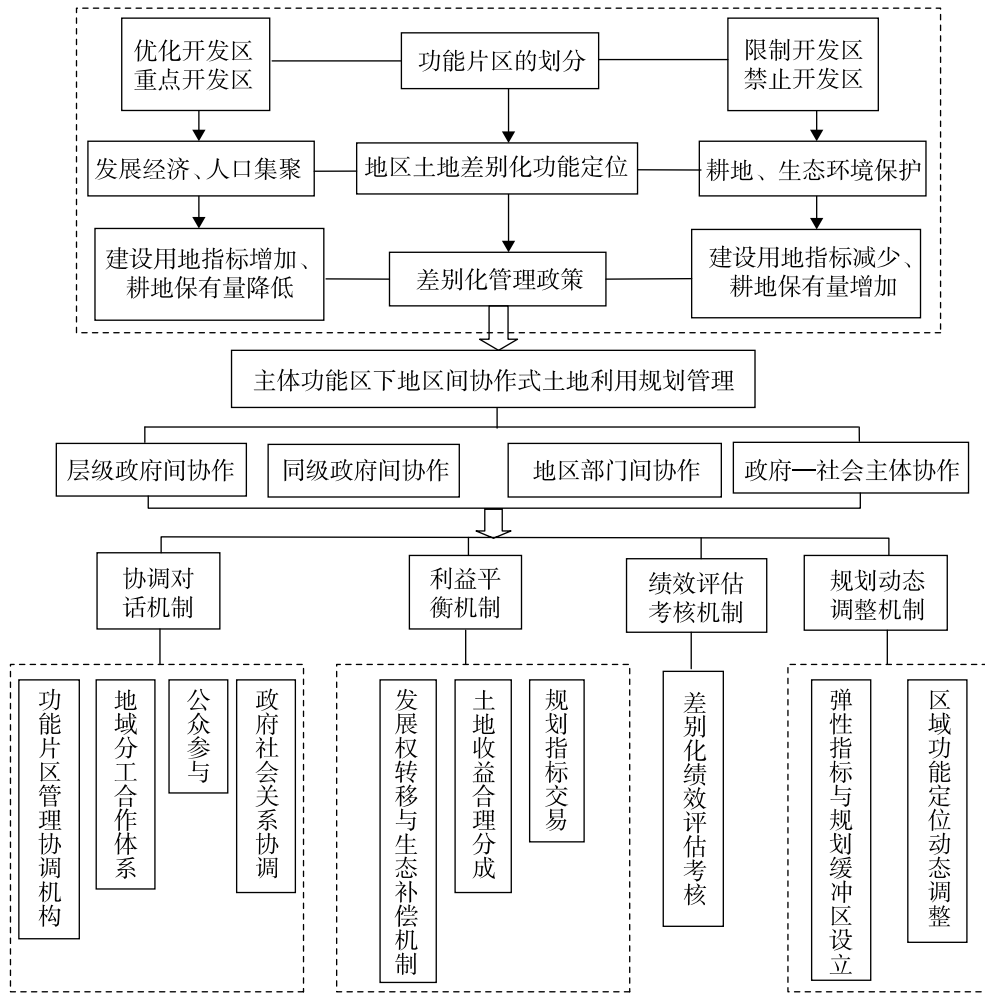


图1 主体功能区下协作性土地利用规划管理机制框架

Fig.1 The framework of collaborative land use planning management mechanism in the main functional area

约用地工作方案》，淮安市围绕新型城镇化中土地使用制度改革，以功能片区“多规融合”、“土地利用空间优化”等为重点，初步划定白马湖生态保护功能片区、涟水县高沟小城市功能片区等5大功能片区，围绕不同片区土地主导功能，编制跨县(市、区)和跨乡(镇)片区土地利用总体规划，以解决现有规划体系土地资源整体配置不足、效率水平不高等问题。

4.2 淮安市功能片区土地利用总体规划实施方法

功能片区是具有特定功能的区域，是新型城镇化中土地使用制度改革的载体，通过整合片区土地存量资源，以“多规融合”优化空间用地形态。淮安市在主体功能区规划基础上，以相关规划为依据，打破片区行政界线，在市域整体上划分功能片区，并依据区域发展的主导方向，制定差别化的土地利用战略和目标。在耕地、建设用地和生态用地“三线”划定基础上建立功能片区规划控制线体系，以“片区规划、多规融合”来强化土地利用规划的整体管控作用，加强土地利用规划与相关规划的衔接融合。同时，实施差别化的发展政策和方向，对片区内和片区间经济发展、土地利用进行统筹安排。为确保规划编制的科学性和规划实施的有序落地，专门成立工作领导和协调小组及各片区工作组。领导小组由淮安市政府主要负责人任组长，参加人员包括市发改、环保、国土、住建等部门，加强对规划的组织领导和统筹协调工作，各部门按照各自的职责落实分工责任，

建立工作共同推进机制和定期协商会办机制。同时,市政府建立了与省国土资源厅的联系沟通制度,研究工作中出现的新情况和新问题。

4.3 白马湖生态保护功能片区土地利用规划初步成果

白马湖片区位于淮中、淮南城镇密集区边缘的生态过渡带,片区功能定位为在生态保护的基础上,积极利用河湖资源,培育以休闲度假为主的新兴功能,依托“一心、一带、四节点”(“一心”指白马湖生态绿心,“一带”指环湖旅游发展带,“四节点”指城镇发展节点),将白马湖生态保护功能片区打造为国家公园、国家级湖泊生态环境保护示范区、长三角著名的生态旅游度假基地。片区规划范围覆盖淮安区、洪泽县、金湖县9个乡镇(街道)、2个农场^①。因乡镇管辖权都在各县区,要实现跨县区发展,首先需要打破行政壁垒,解决管理分散化问题。白马湖片区通过统一规划,从整体上明确片区开发和保护的空間边界及各区县的职责,统一管理,实现跨县区的工作交流和协商,促进片区的整体协调发展。片区追求错位定位,差异竞争,以此来实现用地的重新布局和指标的合理调整。根据区位条件、资源禀赋、经济基础等因素在沟通的基础上对片区整体进行差别化管控,确定片区定位错位为淮安市区后花园,区别洪泽湖旅游观光,以旅游度假为主;乡镇定位错位为分别对各乡镇进行区分引导;市场定位错位是面向淮安都市区、南京都市圈。乡镇的功能定位都进行了相应调整,其中岔河镇由普通的旅游服务重点镇调整为生态旅游全国重点镇,南闸镇、林集镇、前锋镇定位为区域旅游特色镇,范集镇为工业特色镇,吕良镇、陈桥镇为农业特色镇(表1)。结合功能片区规划下的差别化定位和乡镇功能调整,对各乡镇基本农田保有量、新增城乡建设用地规模进行调整。其中,岔河镇作为片区发展重点区,基本农田保护任务从现行规划的693.9 hm²调整为681.0 hm²,新增城乡建设用地总量增加11.0 hm²。范集镇功能定位由工业型重点镇转变为白马湖活力休闲区的重要组成部分,基本农田保有量任务量从现行规划的328.3 hm²调整为366.7 hm²,新增城乡建设用地总量从87.1 hm²调整为70.5 hm²。

同时,建立统一的市级平台,加强片区间、部门间的沟通和协商。淮安市政府成立白马湖建设管理办公室,成员包括国土、规划、环保等部门和相关县(区)负责人,办公室负责白马湖片区规划工作中重大事项的决策。片区是跨乡镇的,在县(区)范围内由规划管理办公室管理,跨县区则由市政府组织协调工作。此外,为支持片区试点工作启动,在反映实际情况和困难之后从上级预借一定的规划流量指标,前松后紧地建立灵活的政策安排。功能片区规划编制的过程中,通过专家论证、市与县级相关部门意见征询以及召开听证会等途径,广泛征求社会各界特别是相关权利人的意见,使规划尽量符合社会经济发展要求和多方利益诉求。规划成果征求发改委、环保等部门和各乡镇意见,对规划目标、用地规模、结构布局等进行协调论证。功能片区规划通过与国民经济和社会发展规划、生态保护规划等规划的差异性分析,采取多种措施进行差异性处理,通过与相关规划部门的协商来强化土地利用规划的管控作用。

4.4 淮安市功能片区土地利用规划试点工作评价

淮安市白马湖功能片区积极开展主体功能区下的土地利用规划管理工作,对片区内城乡发展进行分类引导,调整片区内各乡镇的功能定位及指标分配,实现环湖地区旅游和耕地资源的高效集约利用,有效协调城镇建设与生态保护两者的关系,优化国土空间开发格局,为生产、生活、生态空间协调发展提供重要契机,为破解现阶段中国土地利用规划管理体制难题提供了重要的参考价值。但是,在其规划编制及管理实践中还存在一些需要继续改进和完善的方面。首先,因缺少生态补偿等利益协调机制,县(区)之间的利益冲突和矛盾没有得到实质性解决,不利于区域均衡发展,部分地区对于片区土地利用规划的主动协作性不足,主体功能区建设追求的整体性、协调性难以落实,过度依赖市级层面的强制推行。其次,市场机制作用发挥有限,受现行土地管理制度影响,县(市、区)普遍期望的城乡建设用地指标跨区配置难以实现,土地要素、资本活力未能充分发挥。第三,

^①资料来源于淮安市人民政府《白马湖生态保护功能片区土地利用规划》(2010—2030年)规划文本。

表1 白马湖功能片区乡镇功能定位及规划指标调整

Tab.1 Function and planning index adjustment of townships in Baima Lake functional area

乡镇	功能定位		2020年耕地保护任务 (hm ²)		2020年新增城乡建设 用地(hm ²)	
	原城市规划	功能片区规划	原土地利 用规划	功能片区 土地规划	原土地利 用规划	功能片区 土地规划
淮 安 区	林集镇	生态宜居型城镇	182.6	183.0	0.7	0.9
	南闸镇	一般旅游服务型城镇	231.9	235.6	0.3	7.6
	范集镇	重点工业型城镇	328.3	366.7	87.1	70.5
	三堡乡		174.3	165.7	1.3	1.3
	白马湖农场	一般农场	249.9	247.5	3.5	8.3
洪 泽 县	岔河镇	重点旅游服务型城镇	693.9	681.0	8.1	19.1
	黄集街道	一般镇	191.5	180.3	6.5	4.1
金 湖 县	前锋镇	一般农贸型城镇	418.8	415.4	2.8	4.3
	吕良镇	一般农贸型城镇	282.9	289.0	2.4	3.9
	陈桥镇	一般工业型城镇	355.3	357.3	2.3	0.4
	宝应湖农场	一般农场	214.1	199.9	1.7	1.8

注: 资料来源于《白马湖生态保护功能片区土地利用规划》、《白马湖空间发展规划》及各县(区)相关规划。

地方政府的绩效评估中经济发展仍然居于首要地位,以生态保护为主的白马湖片区能否切实根据功能定位履行好自身耕地及生态环境保护职责有待验证。最后,功能片区规划与土地利用规划的规划期限不同,部门管理难以形成合力等问题可能影响规划的具体落实。

5 讨论

中国土地利用总体规划采用完全自上而下的管理方式,强化了(同级)地区间的土地发展权竞争,导致地区间土地利用分工和协作不足。引入协作式规划理论对于完善中国土地利用总体规划管理体系,促进在自然经济上紧密联系的(同级)地区之间加强沟通协调,更好地发挥规划的整体协调功能具有重要意义。根据中国实际,应首先推进政府间协作,再逐步推动更深层次的公民、公众协作。但是,即便是在政府层面,协作式规划理论的应用也面临许多障碍。首先,地方政府长期习惯于各自为主的发展及规划模式,在以GDP为地方政绩考核主要指标的情况下,没有地区会轻易牺牲自身经济利益接受协作式规划来加强区域间的协商和沟通。其次,即便地方政府间进行了协作,其质量和深度短期内可能也难以显著提升。在规划的操作和实施阶段,协作式规划面临着耗时费力、效率低、最终的规划共识难以形成等难题,弱势群体、弱势地区的利益和需求可能难以得到实质性保护^[27]。

主体功能区规划的引入为推动协作式土地利用总体规划的发展创造了重要的历史机遇。主体功能区规划和土地利用规划都属于资源约束型规划,都旨在通过强化规划管控使其真正落地达到资源保护、优化布局和经济社会可持续发展的目的。主体功能区规划让土地规划在功能片区内得以开展和实施,有利于利益冲突、规划矛盾的缓解。加快主体功能区规划融入土地利用规划管理,对于完善中国国土空间规划体系,提升土地利用总体规划管理效率具有重要意义。由于缺乏地区间的经济补偿和利益共享制度,主体功能区下的协作规划过程制度化存在诸多困难,县区层面主动配合市级规划的积极性不足,且现阶段的功能分区大多只到市级层面,县区乡级层面开展的相关实践较少,不成规模。规划层级越低越有利于规划的实施和落地,主体功能区下的土地

利用规划在未来能够真正的落实还需要县区乡级层面的理论探讨和研究并在实践中付诸实施。

参考文献(References):

- [1] 王万茂. 土地利用规划学[M]. 北京: 中国农业出版社, 2013: 10 – 11.
- [2] 王利, 韩增林, 王泽宇. 基于主体功能区规划的“三规”协调设想[J]. 经济地理, 2008, 28(5): 845 – 848.
- [3] 常艳, 杨柳. 基于主体功能区规划的区域管理框架研究[J]. 当代经济管理, 2009, 31(12): 43 – 46.
- [4] 史育龙. 主体功能区规划与城乡规划、土地利用总体规划相互关系研究[J]. 宏观经济研究, 2008, (8): 35 – 40.
- [5] 李东泉. 从公共政策视角看 1960 年代以来西方规划理论的演进[J]. 城市发展研究, 2013, (6): 36 – 42.
- [6] 董才生, 王远. 论吉登斯结构化理论的内在逻辑[J]. 长白学刊, 2008, (3): 21 – 25.
- [7] 袁媛, 陈金城. 协作式规划在控制性详细规划中的应用研究[A]. 中国城市规划年会论文集[C]. 2013: 1 – 11.
- [8] 张绍良. 土地利用规划理论[M]. 徐州: 中国矿业大学出版社, 2014: 94 – 97.
- [9] H Vacik, M Kurttila, T Hujala, et al. Evaluating collaborative planning methods supporting programme-based planning in natural resource management[J]. Journal of Environmental Management, 2014, (144): 304 – 315.
- [10] 马向明, 吕晓蓓. 区域绿地: 从概念到实践——一次“协作式规划”的探索[J]. 城市规划, 2006, 30(11): 46 – 50.
- [11] Hu Y. J., Gert de R., Lu B. ‘Communicative turn’ in Chinese spatial planning? Exploring possibilities in Chinese contexts[J]. Cities, 2013, (35): 42 – 50.
- [12] 董金柱. 国外协作式规划的理论研究与规划实践[J]. 国外城市规划, 2004, 19(2): 48 – 52.
- [13] Arciniegas G, Janssen R. Spatial decision support for collaborative land use planning workshops[J]. Landscape and Urban Planning, 2012, (107): 332 – 342.
- [14] Elbakidze M. Is spatial planning a collaborative learning process? A case study from a rural-urban gradient in Sweden[J]. Land Use Policy, 2015, (48): 270 – 285.
- [15] Innes J. E., Boodher D. E. Consensus building and complex adaptive systems: a framework for evaluating collaboration planning[J]. Journal of American Planning Association, 1999, 65(4): 414 – 423.
- [16] 袁媛, 陈金城. 低收入社区的规划协作机制研究——以广州市同德街规划为例[J]. 城市规划学刊, 2015, (1): 46 – 53.
- [17] 王丰龙, 陈倩敏, 许艳艳, 等. 沟通式规划理论的简介, 批判与借鉴[J]. 国际城市规划, 2012, 27(6): 82 – 90.
- [18] 王向东, 刘卫东. 土地利用规划: 公权力与私权利[J]. 中国土地科学, 2012, 26(3): 34 – 40.
- [19] Faehnle M, Tyrvaainen L. A framework for evaluating and designing collaborative planning[J]. Land Use Policy, 2013, (34): 332 – 341.
- [20] 傅小随. 地区发展竞争背景下的地方行政管理体制改革[J]. 管理世界, 2003, (2): 38 – 47.
- [21] 韩青, 顾朝林, 袁晓辉. 城市总体规划与主体功能区规划管制空间研究[J]. 城市规划, 2011, 35(10): 44 – 50.
- [22] 国务院关于编制全国主体功能区规划的意见(国发[2007]21号)[J]. 中华人民共和国国务院公报, 2007, (25): 10 – 13.
- [23] 朱传耿. 地域主体功能区划理论·方法·实证[M]. 北京: 科学出版社, 2007: 27 – 29.
- [24] 董小君. 主体功能区建设的“公平”缺失与生态补偿机制[J]. 国家行政学院学报, 2009, (1): 38 – 41.
- [25] 刘君德. 中国转型期“行政区经济”现象透视——兼论中国特色人文—经济地理学的发展[J]. 经济地理, 2006, 26(6): 897 – 901.
- [26] 吉新峰, 安树伟. 主体功能区建设中区域利益的协调机制研究[J]. 未来与发展, 2009, (11): 35 – 39.
- [27] Selin S. W., Schueit M. A. Managing Public Forests: Understanding the Role of Collaborative Planning[J]. Environmental Management, 1998, 22(5): 767 – 776.

(本文责编: 陈美景)

土地供给错配、房价上涨与半城镇化研究

文 乐, 彭代彦

(华中科技大学经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 研究目的: 从土地供给入手, 识别房价上涨对人口半城镇化的影响及其机制。研究方法: 理论分析与实证分析相结合, 并采用工具变量法克服模型内生性。研究结果: (1)土地供给错配导致房价上涨, 进而推升半城镇化率; (2)不管来自省外还是来自省内的农业转移人口均受到房价上涨的负面冲击, 但是省外农业转移人口受到的影响更大。研究结论: 房价上涨过快不利于农村转移人口市民化, 而土地供给错配是造成房价上涨的重要根源。因此, 为了促进农村转移人口市民化, 有必要调整限制大城市而鼓励中小城镇发展的政策。

关键词: 土地经济; 半城镇化; 房价; 土地供给错配; 农业转移人口市民化

中图分类号: F301

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0018-10

Research on Misallocation of Land Supply, Rising Housing Prices and Peri-Urbanization

WEN Le, PENG Dai-yan

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Abstract: Our results found that 1) the misallocation of land supply pushes up housing prices, while the rising housing prices drive up the rate of peri-urbanization; 2) both the rural-urban migrants within or from other provinces are heavily affected by the rising of housing prices and the influence of rising housing prices on rural-urban migrants from other provinces is greater than that on the rural-urban migrants within the province. That is to say, the rate of peri-urbanization from outside rural-urban migrants is much higher. In conclusion, the rising housing prices is harmful to the urbanization of rural-urban migrants, and the misallocation of land supply is the source of high housing prices. Therefore, the policy that constrains big cities and encourages the development of small and medium-sized cities is not desirable to solve the peri-urbanization problem.

Key words: land economy; peri-urbanization; housing prices; misallocation of land supply; urbanization of rural-urban migrants

收稿日期: 2016-09-20; 修稿日期: 2016-11-28

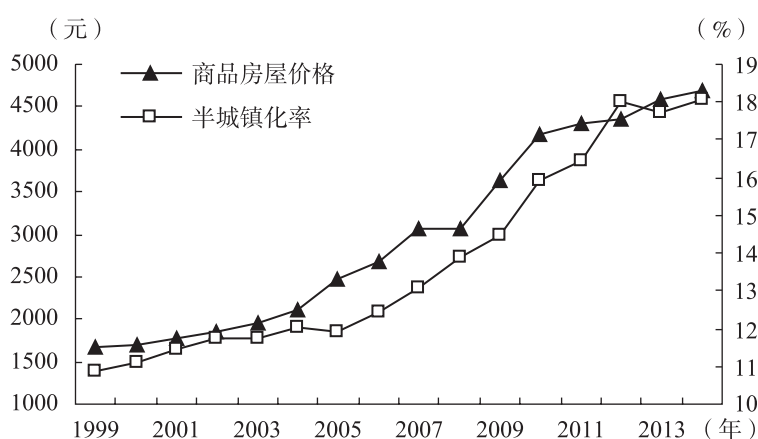
基金项目: 湖北省社科基金一般项目“倾向中西部的土地供给政策如何推升了房价”(2015198); 中央高校基本科研业务费 HUST(2014WZ06)。

第一作者: 文乐(1989-), 男, 湖南益阳人, 博士研究生。主要研究方向为发展经济学, 城市经济学。E-mail: wellerwen009@163.com

通讯作者: 彭代彦(1964-), 男, 湖北仙桃人, 教授, 博士生导师。主要研究方向为发展经济学。E-mail: pengdaiyan0880@126.com

1 引言

改革开放以来,大量农业转移人口进入城市,推动了中国的快速城镇化。但是,大量农业转移人口进城后不能获得城市户口,实现身份转换,也不能享受与城镇居民同等的社会福利与公共服务,中国的城镇化因此被认为只是一种“半城镇化”^[1-3]。这种城镇化模式造成城市内部本地居民与外来居民的分割,也使得农村出现了大量留守妇女、留守儿童与留守老人,俗称“386199”部队,给中国的经济发展与社会和谐稳定埋下了重大隐患^[4-5]。因此,如何有序推进农业转移人口市民化成为了当今时代的重要议题,也引起了中央政府的高度重视。《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》指出要以人的城镇化为核心,要将“户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率差距缩小2个百分点左右”。然而,10多年来这种差距不断没有缩小,反而随房价的不断上升呈扩大的趋势,如图1所示。



注：①半城镇化率为常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率之差；②数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》、《中国人口与就业统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》；③以2000年为基期,利用CPI对房价进行了平减。

图1 房价与人口半城镇化率变化趋势

Fig.1 The trend of housing prices and peri-urbanization

乐^[9]利用省际面板数据对房价与城镇化关系进行了实证检验,发现住宅价格上涨阻碍了城镇化,但其实证模型中并没有加入其他控制变量,可能存在估计偏误。另外,孔艳芳采用GMM法进行的研究也发现房价快速上涨推升了半城镇化水平,因为农业转移人口消费能力的上升赶不上房价上涨的速度^[10]。

总的来看,现有研究对人口半城镇化相关问题做了有益探索,但是大多属于理论分析,相应的实证研究较少。少数文献虽就房价对城镇化的影响进行了实证检验,但也存在一些不足:一是没有讨论房价上涨的根源,没有对土地供给、房价与半城镇化之间的关系进行系统研究;二是城镇化率的提高将可能反过来推动房价的上涨^[11],而既有研究却没有处理模型中这一潜在的内生性问题。基于此,本文首先从理论上分析了房价上涨抑制人口城镇化,推高半城镇化率的制度背景与理论机制;然后主要利用2010年中国人口普查分县资料数据进行了实证检验,并且用土地供给错配程度指数作为房价的工具变量,有效克服了模型可能存在的内生性问题。

2 制度背景与理论分析

2.1 制度背景

长期以来,中国实施了严格的户籍管理制度,虽然小城镇的落户限制已经放松,但对大城市依然进行着严

人口半城镇化的成因究竟何在?高房价是否抑制了城镇化?对此,学术界进行了大量研究。安虎森和皮亚彬认为,半城镇化产生的原因在于农业转移人口的流动受到户籍制度、城市偏向的公共政策、农村土地制度等因素的制约^[6]。还有学者从人力资本等方面进行了分析^[7]。但事实上,中国的户籍制度、农村土地制度和教育都在不断完善,政府也在积极推动公共服务均等化,而半城镇化率却仍在不断上升。许多学者认为房价上涨才是关键因素,因为农业转移人口收入水平普遍较低,而城市高企的房价提高了城市居住成本,增大了农业转移人口生活压力^[3]。由于无力购买商品,农业转移人口大多选择居住在“城中村”等环境恶劣的地区^[5,8]。李永

格的管理。1997年6月,国务院批转公安部《小城镇户籍管理制度改革试点方案和关于完善农村户籍管理制度的意见》(国发[1997]20号)明确规定,在小城镇购买商品房的居民,以及其共同居住的直系亲属,可以办理城镇常住户口。2001年3月国务院又颁布《关于推进小城镇户籍管理制度改革的意见》(国办发[2001]6号),对办理小城镇常住户口的人员不再实行计划指标管理。与小城镇落户限制逐渐放开不同,中国一直严格控制着大城市的规模。超大城市和部分特大城市在严格控制人口规模的基础上构建了包括购房指标在内的积分入户评价体系(表1);在部分二、三线城市,也需通过购房落户等方式才能获得城镇户籍^[10]。随着房价的上涨,现有的落户制度会自动变相抬高农业转移人口在城镇落户的门槛。

表1 城镇落户条件

Tab.1 Household registration system in city

城市等级	落户条件
小城市(50万人以下)	有合法稳定住所
中等城市(50—100万人)	合法稳定就业并有合法稳定住所(含租赁),缴纳城镇社会保险一定年限
大城市(100—500万人)	对合法稳定就业的范围、年限和合法稳定住所(含租赁)的范围、条件等作出较严格的规定,也可结合本地实际,酌情建立积分落户制度
特大城市(500万人以上)	积分落户:以具有合法稳定就业和合法稳定住所(含租赁)、参加城镇社会保险年限、连续居住年限等为主要指标

注:表中内容来源于《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》(国发[2014]25号)。

2.2 理论分析

从制度背景来看,拥有固定居所、稳定的就业或生活来源是在城镇落户生活的基本条件^[12]。事实上,城镇化的本质也在于农业转移人口能够在城镇“安居”、“乐业”。为此,本文构建一个简单的理论模型来说明房价上涨如何影响城镇化。假设城镇化水平是居民住房状况和就业状况的函数,为简化分析,将函数设定为柯布道格拉斯(C-D)函数形式:

$$U = AH^\alpha E^\beta \quad (1)$$

式(1)中, U 为城镇化水平, A 为常数, H 为住房状况, E 为就业状况, α 、 β 均为大于零的参数。

一般来说,在其他条件不变的情况下,居民收入水平越高,房价越低,则居民购买住房的能力越强;反之,收入水平越低,房价越高,居民就越难以购买住房。于是可以将住房消费 H 进一步设定为居民收入与城市房价的C-D函数,即:

$$H = BW^\gamma P^{-\varphi} \quad (2)$$

式(2)中, B 为常数, W 为居民收入, P 为城市房价, γ 、 φ 均为大于零的参数。

另外,房价上涨通常会导致企业生产成本上升,具体表现在两个方面:一是房价上涨导致居民生活成本增加,企业必须增加工资,否则,员工难以继续维持原有生活水平;二是房价上涨将导致地价上升,从而提升企业使用厂房用地的成本。由新古典经济学企业生产理论可知,企业的劳动力需求取决于产出水平和生产要素的相对价格。也就是说,在其他条件不变的情况下,由于房价上升增加了企业生产成本,企业可能会减少对劳动力的需求,城市就业机会相应减少。基于此可将就业设定为产出和房价的C-D函数,即

$$E = CQ^\rho P^{-\eta} \quad (3)$$

式(3)中, C 为常数, Q 为企业总产出, P 为城市房价, ρ 、 η 均为大于零的参数。

最后,把式(2)和式(3)代入式(1),然后对房价 P 求导,可得:

$$U = AB^\alpha C^\beta P^{-\varphi\alpha-\eta\beta} W^{\alpha\gamma} Q^{\rho\beta} \quad (4)$$

$$\frac{\partial U}{\partial P} = (-\varphi\alpha - \eta\beta)AB^\alpha C^\beta P^{-\varphi\alpha - \eta\beta - 1} W^{\alpha\gamma} Q^{\rho\beta} < 0 \tag{5}$$

式(5)表明,房价上涨将抑制人口城镇化。换言之,房价上涨不利于农业转移人口市民化,最终导致城市半城镇化水平上升。

3 计量模型、变量与数据说明

3.1 计量模型

为了验证房价对人口半城镇化的影响,首先对(4)式右边取对数,然后化简,得到如下实证模型:

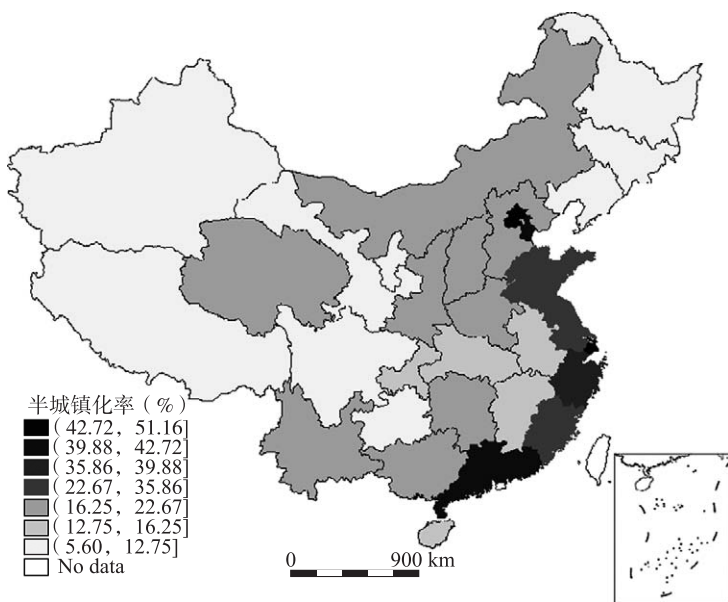
$$U_i = \beta_0 + \beta_1 \ln p_i + \beta_2 \ln W_i + \beta_3 \ln Q_i + \varepsilon_i \tag{6}$$

式(6)中, $i = 1, 2, \dots, N$, 代表城市; U 为城镇化水平, 借鉴现有研究的做法^[10, 13-14], 用人口半城镇化率, 即常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率之差表示。图2是2010年中国各地区的半城镇化水平, 东部地区半城镇化率较高, 而中西部地区相对较低。房价($\ln p$)是本文关注的核心变量, 用商品房屋销售价格的对数表示。考虑到工资是居民收入的最主要来源, 用在岗职工工资的对数作为居民收入($\ln W$)的代理变量。再用人均国内生产总值的对数作为产出变量($\ln Q$)的代理变量; ε_i 表示随机误差项。需要指出的是, 由于人口半城镇化率是度量城镇化水平的一个负向指标, 因而预期房价系数为正, 即房价上涨将推高人口半城镇化率。

此外, 考虑到可能还有其他因素影响地区城镇化水平, 本文分别从经济、社会公共服务、人口因素三个方面再加入一组控制变量(Z)以缓解遗漏变量偏误, 最终设定模型如下,

$$U_i = \beta_0 + \beta_1 \ln p_i + \beta_2 \ln W_i + \beta_3 \ln Q_i + \beta_4 Z + \varepsilon_i \tag{7}$$

控制变量及其测度具体如下: (1)GDP增长率($gdpg$)。经济增长越快, 创造的就业机会越多, 该变量的预期符号为负; (2)产业结构($tsst$), 用第三产业产值与第二产业产值之比表示。因服务业具有较强的就业吸纳能力, 该变量的预期符号为负; (3)人口结构($struct$), 用0—14岁和65岁以上人口占总人口比重表示, 该指标上升, 意味着青年劳动力的减少, 从农村进入城市的人口可能减少, 因此, 预期人口结构系数为负; (4)人口增长率($pgro$)。人口增长越快, 社会经济承受的压力越大, 该变量的预期符号为正; (5)城市规模($\ln upop$), 用城镇常住人口对数表示。城市规模越大落户条件越严, 预期符号为正; (6)人力资本($\ln edu$), 用平均受教育年限来衡量。人力资本度量了劳动技能, 有利于促进人口城镇化, 因此预期符号为负; (7)市政公共服务($amen$), 用城市市政公用设施建设固定资产投资总额占城市GDP的比重表示^①。增加公共服务可提高城市承载能力, 预期符号为负。以上变量数据均来自于《2010年中国人口普查分县资料》、2011年《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和



注: 数据来源于《2010年中国人口普查分县资料》。

图2 2010年中国各地区半城镇化分布
Fig.2 China peri-urbanization in 2010

《2010年中国人口普查分县资料》、2011年《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和

①城市市政公用设施建设固定资产投资主要包括城市供水、燃气、集中供热、公共交通、道路桥梁、排水、防洪、园林绿化、市容环境卫生建设等。

《中国城市建设统计年鉴》。最后需要说明的是,限于数据的可获得性,本文样本主要是2010年281个地级及以上城市的数据。表2是主要变量的描述性统计。

表2 主要变量描述性统计

Tab.2 Descriptive statistics of main variables

	变量名	变量	单位	样本数	均值	标准差
被解释变量	<i>U</i>	半城镇化率	%	281	19.974	14.008
核心变量	$\ln p$	房价	元/m ²	281	7.902	0.462
控制变量	$\ln w$	工资	元	281	10.175	0.245
	$\ln Q$	人均GDP	元	281	10.325	0.601
	<i>gdpg</i>	GDP增长率	%	281	14.758	3.845
	<i>tsst</i>	产业结构	—	281	0.914	0.549
	<i>pstr</i>	人口结构	%	281	25.428	4.253
	<i>pgro</i>	人口增长率	%	281	4.590	3.090
	$\ln upop$	城市规模	人	281	14.327	0.745
	$\ln edu$	人力资本	年	281	2.191	0.089
	<i>amen</i>	市政公共服务	%	281	5.044	5.017

3.2 内生性问题

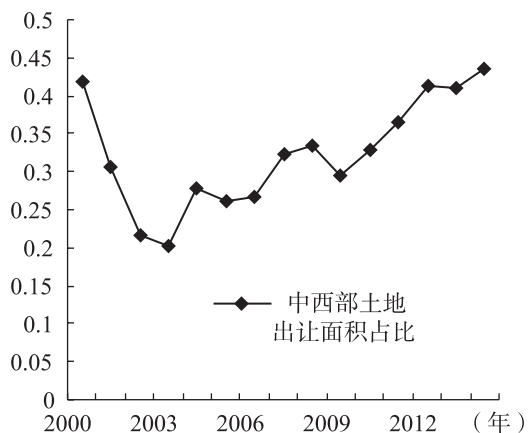
内生性是困扰计量模型的主要难题,其主要来源为反向因果、遗漏变量偏误和测量误差。(1)房价上涨可能抑制农业转移人口市民化,推高半城镇化水平,但是,农业转移人口向城镇集聚,增加了城市的住房需求,进而推高城市房价,因此,这种反向因果关系可能会高估房价对人口半城镇化的影响。(2)由于房价上涨导致城市生活成本高企,一部分农村人口宁肯留守农村而不愿意进城务工,还有一些农业转移人口可能因无法承受高房价而返回农村,这些情形又会低估房价对人口城镇化的影响。(3)虽然本文加入了一系列控制变量以缓解遗漏偏误,但是不可能控制所有的影响因素,比如偏好等不可测量的因素。(4)房价的测量误差也可能造成内生性问题。为此,本文结合中国土地供给的特殊性,寻找影响城市房价的外生性冲击,采用工具变量方法来解决OLS估计的内生性问题。

值得注意的是,中央政府通过土地用途管制制度和土地审批制度对土地供给指标进行严格的控制^①。自2003年开始,中央实行了偏向中西部的土地供给政策^[15-16]。这一政策不仅减少了土地供给量,而且使得建设用地供应向中西部地区及中小城市偏移。在2004—2014年期间,全国审批建设用地年均增长率仅约为1.85%,一些年份甚至为负增长,而全国GDP年均增长率超过了10%。图3表明,中西部土地出让面积占比在不断上升,与此形成鲜明对比的是,东部地区虽然人口在不断流入,但是土地供应占比反而在减少。此外,国家为了鼓励发展中小城镇并限制大城市的规模,其住宅用地的年度增幅基本呈现出“小城市>中等城市>大城市>特大城市和超大城市”的特征^②。不难发现,中央土地供给与城市土地需求明显错配。为了更准确地反映错配程度,本文构建了土地供给错配指数,用*Misall*表示,即 $Misall = (\text{本地城市土地出让面积} / \text{其余城市土地出让面积之和}) / (\text{本地城市GDP} / \text{其余城市GDP之和})$ 。如果 $Misall = 1$,说明土地供给与经济需求是相匹配的; $Misall$ 越小于1,说明城市土地供给相对越稀缺;反之,说明土地供给相对过多。通过计算全国281个地级市及以上城市的错配指数,可知全国所有城市平均值与中西部城市平均值均大于1,并在2003年之后持续上升(图4),而30个省会大

①《土地利用年度计划管理办法》第九条。

②中国土地勘测规划院《全国城镇土地利用数据汇总成果分析报告》,2015年。

城市^①的土地供给错配指数小于1,并且呈现不断下降的趋势,尤其是北京、上海、广州、深圳四个特大城市的错配指数非常小。以上这些特征表明中西部土地供给相对越来越过剩,而大城市的土地供给则相对越来越稀缺。



注：数据来源于历年《中国国土资源年鉴》，图4同。

图3 中西部土地出让面积占比

Fig.3 Ratio of land leasing areas in Midwest

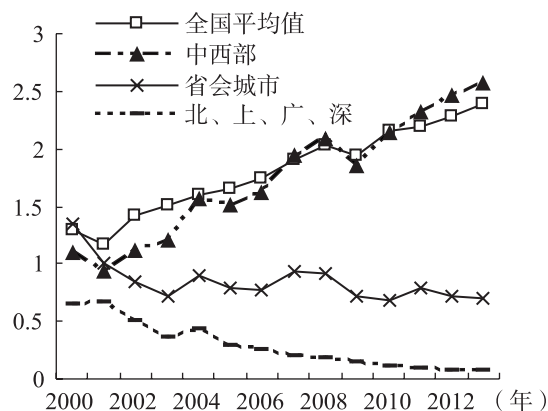


图4 土地供给错配指数趋势

Fig.4 Misallocation trend of land supply

综上所述,中国建设用地指标供应不是根据人口半城镇化率来配置的,也没有以非农业人口数为标准进行供应^②。另外,考虑到影响农村人口是否迁入城市的主要因素是收入水平与生活成本的高低,而土地供给又不会直接影响人口流动,所以土地供给错配相对于半城镇化率而言是外生的。因此,以土地供给错配指数作为房价的工具变量,进一步构建计量模型如下:

$$U_i = \beta_0 + \beta_1 \ln p_i + \beta_2 \ln W_i + \beta_3 \ln Q_i + \beta_4 Z + \varepsilon_i \tag{8}$$

$$\ln p_i = \lambda_0 + \lambda_1 Misall_i + \lambda_2 \ln W_i + \lambda_3 \ln Q_i + \lambda_4 Z + \varepsilon_i \tag{9}$$

其中式(8)为工具变量法第二阶段估计方程(2sls),式(9)为第一阶段估计方程。式(8)各变量含义同式(7),式(9)中 *Misall* 表示土地供给错配指数,预期其系数 λ_1 为负,其他变量含义同式(8)。

4 实证结果与分析

4.1 基本回归结果

表3报告了OLS回归的基本结果,其中第一个回归报告了模型(6)的结果,没有加入其他控制变量,而第二个回归则加入了其他经济变量和人口因素变量,第三个回归则进一步加入了人力资本和公共服务两个变量。从第一列到第三列,大部分变量系数都是高度显著的,并且模型拟合优度显著上升。另外,考虑到加入控制变量后可以减轻遗漏变量偏误,下面以第三个回归为基准进行解释。

房价($\ln p$)系数都在1%的水平上显著为正,符合前文理论分析的预期。房价上涨1个百分点,导致人口半城镇化率上涨约0.1157个百分点。工资($\ln W$)的系数符号为正,但不显著,可能是因为工资对人口半城镇化具有正反两方面的作用:一方面工资上涨会增加居民收入,提高农业转移人口买房落户转化为市民的能力,降低半城镇化率;另一方面工资上涨会增加企业用工成本,导致其减少用工,同时,工资上涨也可能吸引更多的农业转移人口进入城市,从而推高半城镇化率。因此,工资对人口半城镇化的净效应不显著。人均GDP($\ln Q$)的影

①不含拉萨、香港、澳门、台湾。

②《城市建设用地分类与规划建设用地标准(GB137-90)》提供了城市建设用地指标分配的具体依据。

响显著为正,可能是经济增长吸纳了更多农村人口向城市转移,从而推高了半城镇化水平。

其他控制变量跟预期基本是一致的。其中,GDP增长率(*gdpg*)的提高、产业结构(*tsst*)升级、人力资本(*lnedu*)以及城市公共服务水平(*amen*)的增加均能降低半城镇化水平。此外,人口结构水平(*pstr*)的系数为负,这可能因为随着中国出生人口“婴儿潮”的消退,青壮年劳动力减少,以致进入城镇务工的农业转移人口减缓,从而半城镇化率下降。人口增长率(*pgro*)与城市规模(*lnupop*)的系数为正,这是因为人口增长率越高,城镇化的压力越大;而城市规模越大,城市拥挤效应越大,并且农业转移人口市民化的门槛也越高。

4.2 2sls估计结果

表3的OLS回归结果表明房价上涨显著推升了半城镇化率,抑制农业转移人口的市民化,但是,潜在的内生

表3 实证回归基本结果
Tab.3 Basic results of empirical regression

	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) IV 第一阶段	(5) IV 第二阶段
<i>lnp</i>	16.9435*** (2.3534)	12.2191*** (1.7592)	11.5707*** (1.7258)		20.2624** (9.1351)
<i>Misall</i>				-0.0286*** (0.0078)	
<i>lnW</i>	2.2479 (3.4435)	2.0977 (3.2622)	2.3466 (3.2485)	0.6043*** (0.1168)	-3.6045 (6.9381)
<i>lnQ</i>	4.1975*** (1.1271)	2.9377** (1.3210)	4.0766*** (1.3602)	0.1919*** (0.0558)	2.4387 (2.3160)
<i>gdpg</i>		-0.3821* (0.2001)	-0.3617* (0.2029)	0.0018 (0.0044)	-0.3668* (0.1919)
<i>tsst</i>		-0.9746 (1.0156)	-0.4681 (0.9631)	0.1903*** (0.0622)	-2.0005 (2.1133)
<i>pstr</i>		-1.0552*** (0.2813)	-1.2794*** (0.3282)	-0.0303*** (0.0069)	-1.0447*** (0.3115)
<i>pgro</i>		1.7277*** (0.2599)	1.8413*** (0.2700)	0.0116 (0.0078)	1.7273*** (0.2542)
<i>lnupop</i>		3.2975*** (0.8038)	3.9134*** (0.8850)	0.1847*** (0.0340)	2.3855 (1.6780)
<i>lnedu</i>			-19.5105** (9.7700)	-0.8563*** (0.3258)	-13.8277 (10.4468)
<i>amen</i>			-0.1088 (0.1189)	-0.0026 (0.0031)	-0.0594 (0.1427)
常数	-180.1318*** (26.2427)	-150.0750*** (26.2666)	-120.3501*** (33.0587)	-0.4072 (1.0564)	-106.3437*** (38.6564)
样本数	281	281	281	281	281
调整 R^2	0.4966	0.6187	0.6231		0.5918
工具变量 F 值					11.824

注: 括号内为稳健标准误, 上标*、**、***依次表示10%、5%、1%的显著性水平。

性可能导致估计结果存在偏误。因此,根据前文分析,以土地供给错配指数作为房价的工具变量,采用两阶段最小二乘法(2sls)对模型(8)和(9)进行估计。表3的第4、5列分别报告了两阶段最小二乘法(2sls)估计结果,其中,工具变量 F 值11.824大于弱工具变量检验的经验值10,这表明不存在弱工具变量问题。

首先,从第二阶段估计结果来看,房价对人口半城镇化率的影响仍然显著为正,而且该变量的回归系数(20.2624)是普通OLS估计结果(11.5707)的1.7倍,这表明解释变量的内生性使得OLS回归低估了房价上涨对人口城镇化的抑制作用。在其他条件不变的情况下,如果房价上涨1%,人口半城镇化率增加0.2026个百分点,这再次表明房价上涨是抑制人口城镇化的非常重要的因素。其他变量估计结果跟OLS估计基本一致,不再赘述。

其次,在第一阶段估计结果中,土地供给错配指数($Misall$)是本文重点关注的变量,其系数高度显著为负,表明土地供给错配指数越小,房价会越高。也就是说,土地供给越稀缺,房价越高,显然,这是符合常理的,也跟前文理论预期完全一致。工资($\ln W$)、人均GDP($\ln Q$)、产业结构($tsst$)和城市人口规模($\ln upop$)对房价均有显著正向影响,因为这些因素增加住房需求从而推高了房价;人口结构($pstr$)对房价有负的影响,可能是随着城市劳动力的相对减少,降低了住房需求,而人力资本($\ln edu$)对房价有负向影响,其原因有待进一步的分析。

4.3 进一步分析

4.3.1 子样本分析 2003年后中央土地供给政策发生了巨大变化,土地供给政策开始向中西部倾斜。因此,本文首先把2010年全部样本分为东部、中西部两个子样本,然后利用2000年人口普查数据进行反事实检验。

表4第一个回归和第二个回归报告了区域子样本2sls估计结果,对比可知存在明显的区域差异,其中,第一阶段 $Misall$ 都是显著为负的,但是,第二阶段回归中,房价($\ln p$)只在东部地区是显著为正的。这可能是由于土地供给向中西部倾斜,东部土地供给减少直接导致东部地区房价上涨,造成住房成本上升和就业机会减少,进而推升了东部人口半城镇化率;而在中西部地区,尽管土地供给增加能够降低房价,有利于促进农业转移人口市民化,但是其产业基础较薄弱,职业发展机会相对较少,农村人口大多愿意流向东部发达地区而不是在中西部安家落户,因此,即便中西部房价下降,其对人口半城镇化的正向作用也不显著。

从理论上来看,2000年土地供给没有发生明显的错配,应不会对房价产生显著的影响,因而房价不会推高半城镇化率。表4中第三个回归报告了以2000年中国人口普查分县资料的相关数据作为样本的2sls结果,可知土地供给错配指数和房价系数均不显著,符合理论预期,间接表明土地供给错配会推高房价进而抑制人口城镇化。

表4 2sls估计结果:分年份和地区
Tab.4 2sls estimation results: different years and areas

	(1) 东部	(2) 中西部	(3) 2000年	(4) 省内移民	(5) 省外移民
第一阶段 $Misall$	-0.0428** (0.0143)	-0.0275*** (0.0071)	-0.0130 (0.0102)	-0.0286*** (0.0078)	-0.0286*** (0.0078)
第二阶段 $\ln p$	44.9309** (18.1092)	8.9438 (9.5647)	-6.5544 (21.4762)	11.3129** (4.7970)	17.2533*** (6.2571)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
样本数	101	180	261	281	281
调整 R^2	0.4903	0.4568	0.4800	0.3827	0.5704
工具变量 F 值	8.006	12.787	1.325	11.824	11.824

注: 括号内为稳健标准误, 上标*、**、***依次表示10%、5%、1%的显著性水平。

综合表4第(1)一(3)个回归结果,可知2003年土地供给政策收紧且向中西部偏移,导致了东部房价快速上涨,进而推升半城镇化率。

4.3.2 分移民来源地分析 农业转移人口依来源可划分为省内移民和省外移民。表4第4和第5列报告了分来源地的回归结果,表明房价上涨对来自省外的农业转移人口影响更大,即来自省外的更难以转化为市民。这可能是由于地方政府对省内移民市民化有更多的政策性照顾,而外省移民则面临更多的障碍。

4.3.3 稳健性检验

(1)检验工具变量外生性。好的工具变量不仅要求与内生变量相关,而且还要不直接影响被解释变量。为此,直接把土地供给错配指数(*Misall*)放入模型(7),采用OLS进行回归。表5第一个回归结果显示*Misall*系数并不显著,这从统计上进一步验证了工具变量的外生性。另外,为了进一步检验工具变量估计的可靠性,本文运用对弱工具变量更不敏感的LIML、GMM2S方法进行估计,结果见表5第2、4、5列,这与2sls估计结果是一致的。

表5 稳健性检验
Tab.5 Robust check

	(1) 外生性检验	(2) 第一阶段	(3) 2SLS	(4) LIML	(5) GMM2S
<i>Misall</i>	-0.2596 (0.2554)	-0.0286*** (0.0078)			
lnp	11.1901*** (1.7503)		20.2624** (9.1351)	20.2624** (9.1351)	20.2624** (9.1351)
其他控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
样本数	281	281	281	281	281
调整R ²	0.6231	0.5918	0.5918	0.5918	0.5918

注: 括号内为稳健标准误, 上标*、**、***依次表示10%、5%、1%的显著性水平。

(2)分位数回归。分位数回归有不易受到极端值影响的优势,可避免异常值造成估计偏误。本文估计了0.25、0.50和0.75分位点的结果,回归系数仍是高度显著的,再次表明了结果的稳健性。

5 结论与政策建议

近10多年来,中国采取了偏向中西部的土地供给政策,同时出现了房价和人口半城镇化率迅速上升的现象。为弄清它们之间的因果关系,本文以土地供给错配程度作为房价的工具变量,研究了房价对人口半城镇化的影响,并有效克服了计量模型的内生性问题。本文的主要研究结论有:(1)土地供给错配推高了城市房价,进而推升了半城镇化率。即房价上涨抑制了农业转移人口的市民化。房价每上涨1个百分点,半城镇化率将上升约0.2026个百分点。(2)2003年以后土地供给政策收紧且偏向中西部以及限制大城市的土地供应造成了土地供给错配,是房价上涨的重要根源。(3)不管来自省外还是来自省内的农业转移人口均受到房价上涨的负面冲击,但是省外农业转移人口受到的影响更大,表现出更高的半城镇化率。

本文的政策含义在于:要解决半城镇化问题,有必要调整限制大城市并鼓励中小城镇发展的政策。中西部地区和中小城镇虽然得到了更多的土地和政策照顾,但是由于缺乏发展现代产业的集聚优势,经济发展缓慢,就业机会少,即便放开户籍限制,农民也不愿意迁入。相反,大城市就业机会多,发展前景好,可吸纳大量农业转移人口,但是现有政策却在限制大城市的发展,迫切需要加以改变,应增加东部地区、尤其是增加大城市的土地供给。2016年中央《关于建立城镇建设用地增加规模同吸纳农业转移人口落户数量挂钩机制的实施意见》

(国土资发[2016]123号)提出要“建立城镇建设用地增加规模与吸纳农业转移人口落户数量挂钩机制”,也就是说土地供给要与需求相匹配,是非常及时的。但是,需要指出的是,新政策仍然是限制大城市土地供应,“原则上不因吸纳农业转移人口新增建设用地”。可以预计,随着城镇人口进一步增长,大城市的房价和企业生产成本仍将继续上涨,农业转移人口在大城市落户也将变得更加困难,大城市半城镇化率会更高。

此外,即便在现有的土地政策下,如果允许建设用地指标跨区域交易,市场也能够自我校正,实现有效配置。北京、上海等一线城市土地稀缺,边际产值高,而中西部城市以及小城市的土地供给过多,边际产值较低。一线城市可以向中西部城市和小城市购买用地指标,用于经济开发。而出售土地指标的城市则获得了土地出让收益,可用之于改善民生和发展适合当地禀赋优势的产业。当一线城市的土地开发收益和购买用地指标成本相等时,交易就会达到均衡。显然,市场交易可以促进城市间的分工合作,提高城市生产效率。因此,应打造可供建设用地指标全国交易的平台。

参考文献(References):

- [1] Cai F. Hukou system reform and unification of rural-urban social welfare[J]. *China & World Economy*, 2011, 19(3): 33 - 48.
- [2] 王春光. 农村流动人口的“半城市化”问题研究[J]. *社会学研究*, 2006, (5): 107 - 122.
- [3] 辜胜阻,郑超,曹誉波. 大力发展中小城市推进均衡城镇化的战略思考[J]. *人口研究*, 2014, (4): 19 - 26.
- [4] 陈钊,陆铭. 迈向社会和谐城乡发展: 户籍制度的影响及改革[M]. 北京: 北京大学出版社, 2016.
- [5] 郑思齐,廖俊平,任荣荣,等. 农民工住房政策与经济增长[J]. *经济研究*, 2011, (2): 73 - 86.
- [6] 安虎森,皮亚彬. 半城市化与人口城市化研究[J]. *经济与管理评论*, 2013, (3): 5 - 10.
- [7] 黄江泉,李晓敏. 农民工进城落户的现实困境及政策选择——一个人力资本分析视角[J]. *经济学家*, 2014, (5): 87 - 96.
- [8] Wu W. Sources of migrant housing disadvantage in urban China[J]. *Environment and Planning A*, 2004, 36(7): 1285 - 1304.
- [9] 李永乐,刘建生,吴群,等. 不同类型房价对城镇化的影响研究——来自中国省际面板数据的证据[J]. *中国土地科学*, 2014, 28(4): 26 - 32.
- [10] 孔艳芳. 房价、消费能力与人口城镇化缺口研究[J]. *中国人口科学*, 2015, (5): 33 - 44.
- [11] 张延,张静. 城镇化对房价的影响: 理论与实证分析[J]. *财政研究*, 2016, (6): 95 - 102.
- [12] Melander A, Pelikanova K. Reform of the Hukou system: a Litmus Test of the New Leadership[J]. *ECFIN Economic Brief*, 2013, (26): 1 - 16.
- [13] 李爱民. 中国半城镇化研究[J]. *人口研究*, 2013, (4): 80 - 91.
- [14] 魏后凯. 中国农业转移人口市民化进程研究[J]. *中国人口科学*, 2013, (5): 21 - 29.
- [15] 陆铭,张航,梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资[J]. *中国社会科学*, 2015, (5): 59 - 83.
- [16] 彭代彦,文乐. 房价上涨的结构性差异研究——基于土地供给的视角[J]. *华中科技大学学报(社会科学版)*, 2016, 30(4): 72 - 80.

(本文责编:王庆日)

设定抵押的土地经营权入股合作社研究

李晓聪,任大鹏

(中国农业大学人文与发展学院,北京 100094)

摘要: 研究目的: 对已经设定抵押的土地经营权能否入股合作社进行研究。研究方法: 采用定性分析法对设定抵押的土地经营权入股合作社的法理基础及对合作社各个方面带来的影响进行分析、概括。研究结果: (1)根据《物权法》的制度和法理,设定抵押的土地经营权在得到抵押权人同意的条件下,可入股合作社。(2)设定抵押的土地经营权入股合作社不会损害抵押权人和合作社债权人的利益、不会增加对合作社注册资本的影响、对合作社的权利内容也不会带来影响。研究结论: 为了实现国家盘活农村资产的政策目标,应当允许设定抵押的土地经营权入股合作社。

关键词: 土地法学; 抵押土地经营权; 入股; 合作社

中图分类号: D922.3

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0028-07

Research on Investing Cooperatives by Mortgaged Land Management Rights

LI Xiao-cong, REN Da-peng

(College of Humanities and Development Studies, China Agricultural University, Beijing 100094, China)

Abstract: The purpose of this study is to analyze the feasibility of investing cooperatives by mortgaged land management rights. Method of the qualitative analysis was used to analyze and summarize jurisprudence basis and the various influences of investing cooperatives by mortgaged land management rights. The results indicate that according to the Property Law and its jurisprudence basis, mortgaged land management rights can be regarded as a way of investing cooperatives in the case of getting the consent from the mortgagee; and its stake in cooperatives won't damage the interest of mortgagee and cooperatives creditors and won't increase the influence of the registered capital of cooperatives; it won't affect right content of cooperatives. In order to achieve the national policy objective to revitalize the rural assets, it should be allowed to set up the mortgage of land management rights share cooperatives.

Key words: land law; mortgaged land management rights; investment; cooperatives

2014年11月国务院颁布《关于引导农村土地经营权有序流转发展农业适度规模经营的意见》,提出“坚持农村土地集体所有,实现所有权、承包权、经营权三权分置”(简称农地三权分置)。2015年中央一号文件规定:引导农民以土地经营权入股合作社和龙头企业。2015年8月10日,国务院印发《关于开展农村承包土地的经营权和农民住房财产权抵押贷款试点的指导意见》(国发[2015]45号),为推进农村金融产品和服务方式创新,

收稿日期: 2016-07-10; 修稿日期: 2016-12-07

第一作者: 李晓聪(1979-),女,山东邹平人,博士研究生。主要研究方向为农村法制。E-mail: nichole327@163.com

通讯作者: 任大鹏(1963-),男,山西运城人,教授,博士生导师。主要研究方向为农业和农村法制。E-mail: law@cau.edu.cn

该《意见》赋予“土地经营权”以抵押融资功能。根据2015年中央一号文件的精神,无抵押权负担的土地经营权作为资产入股合作社没有任何障碍,但设定抵押权负担的土地经营权是否有入股合作社的资格则不得而知。2016年10月中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》提出:积极开展土地经营权入股农业产业化经营试点,在此基础上完善相关法律制度。设定抵押的土地经营权入股合作社是有关“三权分置”的重要法律内容之一,对“三权分置”相关法律法规的完善具有重要意义。本文从抵押的土地经营权是否可以转让、抵押的土地经营权入股合作社是否影响法人的资本原则从而影响合作社债权人的利益及抵押的土地经营权入股合作社是否影响合作社财产或权利内容几个方面对这一问题进行探究。

1 抵押财产的可转让性

《农民专业合作社法》没有关于成员出资方式的明确规定,但第四条规定:农民专业合作社依照本法登记,取得法人资格。同时第二款还规定:农民专业合作社对由成员出资、公积金、国家财政直接补助、他人捐赠以及合法取得的其他资产所形成的财产,享有占有、使用和处分的权利。社员的货币出资和转移占有、使用和处分的非货币财产出资是农民专业合作社作为一个法人享有独立财产的前提。所以成员以土地经营权入股合作社需要将财产权转移于合作社。包括土地经营权在内的所有非货币财产出资办理财产权的转移手续,本质上是一种财产的转让行为,只不过是此种转让方式没有获得相对应的现金收入或者其他非货币收入,而是作为获得农民专业合作社社员资格的对价。那么已经抵押的土地经营权能否作为非货币财产出资就涉及到设定抵押的财产能否转让的问题。

抵押物的转让也称为抵押物的让与,是指在抵押设定以后,抵押人将抵押物的所有权让与给第三人^[1]。抵押权的核心内容在于抵押人可以支配抵押物的交换价值,而不在于取得或者限制抵押物的使用价值,在抵押权设定以后,抵押人仍然享有抵押物的所有权,也保留了抵押物的最终处分权。只是在抵押期间,这种最终处分权受到一定的限制。

《物权法》第一百九十一条第一款规定:抵押期间,抵押人经抵押权人同意转让抵押财产的,应当将转让所得的价款向抵押权人提前清偿债务或者提存。转让的价款超过债权数额的部分归抵押人所有,不足部分由债务人清偿;同时第二款规定:抵押期间,抵押人未经抵押权人同意,不得转让抵押财产,但受让人代为清偿债务消灭抵押权的除外。根据这一法律规定,抵押物在抵押期间可以转让,转让有效的两种情形包括:第一,转让的前提是征得抵押权人的同意,并且将转让所得的价款向抵押权人提前清偿债务或者提存;第二,转让虽未征得抵押权人的同意,但受让人代为清偿债权人的债权。根据《物权法》的规定,抵押的土地经营权可以转让,但是由于入股和转让所得对价不同,可以转让的土地经营权能够入股合作社涉及到抵押权人的利益。土地经营权入股合作社无法取得金钱的对价,只是相应取得了分享利润的自益权。基于合作社的独立性和人合性,抵押权人无法直接取代抵押人享有分享合作社利润的权利,合作社也无法行使涤除权代替土地经营权人清偿债务以消灭土地经营权上的负担,因为这样会减少合作社的资产,从而损害其他社员和合作社债权人的利益。那么在抵押权人已经同意抵押的土地经营权入股合作社的情况,是否会因债务人未提前清偿债务或合作社未代为清偿抵押权人的债权的而导致抵押的土地经营权入股合作社的无效?笔者认为在征得抵押权人同意的情形,即使债务人未提前清偿债务或合作社未代为清偿债权,土地经营权的入股仍为有效,因为抵押财产的转让需要得到债权人的同意,是基于保护债权人利益的角度,而得到债权人同意转让的抵押财产由法律强制性规定债务人放弃期限利益偿还债务不符合“民法自治”原则。

对于土地经营权人来说,土地经营权入股合作社时不能像抵押物的普通转让能即时获得价款。抵押物的普通转让由于抵押人能即时获得价款,无需牺牲其借款的期限利益偿还债务;而对于将土地经营权入股合作社

的社员来说由于未当即获得价款,只能牺牲借款的期限利益以偿还债务,而土地经营权的抵押是为“有效盘活农村资源、资金、资产,增加农业生产中长期和规模化经营的资金投入”出现的新政策,所以在债权未到期前让债务人提前偿还债务,会加大土地经营权与其他农村资源配置的交易成本,不符合国家的政策目的,而且土地经营权入股合作社时,虽然未能即时取得对价,但并非没有对价,其对价为每年的盈余分配,法律可规定将土地经营权人每年应得的盈余分配提存,用作偿还债务的担保。同时《担保法解释》第六十七条第一款规定了抵押权人对抵押物享有的追及权:在抵押期间,抵押人将已经登记的抵押物转让于他人并不影响抵押权的效力,抵押权人仍可对已经登记的抵押物的受让人行使抵押权,因此设定抵押的土地经营权入股合作社即使债务人未提前清偿债务或合作社未代为清偿债权,抵押权人的利益也不会受到影响,所以只要征得抵押权人的同意,设定抵押的土地经营权的权利人根据《物权法》和《担保法解释》的规定就享有将土地经营权入股合作社的权利。

基于上述分析,设定抵押的土地经营权可以入股到合作社,但前提是须经得抵押权人同意。如果抵押权人不同意,土地经营权人不得以该土地经营权入股到合作社。这里需要说明的一个问题是,在目前法律未明确规定采取“登记成立”还是“登记对抗”的情况下,此处所指的已经抵押的土地经营权是已经办理抵押登记的土地经营权。如若土地经营权的抵押未办理登记,抵押权也可视为成立^[2],但按照《担保法解释》第六十七条的规定:抵押权存续期间,抵押人转让抵押物未通知抵押权人或者未告知受让人的,……抵押物未经登记的,抵押权不得对抗受让人,……”。未登记的抵押物的抵押人将已经抵押的土地经营权入股合作社后,抵押权人不得就该财产行使抵押权。

2 抵押的土地经营权入股对合作社债权人的影响

如上文所述,根据法律规定,经抵押权人同意后,抵押的土地经营权入股合作社应为有效的财产让与行为,但是已经抵押的土地经营权入股合作社是否符合合作社作为独立法人的财产原则则值得商榷。

在《农民专业合作社法》中未明确已经抵押的财产是否可以入股合作社,但《中华人民共和国公司登记管理条例》第十四条第二款规定:“股东或者发起人不得以劳务、信用、自然人姓名、商誉、特许经营权或者设定担保的财产等作价出资。”虽然合作社与公司都是独立的法人,但是笔者认为不能将合作社的登记直接类比适用该条规定,因为公司与合作社的财产原则存在巨大差异。

作为公司资本三原则之一的资本确定原则要求公司的资本在设立之时必须具有确定性。以设有抵押的财产作为出资标的,其自由转让将受到限制,而且,使公司在成立之初就呈现资本额不确定的状态。一旦抵押权人要求以抵押物行使优先受偿权,公司对作为出资的抵押物的权利就会减损甚至丧失,其所带来的后果一方面是公司资产的减少,公司债权人实现债权的物质基础被削弱;另一方面则可能会致使公司因达不到法律所规定的最低注册资本而被取消法人资格。因此,为了维护由公司参与所引发的法律关系的稳定性、维护交易秩序,公司法规定禁止以已设定抵押的财产出资。同时,公司成立后,股东负有不得抽逃资金或非货币财产的义务,要退出公司只能将股份转让于他人,以维持公司资本的确定。

合作社与公司重要的区别之一在于社员退社的自由,而且社员在退社时,按照《农民专业合作社法》第二十一条的规定,可以请求合作社返还出资及量化到成员账户中的公积金份额。以此看来,资本确定原则不是合作社资本的原则。合作社的资本由于社员任意退社的自由而一直处于变动之中,合作社的债权人实现债权的基础并非合作社登记的财产,而在于合作社经营的能力。所以,已经抵押的土地经营权入股合作社并不会对合作社的资产带来损失,也不会对合作社债权人债权的实现造成影响。

《农民专业合作社法》第十九条规定:农民专业合作社成员要求退社的,应当在财务年度终了的三个月前向理事长或者理事会提出;其中,企业、事业单位或者社会团体成员退社,应当在财务年度终了的六个月内提出;

章程另有规定的,从其规定。退社成员的成员资格自财务年度终了时终止。根据此条法律规定,已经抵押的土地经营权在入股合作社后,如果抵押权担保的债权到期日晚于合作社的财务年度终了的日期,土地经营权的抵押人在早于债权到期日前的财务年度终了日期退出合作社,则其投入合作社的财产与其他未抵押的土地经营权人投入合作社的财产并无二致。无负担的土地经营权入股合作社后,合作社虽然能够取得占有、使用、和处分的权利,但由于土地经营权人可随时退出合作社以收回其土地经营权,合作社并不能像公司一样取得入股公司财产的无期限限制的完全的所有权,只在土地经营权人入社的年限内,或者土地经营权的剩余期限内享有占有、使用和处分的权利^①,合作社对抵押的土地经营权在抵押物担保的债权到期之前与普通的无负担的财产享有同等的占有、使用和处分的权利,因此,设定抵押的土地经营权基于合作社资本原则中不包含“资本确定原则”而有了入股合作社的可行性。

3 抵押的土地经营权入股对合作社财产的影响

根据《物权法》的规定,在得到抵押权人同意的情形下,抵押的土地经营权可以转让,同时根据《农民专业合作社法》规定的合作社的资本原则可认定已抵押的土地经营权若作为实物出资入股合作社并不会对合作社的债权人造成任何的损失,但是已经抵押的土地经营权入股合作社能否与不存在负担的土地经营权入股合作社产生相同的影响则需要进一步探讨。

3.1 入社时对合作社注册资本的影响

如上所述,抵押的土地经营权入股合作社对抵押权人债权的实现不会新增任何影响,所以无需合作社行使涤除权清偿全部债务解除土地经营权上的负担后才能入股合作社,抵押的土地经营权入股合作社不会对合作社的资本造成损失。

土地经营权人入股合作社致使合作社注册资本发生变化,应当修改合作社在工商部门登记的注册资本和在合作社章程中记载的合作社资产。但在《农民专业合作社法》中,既没有对合作社出资方式进行规定,也没有对入股合作社的实物的作价方法进行规定,而土地经营权又是一种新型的入股合作社的财产类型,其作价方式更是无法可依,在实践中,一般由合作社制定入股土地经营权的作价方案,由成员表决认可^[3-4]。实践中一般按土地的年收益作价,而学者认为应该按基期土地年收益与剩余的土地经营权期限的乘积作价^[5]。按照第一种作价方式,由于作价的依据是土地的年度收益,土地上是否存在负担都不会对土地的年度收益带来任何影响,所以抵押的土地经营权入股合作社与无抵押的土地经营权入股合作社对合作社的注册资本的增加产生相同的影响;按照第二种作价方式,由于作价的依据不仅与土地年收益有关,还与土地经营权剩余的年限有关,则由于抵押的土地经营权存在负担致使使用年限存在不确定性,其作价会低于剩余相同年限的土地上不存在负担的对经营权的作价。作价不同,会对合作社注册资本的变动产生不同影响,抵押的土地经营权入股合作社时合作社增加的注册资本少于无抵押的土地经营权入股合作社时合作社增加的注册资本。

按照第一种方式作价,抵押的土地经营权入股合作社对合作社的注册资本的增加无任何影响,按照第二种方式作价,虽然抵押的土地经营权入股合作社与无抵押的土地经营权入股合作社产生不同的影响,但合作社的注册资本由于社员退社的自由而在经济交往过程中对相对方来讲只有象征性意义,只是登记时在工商登记部门和合作社章程中填写的一个静态的数字,而合作社资产是动态的,是时刻处于增加或减少的状况,真正代表合作社信用和实力的只能是合作社的实有资产,而非营业执照上记载的注册资本。所以抵押的土地经营权

^①根据现行法律的规定,合作社对入股的土地经营权享有的占有、使用和处分的权利受以下期限制约:一是入股成员在合作社的身份期限,如果该成员退社,合作社受让的土地权利灭失;二是土地经营权的剩余期限,如果土地承包期满,土地经营权随之灭失,合作社对入股土地的占有、使用和处分权也当然灭失。

入股合作社对合作社注册资本并没有任何实际的法律意义,不发生任何影响。

3.2 抵押权实现时对合作社的影响

土地经营权担保的债权到期,若债务人未偿还债务,抵押权人可以将土地经营权变现以实现其债权。若抵押的土地经营权人在土地经营权担保的债权到期前未退出合作社,抵押权人对入股合作社的土地经营权实现其抵押权不会损害合作社的财产利益。

《物权法》第一百九十五条规定,债务人不履行到期债务或者发生当事人约定的实现抵押权的情形,抵押权人可以与其抵押人协议以抵押财产折价或者以拍卖、变卖该抵押财产所得的价款优先受偿。抵押权人与抵押人协商将土地经营权变卖、拍卖后,买受人若继续将土地经营权交由合作社经营,对合作社的财产没有产生任何影响,只是社员发生了改变。相当于普通的土地经营权人退社后又将土地经营权转让于他人,新的受让人又用同一块土地经营权重新入社成为社员,合作社的财产没有发生任何改变,同时抵押权人的债权能够得以保护,债务人的借款期限利益也同时可以得以保护,是一个对抵押物转让合同涉及的三方都有益的制度设计。若土地经营权受让人不同意继续入股合作社,或者经合作社成员大会决议或者理事会决议不接受受让人为合作社新成员^①,则对原土地经营权人做退社处理。由于土地规模经营需要土地的连片生产,土地经营权的退社固然会对合作社的生产经营带来影响,但是在目前法律对土地经营权退社没有任何限制的情况下,其他不存在抵押权负担的土地经营权也存在退社影响规模经营的问题,若将来的法律制定了土地经营权人退社的限制,则抵押的土地经营权入股合作社时,可由抵押人、抵押权人协商约定在债务履行期限届满时,若债务人不偿还债务,则抵押人将土地经营权折价处理给抵押权人,再由抵押权人将同一块土地的土地经营权继续入股合作社,抵押权人取得合作社的社员资格,取得分享利润的权利以实现土地经营权担保的债权。虽然《物权法》第一百八十六条规定了流押条款,即禁止抵押权人在债务履行期届满前与抵押人约定债务人不履行到期债务时抵押财产归债权人所有,但中国法律设置流押条款的原因主要为了保护抵押人在借款当时由于经济上的不平等地位受抵押权人胁迫而遭受利益损害,并未禁止抵押人和抵押权人可在债务履行期届满前约定若债务履行期限届满后不能清偿债务的,抵押人将抵押物折价处理给抵押权人。抵押权人在同意抵押人将抵押的土地经营权入股合作社并同意债务人在债务履行期限届满时不偿还债务时抵押人将土地经营权折价处理给抵押权人,再由抵押权人将同一块土地的土地经营权继续入股合作社的同时,即意味着抵押权人接受了法律有关土地经营权退社的限制。

3.3 合作社破产时的影响

合作社破产时,需要将合作社的现有资产作为破产财产偿还合作社债权人的债权,如果未存在抵押的土地经营权在合作社破产时仍未退出合作社,则其应当作为偿还破产人债权的破产财产。但是由于抵押的土地经营权上存在负担,等同于公司破产时享有别除权的财产,不得作为破产财产参与破产分配,需要先承担设立在先的担保责任。如此会导致合作社破产时债权人的债权得到偿还的比例降低。虽然已经抵押的土地经营权入股合作社在事实上的确在合作社破产时会导致债权人的债权受到损害,但是在现行《农民专业合作社法》对合作社破产前的退社没有做任何限制的情况下,在市场主体的逐利性动机下,合作社的社员在合作社经营状况恶化的情况下,不退社而坐等合作社破产清算的可能性几乎不存在。如果将来法律对合作社破产前的退社进行一定的限制,则可以借鉴中国台湾地区“合作社法”第四条,规定以抵押的土地经营权入股合作社的社员需要承担保证责任。其不仅应当以其所投入合作社的财产为限对合作社债务承担责任,还应当以入社时其所认同的保证金额为限承担责任。法律设定合作社的社员的保证责任后,即使抵押的土地经营权在破产时享有别除权

^①基于合作社的人合属性,强调成员之间的信任与良好合作,因此受让土地经营权的主体即使有保留成员资格的意愿,也并不当然成为合作社的新成员,而需要取得合作社同意。农民专业合作社作为自治组织,新成员入社的条件和程序由合作社章程规定,土地经营权的受让主体转为新成员须履行章程规定的条件和程序。从实践看,该程序通常依赖于合作社成员大会、成员代表大会或者理事会的决议。

无法作为破产财产,但社员仍负有将保证金足额缴纳给合作社以充实合作社破产财产的义务,不会对合作社债权人造成利益的损害。

中国《农民专业合作社法》第二十一条第二款的规定也在一定程度上体现了社员退社时的保证责任:资格终止的成员应当按照章程规定分摊资格终止前本社の亏损及债务,而未像公司法那样明确规定股东以其出资额为限对公司债务承担责任。根据此条款可以推断出即使社员的出资是已经抵押的土地承包经营权,在合作社破产时,在抵押权人实现抵押权后,社员仍应按章程规定分摊合作社的亏损及债务或应当以等额货币将已经出资的土地承包经营权予以置换^[6]。

4 抵押的土地经营权入股对合作社权利的影响

根据上文所述,与无负担的土地经营权入股合作社相比,抵押的土地经营权入股合作社不会对抵押权人带来损失,不会影响合作社债权人的债权,对合作社的财产带来的影响可以忽略或用法律设计予以修正。最后需要探讨的是抵押的土地经营权入股合作社是否会影响合作社对入社的土地经营权享有的处分权的权利内容。

根据《农民专业合作社法》第四条第二款的规定,土地经营权入股合作社后,合作社取得占有、使用和处分的权利。处分权的实现有多种方式,设定抵押的土地经营权入股合作社后,合作社有权对该土地的经营权用于清偿债务或者通过其它方式进行处分,但是否包含抵押权则是一个有争议的问题,有不少学者认为农民专业合作社有权以入社的土地承包经营权设立抵押^[7-9]。若合作社对入社的土地经营权享有抵押的权利,则基于“一物一权”原则,设定抵押的土地经营权入股合作社,合作社将不能再享有抵押的权利,否则,会导致两个抵押权的相互冲突,不利于保护抵押权人利益。因此,设定抵押的土地经营权入股合作社,会对合作社的财产处分权利带来限制。但是笔者认为,合作社并不当然享有对入社的土地经营权设定抵押的权利。这是因为,首先,合作社与公司出资人义务不同。公司股东负有不得抽回出资的义务,若土地经营权入股公司,则公司能够取得土地经营权剩余年限的完全的处分权,公司享有将本质上属于土地经营权剩余年限的预期收益进行抵押的权利。而基于合作社社员随时退社的可能性,合作社取得的所有权存在不稳定性。实质上合作社仅仅在一个会计年度享有土地经营权完全的处分权,所以其不应该享有将土地经营权剩余年限的预期收益进行抵押的权利。其次,基于合作社社员随时退社的可能性,为了保证每个社员的权利与义务平等,如果合作社享用将土地经营权抵押的权利,则必须将其所有的土地经营权作为一个整体一起承担担保责任。合作社将已有的土地经营权抵押后,新入社社员的土地经营权也应加入抵押财产;而退社时,基于抵押权的追及效力,作为抵押物的土地经营权在退出合作社后仍应继续承担担保义务。土地经营权人退社后,却要承担与其再无关系的合作社经营的风险,土地经营权人承担的义务与享有的权利不对等,有违民法的“公平原则”。

综上所述,合作社对入社的土地经营权享有的处分权是受限制的,本就不应包含抵押的权利。因此,设定抵押的土地经营权入股合作社不会影响合作社对该部分财产享有的权利内容。

5 结论

根据《物权法》的制度和法理,在土地经营权上设定抵押的,该土地经营权仍然具有可转让性,在得到抵押权人同意的条件下,仍可入股合作社。设定抵押的土地经营权入股合作社不会对抵押权人新增任何影响,也不会损害合作社债权人的利益。抵押的土地经营权入股合作社对合作社注册资本并没有任何实际的法律意义,不发生任何影响。抵押权实现时不会损害合作社的财产利益,土地经营权新的受让人代替原出资人成为新社员,若土地经营权受让人不同意继续入股合作社,或者合作社成员大会决议或者理事会决议不接受受让人为合作社新成员则对原土地经营权人做退社处理。合作社对入股的土地经营权的处分权并不包括抵押权,抵押的

土地经营权入股合作社对合作社的权利内容也不会带来影响。虽然在合作社破产时,设定抵押的土地经营权不能作为破产财产参与破产分配,会导致债权人的债权得到偿还的比例降低,但可以借鉴我国台湾地区“合作社法”设定社员的保证责任予以修正此影响。为了实现《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见》设定的“放活土地经营权,充分发挥‘三权’的各自功能和整体效用”的政策目标,法律应当允许抵押的土地经营权入股合作社。同时由于现行《农民专业合作社法》没有关于出资方式的法定要求而是授权章程规定,若合作社章程对设定抵押的土地经营权入股做出限制,则不利于保护土地经营权人的利益,也不利于土地要素与其它资源的有效配置,因此需要由法律明确设定抵押的土地经营权可作为出资方式。

参考文献(References):

- [1] 王利明. 物权法研究[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2005: 546.
- [2] 李晓聪, 安菁蔚, 任大鹏. 家庭承包之土地经营权抵押中的法律问题[J]. 农业经济问题, 2015, (4): 32 - 37.
- [3] 刘俊, 周春华. 土地承包经营权入股农民专业合作社的三个法律疑难解析[J]. 学术论坛, 2009, (4): 141 - 146.
- [4] 杨红朝. 土地承包经营权入股农民专业合作社法律问题探讨[J]. 河北法学, 2011, (6): 26 - 32.
- [5] 任大鹏. 土地经营权入股合作社的法律问题[J]. 农业和经济与管理, 2015, (10): 31-38.
- [6] 杨红朝. 土地承包经营权入股农民专业合作社法律问题探讨[J]. 河北法学, 2011, (6): 26 - 32.
- [7] 文杰, 李显冬. 土地承包经营权作价出资农民专业合作社的法律思考[J]. 法学杂志, 2010, (4): 51 - 54.
- [8] 吴义茂. 土地承包经营权入股与农民专业合作社的法律兼容性[J]. 中国土地科学, 2011, (7): 31 - 36.
- [9] 温世扬, 张永兵. 土地承包经营权入股农民专业合作社法律问题探析[J]. 甘肃政法学院学报, 2014, (5): 88 - 97.

(本文责编: 陈美景)

(上接第9页)

- [9] 杭州房地产资讯. 国土部定调2015年土地供应 将做到“有保有压”[EB/OL]. <http://fc.zj.com/detail/2015-01-16/1297901/> 杭州房地产资讯. 国土部定调2015年土地供应 将做到“有保有压”. html.
- [10] 杨遴杰. 土地市场供给侧结构性改革: 供应模式与主体——杭州的尝试与改革的思考[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/uploadfile/zgtdkx/20161109/土地市场供给侧结构性改革: 供应模式与主体——杭州的尝试与改革的思考.pdf>.
- [11] 王克强, 刘红梅, 胡海生. 中国省级土地利用年度计划管理制度创新研究[J]. 中国行政管理, 2011, (4): 80 - 84.
- [12] 陈书荣, 陈宇. 以征批分离推进土地审批制度供给侧改革[J]. 南方国土资源, 2016, (5): 30 - 33.
- [13] Jinfeng Du, Jean-Claude Thill, Richard B. Peiser, et al. Urban land market and land-use changes in post-reform China: A case study of Beijing[J]. *Landscape and Urban Planning*, 2014, 124: 118 - 128.
- [14] 卢为民. 土地市场供给侧结构性改革与二级市场建设[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/uploadfile/zgtdkx/20161109/土地市场供给侧结构性改革与二级市场建设.pdf>.
- [15] 黄贤金. 从供给“迟钝”到供给“给力”——土地市场供给侧结构性改革的反思与建议[EB/OL]. <http://www.chinalandscience.com.cn/uploadfile/zgtdkx/20161109/从供给“迟钝”到供给“给力”——土地市场供给侧结构性改革的反思与建议.pdf>.
- [16] Siqi Yan, Xin Janet Ge, Qun Wu. Government intervention in land market and its impacts on land supply and new housing supply: Evidence from major Chinese markets[J]. *Habitat International*, 2014, 44: 517 - 527.
- [17] 蔡昉. 从中国经济发展大历史和大逻辑认识新常态[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (8): 3 - 12.

(本文责编: 陈美景)

风险规避对农户农地流转行为的影响

——基于吉鲁陕湘4省调研数据的实证分析

孙小龙^{1,2}, 郭沛²

(1. 中国农业大学中国农村政策研究中心, 北京 100083; 2. 中国农业大学经济管理学院, 北京 100083)

摘要: 研究目的: 从风险规避的角度研究其对农户农地流转行为的影响。研究方法: 基于吉林、山东、陕西和湖南4省559个农户的调查数据进行实证分析。研究结果: (1) 风险规避显著影响农户农地转出的可能性和农地转出的规模, 但并不显著影响农户农地转入的可能性和农地转入的规模。(2) 户主的性别、年龄、非农就业经历及村级流转管制等也是影响农户农地流转行为的重要因素。研究结论: 应通过做细做实农地承包经营权确权登记颁证工作、加强对流转的规范管制、推动农村劳动力非农就业来促进农地使用权有序流转。

关键词: 土地经济; 风险规避; 农地流转; 计量模型

中图分类号: F301.0

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0035-10

The Impact of Risk Aversion on Farmer's Behavior of Land Transfer: Evidence from Jilin Province, Shandong Province, Shaanxi Province and Hunan Province

SUN Xiao-long^{1,2}, GUO Pei²

(1. Center for Rural Development Policy, China Agricultural University, Beijing 100083, China; 2. College of Economics & Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China)

Abstract: Based on survey data of 559 households from four provinces in Jilin, Shandong, Shaanxi and Hunan, the purpose of this paper is to analyze the impact of risk aversion on farmer's behavior of farmland transfer. In the specific research process, we first estimated the degree of farmers' risk aversion referring to Holt and Laury's risk game method, then we analyzed the relationship between risk aversion and farmland transfer by using descriptive statistics method and at last, we used Logit and Tobit models respectively to measure the effect of risk aversion on whether farmers transfer farmland or not and its scale. The results show that farmers' risk aversion significantly reduces the possibility of the occurrence of farmland transfer. Higher level of risk aversion is also associated with less areas of farmland transferred. However, farmers' risk aversion had no significant effect on the possibility and scale of farmland inflow. In addition, householder's sex, age, the experience of off-farm employment and village-level regulation were important factors

收稿日期: 2016-05-26; 修稿日期: 2016-09-16

基金项目: 中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2016RW001)。

第一作者: 孙小龙(1989-), 男, 江苏兴化人, 博士研究生。主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: xlsun890105@163.com

通讯作者: 郭沛(1971-), 男, 甘肃兰州人, 博士, 教授, 博士生导师。主要研究方向为农村土地制度与农村金融。E-mail: guopei@cau.edu.cn

affecting the behavior of farmland transfer. In order to transfer farmland-use right orderly, the research recommended that farmland contractual right registration should implemented bindingly; the land transfer should be regulated; rural labor transforming to non-agricultural employment should be promoted.

Key words: land economy; risk aversion; farmland transfer; econometric model

1 引言

农地流转对实现规模经营,培育新型农业经营主体,提高农地经营效率,改善农地资源配置,增加农民收入有重要的促进作用^[1-2]。从政策层面来看,近年来中央政府逐步加大了对农地流转的支持力度,多个重要文件明确提出:在稳定农村土地承包关系并保持长久不变的前提下,坚持农村土地集体所有,稳定农户承包权,放活土地经营权,实现所有权、承包权、经营权三权分置,创新土地流转和规模经营方式,积极培育新型经营主体,发展多种形式的适度规模经营。因此,国家鼓励农地流转,提倡适度规模经营以培育新型农业经营主体的政策信号已愈发明确。相关政策的出台及地方政府的积极响应,极大地提高了农户农地流转的积极性。据农业部统计,截至2014年6月底,全国农地流转面积达3.8亿亩,接近2008年底^①流转面积的3.5倍,占全国农户承包耕地总量的28.8%,比2008年底流转比例提高了19.9个百分点。

农地流转工作的快速推进,引起了国内外学者热烈的讨论,内容主要围绕农地流转的重要性^[3]、影响因素^[4]及存在问题^[5]等方面。关于农户农地流转影响因素的研究主要聚焦在两个层面:即强调农地流转的外部驱动因素,如农地产权稳定^[6]、劳动力市场发育^[7-8]、交易费用^[9]、村级管制^[10]等;探讨农地流转的内部驱动因素,如重点考察农户的基本特征变量——户主性别、年龄、受教育程度、非农就业经历、家庭总人口、农地资源禀赋等对农地流转的影响^[11-16]。总体而言,已有研究从诸多视角对农地流转决策的影响因素进行了深入探讨,但对农地流转行为主体的关注还不够,尤其是从风险规避^②的视角出发,将其与农户农地流转行为相结合的研究还不多见。不少学者发现,风险规避对农户农业生产行为有显著的影响^[18-19]。显然,风险规避也会对农户农地流转产生重要影响。当然,部分文献已经注意到风险规避和风险意识对农户流转农地的影响。例如,尹希果等^[20]研究发现,风险规避会影响农户农地流转的形式。李景刚等^[21]基于广东4市的调查数据发现,农户的风险意识会显著影响农户农地流转意愿。

现有文献对本研究有重要的启示,但至少在以下两个方面还存在改进的余地:一是已有文献对农户风险规避的度量主要基于农户自我评价,不能客观地对农户风险规避程度进行测度。二是多数研究针对个别省份的调研和案例分析,利用多省随机调查数据的实证分析较少。本研究基于吉林、山东、陕西和湖南4省的农户调查数据,并利用风险游戏方法对农户风险规避程度进行测算,在此基础上,更为严谨地分析“风险规避对农户农地流转行为的影响”。

2 数据来源与实验设计

2.1 数据来源

本文所采用数据来自中科院农业政策研究中心于2013年1月和7月对吉林、山东、陕西和湖南4个省的入户实地调查。调研采用面对面问卷调查的方式,调查问卷分为农户问卷和村级问卷两种类型。农户问卷的回答者主要是农民家庭的户主;村级问卷的回答者主要是村干部,如村支书、主任和会计等。通过调查,全面收集

^①据统计,截至2008年年底,全国农村承包耕地面积为1.09亿亩,占农户承包耕地总面积的8.9%。

^②风险规避指经营者为保护产出免受风险的影响,通过生产计划的变更来消除风险或风险发生的条件^[17]。

了样本农户2012年的家庭情况、农地经营流转情况以及农户所在村庄的社会经济情况等。

调查采用多阶段随机抽样的方法,首先按照人均收入水平将每个样本省内所有的县分为高、中、低三组,每组随机抽取1个县;其次在样本县内,按照同样标准随机抽取2个乡(镇),每个乡(镇)随机抽取2个村;最后在样本村内,采用等距抽样的方法随机抽取12个农户进行入户调查。通过以上方法抽样并实施调查,获得4个省、12个县、24个乡(镇)、48个村共576个样本农户的数据,最终获得有效样本量为559户,占调查总样本的97.05%^①。

2.2 实验设计

测算风险规避程度的方法主要有实际风险行为观察方法、感觉寻求量表法以及风险游戏方法,其中风险游戏方法是最常用的方法。与其他两种方法相比,风险游戏方法更贴近实际情景、可行性更强、所获取数据更加准确且便于分析^[22-24]。为了对样本农户风险规避程度进行有效测度,本文采用风险游戏方法。在具体操作过程中,借鉴了Holt and Laury^[25]的方法,将实验过程分为三个环节。

第一环节,确定游戏激励收益。因为该游戏持续过程约0.5个小时,为确保农户认真参与游戏,如实反映农户的风险规避程度,为游戏参与农户提供了平均额度为25元(约占当地打工日收入的30%)的收益激励。

第二环节,开展风险游戏。设计10组游戏方案(表1),游戏参与者需从每组方案中做出选择A选项(低风险选项)或B选项(高风险选项)的决定,每个选项对应着不同的现金奖励。如在方案1中,A选项有1/10的概率获得20元,有9/10的概率获得16元;而B选项有1/10的概率获得35元,有9/10的概率获得5元。相对于A选项,B选项被称为高风险选项。在风险游戏中,只对其中某一组游戏方案进行抽奖。为了能够保证农户都认真对待每一轮正式游戏,奖金发放所对应那一组游戏方案将会在10组游戏方案的选择决定全部完成后,由农户随机抽球选择^②。为了能够让农户更加了解游戏的规则,在正式游戏之前,加入了一轮示范游戏,示范游戏不涉及奖金发放。

第三环节,计算风险规避指数。参照仇焕广等^[26]的研究,风险规避指数=1-(选择B选项的次数/10)。若农户选择B选项的次数为0,则风险规避指数为1(极端风险规避者);反之,农户选择B选项的次数为10,则风险规避指数为0(极端风险偏好者)。

表1 农户风险规避设计结果

Tab.1 The experiment result of households' risk aversion

游戏方案	A选项				B选项				选B选项的农户百分比(%)
	概率	奖金	概率	奖金	概率	奖金	概率	奖金	
1	1/10	20	9/10	16	1/10	35	9/10	5	14.53
2	2/10	20	8/10	16	2/10	35	8/10	5	19.09
3	3/10	20	7/10	16	3/10	35	7/10	5	24.32
4	4/10	20	6/10	16	4/10	35	6/10	5	35.14
5	5/10	20	5/10	16	5/10	35	5/10	5	52.87
6	6/10	20	4/10	16	6/10	35	4/10	5	63.01
7	7/10	20	3/10	16	7/10	35	3/10	5	73.82
8	8/10	20	2/10	16	8/10	35	2/10	5	81.08
9	9/10	20	1/10	16	9/10	35	1/10	5	85.98
10	10/10	20	0/10	16	10/10	35	0/10	5	100.00

注:10个游戏方案都选“A选项”的样本,属于无效样本(已剔除),因为在游戏方案10中,B选项获得35元奖金的概率为10/10。

①一些农户因特殊原因没有回答问卷中的核心问题,导致一些关键变量空缺,成为无效样本。

②在不透明的袋子中放入与每组游戏方案编号相对应的乒乓球(序号为1—10),随机抽取1个球,以决定用哪一组游戏方案来进行抽奖。

3 研究方法

3.1 描述性统计分析

表2结合风险规避指数特征,按照均分原则,把样本农户分为三组,以描述风险规避与农户农地流转行为的关系。统计分析结果表明,样本区域农户参与农地流转的积极性较高。农地流转率高达41.50%,农地流转的平均面积为0.36 hm²。其中,农户农地转出参与率为11.09%,农地转入参与率为30.41%,农地转出、转入的平均面积分别为0.04 hm²和0.32 hm²。不难看出,农地转入的参与率和面积均明显高于农地转出的参与率和面积,可能的原因是,农地转出户可以把自家多个地块分别流转给不同的转入户,从而提高了农地转入的参与率,但是转出户自家的农地面积是固定的,而转入户却可以从不同的农户处转入农地以扩大农地经营规模。

从农地转出层面看,随着风险规避指数的增加,农户农地转出参与率和转出面积不断减少。具体而言,与风险规避指数在0.3以上的两类农户相比,风险规避指数在0.3及以下的农户更倾向于转出农地。该类农户农地转出参与率为15.88%,分别比其他两类农户高6.47个百分点和8.04个百分点。此外,该类农户农地转出的平均面积为0.06 hm²,分别比其他两类农户多0.02 hm²和0.04 hm²。因此,本文预期风险规避对农户农地转出行为有一定的影响,风险规避可能会降低农户农地转出参与率,减少农地转出面积。

从农地转入层面来看,风险规避指数在0.3及以下的农户农地转入参与率为25.29%,分别比其他两类农户低7.81个百分点和6.08个百分点。与此同时,该类农户农地转入平均面积为0.27 hm²,比风险规避指数在0.4—0.6之间的农户少0.11 hm²,但比风险规避指数在0.7—0.9之间的农户多0.04 hm²。根据以上描述性统计分析,我们并没有发现风险规避与农户农地转入参与率和农地转入面积有较为明显的关系。因此,本文预期农户风险规避可能并不显著影响农户农地转入参与率和农地转入的面积。

表2 风险规避与农户农地流转

Tab.2 The relationship between risk aversion and land transfer

风险规避指数	样本数	农地转出		农地转入	
		转出参与率(%)	转出面积(hm ²)	转入参与率(%)	转入面积(hm ²)
总样本	559	11.09	0.04	30.41	0.32
[0, 0.3]	170	15.88	0.06	25.29	0.27
[0.4, 0.6]	287	9.41	0.04	33.10	0.38
[0.7, 0.9]	102	7.84	0.02	31.37	0.23

3.2 计量模型设定

以上分析对农户农地流转行为的影响因素做出了一定判断,但是仅仅局限于单个因素的描述性统计分析,没有对其他因素进行控制,更没有将风险规避对农户农地流转行为的影响分离出来。根据前人的研究可知,除了风险规避对农户的农地流转行为可能有影响之外,户主个人特征、农户家庭特征以及农户所在村庄特征等也会对农户的农地流转行为产生影响。因此,本文建立如下计量模型:

$$Rent_i = \alpha_1 + \beta_1 \cdot Risk_i + \beta_2 \cdot Z_i + \beta_3 \cdot Province_i + \epsilon_i \quad (1)$$

式(1)中, $Rent_i$ 为被解释变量,代表第*i*个农户2012年农地流转情况,采用两种方式进行衡量:(1)农户是否参与农地流转(1代表是;0代表否);(2)该农户农地流转的实际面积(hm²)。模型右侧是一组可能影响农户农地流转行为的解释变量。其中, $Risk_i$ 为关键解释变量,表示第*i*个农户的风险规避指数,由风险游戏方法测算所得。 Z_i 为一系列控制变量,主要包括户主个人特征、农户家庭特征和农户所在村庄特征等变量,分别为户主性别

(1代表男;0代表女);户主年龄(岁);户主受教育水平(接受正规教育的年数);户主非农就业经历(1代表有;0代表无);家庭总人口(人);家庭承包地面积(hm^2);农户所在村庄到县城的距离(km)。同时,在模型中引入了代表政策因素和土地产权是否稳定的变量,分别用农地流转是否受村级管制^①(1代表是;0代表否)和二轮承包以来村级土地调整的次数(次)来衡量。此外,考虑到调查样本的分散性和异质性,在计量模型中加入省级虚拟变量($Province_i$),以山东省作为参照省,用来控制各省经济发展水平等无法直接观察但可能影响农户农地流转行为的因素。 α_1 为常数项, β_1 、 β_2 和 β_3 为待估计参数, ε_i 为随机误差项。计量模型中所涉及变量的定义及统计描述如表3所示。

表3 模型所用变量定义与统计描述
Tab.3 Definitions and descriptive statistics of variables

变量名称	单位或含义	平均值	标准差
被解释变量			
农地是否转出	是=1,否=0	0.111	0.314
农地转出面积	hm^2	0.040	0.178
农地是否转入	是=1,否=0	0.304	0.460
农地转入面积	hm^2	0.317	1.373
关键解释变量			
风险规避指数	极端风险规避者=1,极端风险偏好者=0	0.449	0.237
户主特征			
户主性别	男=1,女=0	0.952	0.215
户主年龄	岁	53.435	9.398
户主受教育水平	年	7.168	3.035
户主非农就业经历	有=1,无=0	0.574	0.495
家庭特征			
家庭总人口	人	4.574	1.869
家庭承包地面积	hm^2	0.659	0.565
村庄特征			
村到县城的距离	km	28.386	21.707
流转是否受村级管制	是=1,否=0	0.335	0.472
村级土地调整次数	次	1.356	4.179

由于农户农地流转行为属于两阶段决策行为:农户首先考虑是否要流转农地,其次考虑农地流转的规模。因此,在具体研究过程中,本文设置了如下估计方法。第一阶段,因为农户是否流转农地为二分类变量,故使用Logit模型检验风险规避对农户是否流转农地的影响(对农地转出和农地转入两个方程分别进行估算);第二阶段,在实地调查过程中很多农户并没有发生农地流转行为,如果把农户农地流转规模设定为线性方程,并运用普通最小二乘法(OLS)回归,将导致估计结果偏误。为了得到一致估计,使用Tobit模型进一步分析风险规避对农户农地流转规模(农地转出面积和农地转入面积)的影响。此外,考虑到农户风险规避程度受到其个体特征的影响,如户主的受教育水平、非农就业经历可能会拓宽户主的眼界,增强其风险承受力,进而提高其风险偏好程度,从而导致模型存在多重共线性。为解决这一问题,本文采用逐步回归法以提高模型估计的

①主要指对不规范或不正的农地流转行为进行管制。

准确性。

4 计量结果分析

4.1 风险规避对农户是否流转农地的影响

本文采用Logit模型就风险规避对农户是否流转农地进行估计。从估计结果(表4)来看,模型运行结果良好,多数解释变量的系数符号和预期相吻合,而且统计检验十分显著。风险规避对农户转出农地有显著的负向影响,但对农户转入农地的影响不显著。例如,模型II的估计结果显示,风险规避变量的回归系数在5%的统计水平上显著为负。这表明,农户风险规避指数越高,发生农地转出的可能性越小。模型的边际效应进一步表明,在保持其他特征变量不变的情况下,农户风险规避指数每上升一个单位,其发生农地转出行为的可能性下降10.9%。而农地转入方程结果显示,风险规避变量与农户农地转入行为呈正相关关系,但未能通过显著性水平检验。这一结果验证了前文的研究预期,即风险规避会降低农户农地转出的可能性,但并不显著影响农户农地转入的可能性。

除此之外,其他控制变量也对农户是否流转农地产生了影响。回归结果显示,在保持其他条件不变的情况下,男性户主更倾向于转入农地。可能的原因是,男性户主更容易采纳新技术,从而转入农地^[27]。年龄大的户主更可能转出农地。因为年龄大的户主已不具备从事农业生产所要求的体力和精力^[28],不愿意也不能够耕种农地,从而转出农地。户主非农就业经历与农户转出农地呈显著正相关关系而与农户转入农地呈显著负相关关系。可能是因为户主有非农就业经历的农户家庭,更具有非农就业的可能性,其劳动力机会成本较高,从而更倾向于将农地转出,减少农地转入。家庭总人口数量显著降低了农户转出农地的可能性。原因可能是,家庭成员多的农户出于维持家庭正常生活的考虑,并不会转出农地。农户所在村庄到县城的距离对农户农地转入的影响显著为负。一般而言,离县城越近的村庄,农地流转市场越活跃,反之距离越远,流转市场越低迷。流转受村级管制与农户转入农地呈显著正相关关系。原因可能是村级管制减少了不规范或不正当农地流转行为的发生,一定程度上保障了农地转入方的权益,从而刺激了转入户的农地需求。村级土地调整次数对农户转入农地有显著负向影响。可能是因为土地调整会降低农户对地权稳定性的预期,从而抑制了农户农地转入的可能性^[6]。另外,由于各省经济发展水平及农业生产结构等不同,农户农地流转行为存在着区域差异,总体来看,与山东省相比,吉林省和湖南省农户转入农地的可能性更大。

4.2 风险规避对农户农地流转规模的影响

为进一步探索风险规避与农户农地流转规模之间的关系,本文对样本数据进行了Tobit模型回归。从回归结果(表5)来看,模型拟合度较好,多数解释变量的系数符号和表4估计结果一致。风险规避对农户农地转出规模有显著的负向影响,但并不显著影响农地转入的规模。例如,模型VI的估计结果显示,风险规避变量的回归系数为-0.08,且在5%的显著水平上显著。这表明,在控制其他特征变量后,农户的风险规避指数每增加一个单位,其农地转出的面积将减少0.08 hm²。而农地转入方程的结果显示,风险规避对农户农地转入的规模影响不显著。这一结果进一步验证了前面的研究预期,即风险规避会减少农户农地转出的规模,但对农户农地转入规模没有显著影响。

其他控制变量中,部分变量的显著性与表4的结果存在差异。具体而言,户主受教育水平的提高显著减少了转入户的农地转入规模。可能的原因是,受教育水平高的户主,非农就业的可能性较高,因此更有可能缩小农地转入的规模。家庭承包地面积对农户农地流转的规模有显著影响。这意味着,初始禀赋越多的转出户农地转出规模越大,初始禀赋越少的转入户则不断转入农地。

表4 风险规避与农户是否流转农地关系估计结果

Tab.4 The estimation results of the relationship between risk aversion and farmland transfer

变量	农地转出		农地转入	
	模型 I	模型 II	模型 III	模型 IV
关键解释变量				
风险规避指数	-0.114** (0.609)	-0.109** (0.612)	0.107 (0.421)	0.100 (0.425)
户主特征				
户主性别	-0.051 (0.527)	-0.087* (0.553)	0.160* (0.470)	0.197** (0.474)
户主年龄	0.005*** (0.016)	0.006*** (0.017)	-0.012*** (0.012)	-0.014*** (0.013)
户主受教育水平	—	0.001 (0.050)	—	-0.006 (0.033)
户主非农就业经历	—	0.080*** (0.321)	—	-0.075* (0.222)
家庭特征				
家庭总人口	-0.025*** (0.083)	-0.024*** (0.084)	-0.003 (0.054)	-0.004 (0.055)
家庭承包地面积	0.046 (0.367)	0.048 (0.392)	-0.068 (0.256)	-0.076 (0.259)
村庄特征				
村到县城的距离	-0.000 (0.009)	-0.000 (0.009)	-0.002* (0.005)	-0.002* (0.005)
流转是否受村级管制	-0.040 (0.322)	-0.028 (0.326)	0.083** (0.213)	0.080** (0.215)
村级土地调整次数	-0.006 (0.054)	-0.007 (0.058)	-0.023*** (0.043)	-0.022*** (0.042)
地区虚拟变量				
陕西省	-0.083* (0.467)	-0.068 (0.485)	0.033 (0.316)	0.022 (0.320)
吉林省	-0.095* (0.631)	-0.088 (0.672)	0.165** (0.385)	0.157** (0.382)
湖南省	-0.013 (0.381)	-0.009 (0.393)	0.104* (0.313)	0.101* (0.313)
常数项	-2.195* (1.142)	-3.311** (1.362)	1.507* (0.804)	2.410*** (0.922)
样本数	559	559	559	559
Wald chi2	35.310	57.770	54.850	56.460
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R2	0.094	0.115	0.092	0.099

注：小括号内数值为稳健标准误；***、**和*分别表示通过了1%、5%和10%统计水平的显著性检验；模型中的参数是标准化的边际效应。

表5 风险规避与农户农地流转规模关系估计结果

Tab.5 The estimation results of the relationship between risk aversion and the scale of farmland transfer

变量	农地转出面积		农地转入面积	
	模型 V	模型 VI	模型 VII	模型 VIII
关键解释变量				
风险规避指数	-0.086** (0.217)	-0.080** (0.212)	0.172 (0.619)	0.158 (0.617)
户主特征				
户主性别	-0.033 (0.191)	-0.064* (0.205)	0.303* (0.649)	0.388** (0.711)
户主年龄	0.004*** (0.007)	0.005*** (0.008)	-0.023*** (0.024)	-0.027*** (0.029)
户主受教育水平	—	0.002 (0.020)	—	-0.021* (0.048)
户主非农就业经历	—	0.063*** (0.120)	—	-0.160* (0.387)
家庭特征				
家庭总人口	-0.014*** (0.027)	-0.013*** (0.027)	0.010 (0.077)	0.009 (0.077)
家庭承包地面积	0.043* (0.148)	0.048* (0.153)	-0.201* (0.444)	-0.217* (0.459)
村庄特征				
村到县城的距离	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.008)
流转是否受村级管制	-0.024 (0.112)	-0.016 (0.110)	0.078 (0.284)	0.075 (0.287)
村级土地调整次数	-0.004 (0.018)	-0.005 (0.019)	-0.035*** (0.054)	-0.033*** (0.051)
地区虚拟变量				
陕西省	-0.057* (0.177)	-0.049* (0.175)	0.063 (0.389)	0.039 (0.394)
吉林省	-0.045 (0.212)	-0.043 (0.218)	0.567*** (0.767)	0.540*** (0.718)
湖南省	-0.012 (0.135)	-0.009 (0.134)	0.178* (0.371)	0.173* (0.363)
常数项	-1.278** (0.546)	-1.774*** (0.672)	1.284 (1.089)	2.949** (1.440)
样本数	559	559	559	559
<i>F</i>	3.290	4.270	2.020	1.840
<i>Prob > F</i>	0.000	0.000	0.025	0.034
<i>Pseudo R2</i>	0.089	0.117	0.062	0.068

注：小括号内数值为稳健标准误；***、**和*分别表示通过了1%、5%和10%统计水平的显著性检验；模型中的参数是条件边际效应。

4.3 风险规避对农户农地流转影响的讨论

本文的实证分析结果表明, 风险规避对农户农地转出的可能性和农地转出的规模有显著负向影响, 但对农户农地转入的可能性和农地转入的规模影响不显著。这不难理解, 由于农业生产的特殊性, 农户面临着自然风险、市场风险和政策风险等诸多风险。而中国农民多为风险规避者^[29], 他们为稳定收入, 在农业生产过程中通常采取保守行为, 如通过施用过量的农药和化肥来避免可能发生的产量损失, 而在农地流转决策中往往选择观望或不参与流转来避免风险^[30-31]。

进一步来看, 农地转出方和转入方在风险方面处于不对等地位。如当面临自然风险时, 转入方的压力更大, 因为不管是否有灾害, 转入方都必须向转出方支付土地租金, 市场风险也有这个特点。但在政策风险方面, 转出方似乎面临的压力更大, 因为在目前农地确权登记颁证工作未完成进而产权不稳定的情况下, 农户将农地流转出去可能面临失去农地的风险, 而转入方在不确权的情况下最多面临农地被收回的风险。当前环境下, 农地产权处于变动^①期, 这样会促使转出方处于明显观望状态, 而对转入方却并不会会有消极影响, 甚至可能是正的影响, 如转入方趁着产权没完全落实的时候意外获得土地岂不更好。

5 结论与政策启示

本文基于吉林、山东、陕西和湖南4省559个农户的调研数据, 利用风险游戏方法对农户风险规避程度进行了测算, 并实证分析了风险规避对农户农地流转行为的影响。研究表明, 风险规避对农户农地转出行为具有显著的负向影响, 但并不显著影响农户农地转入行为; 此外, 户主的性别、年龄、非农就业经历及村级流转管制等也是影响农户农地流转行为的重要因素。

根据本文的研究结论与分析可以得到一定的政策启示。为保障农地流转有序进行, 一是要做细做实农地承包经营权确权登记颁证工作, 提高农地产权安全性; 二是要加强对流转的规范管制, 降低农地流转风险; 三是要推动农村劳动力非农就业, 发挥农地流转市场的功能。

参考文献(References):

- [1] Wan G H, Cheng E. Effects of Land Fragmentation and Returns to Scale in the Chinese Farming Sector[J]. Applied Economics, 2001, 33(2): 183 - 94.
- [2] 王晓兵, 侯麟科, 张砚杰, 等. 中国农村土地流转市场发育及其对农业生产的影响[J]. 农业技术经济, 2011, (10): 40 - 45.
- [3] 姚洋. 农地制度与农业绩效的实证研究[J]. 中国农村观察, 1998, (6): 3 - 12.
- [4] 钱忠好. 农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境: 理论与政策分析[J]. 管理世界, 2002, (6): 35 - 45, 154 - 155.
- [5] 黄祖辉, 王朋. 农村土地流转: 现状、问题及对策——兼论土地流转对现代农业发展的影响[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2008, (2): 38 - 47.
- [6] 田传浩, 贾生华. 农地制度、地权稳定性与农地使用权市场发育: 理论与来自苏浙鲁的经验[J]. 经济研究, 2004, (1): 112 - 119.
- [7] Deininger K, Jin S. The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2005, 78(1): 241 - 270.
- [8] 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.
- [9] 罗必良, 李尚蒲. 农地流转的交易费用: 威廉姆森分析范式及广东的证据[J]. 农业经济问题, 2010, (12): 30 - 40, 110 - 111.
- [10] 郜亮亮, 黄季焜, 冀县卿. 村级流转管制对农地流转的影响及其变迁[J]. 中国农村经济, 2014, (12): 18 - 29.

①当前变动主要因为农地确权、三权分置以及长久不变等工作正在进行。

- [11] Vranken L, Swinnen J. Land Rental Markets in Transition: Theory and Evidence from Hungary[J]. *World Development*, 2006, 34(3): 481 – 500.
- [12] 包宗顺,徐志明,高珊,等.农村土地流转的区域差异与影响因素——以江苏省为例[J].*中国农村经济*,2009,(4):23 – 30,47.
- [13] 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.
- [14] 游和远,吴次芳.农地流转、禀赋依赖与农村劳动力转移[J].*管理世界*,2010,(3):65 – 75.
- [15] 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,(9):90 – 96.
- [16] 王兴稳,钱忠好.教育能促进农地承包经营权流转吗——基于江苏、湖北、广西、黑龙江4省1120户农户的调查数据[J].*农业技术经济*,2015,(1):11 – 21.
- [17] 米建伟,黄季焜,陈瑞剑,等.风险规避与中国棉农的农药施用行为[J].*中国农村经济*,2012,(7):60 – 71,83.
- [18] Sekar I, Ramasamy C. Risk and Resource Analysis of Rainfed Tanks in South India[J]. *Journal of Social and Economic Development*, 2001, (3): 208 – 215.
- [19] 陆文聪,西爱琴.农户农业生产的风险反应:以浙江为例的MOTAD模型分析[J].*中国农村经济*,2005,12:68 – 75.
- [20] 尹希果,马大来,陈彪.统筹城乡户籍制度改革中农户参与土地流转的博弈分析——基于交易成本理论视角[J].*学术评论*, 2012,(1):27 – 33.
- [21] 李景刚,王岚,高艳梅,等.风险意识、用途变更预期与土地流转意愿[J].*生态经济*,2016,(7):127 – 132,162.
- [22] Binswanger H P. Attitudes Toward Risk: Theoretical Implications of an Experiment in Rural India[J]. *Economic Journal*, 1981, 91(364): 867 – 890.
- [23] Kachelmeier S J, Shehata M. Examining Risk Preferences Under High Monetary Incentives: Experimental Evidence from the People's Republic of China[J]. *American Economic Review*, 1992, 82(5): 1120 – 41.
- [24] 李涛,郭杰.风险态度与股票投资[J].*经济研究*,2009,(2):56 – 67.
- [25] Holt C A, Laury S K. Risk Aversion and Incentive Effects[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(5): 1644 – 1655.
- [26] 仇焕广,栾昊,李瑾,等.风险规避对农户化肥过量施用行为的影响[J].*中国农村经济*,2014,(3):85 – 96.
- [27] 马贤磊,仇童伟,钱忠好.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[J].*中国农村经济*,2015,(2):22 – 37.
- [28] 孙小龙,郭沛.非农就业对农户土地转出行为的影响[J].*财经科学*,2015,(11):121 – 128.
- [29] 马小勇.中国农户的风险规避行为分析——以陕西为例[J].*中国软科学*,2006,(2):22 – 30.
- [30] 黄季焜,齐亮,陈瑞剑.技术信息知识、风险偏好与农民施用农药[J].*管理世界*,2008,(5):71 – 76.
- [31] 李景刚,高艳梅,臧俊梅.农户风险意识对土地流转决策行为的影响[J].*农业技术经济*,2014,(11):21 – 30.

(本文责编:王庆日)

关系网络能促进土地流转吗?

——以1050户苹果种植户为例

李星光, 刘军弟, 霍学喜

(西北农林科技大学西部农村发展研究中心, 陕西 杨凌 712100)

摘要: 研究目的: 信息不对称严重阻碍农地租赁市场发育, 因此研究关系网络能否助力土地流转, 有利于理解土地租赁市场运行机制, 并为完善制度安排提出建议。研究方法: 采用logit模型和半对数模型及1050户苹果种植户调研数据, 研究结果: (1)与苹果经纪人经常联系有利于规避市场风险, 从而助力土地流转; (2)容易获取新知识、新技术的农户倾向于流转土地; (3)维持关系网络的付出能够产生显著收益, 人情支出比每增加10%, 农地流转租金下降9.84%; (4)随着市场化进程的推进, 关系网络助力土地流转的作用逐渐减弱; (5)关系网络通过影响交易成本助力土地流转。研究结论: (1)拓展农产品营销渠道, 鼓励多种交易方式; (2)完善农业科技推广体系, 提供有效的技术公共服务; (3)培育流转中介组织, 因地制宜助力土地流转。

关键词: 土地经济; 关系网络; 土地流转; 规模经营; 流转租金

中图分类号: F301.1

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0045-09

Can Relation Network Promote Farmland Transfer?: Evidence from 1050 Apple Planters

LI Xing-guang, LIU Jun-di, HUO Xue-xi

(Center of Western Rural Development, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: Since information asymmetry seriously impedes the development of farmland rental market, the purpose of the paper is to explore whether relation network is to prompt farmland transfer or not is in favor of understanding operation mechanism of farmland rental market and putting forward suggestions about improving system arrangement. The Methods of logit model and semi-logarithmic model are used based on the 1050 apple planters, and the results indicate: 1) Keeping in touch with apple brokers frequently can avoid market risks, which promotes farmland transfer; 2) Farmers who are able to acquire new knowledge and new technology are inclined to transfer farmland; 3) Payment for maintaining relation network can produce significant benefits, and land rent will fall 9.84% coupled with each increasing 10% of relation network expenditure ratio; 4) As the market-oriented process speeds up, the relationship between relation network and farmland transfer is gradually weakened; 5) Relation network can facilitate farmland transfer by affecting transaction costs. In conclusion,

收稿日期: 2016-07-18; 修稿日期: 2016-10-18

基金项目: 国家自然科学基金(71203181); 国家现代农业产业技术建设项目(CARS-28); 教育部人文社科项目(12YJC790117)和中央高校基本业务费(QN201165)。

第一作者: 李星光(1991-), 男, 山东新泰人, 博士研究生。主要研究方向为土地流转。E-mail: 447474492@qq.com

通讯作者: 霍学喜(1960-), 男, 陕西绥德人, 博士。主要研究方向为农业产业经济、农村区域发展和农产品贸易与政策。E-mail: xuexihuo@nwsuaf.edu.cn

1) Sales channels of agricultural products should be expanded, and it should encourage various transaction modes; 2) It should improve agricultural extension system, and provide effective public services of technology; 3) It should foster intermediary organization of farmland transfer, and promote farmland transfer by taking local conditions into consideration.

Key words: land economy; relation network; farmland transfer; scale operation; land rent

1 问题的提出

实践中,“不想种地的找不到买方,想种地的找不到卖方”的矛盾突出,极大扭曲农地要素配置^[1]。有学者指出,土地产权残缺^[2]、市场机制不完善^[3]、中介服务组织匮乏^[4]等严重阻碍农地租赁市场培育。更重要的是,家庭联产承包责任制以成员权为前提均分土地承包经营权,造成农地要素的“人格化”倾向明显,农地租赁市场成为典型的“人情市场”。因此,本文试图研究农户社会关系网络对土地流转的影响机理。

农村改革后,农户获得必要的生产资料,重新获得生产经营自主权和经济自由,职业角色逐渐分化。原先单一身份的种地农民转变为不同的职业角色,分化为利益诉求不同的群体,农村社会异质性极大增加,农户社会关系网络随之发生深刻改变^[5]。那么,随着中国市场化进程的不断推进,关系网络的作用究竟是加强了还是减弱了?

2 文献述评

关系网络俗称关系,是指人们所拥有的亲戚、朋友、熟人等组成的网络,Leonardi等曾指出关系网络、社会规则和信任构成社会资本^[6]。从宏观角度,社会资本对人类行为和经济发展起到一般性作用^[7]。严成梁研究发现,社会资本有利于促进知识生产和改善创新效率,从而助力经济增长^[8]。从微观角度,关系网络在缩小收入差距、劳动力就业、资本借贷等方面发挥重要作用。从收入不平等角度,关系网络对收入差距的贡献达到12.1%—13.4%^[9]。在城市劳动力市场上,关系网络能够配给工作,但无法直接改变均衡价格,只能通过改变农民工职业类型间接地影响工资水平^[10]。从农户借贷行为角度,邻里关系显著影响有效借贷机会,而亲戚关系并不显著提高实际借贷额度^[11]。值得注意的是,在中国经济市场化进程中,关系网络到底是嵌入到市场机制中增强了还是减弱了?厘清这一问题有助于理解关系网络的作用机制。张爽等在研究农村贫困问题时发现,市场化程度负向调节社会资本的减贫作用^[12]。本文试图利用东部地区与关系网络变量的交互项来研究市场化程度是否调节关系网络对土地流转的影响。

学者们对关系网络所起作用的研究已十分广泛,但并未深入分析关系网络对农地流转的影响机制。宋伟认为在农地流转过程中微观层次的社会资本主要起到提供信息和情感支持等作用^[13],但缺乏完整的理论框架和实证检验。还有一些学者主要从交易费用角度出发,例如,罗必良等分析事前认知的交易费用后发现,未参与农地租赁市场的农户明显高于参与租赁市场的农户,从而抑制土地流转^[14]。除了认知差异外,规模性、风险性和专用性等资源特性引起的交易困难也限制农地租赁市场培育^[15]。然而,降低交易费用仅仅是关系网络发挥作用的路径之一。

针对社会资本的测量问题,现有研究基于关系网络测量社会资本,主要的方法有定名法与定位法。其中,定名法更多地测量亲戚、朋友等关系较亲密的网络关系,而定位法既测量强关系,还包括普通朋友等弱关系^[16]。在经验研究中,学者们通常采用“春节和婚丧嫁娶的礼品礼金支出占当年日常支出的比值^[9]”、“家庭拥有亲友的数量^[10]”、“家庭中是否有在城市生活或当村干部的亲戚”、“农户参加经济组织种类数^[17]”等作为社会资本或关系网络的代理变量。本文选取关系网络的代理变量及原因将在下文予以说明,这里不再赘述。

3 理论分析及研究假设

本文将关系网络界定为在专业化或趋向专业化的苹果生产销售过程中,农户投资其所处网络,以获得收益或获取资源。按照Lin的定位法框架^[18],关系网络的特征有三:一是广泛性,即个体触及的社会等级位置;二是达高性,即关系网络的顶端资源;三是异质性,即关系网络资源的幅度。本文认为关系网络对农地流转的影响存在两条路径:

(1)关系网络能够降低市场交易的搜寻成本。在农村熟人社会内部以及普遍缺乏中介机构的情境下,农地转出户参与农地租赁市场可能首先被亲缘和地缘关系比较密切的农户知悉,逐渐向外扩散,直至寻找到转入方,这恰好符合费孝通先生提出的乡土社会“差序格局”。由于乡土社会声誉机制的普遍存在,关系网络可能会减少交易双方的谈判成本,进而助力农地流转,但是声誉机制的作用限于一定地域范围内,这是因为非正式规则在超出特定范围后会逐渐减弱,甚至消失。除此之外,关系网络可以降低监督或执行成本。由此提出本文的研究假设1:关系网络通过影响交易成本助力农地流转。科斯认为,交易费用是利用价格机制的费用,即价格的发现费用^[19]。因此,本文认为交易成本是关系网络影响农地流转的中介变量。如图1所示,农户A有扩大经营规模的需求,假定农户A对土地存在线性需求,即曲线D,其流转土地的预算约束为曲线Y,同时存在有转出土地意愿的农户1和农户2,假定农户1和农户2对土地也存在线性供给,即曲线S1和S2。曲线D和曲线S1交于点a,则均衡价格和数量分别为P1和Q1,而曲线D和曲线S2交于点b,则均衡价格和数量分别为P2和Q2,且 $P1 > P2$, $Q2 > Q1$ 。在农地租赁市场上,如果农户A首先搜寻到农户1,但是农户1的均衡点a超出农户A的预算范围,因此,农户A不得不继续寻找其他农户,这时农户2的均衡点b恰好满足预算约束,则农户A以价格P2转入农户2的土地。考虑到正交易成本,地租价格难以无成本地由P1移动到P2。如果农户A的社会关系网络资源丰富,可以降低搜寻均衡价格P2的成本,从而助力土地流转。

从生产上看,高价值作物种植户与主要农资销售商保持长期契约关系,既有利于赊欠部分或全部农资,也有利于规避假农资等风险。从农业技术上看,农业全要素生产率的增长呈现出农业技术进步与农业技术效率损失并存的现象,这表明中国现有的农业技术推广和扩散体系并不成功^[20]。考虑到现有体系可能无法提供有效的技术供给,农户既有可能通过维持与农技推广部门的关系改善技术水平,也有可能通过与其他果农频繁交流生产技术解决相关技术难题。根据王静的研究,人际关系渠道有助于传播苹果种植技术,从而有效提升农户技术认知水平^[21],由此提出本文的研究假设2:关系网络有助于提供生产资料和改善生产技术,从而促进土地流转。从销售上看,农户通过关系网络与苹果经纪人建立长期契约关系,有利于规避农产品价格波动等市场风险。统计结果表明,“苹果种植户+苹果经纪人”的流通模式在各种营销模式中占主导地位,比例达85.5%^[22]。由此提出研究假设3:与苹果经纪人经常交往有助于土地流转。此外,本文提出研究假设4:随着市场化进程的推进,关系网络助力农地流转的作用逐渐减弱。

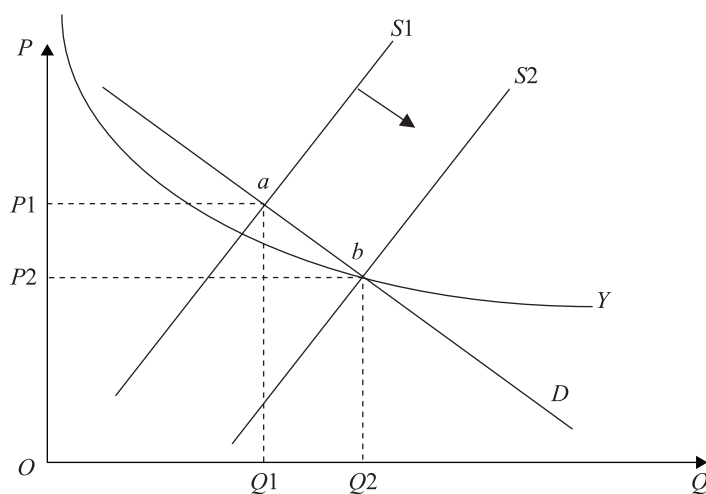


图1 供求曲线

Fig.1 Curve of supply and demand

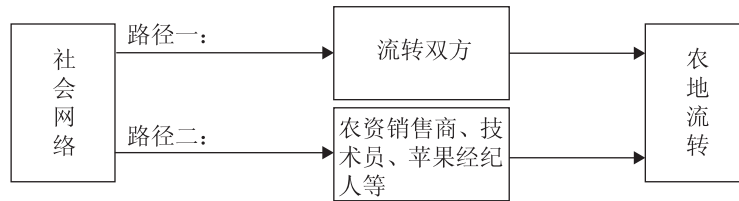


图2 理论框架

Fig.2 Theoretical framework

4 实证分析

4.1 数据来源

本文数据来源于2014年5—9月的苹果种植户安全生产与销售行为调查^①,按照概率与规模成比例(PPS)的抽样方法,从全国苹果生产基地县中选取12个样本县,每个样本县的苹果栽培区选取4—5个村,共抽取48个样本村,然后每个村随机抽取若干农户,采用面对面调查方式,共发放1086份问卷,其中,有效问卷1079份(表1),发生过土地流转的农户共231户,转入和转出农地的农户分别有206户和25户。为避免结论受到少数样本的干扰,本文剔除转出土地的样本户。

表1 样本数量与区域分布

Tab.1 Sample size and regional distribution

优势区	环渤海优势区				黄土高原优势区								
省份	山东				甘肃			陕西			河南		
亚区域	泰沂山区		胶东半岛		陇东南			陕北南部			渭北	豫西	合计
样本县	蒙阴	沂源	栖霞	蓬莱	静宁	庄浪	庆城	洛川	富县	宝塔	白水	陕县	
农户数	91	93	88	87	90	90	91	91	90	85	92	91	1079

4.2 模型设定及指标选取

本文的实证研究包含两部分:(1)关系网络有利于规避农业生产经营风险,从而助力土地流转。由于因变量是二分变量,不宜采用OLS回归,因此,本文选用Logit模型,并用Probit模型进行稳健性检验。(2)关系网络有利于降低交易成本,促进土地流转。由于流转租金为正,考虑到正态分布的要求,本文选取半对数模型,这是因为取对数后,流转载金的分布更符合对数正态分布。

本文设定的Logit模型如下:

$$Log = \frac{P_i}{1 - P_i} = \alpha + \sum \beta X + \sum \chi Z + \varepsilon \tag{1}$$

式(1)中,被解释变量是二分变量,即未发生流转=0,发生流转=1,α是截距项,ε是随机干扰项,X为本文核心解释变量,β是其系数矩阵。其中,本文核心解释变量包括用农户经常交往的苹果经纪人数表征农户与苹果经纪人的关系网络,用是否每年同一地购买农资和联系农资销售商的频繁程度分别作为农户和农资销售商关系网络的客观和主观代理变量,用是否有亲戚朋友在农业科技推广部门工作以及经常和村里人交流种植技术表征生产技术可得性。这些指标反映农户在苹果生产销售环节的关系网络,体现了关系网络的“达高性”和“广泛性”。Z为控制变量,χ是其系数矩阵,本文使用前人文献通常控制的变量,具体包括区位特征(山东省、甘肃省、

^①由国家现代苹果产业技术体系苹果产业经济研究室与西部农村发展研究中心主持完成。

河南省), 户主特征(户主年龄、户主受教育程度、户主曾经社会经历), 家庭特征(农业劳动力占家庭总劳动力比重、人均苹果种植面积、种苹果年数), 自然禀赋特征(地块数、自然地貌)(表2)。本文并未控制其他因素, 是因为这些因素与本文的核心解释变量无关, 从而不会造成估计偏误^[23]。

表2 描述性统计分析
Tab.2 Descriptive statistics

变量名称	指标	赋值	均值	标准差
因变量	是否发生土地流转	未发生土地流转=0, 发生土地流转=1		
	农户经常交往的苹果经纪人数		0.22	9.82
社会网络	是否有亲戚朋友在农技部门工作	是=1, 否=0	0.09	0.31
	经常和村里人交流种植技术	不频繁=1, 不太频繁=2, 一般=3, 比较频繁=4 很频繁=5	4.17	0.94
	联系农资销售商的频繁程度	不频繁=1, 不太频繁=2, 一般=3, 比较频繁=4 很频繁=5	1.99	1.38
	是否每年同一地购买农资	是=1 否=0	0.63	0.48
户主特征	户主年龄		50.14	9.20
	户主受教育程度	没上学=1, 小学=2, 初中=3, 高中/中专=4, 大专以上=5	2.89	0.86
	户主曾经社会经历	无=0, 村干部=1, 党员=2, 苹果经纪人=3, 合作社干部=4	—	—
家庭特征	农业劳动力占比	农业劳动力/家庭总劳动力	0.56	0.60
	人均苹果种植面积	苹果面积/家庭人口	2.01	2.18
	种苹果年数		24.61	68.54
自然禀赋特征	地块数		4.51	4.99
	自然地貌	平地=1, 坡地=2, 川台地=3, 源地=4, 其他=5	—	—
区位特征	山东、河南、甘肃	是=1, 否=0	—	—
因变量	流转租金的对数		4.51	2.96
关系网络	礼品礼金支出占当年总支出比		0.12	0.11
搜寻成本	流转对象	亲戚=1, 朋友或熟人=2, 普通农户=3, 合作社=4, 企业=5, 村集体=6, 其他=7	3.30	1.83
谈判成本	流转过程谈判耗时	一天=1, 一周=2, 一月=3, 半年=4, 半年以上=5	1.62	0.98
执行成本	是否发生纠纷	是=1, 否=0	0.08	0.28
	流转范围	自然村=1, 行政村=2, 本乡镇=3, 乡镇外=4	1.50	0.79

为验证市场化进程的影响, 本文利用表征关系网络的代理变量与是否东部地区这一变量的交互项。根据樊纲和王小鲁的研究^[24], 中国东西部市场化进程差异明显, 这恰好方便了研究市场化程度的影响(表3)。

本文设定的半对数模型如下:

$$\ln R = b + \lambda S + \sum \omega Z + \mu \quad (2)$$

式(2)中, 因变量 $\ln R$ 为流转租金对数值, b 为截距项, μ 是随机干扰项, S 为本文核心解释变量, λ 是其系数。其中, 用逢年过节和婚丧嫁娶时礼品礼金支出占当年总支出比重表征农户关系网络, 使用礼品礼金支出占当年总支出比重的原因有三: (1)可以尽量缓解因遗漏变量造成的内生性问题, 具体而言, 农户个人能力导致家庭收入

表3 农地流转影响因素估计结果^①

Tab.3 Results of factors affecting land transfer

是否发生农地流转	Logit 模型1	Probit 模型2	Logit 模型3
经常交往的苹果代办数	0.026*** (0.009)	0.015*** (0.006)	0.030*** (0.010)
亲戚朋友在农技部门工作	0.714*** (0.266)	0.412*** (0.158)	0.625** (0.281)
经常和村里人交流种植技术	-0.051 (0.088)	-0.030 (0.050)	-0.051 (0.088)
联系农资商的频繁程度	0.062 (0.059)	0.039 (0.034)	0.068 (0.060)
每年同一地购买农资	0.074 (0.168)	0.046 (0.095)	0.092 (0.169)
苹果经纪人人数 × 东部地区			-0.257* (0.158)
农技部门工作 × 东部地区			2.133 (2.657)
户主特征	yes	yes	yes
家庭特征	yes	yes	yes
自然禀赋特征	yes	yes	yes
区位特征	yes	yes	yes
样本量	1050	1050	1050
Pseudo R2	0.074	0.075	0.077
Loglikelihood	-481.347	-481.114	-479.572

注：括号内为标准差，*，**，*** 分别表示在10%，5%，1%下显著，yes表示变量已控制。

水平不同，面临不同的预算约束，从而流转租金高的农户人情支出可能也高；(2)可以尽量缓解与其他解释变量的多重共线性；(3)在逢年过节和婚丧嫁娶时，家庭人情往来的支出主要用于维持关系网络，具有连续性和平稳性^[9]。其他核心解释变量包括表征搜寻成本的流转对象、表征谈判成本的流转过程谈判耗时和表征监督执行成本的是否发生纠纷(表2)。

这里加入是否东部地区与礼品礼金支出占当年总支出比重的交互项检验市场化程度的影响，分别加入礼品礼金支出占当年总支出比重与流转对象、流转过程谈判耗时、是否发生纠纷的交互项检验关系网络对土地流转的影响机制。另外，本文还分别回归东西部地区子样本，以研究市场化程度是否调节关系网络对土地流转的影响(表4)。

5 讨论与建议

考虑到可能存在的多重共线性，本文计算所有模型的方差膨胀因子(VIF)，结果表明，不必担心模型存在多重共线性。如表3所示，从销售角度看，经常与苹果经纪人交往对农地流转影响为正且在1%的显著性水平下显

^①为节省篇幅，本文未汇报控制变量的模型估计结果。由于部分样本数据缺失，样本总量为1050户。

表4 农地流转租金影响因素估计结果
Tab.4 Results of factors affecting land rent

ln 流转租金	全样本				西部样本	东部样本
	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
礼品礼金支出占当年总支出比	-4.165** (1.927)	-4.161* (2.420)	-3.169 (2.426)		-4.990* (2.746)	-2.742 (3.516)
东部地区 × 支出比		-0.013 (4.001)	-1.784 (4.046)			
流转对象			-0.248** (0.117)	-0.060 (0.153)		
流转过程谈判耗时			0.409* (0.226)	0.196 (0.291)		
是否发生纠纷			0.448 (0.798)	1.213 (1.192)		
流转对象 × 人情支出比				-1.237* (0.726)		
流转过程谈判耗时 × 人情支出比				0.317 (2.362)		
纠纷 × 人情支出比				-8.539 (10.440)		
流转过程谈判耗时 × 支出比 × 流转范围				0.864 (0.972)		
户主特征	yes	yes	yes	yes	yes	yes
家庭特征	yes	yes	yes	yes	yes	yes
自然禀赋特征	yes	yes	yes	yes	yes	yes
区位特征	yes	yes	yes	yes	no	no
样本量	206	206	206	206	126	54
R-squared	0.136	0.136	0.168	0.172	0.120	0.319
F值	2.530	2.320	2.390	2.160	1.760	2.290

注：括号内为标准差，*、**、***分别表示在10%、5%、1%显著性水平下显著。

著，这表明经常与苹果经纪人交往有利于规避市场风险，从而助力土地流转，验证了本文的假设3。从生产角度看，农户有亲戚朋友在农技推广部门工作对农地流转的影响为正且在1%的显著性水平下显著，这意味着容易获取新知识、新技术的农户倾向于流转土地，这验证了本文的假设2。

然而，遗憾的是，农户经常和村里人交流种植技术对农地流转的影响为负但不显著，这说明大多数农户与同村人的技术交流可能改善自身技术水平，但降低技术水平的异质性抑制了转出农地的意愿。同时，由于自身文化水平和接受能力的限制，这种机制的影响并不显著。模型1表明，联系农资商的频繁程度和每年同一地购买农资存在正向影响但均不显著。这反映出农户与农资商保持密切的私人联系并不会显著降低生产成本。模型2的结果表明，模型1是稳健的。

模型4的结果反映出，礼品礼金支出占当年总支出比重对农地流转租金存在显著负向影响，这说明维持关

系网络的付出能够带来显著回报,经计算知,人情支出比每增加10%,农地流转租金下降9.84%^①,这也验证本文的假设3。为验证模型4结果的稳健性,本文对东西部子样本(模型8和模型9)分别回归后发现西部地区子样本结果依然稳健,但东部地区子样本人情支出比对流转租金的影响不再显著,且系数变化较大。模型3和5的结果均表明市场化程度显著负向调节关系网络对农地流转的影响,这恰好验证了本文假设4。

值得注意的是,在模型5的基础上,模型6加入交易成本变量后发现,人情支出比的系数不再显著,这表明模型5人情支出比显著影响农地流转租金,可能是因为遗漏了交易成本,而一旦控制交易成本变量后,关系网络并不显著土地流转,进而验证本文的假设1。

根据上述结论,关系网络降低交易成本,规避生产销售风险,助力农地流转,但是,关系网络这种非正式制度不利于形成支持农地规范流转和产权交易的有效制度。因为非正式制度难以有效防范机会主义行为倾向及其风险,更重要的是并非所有参与人平等地利用非正式制度,进而可能造成收入分配不公及福利损失。为此本文建议:(1)拓展农产品营销渠道,鼓励多种交易方式。规模经营可以解决农业生产者规模小、分散化的问题,却也面临着如何规避经营风险,因此,有必要建立长期稳定的多元化营销渠道,这既有利于稳定生产者预期,又有助于规模经营。特别地,随着互联网技术和现代金融市场的迅速发展,网络交易、拍卖交易、期货交易等交易方式深刻改变着传统交易方式,例如,消费者通过电子商务购买新鲜农产品^[25]。(2)完善农业科技推广体系,提供有效的技术公共服务。技术资源禀赋有利于规模经营,但无法改善农村整体技术水平。因此,有必要健全农技推广激励机制,建立农业技术信息平台,完善信息不对称校正机制和需求反馈机制,传播先进技术信息,并且鼓励合作社、企业等创新主体提供相关技术培训,真正提高微观经营主体生产技术水平^[21]。(3)培育流转中介组织,因地制宜助力土地流转。当前土地流转中介组织严重匮乏,信息不对称问题突出。同时,随着市场化进程的推进,关系网络的作用逐渐减弱,因此,各地应因地制宜培育中介组织,促进土地流转。

应指出的是,尽管在选取代理变量时尽可能避免农户关系网络的内生性问题,但由于本文采用的是横截面数据,无法解决个人能力差异引起的遗漏变量问题,并且可能存在自选择问题,而解决这一问题的有效方法是寻找工具变量。选取工具变量主要有两种思路:第一是被访者的地区特征,如当地降水量、村庄遭受自然灾害等,第二是被访者家庭特征,如户主是否村干部、户主配偶母亲的阶级属性等^[26]。但遗憾的是,这些工具变量要么可能直接影响土地流转,要么存在弱工具变量等问题,因此,关系网络的内生性是需要进一步解决的问题。

感谢西部农村发展研究中心麻利平、冯小龙、马兴栋等的宝贵建议。本文曾在2016年中国制度经济学年会交流,感谢点评人的宝贵建议。

参考文献(References):

- [1] 徐菁菁. 农村土地流转问题及原因探析[J]. 产业与科技论坛, 2009, 8(6): 145 - 146.
- [2] 钱忠好. 农村土地承包经营权产权残缺与市场流转困境: 理论与政策分析[J]. 管理世界, 2002, (6): 35 - 45.
- [3] 钱忠好. 农地承包经营权市场流转: 理论与实证分析——基于农户层面的经济分析[J]. 经济研究, 2003, (2): 83 - 94.
- [4] 张军. 农村土地流转存在的问题及对策思考[J]. 农业经济, 2007, (8): 38 - 40.
- [5] 吉小安, 王晓毅. 中国农村社会分化与整合[J]. 管理世界, 1993, (5): 176 - 178.
- [6] Putnam R., R. Leonardi, R. Nanetti. Making Democracy Work: Civic Tradition in Modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [7] 陆铭, 李爽. 社会资本、非正式制度与经济发展[J]. 管理世界, 2008, (9): 161 - 165.

^①这里的百分比效应应根据公式 $\%y = 100(e^b - 1)$ 计算。伍德里奇. 计量经济学导论: 现代观点[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2003.

- [8] 严成梁. 社会资本、创新与长期经济增长[J]. 经济研究, 2012, (11): 48 - 60.
- [9] 赵剑治, 陆铭. 关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析[J]. 经济学(季刊), 2009, 9(4): 363 - 390.
- [10] 章元, 陆铭. 关系网络是否有助于提高农民工的工资水平?[J]. 管理世界, 2009, (3): 45 - 54.
- [11] 童馨乐, 褚保金, 杨向阳. 社会资本对农户借贷行为影响的实证研究——基于八省 1003 个农户的调查数据[J]. 金融研究, 2011, (12): 177 - 191.
- [12] 张爽, 陆铭, 章元. 社会资本的作用随市场化进程减弱还是增强? ——来自中国农村贫困的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2007, 6(2): 539 - 560.
- [13] 宋伟. H 镇农户农地流转行为研究——基于社会资本理论[D]. 成都: 四川农业大学, 2011.
- [14] 罗必良, 汪沙, 李尚蒲. 交易费用、农户认知与农地流转——来自广东省的农户问卷调查[J]. 农业技术经济, 2012, (1): 11 - 21.
- [15] 何一鸣, 罗必良. 农地流转, 交易费用与产权管制: 理论范式与博弈分析[J]. 农村经济, 2012, (1): 7 - 12.
- [16] 赵雪雁. 社会资本测量研究综述[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(7): 127 - 133.
- [17] 边燕杰. 城市居民社会资本的来源及作用: 网络观点与调查发现[J]. 中国社会科学, 2004, (3): 136 - 146.
- [18] Lin N. Social networks and status attainment[J]. Annual review of sociology, 1999: 467 - 487.
- [19] 科斯, 诺思, 威廉姆森等, 著. 克劳德·梅纳尔, 编. 刘刚, 冯建, 杨其静等, 译. 制度、契约与组织——从制度经济学角度的透视[M]. 北京: 经济科学出版社, 2003.
- [20] 全炯振. 中国农业全要素生产率增长的实证分析: 1978—2007——基于随机前沿分析方法[J]. 中国农村经济, 2009, (9): 36 - 45.
- [21] 王静. 苹果种植户技术选择行为研究——基于苹果产业技术市场视角[D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2013.
- [22] 侯建昀, 霍学喜. 高价值农产品流通渠道的关键问题与政策导向[J]. 中国流通经济, 2015, (5): 27 - 33.
- [23] 安格里斯特, 皮施克, 著. 郎金焕, 李井奎, 译. 基本无害的计量经济学[M]. 上海: 格致出版社, 2012.
- [24] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.
- [25] 陈晓群, 冉春娥. 构建新型农产品营销渠道[J]. 农村经济, 2007, (7): 41 - 42.
- [26] 叶静怡, 武玲蔚. 社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量和因果识别[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(4): 1303 - 1322.

(本文责编: 陈美景)

基于 CiteSpace 的城市闲置土地研究：特征与热点 演进（1990—2015 年）

王宏新, 孟文皓, 熊斯瑶
(北京师范大学政府管理学院, 北京 100875)

摘要: 研究目的: 动态分析闲置土地研究基本特征, 挖掘闲置土地研究热点演进路径。研究方法: 以文献计量学为基础, 对 Web of Science 核心合集数据库收录的闲置土地文献及其参考文献进行可视化分析。研究结果: (1) 自 20 世纪 90 年代始, 闲置土地研究不断涌现, 已成为土地利用研究的重要组成部分; (2) 闲置土地国际合作研究日益紧密, 多学科交叉研究特征凸显; (3) 从研究发展历程看, 20 世纪 90 年代闲置土地研究兴起时, 研究主题为探讨闲置土地的不良社会经济影响; 进入 21 世纪后, 闲置土地综合治理成为研究热点; 近 5 年来, 生态改造研究主题倍受青睐。研究结论: 闲置土地研究热度未来将保持平稳增长态势, 生态治理研究将在今后一段时期成为本领域研究热点。

关键词: 土地管理; 研究热点; 可视化分析; 闲置土地; CiteSpace

中图分类号: F301.2

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0054-09

Research on Idle Urban Land based on CiteSpace: Characteristics and Research Hotspots Evolution(1990-2015)

WANG Hong-xin, MENG Wen-hao, XIONG Si-yao
(School of Government, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: The purpose of the study is to analyze the basic characteristics of idle land research in foreign countries, to explore the hot spots and evolution path of idle land research. Based on the bibliometrics, this study uses the visual analysis method to study idle land literature and its references which were included in the web of science core collection. The research results are as follows: 1) Since 1990s, idle land research findings were constantly emerging, and have become an essential part of land use research. 2) International cooperation in idle land research tends to be closer than before; moreover, its feature of multidisciplinary development has been highlighted. 3) From the perspective of research development, when idle land research constantly arose in 1990s, and its research topic was to explore the negative social and economic effects of idle land. After stepping into 21st Century, solving the idle land problem in a comprehensive way has become a hot topic. In the past five years, the ecological transformation of idle land becomes more and more popular. The research conclusions are as follows: idle land research maintains stable growth trend in the future, and the ecological

收稿日期: 2016-09-12; 修稿日期: 2016-11-30

基金项目: 教育部人文社会科学研究规划基金项目“新型城镇化背景下闲置土地生成机制与治理研究”(14YJA630057); 北京师范大学自主科研基金项目“中国城市社区公共安全治理指标体系构建”(SKZZY2014106); 北京师范大学青年教师基金项目“信息技术与创新治理研究”(SKXJS2014036)。

第一作者: 王宏新(1976-), 男, 山西武乡人, 博士, 副教授, 硕士生导师。主要研究方向为土地政策与公共治理。E-mail: bnuwhx@126.com

transformation of idle land would become a hot topic in idle land research in the near future.

Key words: land management; research hotspots; visual analysis; idle land; CiteSpace

1 引言

随着工业化、城市化发展,土地闲置现象开始出现,不仅造成社会资源浪费,再利用的治理成本也非常庞大。20世纪90年代初,闲置土地问题开始受到学界关注,研究成果涌现。其中,西方学者偏重于从某一具体研究方向入手,如Maliene梳理了利物浦、科隆等地的棕地治理措施,Pediaditi评述了英国棕地治理的可持续发展指标,对废弃土地改造方法进行了总结;国内研究则聚焦在闲置土地界定、闲置土地生成机理、工矿废弃用地再利用等方面^[1-5]。经过近20年来的发展,闲置土地问题的研究已经演化为一个多学科交叉、内容演化繁杂的知识领域。准确把握闲置土地研究进展,系统分析其知识进化属性与特征,对推进闲置土地研究及其治理具有重要意义。本文采用信息可视化研究方法,运用CiteSpace将Web of Science核心合集数据库中收录的闲置土地文献数据信息以科学知识图谱的形式展现出来,试图总结1990—2015年闲置土地研究特征、研究热点及其发展脉络,以期对中国闲置土地研究提供借鉴。

2 数据来源与研究方法

本文选择Web of Science核心合集作为文献信息来源。作为目前世界上最大、覆盖学科最全的信息资源库,Web of Science核心合集经过严格遴选,以科学引文索引(SCI)、社会科学引文索引(SSCI)、艺术与人文科学索引(A&HCI)为核心,收录超过一万多种世界权威的、高影响力的学术期刊和超过十一万个国际会议学术期刊,内容涵盖自然科学、工程技术、生物医学、社会科学、艺术人文等众多领域,为本文文献数据的可靠性提供了良好支撑^[6]。

与基于研究者主观经验判断的梳理模式不同,本文采用受研究者个人经验较小的信息可视化研究方法,从客观计量角度入手,将文献数据信息以科学知识图谱的形式展现出来。作为目前备受推崇的文献信息可视化分析工具,CiteSpace的有效性已经在物理、化学、经济管理等多个领域得到了理论验证,确保了该研究工具的跨学科适用性^[7]。

为了保证可视化研究的有效性,确定恰当的检索词是重中之重。因检索词选取失当而导致所获取文献样本无法满足研究需要的情况时有发生,无法达到CiteSpace“精度高、广度广”要求。由于学术界一直缺乏对“闲置土地”的统一界定,因而选取合适的检索词、确定恰当的检索策略是本研究的一大难点。为了确保文献检索词准确、保证获取文献样本涵盖整个知识领域,本文借鉴Pagano和Bowman对闲置土地的界定,即不仅包括公有或私有的未利用或废弃土地,还包括其上有废弃建筑物存在的土地^[8]。具体包括:因为面积小、物理条件限制而被迫闲置的土地(Vacant Land/Lot、Idle Land/Lot);出于投资升值目的而闲置的土地(Vacant Land/Lot、Idle Land/Lot);因为遭受工业污染(Brown Field)和其他活动影响而废弃的土地与建筑(Derelict Land/Lot)等。最终确定的检索词为Vacant Land/Lot、Idle Land/Lot、Brown Field和Derelict Land/Lot^[9](表1)。

为囊括所有闲置土地相关文献,本文在WOS数据库将上述检索词在“篇名”、“关键词”、“摘要”范围进行检索,共获得1971篇文献(数据截至2015年12月31日)。经查重筛选,剔除重复文献128篇,最终确定文献1843篇。

3 基本特征

3.1 数量特征

在1843篇文献中,最早一篇发表于1904年。由于1904—2015时间跨度太大,本文将每10年划分为一时间

表1 闲置土地文献搜索结果列表
Tab.1 Literature search results of idle land

检索词	涵义	检索结果(篇)
Vacant land		347
Vacant lot	面积小、物理条件限制而被迫闲置的土地; 出于投资升值目的而闲置	225
idle land	的土地	200
idle lot		192
Brownfield		793
Derelict land	受工业污染和其他活动影响而废弃的土地与建筑	210
Derelict lot		4

节点,即1900s、1910s……2000s、2010s,共12个区间,每个区间内论文数量平均值可反映出文献年度分布情况(图1)。

图1显示,20世纪60年代以前论文发表年平均数低于1篇,闲置土地研究是偶然、时有时无的;进入20世纪60年代后才开始出现持续的研究,论文发表年平均数达到1.6篇;到了20世纪90年代,北美、西欧等发达国家实体经济逐步进入后工业化阶段,人口结构开始出现老龄化趋势,出现了明显“逆城市化现象”,闲置土地研究开始受到重视,论文发表年平均数大幅度增长至21.2篇;进入21世纪以来,欧美发达国家兴起重塑城市运动,闲置土地研究持续显著增长,2015年该领域发表论文数量已达168篇(图2)。

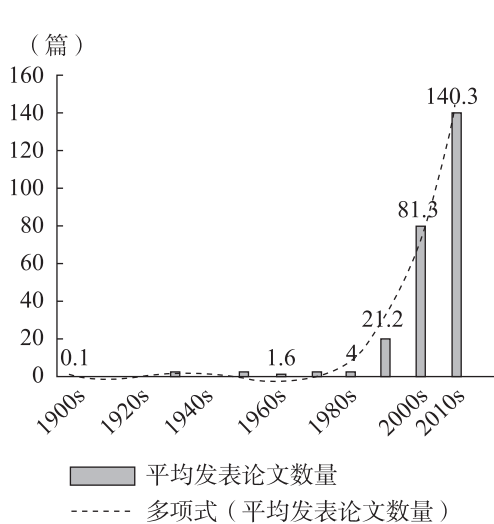


图1 闲置土地研究论文数量平均总体分布
Fig.1 Average quantity distribution of idle land literature

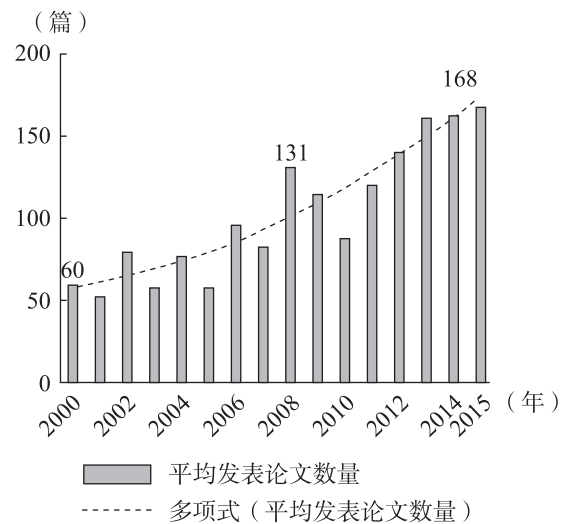


图2 2000年至今闲置土地研究论文数量
Fig.2 The literature amount of idle land from 2000

3.2 合作特征

现代科学研究日益复杂,学科间不断交叉融合,越来越需要各领域学者共同解决,合作特征已经成为探究研究发展的重要指标。本文的合作特征围绕国家合作特征和作者合作特征两个维度展开。

一方面,从作者维度来看,本文引用Subramanym K提出的论文合著度指标来分析闲置土地研究论文研究的

总体合作状态,该算法能够清晰地反映科学研究中的合作特征^[10]:

$$DC = \frac{N - f_i}{N} \times 100\%; CI = \sum_{j=1}^k if_j / N \quad (1)$$

式(1)中,DC是指论文合著率,即在确定时间段内合著论文数占论文总数的比例,侧重反映合作广度;CI是指论文合著度,即在确定的时间段内作者总数与论文总数的百分比,它侧重反映合作深度^[11]。统计结果显示,1843篇文献中共包含4270个作者,其中论文DC、CI分别为72.9%、2.3,即有72.9%的论文系合作研究,平均每篇论文的作者数量为2.3人。

另一方面,本文设置时区(Time Slicing)为1990—2015年,跨度(Year Per Slice)为1年,形成25个时间段。在节点类型(Node Types)中选择节点为国家(地区)(Country/Area),将阈值设定为每年被引频次在前50的论文(Top n Per Slice=50),生成合著国家(地区)知识图谱(图3、表2)。

图3中合著国家(地区)知识图谱由73个被引文献作者(研究机构)所在国家(地区)和节点和67条节点间连线组成。从频次上看合作发表文献最多的国家(地区)为美国,为481篇;开展棕地研究较早的则是英格兰,其发表文献数量为189篇;紧随其后的分别为中国、加拿大、德国等。

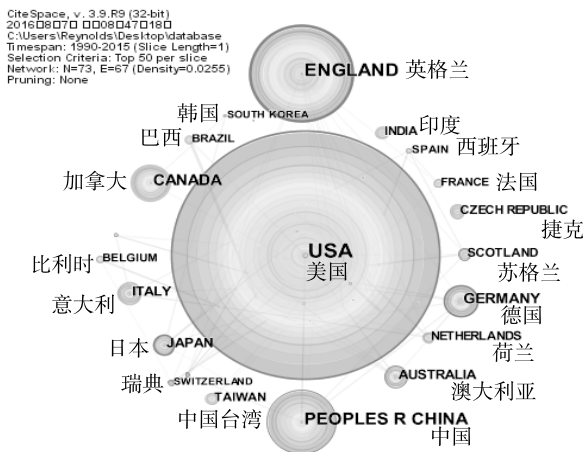


图3 合著国家(地区)知识图谱

Fig.3 The cooperation countries/areas map of idle land literature



图4 1990—2015年闲置土地研究热点聚类图谱

Fig.4 The cluster map of research hot topics in idle land from 1990 to 2015

表2 合著国家(地区)频次及中介中心性表格

Tab.2 The frequency and center degree of cooperate countries/areas

国家(地区)	频次	中介中心性
美国	481	0.21
英格兰	189	0.41
中国	135	0.18
加拿大	84	0.00
德国	66	0.24

CiteSpace采用中介中心性(betweenness centrality)来衡量节点中心度,从而发现和衡量文献、研究机构等的

重要性。在表2中,中介中心性的测量与两两作者(国家、机构等)在同篇文章中出现的次数有关,中介中心性越高说明该作者(国家、机构等)越活跃,越能起到合作联系的作用。从表2和图3中可以看出,关键节点^①依次为英格兰、美国、德国、中国等国家(地区)。其中,美、英、中、德的中介中心性都超过了0.1,说明这些国家不仅发表文献多,而且在国际合作研究中也起到了合作联系作用;加拿大则相反,虽然发表闲置土地文献数量有84篇,但其中介中心性为0,说明其大部分研究由本土学者完成,与外界交流少。

4 研究热点及其演进

深受库恩范式理论影响下的CiteSpace认为,分析科学研究进展的关键是探索推动范式转移的转折点^[12]。本研究以划分闲置土地研究阶段为基础,分析不同研究阶段中起转折作用的关键文献,探索研究热点及其演进路径。由上文可知,20世纪90年代以后闲置土地研究才引起重视。本文将CiteSpace时区(Time Slicing)设置为1990—2015年,跨度(Year Per Slice)为5年。在节点类型(Node Types)中选择节点为共被引文献(Cited Reference)。为更清晰地显示闲置土地研究热点前行轨迹,简化知识网络突出重要的结构特征,确定剪裁方式为PathFinder。通过不断尝试与调整,最终将阈值设定为Top n Per Slice = 50,即每个时间段被引频次在前50的论文会入选为文献节点,最终生成1990—2015年闲置土地研究热点聚类图谱(图4)。

图4左上角所示,其模块值(Modularity Q)值为0.8691、平均轮廓值(Mean Silhouette)值为0.8128,符合CiteSpace判断聚类合理性标准^②,生成闲置土地研究热点聚类图谱有效,能突出显示出聚类间的结构特征及文献间的重要连接关系。图4所示,闲置土地研究热点聚类图谱共包含文献节点272个、节点间连线676条。从聚类间结构特征来看,大小主题聚类共30个:多数聚类之间联系紧密,说明闲置土地研究共同知识基础明确,研究主题集中;少数小规模聚类离散分布于主题聚类之外,从生态学、政治学等角度关注闲置土地问题,总体呈现研究主题集中且多学科交叉发展的特征。

为更加直观、精确地显示不同研究热点主题下的演进历程,进一步运用CiteSpace时区划分功能(Timezone),

选取与闲置土地研究热点聚类图谱(图4)共同参数,生成闲置土地研究时区视角图谱(图5)。时区视角(TimeZone)图谱可从时间维度上反映知识演进,清晰展示出文献更新及其相互影响。

图5显示,25年来该领域研究热点主题动态演进规律和发展趋势可以将闲置土地研究分为3个主要阶段。

4.1 20世纪80年代中后期到20世纪90年代末: 闲置土地引发经济社会问题

20世纪80年代末到90年代末,北美、西欧等发达国家“逆城市化现象”不断深入,闲置土地问题引发一系列社会治安、经济发展问题,学术界也由此开始关注闲置土地问题^[13]。图谱显示5篇具有高被引特征的关键文献(表3)。

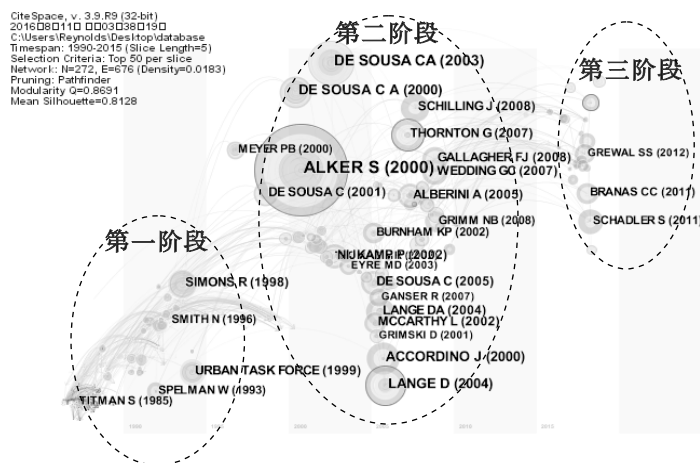


图5 1990—2015年闲置土地研究热点时区视角聚类图谱

Fig.5 The time-zone map of research hot topics in idle land research from 1990 to 2015

^①在CiteSpace中,中介中心性超过0.1的节点称为关键节点。

^②依据网络结构和聚类清晰度,CiteSpace认为模块值(Modularity Q)>0.3时,划分出来的社团结构是显著的;当平均轮廓值(Mean Silhouette)>0.5时,聚类被认为是合理的。

表3 第一阶段关键文献
Tab.3 The first phase of key literature

文献被引频次	作者	文献名称	中介中心性	年份
20	Simons	Turning Brownfields Into Greenbacks: Developing and Financing Environmentally Contaminated Urban Real Estate (棕地治理的经济效益：环境污染下城市地产业的发展与融资)	0.04	1998
14	Smith	The New Urban Frontier: Gentrification And The Revanchist City (新城市边界：城市绅士化与恢复失地运动)	0.00	1996
13	Spelman	Abandoned Buildings: Magnets for Crime (废弃建筑：滋生犯罪的吸铁石)	0.00	1993
13	Titman	Urban Land Prices Under Uncertainty (不确定性下的城市地价研究)	0.00	1985
10	Dobson	The Economic Lot-Scheduling Problem: Achieving Feasibility Using Time-Varying Lot Sizes (经济批量调度问题研究：有效利用随时间变化面积的土地)	0.01	1987

闲置土地问题首先引起了经济学家的关注。Titman 首次将实物期权理论引入闲置土地研究领域，他研究了不确定性下的闲置土地价值，主张通过提高政策稳定性来推动闲置土地开发^[14]。Dobson 在研究经济批量调度问题时关注到了闲置土地，认为荒废闲置的土地滞缓了经济发展，闲置土地可以在解决经济批量调度问题中发挥积极作用^[15]。Simons 较早开始关注到棕地危害及其利用，他主张政府应从税收政策优惠等角度有效利用棕地，让“棕地变成绿油油的美钞”^[16]。

从社会学角度探究闲置土地带来的治安难题也是这一时期研究重点。Spelman 对德克萨斯州奥斯丁市的调查发现，高达 83% 的闲置土地和建筑常常成为罪犯栖居之地；那些废弃建筑林立、闲置土地大量存在的社区，犯罪率是其他地方的两倍^[17]。Smith 从社会贫富差异角度分析闲置土地的不良社会影响，他关注了逆城市化现象中旧城衰落与城市绅士化现象，认为城市绅士化给城市发展带来了新的边界，造成了政策、投资模式乃至居民生活壁垒，大量贫困居民在城市绅士化过程中流离失所，无家可归^[18]。

4.2 21 世纪前 10 年：闲置土地综合治理

21 世纪前 10 年是闲置土地高中心性、高被引文献最为集中的时期，是整个闲置土地研究的转折点，研究主题从闲置土地的不良影响拓展到闲置土地的综合治理方面。图谱显示 6 篇既具有高被引特征，又具有高中心性特征的关键文献(表 4)。

在经历了 20 世纪 90 年代的闲置土地社会经济影响思考后，越来越多的学者开始思考如何正确治理闲置土地。英国学者 Sandra Alker 结合当时英国政府公布的棕地治理目标，认为旧有棕地的定义过于狭窄，亟需更新。她将棕地新界定为“可能是以前曾经开发过，现在不在使用，或者未能尽其用，可能是空地、污染地(derelict or contaminated)等”^[19]。Alker 的论文在整个闲置土地研究中起到了关键节点作用(中介中心性高达 0.16)，为后续闲置土地治理研究奠定了基础^[19]。Accordino 通过对美国 200 个城市的调查，认为闲置土地的确滋生许多社区生活、经济发展问题，并提出了地方政府治理的可行性^[20]。Sousa 是较早关注到闲置土地生态效益的学者。此前棕地治理的思路一般为通过税收补助等途径将棕地转化为工业、商业、居民居住用地^[21]，Sousa 则主张应该通过公共投入将棕地改造为花园等形式的绿地，并细致地分析了绿地改造的益处^[20-21]。对棕地生态绿色改造，如今已

表4 第二阶段关键文献
Tab.4 The second phase of key literature

文献被引频次	作者	文献名称	中介中心性	年份
54	Alker	The Definition of Brownfield (棕地的定义)	0.16	2000
28	Sousa	Turn Brownfields Into Green Space in City of Toronto (多伦多城市的棕地绿色空间转化)	0.03	2003
25	Lange	Clean It And They Will Come? Defining Successful Brownfield Development (棕地清除能否实现? 定义成功的棕地开发)	0.17	2004
23	Sousa	Contaminated Sites: The Canadian Situation in An International Context (污染的城市: 国际背景下的加拿大棕地形势)	0.03	2000
21	Accordino	Addressing The Vacant And Property Problem (解决土地空置和产权问题)	0.01	2000
14	Meyer	Lessons From Private Sector Brownfield Redevelopers (私营部门棕地再开发的教训)	0.15	2000

成为欧美闲置土地治理的主流观点^[24]。

闲置土地治理不仅需要科学的治理思路,更需要明确的实施路径。Meyer是探索棕地治理具体实施措施的代表学者之一,他从棕地开发不可控、不确定性角度分析了影响棕地开发中的非经济因素^[25],认为政府可以通过适当公共干预促进棕地开发。Lange通过两次全国性的调查,探索了影响棕地治理运动成功与否的因素,认为影响棕地治理的因素包括占用时间、总开发成本、社区支持、土地利用、地方基础设施条件、贷款机构参与意愿和财政奖励等^[26]。

4.3 近5年来:生态可持续改造

在21世纪前10年,虽有不少文献开始关注闲置土地的生态持续发展,但多为理论构想,而无可行实施方案。近几年来,人类行为的生态效应倍受重视,学者们通过模型构建、案例分析等方法,对闲置土地的生态改造实施进行了深入探索。图谱显示了4篇反映闲置土地生态治理主题的关键文献(表5)。

Branas以费城为对象,发现闲置土地转化为绿地在降低犯罪率、城市居民健康等方面的积极作用,运用事实经验推广闲置土地生态治理^[27]。Schadler通过构建综合评估模型,提出棕地开发动机的评估应该包括地下整治和场地准备成本、市场经济效益和可持续评价等^[28]。Grewal颇具创新意义的闲置土地改造城市菜园方案也引起了众多学者关注,随着人口越来越集中在城市,大量食物和其他基本材料从乡村运到城市,耗费大量人力物力,排放出大量有害气体。Grewal认为城市应该留出适当比例的闲置土地改造成菜园,这不仅对人类健康、生态环境有积极影响,对社区治理以及地方经济均衡发展也大有益处^[29]。Nassauer聚焦于制定合理的都市菜园解决方案,他认为随着政府对都市农业、绿色基础设施和开放空间的浓厚兴趣,闲置土地空间规划正在蓬勃发展。然而,如果没有足够知识高度的设计和规划的话,闲置地区改造可能会产生有害后果。他结合底特律的实际治理案例,提醒我们应该因地制宜,不应该盲目追求都市菜园解决方案^[30]。

5 结论

闲置土地问题在20世纪60年代才开始引起研究者关注。但是直到20世纪90年代,随着北美、西欧等发达

表5 第三阶段关键文献
Tab.5 The third phase of key literature

文献被引频次	作者	文献名称	中介中心性	年份
15	Schadler	Designing Sustainable and Economically Attractive Brownfield Revitalization Options Using An Integrated Assessment Model (基于综合评价模型的经济可持续棕地复兴方案)	0.02	2011
13	Branas	A Difference-in -Differences Analysis of Health, Safety, And Greening Vacant Urban Space (城市居民健康、安全和空置绿地空间面积的差异化分析)	0	2011
12	Grewal	Can Cities Become Self-Reliant in Food? (城市能实现食物消费的自给自足吗?)	0.07	2012
6	Nassauer	Urban Vacancy and Land Use Legacies: A Frontier For Urban Ecological Research, Design, and Planning (有效使用城市闲置土地：一项关于城市生态改造的规划设计的前沿研究)	0.15	2014

国家逆城市化现象愈演愈烈、重塑城市运动兴起,闲置土地的研究热度才开始显著提升。从闲置土地研究合作特征来看,72.9%的论文系合作研究,平均每篇论文的作者数量为2.3人,学科交叉研究趋势愈发明显。以美国为代表的高城市化率国家,目前在闲置土地合作研究中占据主导地位,中国、印度等国随着城市化进程深入发展,国际合作研究地位正稳步提升。从闲置土地研究热点进程来看,主要分为三个发展阶段:首先是20世纪90年代,研究聚焦于闲置土地的社会经济影响;进入21世纪后,热点转向了闲置土地的综合治理研究;近5年来,随着人们生态环境保护观念日益增强,对闲置土地的生态治理开始成为新的研究热点。

未来闲置土地研究从基本数量特征上看,预计将继续呈现出平稳上升特点。合作特征而言,国家(地区)、作者间合作研究日益增多,多学科研究趋势将越发明显。随着可持续发展理念的深入人心,闲置土地的生态化改造是当前乃至可预见未来的无可争议的研究重点。对于目前尚未完成城市化和工业化的中国,应加强对闲置土地的监测和研究,实现闲置土地的生态宜居利用。

参考文献(References):

- [1] Vida Maliene, Luke Wignall, Naglis Malys. Brownfield regeneration: Waterfront site developments in liverpool and cologne[J]. Journal of Environmental Engineering & Landscape Management, 2012, 20(1): 5 - 16.
- [2] Padiaditi K, Wehrmeyer W, Burningham K, et al. Evaluating brownfield redevelopment projects: A review of existing sustainability indicator tools and their adoption by the UK development industry[J]. Brownfields, 2014: 51 - 60.
- [3] 何书金, 苏光全. 开发区闲置土地成因机制及类型划分[J]. 资源科学, 2001, 23(5): 17 - 22.
- [4] 黄晓. 城市废弃工矿区土地再利用研究[J]. 能源环境保护, 2011, 25(3): 5 - 12.
- [5] 周启星. 老工矿区污染生态问题与今后研究展望[J]. 应用生态学报, 2005, 16(6): 1146 - 1150.
- [6] 刘二稳. WEB OF SEIENCE 数据库功能概述[J]. 情报科学, 2002, 20(1): 93 - 95.
- [7] 闫丽光. 可视化信息检索研究文献的量化可视分析[J]. 现代情报, 2011, 31(3): 122 - 126.
- [8] Pagano M A. Vacant land in cities: An urban resource[J]. Washington, 2000.
- [9] Sandra Alker, Victoria Joy, Peter Roberts, et al. The definition of brownfield[J]. Journal of Environmental Planning & Management,

2000, 43(1): 49 – 69.

- [10] Subramanyam K. Bibliometric studies of research collaboration: A review[J]. *Journal of Information Science*, 1983, 6(1): 33 – 38.
- [11] 李志宏, 王娜, 周广刚. 国内管理科学领域高校间的学术论文合著网络分析[J]. *研究与发展管理*, 2012, 24(4): 71 – 80.
- [12] 林学俊. 试论库恩的范式及其在科学认识中的作用[J]. *科学技术哲学研究*, 1997, (1): 37 – 40.
- [13] 朱晨, 岳岚. 美国都市空间蔓延中的城乡冲突与统筹[J]. *城市问题*, 2006, (8): 87 – 92.
- [14] Titman S. Urban land prices under uncertainty[J]. *The American Economic Review*, 1985, 75(3): 505 – 514.
- [15] Dobson G. The economic lot-scheduling problem: achieving feasibility using tim-varying lot sizes[J]. *operations research*, 1987, 35(5): 764 – 771.
- [16] RA Simmons. Turning brownfields into greenbacks: Developing and financing environmentally contaminated urban real estate[M]. urban land institute, 1998: 6 – 15.
- [17] Spelman W. Abandoned buildings: Magnets for crime?[J]. *Journal of Criminal Justice*, 1993, 21(5): 481 – 495.
- [18] Smith N. The New Urban Frontier[M]. London: Routledge, 1996: 3 – 10.
- [19] Nagengast A, Hendrickson C, Lange D. Commuting from U. S. brownfield and greenfield residential development neighborhoods[J]. *Journal of Urban Planning & Development*, 2011, 137(3): 298 – 304.
- [20] Accordino J, Johnson G T. Addressing the vacant and abandoned property problem[J]. *Journal of Urban Affairs*, 2000, 22(3): 301 – 315.
- [21] RA Simmons. Turning brownfields into greenbacks: Developing and financing environmentally contaminated urban real estate[M]. urban land institute, 1998: 6 – 15
- [22] Sousa C A D. Turning brownfields into green space in the city of Toronto[J]. *Landscape & Urban Planning*, 2003, 62(4): 181 – 198.
- [23] Sousa C D. Contaminated sites: The Canadian situation in an international context[J]. *Journal of Environmental Management*, 2001, 62(2): 131 – 154.
- [24] Kremer P, Hamstead Z A, Mcphearson T. A social-ecological assessment of vacant lots in New York City[J]. *Landscape & Urban Planning*, 2013, 120(4): 218 – 233.
- [25] Peter B. Meyer, Thomas S. Lyons. Lessons from private sector brownfield redevelopers[J]. *Journal of the American Planning Association*, 2000, 66(1): 46 – 57.
- [26] Lange D, Meneil S. Clean it and they will come?Defining successful brownfield development[J]. *Journal of Urban Planning & Development*, 2004, 130(2): 101 – 108.
- [27] Branas C C, Cheney R A, Macdonald J M, et al. A difference-in-differences analysis of health, safety, and greening vacant urban space [J]. *American Journal of Epidemiology*, 2011, 174(11): 1296 – 1306.
- [28] Schadler S, Morio M, Bartke S, et al. Designing sustainable and economically attractive brownfield revitalization options using an integrated assessment model[J]. *Journal of Environmental Management*, 2010, 92(3): 827 – 37.
- [29] Grewal S S, Grewal P S. Can cities become self-reliant in food?[J]. *Cities*, 2012, 29(1): 1 – 11.
- [30] Nassauer J I, Raskin J. Urban vacancy and land use legacies: A frontier for urban ecological research, design, and planning[J]. *Landscape & Urban Planning*, 2014, 125(2): 245 – 253.

(本文责编: 王庆日)

土地利用变化驱动力多尺度因素的定量影响分析

袁磊^{1,2}, 杨昆^{1,2}

(1. 云南师范大学信息学院, 云南昆明 650500; 2. 西部资源环境地理信息技术教育部工程研究中心, 云南昆明 650500)

摘要: 研究目的: 揭示多尺度土地利用变化研究中尺度因素对驱动力的定量影响。研究方法: 构建 Logistic 回归模型和二分类反应变量两水平 Logistic 回归模型, 分别基于面向尺度对比的多尺度回归分析和基于系统观点的多水平模型分析两个角度, 探讨多尺度土地利用变化核心驱动力及其定量影响关系, 并对两类模型的分析结果进行对比分析。研究结果: 面向尺度对比的多尺度回归分析法能够从更为微观的角度揭示各个尺度层级土地类变化的核心驱动因子, 而基于系统观点的多水平模型分析方法则能够更好地顾及尺度因素的定量影响。研究结论: 多水平模型分析方法揭示的各个地类的核心驱动因子集与多尺度回归分析法推导的对应地类的核心驱动因子集之间呈现子集关系, 两者在多尺度土地利用变化驱动力的研究方法上能够形成互补。

关键词: 土地利用; 多尺度; 驱动力; 多水平模型; Logistic 回归模型

中图分类号: F301.24

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0063-08

An Analysis of Quantitative Impacts of Multi-scale Factors on Driving Forces in Land Use Change

YUAN Lei^{1,2}, YANG Kun^{1,2}

(1. School of Information Science and Technology, Yunnan Normal University, Kunming 650500, China; 2. Engineering Research Center of Ministry of Education on Geography Information Technology of Western Resource Environment, Kunming 650500, China)

Abstract: The purpose of this study is to reveal quantitative impacts of multi-scale factors on driving forces in multi-scale land use change. Firstly, Logistic Regression Model and Two Level Logistic Regression Model of two category response variable are constructed. Secondly, the core driving forces of multi-scale land use change and relationship among them and their quantitative effects are discussed and compared from the two perspectives i.e., one is comparison of multi-scale, the other is systematic viewpoint. The results of the study show that the method of Logistic Regression Model can be used to reveal quantitative relationship among driving factors and land use change in different scale levels, and the method of Two Level Logistic Regression Model of two category response variable has taken quantitative effects of scale factors into consideration. It is concluded that the sub-assembly of core driving factors revealed by the multi-level

收稿日期: 2016-06-21; 修稿日期: 2016-09-18

基金项目: 云南师范大学博士科研启动项目(01000205020503063); 国家科技支撑计划项目(2013BAJ07B00)。

第一作者: 袁磊(1977-), 男, 河南潢川人, 博士, 硕士生导师。主要研究方向为 GIS 理论与应用, 自然资源配置与规划。E-mail: v_ict@163.com

通讯作者: 杨昆(1963-), 男, 云南昆明人, 博士生导师, 教授。主要研究方向为时空过程模拟, GIS 理论。E-mail: kmdecy@163.com

model is included in the sub-assembly explored by multi-scale model, and the two methods can also form complementary research on core driving forces of multi-scale land use change.

Key words: land use; multi-scale; driving forces; multilevel model; Logistic regression model

土地利用变化驱动力是导致土地利用方式和目的发生变化的各种社会经济因素和生物物理因素的总称^[1]。土地系统的驱动力多尺度问题已成为土地科学领域创新性探索的重要研究方向之一^[2],研究主要集中在土地利用变化动力的多尺度模拟^[3]、空间自相关性^[4]、尺度依赖性规律^[5-6]及空间尺度效应^[7-10]等方面。由于尺度问题本身的复杂性,加之各类方法或重于数量关系的分析,或偏于空间关系的表达,使得目前已有研究通常只能提供多尺度土地利用系统的部分信息。本文立足于多尺度研究视角,以建设用地变化自然因素驱动力为研究对象,首先从多尺度回归分析的角度,分析不同尺度建设用地变化的驱动机理,寻求建设用地变化多尺度核心驱动因子;其次,从系统整体的角度,将多水平模型理论与方法引入土地利用变化驱动力多尺度研究中,将尺度作为一个独立的定量因素加入模型,构建土地利用变化空间多尺度驱动力二分类反应变量两水平 Logistic 回归模型,探讨多尺度建设用地变化的核心驱动力;最后,将上述两种不同方法得到的核心驱动因子集进行对比分析,揭示多尺度土地利用变化研究中尺度因素对驱动力的定量影响,以期弄清多尺度层级间引起土地利用变化的作用机制,为引导土地资源在不同尺度层级间的时空优化配置提供参考。

1 研究区概况及数据来源

本文选择中国西南典型高原山区—云南省、昆明市、宜良县组成3级实证研究区。该研究区地处中国西南边陲,云贵高原西南部,位于东经 $97^{\circ}31'39''$ — $106^{\circ}11'47''$ 、北纬 $21^{\circ}8'32''$ — $29^{\circ}15'8''$ 之间,西部为横断山脉高山峡谷区,东部属云贵高原区,南部为中、低山宽谷盆地,全区以高原山地为主。研究期内,一批支柱产业与特色产业得到培育,社会经济发展迅速,建设用地格局变化显著,具有一定的代表性。实证研究中采用云南省、昆明市、宜良县1999—2008年的土地利用及自然地理数据,主要包括:土地利用现状数据、土地利用变更数据、交通分布矢量数据、水系分布矢量数据,由等高线生成的DEM及派生的地形图、坡度图、坡向图等。

2 研究方法

2.1 驱动因子选取

自然因素驱动力主要决定土地利用/覆盖变化的空间格局,是影响区域土地利用变化的基础背景因素。由于研究区地处中国西部高原山区,地形高差大、切割剧烈,地学因子存在着显著的空间分异。这些分异较大的地学因子便成为了研究区区别与其他区域,并影响其土地利用/覆盖空间格局变化的基础因素,也是驱动因子选取时重点考虑的对象。因此,本文首先根据研究区地学因子时空分布的特点,并考虑因子数据的可获取性、因子本身的代表性及与相应尺度上建设用地变化的相关性进行综合选取;在此基础上,进一步采用特尔菲法给出各因子相对重要性的定量表示,最终经过多轮打分筛选,确定了两大类9项自然因素驱动因子,形成本文的驱动因子指标体系,开展土地利用变化驱动力多尺度定量关系对比研究(表1)。

2.2 数据处理

2.2.1 因变量因子数据处理 因变量因子即地类因子。基于研究期各尺度土地利用变化矢量图层,利用ArcGIS平台空间数据处理功能,分别建立居民点及独立工矿用地、交通水利设施用地对应的属性字段,通过空间属性查询(Select by Attribute)及字段计算(Field Calculator),按地类的空间分布情况对各属性字段分别赋值。最终形成一个具有二分性属性的土地利用变化图层。二分性的定性变量只有“1”或“0”两个值,即“是”与“否”,

表1 多尺度研究区建设用地变化驱动因子指标体系及其描述

Tab.1 Index system and description of driving factors for construction land change in multi-scale study area

变量分类	因子	总体描述	省域描述	市域描述	县域描述	栅格类型	属性描述	
因变量	居民点及独立 工矿用地	Y6	PY6	MY6	CY6	二分类	0或1	
	交通水利设施 用地	Y7	PY7	MY7	CY7	二分类	0或1	
自 变 量	地形因素	坡度	n1	Pn1	Mn1	Cn1	连续型	连续型
		坡向	n2	Pn2	Mn2	Cn2	连续型	连续型
		高程	n3	Pn3	Mn3	Cn3	连续型	连续型
	可达性因素	距国道的距离	n4	Pn4	Mn4	Cn4	连续型	连续型
		距省道的距离	n5	Pn5	Mn5	Cn5	连续型	连续型
		距县道的距离	n6	Pn6	Mn6	Cn6	连续型	连续型
		距铁路的距离	n7	Pn7	Mn7	Cn7	连续型	连续型
		距水系的距离	n8	Pn8	Mn8	Cn8	连续型	连续型
		距城镇的距离	n9	Pn9	Mn9	Cn9	连续型	连续型

从而分别对每一地类是否发生变化进行空间标识。

2.2.2 自变量因子数据处理 自变量因子即自然因素驱动力因子。对于自变量因子的数据获取,例如,高程因子基于研究区等高线,在 ArcGIS 平台中生成数字高程模型(DEM)得到;坡度、坡向因子是基于生成的DEM,采用地形因子提取“slope”和“aspect”功能进一步提取得到;距国道、省道、县道、铁路、水系的距离等驱动因子,利用各自对应的线状要素,根据研究需要分别设置相应的缓冲半径,进行多级缓冲区分析得到;距城镇的距离等点状要素驱动因子通过对城镇等点层要素进行同样的多级缓冲区分析,并由分别生成的相应驱动因子图得到。

2.3 驱动力多尺度回归分析模型

本文采用 Logistic 逐步回归分析法对建设用地变化多尺度驱动力进行定量分析。Logistic 回归模型不需要假设变量之间存在多元正态分布,采用最大似然估计法进行参数估计,以事件发生概率的形式提供结果。借助该模型能对二值响应的因变量和分类变量(连续型或混合型)进行回归建模,进而探讨影响概率及主要的影响因子。

根据 Logistic 回归建模要求,本文设 X_1, X_2, \dots 是与 Y 相关的一组向量,设 P 是某事件发生的概率,将比数 $P/(1-P)$ 取对数得到 $\ln[P/(1-P)]$,即对 P 作 Logistic 变换,记为 $\text{Logit}(P)$,回归模型如下:

$$\ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = a + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_i x_i \quad (1)$$

式(1)中, P_i 是给定系列自变量 x_i 的值时事件的发生概率, a 为截距, β 为 Logistic 回归的偏回归系数,表示变量 x_i 对记为 $\text{Logit}(P)$ 的影响大小。

发生事件的概率是一个由自变量 x_i 构成的非线性函数,表达式如下:

$$P = \frac{\exp(a + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_i x_i)}{1 + \exp(a + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_i x_i)} \quad (2)$$

本文采用 SPSS 20 逐步回归分析的 Logistic 函数完成多尺度自然因素驱动力的分析。所得到的 Logistic 回归分析结果包括回归系数、回归系数估计的 Wald χ^2 统计量、回归系数估计的标准差、回归系数估计的显著性水平。其中, Wald χ^2 统计量表示每个(解释变量)在模型中的相对权重,用来评价每个解释变量对事件预测的贡献力。

对于模型拟合优度的检验,本文采用 Hosmer Lemeshow(HL)指标。当前,用于拟合优度检验的指标有 HL

指标、偏差D、皮尔逊等,但当模型中存在连续型自变量时,偏差D及皮尔逊检验方法将不再适用,而在使用包含连续型自变量的Logistic回归分析模型,HL是广为接受的模型拟合优度的检验指标^[11]。当HL指标统计不显著时,表示模型拟合较好;相反,如果HL指标统计显著,则说明模型拟合不好。HL指标计算公式如下:

$$HL = \sum_{i=1}^K \frac{(y_i - n_i \bar{p}_i)}{n_i \bar{p}_i (1 - \bar{p}_i)} \quad (3)$$

式(3)中, K 表示分组数, n_i 表示第*i*组中的案例数, y_i 表示第*i*组事件的观测数据量, \bar{p}_i 表示第*i*组预测事件概率, $n_i \bar{p}_i$ 表示事件预测数。

2.4 驱动力多尺度多水平模型

2.4.1 模型研究现状与特征分析 多水平模型最早由Lindley和Smith于1972年提出,直到1998年,英国伦敦大学教育研究所Goldstein博士出版专著《Multilevel Statistical Models》,多水平模型理论与方法才趋于完善^[12]。多水平模型考虑了数据间的层次性,可以将传统模型中的随机误差项分解到与数据层次结构相对应的水平上,使得个体的随机误差更纯,并可将各水平残差拟合成某些变量的函数,从而为分析个体变化趋势及其影响因素提供可能。该模型正是针对这种具有层次结构特征的数据而发展起来的一种专门用于处理非独立性数据的多元统计分析方法。目前,该模型在医学^[13]、气象学^[14]、社会学^[15]等领域已有成功的应用案例,而在土地科学领域应用较少。国外,hoshino通过区分市级和省级数据,采用多水平模型对日本土地利用结构和变化进行了分析^[16];Polsky和Easterling运用类似方法分析了美国大湖平原的土地利用结构和等级特征^[17];Verburg在对菲律宾土地利用研究中讨论了多水平建模对土地用途研究和数据收集的影响^[18];国内,蔡运龙教授指出可以利用多水平统计学分析土地变化格局、过程及其驱动力和效应中的“连通性”问题^[19]。

就本文而言,因为研究区界定于有机互联的云南省、昆明市及下辖的宜良县组成的多尺度研究区,在行政尺度上具备自然的隶属关系,数据上不仅包括不同空间尺度、不同时间尺度的土地利用数据,而且,每一空间尺度下、不同时间尺度的土地利用变化本身又受到不同时空尺度的自然因素的驱动。按照层次理论的观点,这种多尺度性表征的就是一种层次结构。因此,不同尺度、不同时间的土地利用变化及其对应的驱动因素数据序列就是一个具有层次结构的多级数据序列,适宜采用多水平模型理论与方法开展研究。

2.4.2 模型构建 鉴于多水平模型处理多层数据或多级数据方面的优势,本文将多水平模型引入土地利用驱动力多尺度问题的研究方面,针对前述建立的各尺度具有二分性属性数据,此处,将居民点及独立工矿用地、交通水利设施用地两大地类的地类标识变量设为第1水平单位*i*,省、市、县三级行政尺度的尺度标识变量设为第2水平单位*j*,构建多尺度地类变化及其自然因素驱动因子之间的二分类反应变量两水平Logistic回归模型:

$$\begin{aligned} \text{logit}(p_{ij}) &= (\beta_0 + \mu_{0j}) + \beta_1 x_{ij} \\ \mu_{0j} &= \beta_{0j} - \beta_0 \\ \mu_{0j} &\sim N(0, \sigma_{\mu_0}^2), \text{var}(p_{ij}) = \delta \pi_{ij} (1 - \pi_{ij}) / n_{ij} \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中, p_{ij} 表示地类发生变化的比数(率), β_1 为固定效应参数, μ_{0j} 为第2水平单位残差(随机效应),即第2水平单位logit均值 β_{0j} 与总均值 β_0 之差, $\sigma_{\mu_0}^2$ 是随机参数,反映了高水平单位间的比数的差别,其值越大,说明数据在高水平单位内的聚集性越强, n_{ij} 为比数(率)的分母, $\pi_{ij}(1-\pi_{ij})/n_{ij}$ 表示反应变量的方差估计值。

3 结果分析

3.1 多尺度回归结果分析

按照前述驱动力多尺度回归分析思路与方法,省、市、县不同尺度建设用地变化与其自然因素驱动因子数据开展Logistic逐步回归分析,结果分别如表2—表4所示。

表2 省域尺度自然因素驱动因子对地类变化影响参数

Tab.2 Impact parameters of natural driving factors on land use change in provincial scale

变量	<i>Pn1</i>	<i>Pn2</i>	<i>Pn3</i>	<i>Pn4</i>	<i>Pn5</i>	<i>Pn6</i>	<i>Pn7</i>	<i>Pn8</i>	<i>Pn9</i>	Chi-square	df
PY6	<i>B</i>	-0.129				0.041	-0.040			10.178	8
	<i>Exp(B)</i>	0.879				1.042	0.961				
PY7	<i>B</i>	0.352		-0.137	-0.207	-0.162	-0.066	-0.737		3.774	5
	<i>Exp(B)</i>	1.422		0.872	0.813	0.850	0.936	0.478			

表3 市域尺度自然因素驱动因子对地类变化的影响参数

Tab.3 Impact parameters of natural driving factors on land use change in municipal scale

变量	<i>Mn1</i>	<i>Mn2</i>	<i>Mn3</i>	<i>Mn4</i>	<i>Mn5</i>	<i>Mn6</i>	<i>Mn7</i>	<i>Mn8</i>	<i>Mn9</i>	Chi-square	df
MY6	<i>B</i>	-0.091	-0.010	0.002	0.032	0.022		-0.201	-0.012	13.327	8
	<i>Exp(B)</i>	0.913	0.990	1.002	1.032	1.023		0.818	0.988		
MY7	<i>B</i>				-0.061	-0.051		-0.106	0.032	6.623	8
	<i>Exp(B)</i>				0.941	0.950		0.899	1.032		

表4 县域尺度自然因素驱动因子对地类变化的影响参数

Tab.4 Impact parameters of natural driving factors on land use change in county scale

变量	<i>Cn1</i>	<i>Cn2</i>	<i>Cn3</i>	<i>Cn4</i>	<i>Cn5</i>	<i>Cn6</i>	<i>Cn7</i>	<i>Cn8</i>	<i>Cn9</i>	Chi-square	df
CY6	<i>B</i>	-0.246		0.081	0.151	0.303				12.940	8
	<i>Exp(B)</i>	0.782		1.084	1.163	1.354					
CY7	<i>B</i>			-0.004	-0.240	-0.232		-0.177	-0.954	2.893	8
	<i>Exp(B)</i>			0.996	0.787	0.793		0.838	0.385		

基于上述各尺度层级的建设用地变化与自然因素驱动因子的 Logistic 逐步回归分析可知：省域尺度上，影响居民点及独立工矿用地变化的核心驱动因子依次是距县道的距离(1.042)、距铁路的距离(0.961)和坡度(0.879)；距县道的距离每增加1 km，发生率将提高4.19%；距铁路的距离每增加1 km，发生率则降低3.92%；坡度每增加1度，发生下降12.10%。交通水利设施用地变化则受坡度(1.422)、距铁路的距离(0.936)、距国道的距离(0.872)、距县道的距离(0.850)、距省道的距离(0.813)及水系(0.478)驱动因素的影响显著。

市域尺度上，居民点及独立工矿用地变化受多种因素的共同影响。依据 EXP(B) 值的大小，其核心驱动因子依次是距国道的距离(1.032)、距省道的距离(1.023)、高程(1.002)、坡向(0.990)、距城镇的距离(0.988)、坡度(0.913)和距铁路的距离(0.818)。交通水利设施用地变化主要受距城镇的距离(1.032)、距省道的距离(0.950)、距国道的距离(0.941)、距铁路的距离(0.899)的影响较为显著。

县域尺度上，居民点及独立工矿用地主要受距县道的距离(1.354)、距省道的距离(1.163)、距国道的距离(1.084)和坡度(0.782)影响较大。交通水利设施用地变化主要受高程(0.996)、距铁路的距离(0.837)、距省道的距离(0.793)、距国道的距离(0.787)和距水系的距离(0.385)的影响较为显著。

3.2 多水平模型结果分析

基于前述构建的多尺度地类变化及其自然因素驱动因子之间的二分类反应变量两水平 Logistic 回归模型，首先，以居民点及独立工矿用地标识为水平1单位，以尺度标识作为水平2单位，拟合不含任何驱动因子的二分类反应变量两水平 Logistic 回归空模型(null model)；其次，考察空模型拟合结果，只有当居民点及独立工矿用地

对应的随机截距方差(Intercept)在0.01或0.05水平上显著时,才表明该地类变化在不同尺度间存在差异,才有必要进一步引入协变量(驱动因素)进行多水平分析。对于交通水利设施用地的多尺度拟合同上。最终结果如表5、表6所示。

表5 自然因素驱动因子两水平 Logistic 回归空模型分析结果

Tab.5 Results of two level Logistic regression null model for natural driving factors

地类名称	Cov Parm	Estimate	SE	t/Z	P	
居民点及独立工矿用地	固定部分	Intercept	3.964	1.409	2.813	0.005
	随机部分	水平2方差	5.225	6.457	0.809	0.018
		水平1方差	1.000	0.000		
交通水利设施用地	固定部分	Intercept	0.924	0.137	6.737	0.000
	随机部分	水平2方差	0.019	0.056	0.344	0.031
		水平1方差	1.000	0.000		

由表5可知,就居民点及独立工矿用地而言,其水平2随机系数方差估计值为5.225($P = 0.018$),在0.05水平上具有统计学意义,表明居民点及独立工矿用地变化在尺度层级间确实存在一定的差异。因此,需要引入解释变量(核心驱动因子)来进一步分析引起差异的原因。这里,依次将选取的自然因素驱动因子引入模型,重新进行模型拟合,结果发现坡度($n1$)、距国道的距离($n4$)具有统计学意义,固定效应估计值分别为1.798($P = 0.020$)、3.517($P = 0.041$),表明尺度层级上坡度、距国道的距离对居民点及独立工矿用地变化的影响较大,见表6所示。

同样,交通水利设施用地空模型拟合结果发现,水平2随机系数方差估计值为0.019($P = 0.031$),具有统计学意义,说明交通水利设施用地变化在尺度层级间也存在差异。因此,也需要引入解释变量做进一步分析。将三级尺度上自然因素驱动因子也逐一引入模型重新拟合,结果如表6所示,距国道的距离($n4$)、距省道的距离($n5$)、距铁路的距离($n7$)具有统计学意义,固定效应估计值分别为1.119($P = 0.026$)、0.846($P = 0.001$)、2.648($P = 0.001$),表明在多尺度层级上距国道的距离、距省道的距离、距铁路的距离对交通水利设施用地变化的影响较为显著,是引起该地类变化的核心驱动因子。

表6 自然因素驱动因子两水平 Logistic 回归模型参数估计结果

Tab.6 Results of parameters estimation of two level Logistic regression model for natural driving factors

地类名称	Cov Parm	Estimate	SE	t/Z	P	
居民点及独立工矿用地		Intercept	3.791	1.557	2.435	0.015
	固定部分	$n1$	1.798	0.769	2.337	0.020
		$n4$	3.517	1.718	2.047	0.041
		随机部分	水平2方差	6.329	7.730	0.819
		水平1方差	1.000	0.000		
交通水利设施用地		Intercept	2.860	1.065	2.685	0.008
	固定部分	$n4$	1.119	0.501	2.234	0.026
		$n5$	0.846	0.258	3.283	0.001
		$n7$	2.648	0.818	3.237	0.001
		随机部分	水平2方差	0.047	0.086	0.555
	水平1方差	1.000	0.000			

3.3 综合对比分析

综合上述多尺度回归分析结果和多水平模型分析结果发现：坡度($n1$)对各尺度层级上居民点及独立工矿用地变化具有普遍的驱动意义，距国道的距离($n4$)、距省道的距离($n5$)对市级和县级尺度上的居民点及独立工矿用地变化具有普遍的驱动意义；而距国道的距离($n4$)、距省道的距离($n5$)、距铁路的距离($n7$)对各尺度层级上交通水利设施用地也具有普遍驱动意义，即对各个尺度上的交通水利设施用地的变化都表现出了一定的驱动作用，是每一尺度上该地类变化的核心驱动因子。同时，进一步对比分析发现：当将尺度作为一个独立的定量因素加入二分类反应变量两水平 Logistic 回归模型时，个别在单一尺度中对地类变化具有驱动意义的因子，在尺度定量的多水平模型分析中不再表现出对该地类的驱动作用。例如：就交通水利设施用地而言，在单一尺度的回归分析中，三级尺度总体上影响该地类变化的核心驱动因子集为 $\{n1, n4, n5, n6, n7, n8, n9\}$ ，而多水平模型分析交通水利设施用地的核心驱动因子集是 $\{n4, n5, n7\}$ 。总体上，多水平模型分析的各个地类的核心驱动因子集与单一尺度回归分析的相应地类的驱动因子集之间呈现子集关系(表7)。

表7 多尺度土地利用变化核心驱动因子列表

Tab.7 A list of core driving factors for multi scale land use change

		$n1$	$n2$	$n3$	$n4$	$n5$	$n6$	$n7$	$n8$	$n9$
居民点及 独立工矿 用地	省级尺度	↗					↗	↗		
	市级尺度	↗	↗	↗	↗	↗		↗		↗
	县级尺度	↗			↗	↗	↗			
	多水平模型角度	↗			↗					
交通水利 设施用地	省级尺度	↗			↗	↗	↗	↗	↗	
	市级尺度				↗	↗		↗		↗
	县级尺度			↗	↗	↗		↗	↗	
	多水平模型角度				↗	↗		↗		

注：箭头表示该因子是对应尺度上该地类的核心驱动因子，箭头向上表示具有正向驱动作用。

4 结论与讨论

(1)方法上，基于 Logistic 多元回归分析将驱动因子分解定位到不同的空间尺度，能够从更为微观的角度揭示各个尺度层级上地类变化受驱动因子影响的定量关系。但这种经典数理分析方法实质是将尺度作为一个定性因素，在得到各尺度层级上各地类变化与驱动因子定量影响关系之后，通过尺度之间的直接对比来揭示多尺度土地利用变化驱动力及尺度依赖规律。因此，它没有顾及因尺度因素带来的数据层次结构的存在，忽略了尺度因素在多尺度驱动力分析中的定量影响。而将多尺度土地利用变化及其驱动因素看成一个整体系统，把尺度因素作为独立的控制变量加入模型，从系统整体的角度构建二分类反应变量两水平 Logistic 回归模型，考虑了尺度因素的定量影响，弥补了驱动力多尺度直接对比分析的不足，从而在方法上与其形成互补研究。

(2)结果上，通过将两种不同方法的研究结果进行对比分析发现，基于 Logistic 多元回归分析能够更加具体细微地寻求不同尺度上各个地类的核心驱动因子及其定量影响关系；而二分类反应变量两水平 Logistic 回归模型则是从系统整体角度揭示多尺度土地利用变化及其驱动力系统中引起各个地类发生变化的公共核心驱动因子及其定量影响程度。总体上，多水平模型分析得到的各个地类的核心驱动因子集与单一尺度回归分析得到的相应地类的驱动因子集之间呈现子集关系。

由于土地利用变化本身是一个受特定区域经济、社会、自然和政策倾向等综合因素影响的复杂过程，而本

文从多尺度视角对其进行审视,无疑更加剧了这一问题的复杂程度,而且本文仅考虑自然因素的驱动作用,一定程度上影响了分析结果的客观性;此外,将多水平模型引入土地利用变化多尺度驱动力问题的研究之中也是一次新的尝试,研究数据也仅是连续10年期数据,这也使得该模型的优势尚没有充分体现。因此,下一步工作应从宏观、中观、微观更多尺度层级、更多时点上收集数据,进一步丰富多尺度样本数据,可进一步深入探讨在尺度因素定量影响下驱动因子对不同尺度土地利用变化的驱动效应及跨尺度交互作用的性质和程度。

参考文献(References):

- [1] 杨梅,张广录,侯永平. 区域土地利用变化驱动力研究进展与展望[J]. 地理与地理信息科学, 2011, 27(1): 95 - 100.
- [2] 赵俊三,袁磊,张萌. 土地利用变化空间多尺度驱动力耦合模型构建[J]. 中国土地科学, 2015, 29(6): 57 - 66.
- [3] Verburg P. H., Veldkamp A., Fresco L. O. Multi-scale modeling of land-use change dynamics in Ecuador[J]. *Agricultural Systems*, 1999, 61(2): 77 - 93.
- [4] Overmars K. P., Koning G. H. J. de, Veldkamp A. Spatial autocorrelation in multi-scale land use models[J]. *Ecological Modelling*, 2003, 164(2-3): 257 - 270.
- [5] Viglizzo E. F., Pordomingo A. J., Castro M. G., et al. Scale-dependent controls on ecological functions in agroecosystems of Argentina [J]. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 2004, 101(1): 39 - 51.
- [6] 邱炳文. 福建省耕地多尺度空间分布特征分析[J]. 农业工程学报, 2008, 24(11): 63 - 68.
- [7] Batisani N., Yarnal B. Urban expansion in Centre County, Pennsylvania: Spatial dynamics and landscape transformations[J]. *Applied Geography*, 2009, 29(2): 235 - 249.
- [8] Pan Y., Roth A., Yu Z., et al. The impact of variation in scale on the behavior of a cellular automata used for land use change modeling [J]. *Computers, Environment and Urban Systems*, 2010, 34(5): 400 - 408.
- [9] 王天巍,李朝霞,史志华,等. 都市圈边缘区多尺度土地利用驱动力研究[J]. 华中农业大学学报, 2008, 27(4): 471 - 477.
- [10] 蒙吉军,朱利凯,毛熙彦. 近30年来毛乌素沙地土地利用变化驱动力的多尺度研究——以内蒙古乌审旗为例[J]. 应用基础与工程科学学报, 2012, 20(Z1): 54 - 66.
- [11] Morgan S, Philip, Jay D. Teachman. Logistic regression: Description, examples, and comparisons[J]. *Journal of Marriage and the Family*, 1988, 50: 925 - 936.
- [12] Goldstein H. *Multilevel Statistical Models*[M]. New York: Oxford University Press Inc, 1999.
- [13] 马修强. 多水平模型和关联规则联合研究食管反流病影响因素[D]. 上海: 第二军医大学, 2009.
- [14] 郑文波. 基于多水平统计模型的气象数据研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2010.
- [15] 韩军辉. 中国农村地区代际收入流动的多水平统计模型分析[J]. 统计与信息论坛, 2009, 24(8): 17 - 20, 33.
- [16] Hoshino S. Multilevel modeling on farmland distribution in Japan[J]. *Land Use Policy*, 2001, 18: 75 - 90.
- [17] Polsky C, Easterling III W E. Ricardian climate sensitivities: accounting for adaptation across scales[J]. *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 2001, 85: 133 - 144.
- [18] Peter H. Verburg. Multilevel modeling of land use from field to village level in the Philippines[J]. *Agricultural Systems*, 2006, 89(2 - 3): 435 - 456.
- [19] 蔡运龙. 贵州喀斯特高原土地系统变化空间尺度综合的一个研究方案[J]. 地球科学进展, 2009, 24(12): 1301 - 1308.

(本文责编:王庆日)

城市工业用地产出率影响因素及区域比较

——地级城市面板数据分析

许明强^{1,2}

(1. 成都大学旅游与经济管理学院, 四川 成都 610106 2. 西南财经大学应用经济学博士后流动站, 四川 成都 610074)

摘要: 研究目的: 发现城市工业用地产出率影响因素及其影响程度和区域差异, 提出相应对策以促进工业集约用地。研究方法: 根据土地功能理论和经济主体动力学关系导向原则构建城市工业用地产出率双向固定效应模型, 利用地级城市面板数据估计并检验工业用地产出率影响因素及作用程度并进行区域比较。研究结果: 城市工业用地投资强度、就业密度和全要素生产率对1999年来城市工业用地产出率增长的贡献率分别为21.3%、-7%和85.7%; 它们对工业用地产出率的边际贡献由于东中西部工业用地集约度、产业类型、劳动素质不同而呈现出区域差异。研究结论: 应遏制各地尤其是中西部工业新区建设中粗放用地行为、促进工业投资并加强工业区生活配套以提升投资强度和就业密度, 应在工业用地配置和评价中更加重视全要素生产率指标, 应推动中西部地区产业升级并在营商环境、基础设施等方面缩小与东部的差距。

关键词: 土地利用; 全要素生产率; 双向固定效应; 工业用地产出率; 投资强度; 就业密度

中图分类号: F293.2

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0071-12

The Impact Factors of Urban Industrial Land Productivity and Comparison among Different Regions: A Panel Data Analysis of Prefecture-level Cities

XU Ming-qiang^{1,2}

(1. School of Tourism and Economic Management, Chengdu University, Chengdu 610106, China; 2. Postdoctoral Mobile station of Applied Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 610074, China)

Abstract: The purpose of the research is to find out the impact factors, impact degrees and regional differences of urban industrial land productivity, and to come up with relevant recommendations to impel the intensive use of urban industrial land. Based on the relatively extensive use of urban industrial land and the lack of empirical research regarding the impact factors of urban industrial land productivity in China, the Cobb-Douglas production function is improved according to the land function theory and the two-way fixed effects panel data model of urban industrial land productivity is established, which takes the urban industrial land capital intensity and its employment density as the core explanatory variables. Empirical research on the data of 93 prefecture-level cities since 1998 shows that the coefficient of

收稿日期: 2016-08-14; 修稿日期: 2016-10-31

基金项目: 教育部人文社科规划基金项目“产城融合关键因素和影响机制研究”(15YJA790074); 中国博士后科学基金资助项目“基于中外工业园经验数据的产城融合实现机制实证研究”(2015M572487)。

作者简介: 许明强(1975-),男,四川安岳人,博士,副教授。主要研究方向为城镇化与工业化。E-mail: thinker127@qq.com

elasticity of urban industrial land capital intensity and the employment density towards its productivity are 0.541、0.181 respectively. Besides, the total factor productivity is the most influential factor towards industrial land productivity, and the contribution rate of these three factors to the growth of urban industrial land productivity since 1998 was 21.3% and -7% and 85.7% respectively. And the marginal contribution rates in terms of urban industrial land productivity present regional differences due to the intensity of industrial land, industrial types and labor quality in the eastern, central and western area. In conclusion, the extensive use of land is supposed to be curbed especially in the construction of the new industrial zone in central and western areas, and industrial investment should be promoted in order to increase capital intensity and employment density; indicators that reflect the total factor productivity should be brought into the allocation and evaluation of urban industrial land; the gap between the eastern and the central and western regions in the business environment, infrastructure and other areas should be narrowed.

Key words: land use; total factor productivity; two-way fixed effects; industrial land productivity; capital intensity; employment density

1 引言

如何抑制工业粗放用地现象以提升城市工业用地产出率,是中国城镇化和工业化进程中面临的重要问题。习近平、李克强都鲜明地批评了工业园区铺大摊子和城镇土地低效利用问题^[1-2],即便在中国工业化先行区上海和厦门等地,工业用地产出率亦偏低^[3-4]。在政策实践上,遵循《工业项目建设用地控制指标》(国土资发[2008]24号)等政策法规的精神,工业用地固定资产投资强度被作为各地方政府招商引资的重要门槛,那么,重视投资强度的政策究竟在多大程度上推进了工业用地高效产出?除了投资强度,其他因素——工业就业密度、全要素生产率(TFP)又在多大程度上影响了工业用地产出率的提升?它们有何区域差异?

在CNKI和EBSCO数据库检索发现近几年来关于工业土地利用效率影响因素问题的文献逐渐增加,这些文献发现投资强度、就业密度、全要素生产率、土地市场化、政府竞争、区位、产业结构等都是工业用地产出率的重要影响因素,这些因素可分为直接因素和间接因素两大类,间接因素通过影响直接因素进而影响用地效率。关于直接因素——投资强度、就业密度和TFP的研究观点包括:(1)工业用地地均资本对产出率的弹性系数为0.346,地均劳动对它的弹性系数为0.142^[5],容积率和投资强度达不到建设控制标准^[6-8]、工业园土地供需比例过高^[9]、土地和劳动力投入冗余^[10-11]使得工业用地效率较低;(2)全要素生产率(TFP)尤其是技术进步对工业用地产出率具有重要影响^[12-13],对2001—2012年工业用地生产效率实证研究表明全国总体和绝大多数省份的工业全要素生产率呈递增趋势^[14]。

关于间接因素的研究观点包括:(1)工业用地市场化改革能显著提高中国工业土地利用效率,政府干预会降低城市工业用地效率^[15],应减少地方政府对工业用地出让程序和出让价格的干预^[16-17];(2)工业用地价格调控可以有效促进工业用地集聚,从而提高工业用地效率^[18];(3)不能忽视废水废气等工业非期望产出,否则会高估工业用地生产效率^[19],需通过产业升级以提升工业用地效率^[20];(4)政府竞争对城市工业土地利用效率有明显影响^[21];(5)区位因素与土地利用效率紧密相关,城市化率更高的地区比外围地区更能实现工业用地高效利用^[9],需促进制造业的空间布局优化^[22],与区位因素类似的还有土地等别影响用地效率的观点^[23]。

在工业用地产出率研究中的计量经济模型设计上,较多学者采用了生产函数模型,不过土地要素在工业生产函数中出现的形式并不统一。(1)土地属于资本:在柯布—道格拉斯(Cobb-Douglas)模型的原形中,在索洛^[24]、肯德里克^[25]和周方^[26]关于生产函数的分析中,土地作为资本的一部分并不单独出现。(2)土地与其他要素并列:

丹尼森^[27]、陈利根和龙开胜等^[12]、林荣茂和刘学敏^[28]、杨杨和吴次芳等^[29]、王克强和熊振兴等^[30]、李谷成^[31]等学者将土地和劳动、资本并列纳入生产函数中作为产出的解释变量^①。(3)土地为其他要素的分母：在少数学者构建的生产函数中，土地是作为产出、投资和劳动的分母出现的，比如 Antonio Ciccone 和 Robert E. Hall^[32]、黄大全和梁进社^[33]、林坚和张沛等^[23]。

文献梳理表明，当前关于工业用地产出率的研究不仅包括了具有基础影响的直接因素，也深入到了这些直接因素背后的影响因素。不过，关于直接因素的研究更需要得到重视，因为：(1)仅有很少成果呈现了投资强度、就业密度和TFP各因素对城市工业用地产出率的具体影响程度；(2)对各影响因素地位的观点仍然存在分歧，比如，吴群教授等认为容积率和投资强度达不到建设控制标准是工业用地投入损失的主要原因^[8]，陈利根等认为技术进步和投资强度是更主要因素^[12]，而郭贯成和熊强认为工业行业技术水平对城市工业用地效率的影响还有待检验^[34]；(3)现有文献大多利用省级面板数据展开研究，仅有个别学者利用地级以上城市工业用地相关数据展开研究；(4)土地要素在工业生产函数中出现的形式并不统一，如何在工业生产函数中以恰当的形式反映工业用地的作用。

本文将以适当的方式在柯布—道格拉斯生产函数(C-D函数)中反映土地要素的作用，基于中国地级城市工业面板数据，构建双向固定效应模型，探讨投资强度、就业密度和TFP对工业用地产出率的影响程度，并提出政策建议。

2 模型

如上所述，在工业生产函数模型构建时，有的学者把土地视为资本的一部分将其纳入资本之中，但是这与农业领域不一样，土地在工业生产过程中并不发生消耗和转移，工业用地与资本具有不同属性，将其纳入资本必须满足一个很强的假设条件：工业用地总是与资本和劳动相匹配的，恰好满足资本和劳动的承载需要——这显然不符合实际。有的学者将土地与资本和劳动要素并列，但在工业生产领域，“土地主要是作为地基、操作的场地与空间发挥作用”^[35]，在劳动和资本的土地承载需求得到满足的正常生产情况下，土地对于劳动和资本不存在真正意义上的边际替代关系，比如如果减少资本投入，无论增加多少土地都无法实现工业产量不减少。所以，在工业生产函数中把土地作为资本的一部分，或者将资本、劳动和土地三要素并列作为产出的解释变量都是不够妥当的，应将工业用地作为其他要素的分母。另外，根据经济主体动力学关系导向原则^[36]，模型解释变量应由被解释变量的直接影响因素担任，间接因素与直接因素共同作为解释变量的做法会带来多重共线性等问题。由此发展C-D函数构建工业用地产出率面板模型(式(1))：

$$\left(\frac{y}{m}\right)_{it} = A_{it} \left(\frac{k}{m}\right)_{it}^{\alpha} \left(\frac{1}{m}\right)_{it}^{\beta} \exp(\epsilon_{it}), \quad i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

式(1)中， y_{it} 为城市工业生产总产值， m_{it} 为城市工业用地， k_{it} 为城市工业固定资产， l_{it} 为城市工业就业量， α 和 β 分别为地级城市工业用地投资强度和就业密度^②的产出弹性。 A_{it} 为中性技术进步，是“生产函数任意一种形式变动的简称”，“经济的加速或减速、劳动力教育质量的改进、各种各样移动生产函数的因素都可归入‘技术变化’之中”^[24]，这种技术进步既随时间而变，也可能因个体而异。

这里讨论工业用地单位面积上的资本、劳动和产出，相当于控制土地要素投入使其保持不变，适用边际报酬递减规律，所以 $\alpha + \beta < 1$ 。也就是说，在包括技术在内的其他条件不变的情况下，如果让一块正常发挥承载

^①李谷成、陈利根和龙开胜在规模报酬不变的假设下将该函数变换为地均产出关于地均资本和就业密度的函数形式，但这种假设与其推导出的函数形式不能兼容。

^②为表述方便，下文一般将“地级城市工业用地投资强度”、“地级城市工业用地就业密度”、“地级城市工业用地产出效率”简称为“投资强度”、“就业密度”、“产出效率”。

功能的工业用地的投资强度和就业密度同时增加 φ 倍($\varphi > 0$),其产出率的提高幅度 $\varphi^{\alpha+\beta}$ 将在开区间 $(0, \varphi)$ 之内。

考虑到样本点的个体特征、不可观测的遗漏变量和数据获得性问题设计以下工业用地产出率双向固定效应模型:

$$\left(\frac{y}{m}\right)_{it} = \left(\frac{k}{m}\right)_{it}^{\alpha} \left(\frac{1}{m}\right)_{it}^{\beta} \exp(z'_i \delta + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it}) \quad (2)$$

式(2)中, λ_t 为不随个体变动但随时间而变的时间固定效应,包括技术进步、宏观经济变动、产业政策影响等变量; z_i 为不随时间而变的个体特征变量向量, u_i 为不可观测的个体异质性,表示不随时间变动但随个体变动的遗漏变量,它与 z_i 的差别在于“不可观测”, $z'_i \delta + u_i = \eta_i$ 为全部不随时间而变的个体固定效应,包括区位、自然环境、历史人文环境等变量; $u_i + \varepsilon_{it}$ 构成复合扰动项。

对模型(式2)两边取对数得:

$$\ln\left(\frac{y}{m}\right)_{it} = \alpha \ln\left(\frac{k}{m}\right)_{it} + \beta \ln\left(\frac{1}{m}\right)_{it} + z'_i \delta + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it}, i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (3)$$

3 数据与描述性统计

出于样本代表性和经济性的考虑,采用分层抽样的方法从全国27个省级行政区^②中按1/3比例抽取地级城市样本点,当“层个体数 $\times 1/3$ ”不为整数时,采用舍弃小数的办法确定层样本量,得到包含93个城市的总样本,其中东部城市29个,中部城市31个,西部城市33个。从《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》或《中国城市建设统计年鉴》中采集1998^③—2014年各样本城市市区的工业用地、工业就业、工业企业固定资产和工业总产值等数据形成短面板数据。

关于解释变量和被解释变量的指标选取具体说明如下:(1)选取地级城市市辖区数据进行分析,有利于排除因为城市层级不同而形成的差别,有利于排除城市工业与乡镇工业和独立工矿区工业的差别,从而增强数据的可比性;(2)工业就业、固定资产和总产值只能得到规模以上工业数据,和工业用地之间不完全匹配,鉴于地级城市规模以下工业企业占地数量少,在各类工业发展数据中占比也很小,假定它对本文研究产生的偏误在可接受的范围之内;(3)投资强度采用“工业固定资产/工业用地面积”得到,没有以“年度工业投资/工业用地面积”衡量,一方面因为所有固定资产都参与了工业生产,另一方面这也是工业用地评价实践的做法;(4)工业固定资产为经过扣减折旧、减值准备之后的期末余额;(5)由于地级城市市辖区缺乏部分年份的工业增加值统计数据,采用“规上工业总产值/工业用地面积”衡量市辖区工业用地产出率;(6)以“工业就业人数/工业用地面积”衡量就业密度。

数据处理工作包括:(1)根据《中国统计年鉴》计算GDP平减指数,然后把历年工业生产总产值、固定资产价值都按照1990年价格进行折算,以实现可比性;(2)对样本个体时间序列中个别遗漏数据、明显畸高或畸低的数据,推断其出现统计工作失误,以该样本点前后年份数据的平均值代替,或以之前几年的平均增速推断;(3)如果样本点的某一变量出现连续2年以上的明显异常值或缺漏值,则删除该年份观察值;(4)以普通箱形图——以“75%分位数+1.5倍4分位间距”为箱形图上侧内篱笆,以“25%分位数-1.5倍4分位间距”为箱形图下侧内篱笆——找出离群值并删除。

观察历年样本均值,可以发现产出率和投资强度呈现逐年上升态势,而就业密度则呈总体下降态势(图1)。

①在新云汇、金赛男编著《高级计量经济学(下册)》(北京大学出版社2011年版)双向固定效应模型(该书第179页)中,没有出现不随时间而变的个体特征变量向量 z_i ,但事实上它和不可观测的个体固定效应是存在差别且对被解释变量是有影响的(参见陈强编著《高级计量经济学及Stata应用》(第二版),高等教育出版社2013年版第251页)。

②不包括北京、上海、天津和重庆4个直辖市。

③因为《中国城市建设统计年鉴(年报)》自1998年开始编制,笔者没有发现获得1998之前年份城市工业用地数据的其他途径。

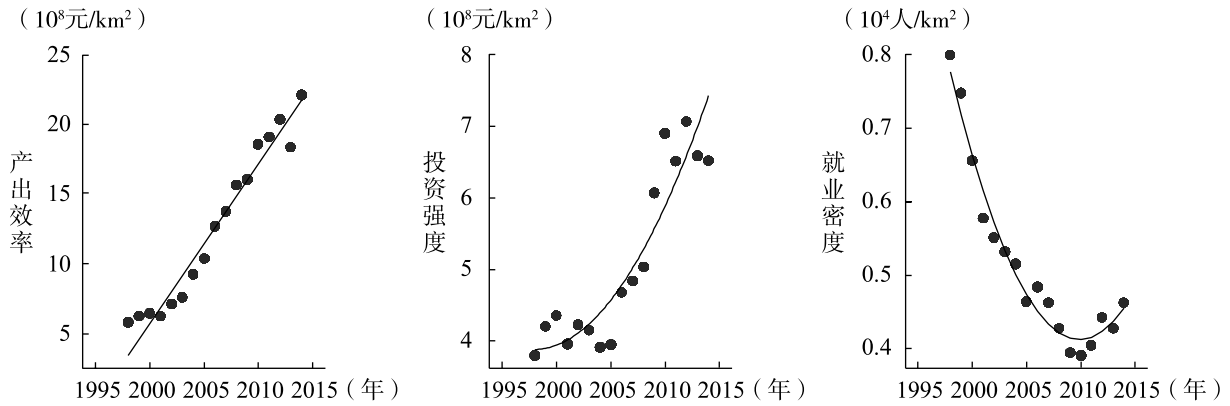


图1 城市工业用地产出率、投资强度、就业密度变化趋势

Fig.1 The change trend of urban industrial land productivity, investment intensity and employment density

直观显示，工业用地投资强度对产出率存在积极贡献，而就业密度可能存在负的影响，就业密度的下降态势折射出持续的技术进步等全要素生产率的存在，后者可能是影响工业用地产出率的重要因素。

为了回归分析的需要，对地级城市工业用地产出率、投资强度和就业密度数据取自然对数，基本统计特征如表1所示。整体上看，各变量均值和中位数很接近，偏度接近0，峰度接近3，近似正态分布。

表1 基本统计量

Tab.1 Basic statistics

变量		均值	中位数	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度	观察值
工业用地产出效率自然对数	混合	11.23	11.23	1.002	8.397	14.41	0.135	2.995	$N = 1265$
	组间			0.786	9.262	13.84			个体数 = 93
	组内			0.660	9.275	13.60			平均13.6年
工业用地投资强度自然对数	混合	10.49	10.48	0.798	7.379	13.36	0.179	3.739	$N = 1265$
	组间			0.644	9.255	12.71			个体数 = 93
	组内			0.477	7.717	12.33			平均13.6年
工业用地就业密度自然对数	混合	8.318	8.325	0.632	6.027	10.40	-0.0067	3.245	$N = 1265$
	组间			0.515	7.420	9.71			个体数 = 93
	组内			0.371	6.862	9.70			平均13.6年

4 参数估计、模型检验

4.1 混合回归还是个体效应：F检验和LSDV检验

首先对模型(式(1))等式两边取对数，通过stata 13按固定效应模型(FE)估计且不采用聚类稳健标准误，进行F检验，发现 $F(92, 1170) = 16.93$ ，p值为0.0000，强烈拒绝不存在个体效应的原假设，应允许各样本个体拥有自己的截距项。对模型(式(1))增加个体特征并将其视为参数，对每个样本个体定义一个虚拟变量，然后把92个个体虚拟变量纳入回归方程中(未包括的第一个个体虚拟变量为共同截距项)，取自然对数后得到：

$$\ln\left(\frac{y}{m}\right)_i = \alpha \ln\left(\frac{k}{m}\right)_i + \beta \ln\left(\frac{1}{m}\right)_i + \eta_2 d2_i + \dots + \eta_{93} d93_i + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (4)$$

式(4)中，个体虚拟变量 $d2_i = 1$ ，如果 $i = 2$ ； $d2_i = 0$ ，如果 $i \neq 2$ ；以此类推。采用最小二乘虚拟变量(LSDV)法回归式(式(4))，发现绝大多数个体的虚拟变量都很显著，所以拒绝“所有个体虚拟变量都为0”的原假设，认为存

在个体效应。

4.2 随机效应还是固定效应：豪斯曼检验和过度识别检验

根据反映个体异质性的遗漏变量 u_i 与其他解释变量是否相关，个体效应的形态可分为固定效应和随机效应，有必要通过检验在二者之中做出选择。通过豪斯曼检验 (Hausman test)，得到 $\chi^2(3)$ 等于 21.36， p 值为 0.0001，故拒绝原假设“ $H_0: u_i$ 与 x_{it}, z_i 不相关”，宜采用固定效应模型而非随机效应模型。鉴于豪斯曼检验不采用稳健标准误，隐含一个比较强烈的假设—— u_i 与 ε_{it} 都是独立同分布的，而且通过估计发现聚类稳健标准误和普通标准误存在较大差异，豪斯曼检验效果值得质疑，有必要开展进一步检验。随机效应模型和固定效应模型相比，多了“个体异质性 u_i 与解释变量 x_{it}, z_i 不相关”的约束条件，可以视为过度识别条件，所以用 `xtoverid` 命令进行过度识别检验 (overidentification test)，得到统 $\chi^2(2)$ 计量为 12.437， p 值为 0.0020，拒绝随机效应，应采用固定效应模型。

4.3 双向固定效应估计和检验

固定效应包括个体固定效应和时间固定效应，个体固定效应模型可解决不随时间而变但因个体而异的遗漏变量问题；那些不随个体改变但因时间而异的遗漏变量问题则需要引入时间固定效应予以解决。上述 *LSDV* 检验表明，个体固定效应确实存在，但工业用地就业密度对产出率的弹性系数为 -0.513，标志着就业密度对产出率存在负的边际效应，这与生产理论和实践相悖。所以，有必要同时考虑时间固定效应的影响，估计双向固定效应 (Two-way FE) 模型 (式 (3)) 得到的结果见表 2。

表 2 城市工业用地产出率双向固定效应模型估计

Tab.2 Regression of tow-way fixed effect model of urban industrial land productivity

解释变量	系数和标准误	解释变量	系数和标准误	解释变量	系数和标准误
投资强度对数	0.541*** (0.0653)	2004年	0.681*** (0.0832)	2011年	1.396*** (0.123)
就业密度对数	0.181*** (0.0679)	2005年	0.856*** (0.0890)	2012年	1.360*** (0.143)
1999年	0.0821 (0.0766)	2006年	0.976*** (0.0917)	2013年	1.427*** (0.128)
2000年	0.174** (0.0787)	2007年	1.105*** (0.0940)	2014年	1.402*** (0.126)
2001年	0.210*** (0.0726)	2008年	1.223*** (0.103)	常数项	3.188*** (0.571)
2002年	0.316*** (0.0775)	2009年	1.201*** (0.118)	观察值	1265
2003年	0.453*** (0.0824)	2010年	1.318*** (0.125)	个体数	93
				拟合优度	0.842

注：(1)括号中为聚类稳健标准误；(2)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表 2 显示，多数年份虚拟变量的系数在 1% 的水平上显著，少数年份不显著，对时间虚拟变量系数进行 Wald 检验得到统计量 $F(16, 92) = 41.69$ ， p 值为 0.0000，强烈拒绝不存在时间效应的原假设。同时，工业用地就业密度对产出率的弹性系数估计为 0.181，不再呈现负数，具有了与生产理论和实践相吻合的经济意义：在其他条件不变的情况下，就业密度每提高 1%，可使产出率提高 0.181%。而且，双向固定效应估计的拟合优度达到 0.842，明显高于 FE 估计的拟合优度 0.594。此外，联合检验表明工业用地投资强度的和就业密度弹性系数之和小于

1, 印证了上文的系数约束假设, 反映了其他条件不变前提下单位面积工业用地上资本和劳动要素边际报酬递减的规律; 这种系数约束特征也可以从它们的 95% 置信区间 [0.411, 0.670] 和 [0.047, 0.316] 直观发现。综上, 双向固定效应模型(式(3))及其估计结果是可信的。

这里得到的工业用地产出率的投资强度弹性系数为 0.541, 高于林坚和张沛的 0.282、张琳和王亚辉的 0.346; 就业密度弹性系数为 0.181, 介于林坚和张沛^[23]的 0.346 与张琳和王亚辉^[5]的 0.142 之间。这种区别可能是由于数据不同形成的, 林坚和张沛使用的是国家级开发区数据, 笔者分析的是地级城市数据, 一般而言, 地级城市工业区比国家级开发区的资本更稀缺、投资强度更低, 会推高投资强度弹性系数; 地级城市工业职工比国家级开发区职工平均劳动素质存在一定差距, 会拉低就业密度弹性系数。因此, 这种弹性系数的差别有助于印证双向固定效应模型(式(3))及其估计结果的可信度。

4.4 分区域聚类回归分析

利用中国东部、中部和西部的数据分别对模型(式(3))做回归, 与全国样本数据回归结果做对照, 可以进一步检验 Two-way FE 估计的稳健性, 其回归结果见表 3。

表 3 分区域城市工业用地产出率影响因素回归分析与对照

Tab.3 Regression and comparison of urban industrial land productivity factors between different areas

	(1) 全国	(2) 东部	(3) 中部	(4) 西部
投资强度自然对数	0.541*** (0.0653)	0.522*** (0.0848)	0.400*** (0.104)	0.613*** (0.121)
就业密度自然对数	0.181*** (0.0679)	0.200** (0.0924)	0.299*** (0.0647)	0.105** (0.149)
1999年	0.0821 (0.0766)	0.238 (0.143)	-0.0102 (0.135)	0.0927 (0.0800)
2000年	0.174** (0.0787)	0.324*** (0.0904)	0.108 (0.142)	0.0832 (0.133)
2001年	0.210*** (0.0726)	0.290*** (0.0714)	0.194 (0.136)	0.197 (0.117)
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2014年	1.402*** (0.126)	1.280*** (0.142)	1.659*** (0.188)	1.415*** (0.254)
常数项	3.188*** (0.571)	3.458*** (0.920)	3.448*** (0.771)	2.991** (1.120)
观察值	1265	400	447	418
样本个体	93	29	31	33
拟合优度	0.842	0.823	0.872	0.851
调整的拟合优度	0.840	0.815	0.867	0.844
F	106.6	118.2	54.72	76.22

注: (1)括号中为聚类稳健标准误; (2)*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; (3)限于篇幅, 未列出 2002—2013 年效应的回归参数。

表 3 显示, 区域聚类回归分析可以得到统计性质良好的参数, 且能够通过经济意义检验, 进一步表明双向固定效应模型(式(3))的回归结果是可信的。

5 投资强度、就业密度、TFP对地级城市工业用地产出率的贡献及区域比较

5.1 个体固定效应和时间固定效应的衡量

采用双向LSDV法,对个体特征和时间固定效应都定义虚拟变量,采用稳健标准误,回归模型(式(3))得到与Two-way FE相同的回归参数和高达0.9317的拟合优度,并可同时查看个体固定效应和时间固定效应。对统计显著的个体虚拟变量的参数与常数项相加后取均值,发现城市个体固定效应因地区不同而相异,东部以3.41居高,西部以2.92居末,个体固定效应的全国平均值为3.071;同时发现,时间固定效应逐年递增,其平均值为4.521。

5.2 地级城市工业用地投资强度和就业密度对产出率的边际贡献

将上述个体固定效应、时间固定效应和残差对工业用地产出率的影响合并记为全要素生产率的对数(lnA),并将上述回归参数代入模型(式(3)),经适当变形可得:

$$\frac{y}{m} = A \left(\frac{k}{m} \right)^{0.541} \left(\frac{1}{m} \right)^{0.181} \quad (5)$$

进行样本平均,利用式(5)计算不同年份的工业用地投资强度和就业密度对产出率的边际贡献(表4),发现投资强度和就业密度对工业用地产出率的边际贡献逐年递增。在1998年地级城市工业用地投资强度每增加1万元,可使产出率增加0.828万元,到2014年则可增加1.835万元;在1998年就业密度每增加1个单位(10⁴人/km²),可使产出率增加1.315亿元,到2014年则可增加8.662亿元。

表4 工业用地投资强度和就业密度对产出率的边际贡献

Tab.4 Marginal productivity contribution of urban industrial land investment intensity and employment density

年份	1998年	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
投资强度边际贡献	0.828	0.801	0.800	0.848	0.905	0.989	1.279	1.416	1.470
就业密度边际贡献	1.315	1.506	1.776	1.944	2.322	2.581	3.249	4.033	4.749
年份	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	
投资强度边际贡献	1.536	1.684	1.430	1.456	1.588	1.560	1.509	1.835	
就业密度边际贡献	5.383	6.638	7.373	8.596	8.541	8.331	7.769	8.662	

注:这里的边际贡献基于不同年份的数据进行计算,经历了时间的跨度、全要素生产率的变化,呈现出逐年递增的态势,这是正常的。比较静态分析中的边际贡献递减规律存在其他条件不变的假设前提,不适用于这里。

5.3 分区域地级城市工业用地投资强度、就业密度的边际贡献和全要素生产率

对各区域的比较可以发现,中部和西部地区地级城市工业用地产出率、投资强度和就业密度在绝大多数年份都低于东部地区(图2)。其中,产出率和投资强度低于东部地区通常可理解为“中西部地区资本密集型和技术密集型产业比重更低、劳动密集型产业比重更高”,这意味着更高的就业密度。但是,就业密度的数据比较结果恰恰与此相悖,表明中西部城市工业用地集约利用度和东部相比存在较大的差距。

用分区域聚类回归所得参数替代式(5)的参数,可计算中国东部、中部、西部地区地级城市工业用地的全要素生产率以及投资强度、就业密度的边际贡献(表5)。为增强现势性而分析2010—2014年均值^①,发现全要素生产率呈现“东部>中部>西部”态势,吻合中国工业总体布局:东部以技术密集型为主,中部由于老工业基地较多而以资本密集型为主,西部则以劳动密集型为主。表5显示西部投资强度边际贡献较高,可能的解释是西部用地粗放,投资强度较低,资本稀缺度较高;西部就业密度边际贡献最低,可能的解释是西部劳动密集型产业工人人力资本较低。中部投资强度边际贡献最低,可能的解释是中部布局了较多技术进步慢的资本密集型工

①若考察1998—2014年均值,可以得到类似结果。

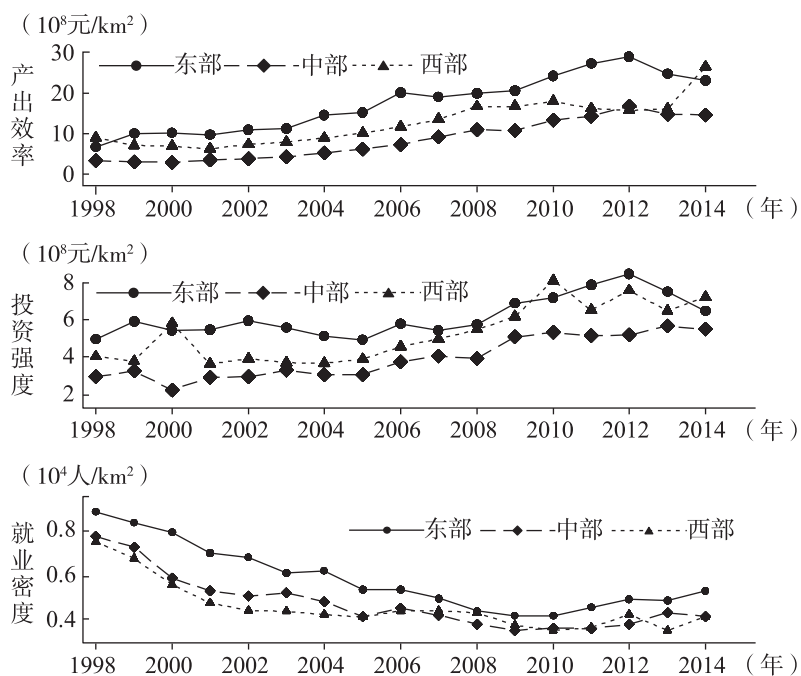


图2 三大区域城市工业用地产出率、投资强度、就业密度变化趋势

Fig.2 The change trend of urban industrial land productivity, investment intensity and employment density in the eastern, central and western area

业；中部就业密度边际贡献最高，可能的解释是用地较粗放，就业密度低。东部地区投资强度边际贡献最高，可能的解释是东部以技术密集型产业为主导，全要素生产率最高；东部就业密度边际贡献低于中部，可能的解释是东部工业用地集约度高，就业密度高。

5.4 地级城市工业用地投资强度、就业密度和TFP对产出率提升的贡献率

工业用地产出率的直接影响因素分为投资强度、就业密度和全要素生产率(TFP)，其中全要素生产率包括技术进步和残差的影响，技术进步又反映在个体固定效应、时间固定效应之中。借鉴索洛余值法计算全要素生

产率(A)的增长率($\frac{\dot{A}}{A}$)，存在：

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{y/m}{y/m} - 0.541 \frac{k/m}{k/m} - 0.181 \frac{l/m}{l/m} \quad (6)$$

计算式(6)可得1999年以来中国地级城市工业用地投资强度、就业密度和全要素生产率对产出率提升的贡献率。经计算，地级城市工业用地产出率年均增速约为8.7%，投资强度年均增速为3.4%强，就业密度年均下降近3.4%，全要素生产率年均增速约为7.46%。谢花林、王伟等学者^[11]发现中国主要经济区城市工业用地TFP在2002—2012年间年均增长8%，笔者的发现与其接近，实现了相互印证。纳入弹性系数因素计算发现，投资强度年均增速带动工业用地产出率年均增长1.86%，贡献率为21.3%；同样方法计算发现就业密度和全要素生产率对1998年来城市工业用地产出率增长的贡献率分别为-7%和85.7%。

6 研究结论和政策建议

工业用地投资强度对产出率的提升作用与人们的预期存在较大的差距，地级城市工业用地投资强度对产出

表5 分区域地级城市工业用地投资强度、就业密度的边际贡献和全要素生产率

Tab.5 Marginal contribution of the prefecture level urban industrial land investment intensity and employment density and total factor productivity in different regions

年份	全要素生产率			投资强度边际贡献			就业密度边际贡献		
	东部	中部	西部	东部	中部	西部	东部	中部	西部
1998年	2.960	2.300	3.902	0.701	0.443	1.351	1.504	1.268	1.242
1999年	4.043	2.061	3.241	0.871	0.368	1.137	2.353	1.234	1.088
2000年	4.358	2.408	2.466	0.966	0.505	0.720	2.531	1.437	1.269
2001年	4.243	2.674	3.025	0.917	0.465	1.041	2.720	1.899	1.341
2002年	4.593	2.944	3.415	0.946	0.502	1.133	3.156	2.167	1.689
2003年	5.044	3.178	3.827	1.052	0.513	1.295	3.629	2.391	1.845
2004年	6.786	4.053	4.348	1.477	0.668	1.473	4.624	3.132	2.143
2005年	7.462	5.077	4.789	1.610	0.798	1.581	5.568	4.341	2.504
2006年	9.043	5.423	4.961	1.803	0.776	1.551	7.371	4.739	2.703
2007年	8.954	6.671	5.470	1.811	0.892	1.655	7.487	6.316	3.136
2008年	9.389	8.361	6.395	1.809	1.107	1.861	8.876	8.360	3.953
2009年	8.888	7.568	6.026	1.558	0.842	1.652	9.563	8.814	4.514
2010年	10.212	9.133	5.529	1.751	0.997	1.355	11.256	10.600	5.169
2011年	10.807	9.929	5.681	1.806	1.103	1.521	11.679	11.454	4.512
2012年	10.920	11.523	4.937	1.788	1.294	1.266	11.570	12.852	3.774
2013年	9.934	9.340	5.665	1.721	1.032	1.514	9.952	9.893	4.617
2014年	9.842	9.545	8.621	1.857	1.061	2.245	8.568	10.293	6.563
2010年以来均值	10.343	9.894	6.086	1.784	1.098	1.580	10.605	11.018	4.927

率增长的贡献率只有21.3%。表4显示,由于全要素生产率的积极作用和较慢的工业用地投资强度增速的影响,工业用地投资强度的边际贡献逐年递增,从2014年数据来看,单位工业用地的固定资产每增加1万元,可使产出率增加1.84万元。所以,当前通过遏制工业用地粗放利用、提高工业用地容积率、严格执行工业项目用地投资强度标准、鼓励工业固定资产投资等政策措施适度提高工业用地投资强度是必要的,分区域比较分析则表明对于西部地区尤其需要加强实施工业用地投资强度促进政策。

城市工业用地就业密度逐步下降是大势所趋,但存在非正常下降因素,应予以遏制。城市工业用地就业密度对产出率的弹性系数为0.181,但由于工业用地就业密度呈现逐渐下降态势,1999年来对产出率提升的贡献率为-7%。由于技术进步、产业升级、劳动者素质提升等因素影响,长期来看,就业密度必然呈现下降态势。不过,一些非正常因素也可能对就业密度下降做出了贡献,比如工业从业人员待遇过低、生活保障不足、工业用地供地冗余等。5.2节表明,2014年新增1位工业从业人员的边际贡献是8.66万元,与工业从业人员(含管理层和专业技术人员)的年薪均值相近,符合劳动报酬与其边际贡献相等的原则。这表明目前遏制工业就业密度非正常下降的主要着力点不宜放在工资水平调整上。鉴于目前工业园“孤岛”^[39]和粗放用地并存的现象,应注重强化各工业园区员工的生活保障,并应采取有力措施遏制各地尤其是中西部工业园区、工业新城建设中出现的盲目铺大摊子行为。

全要素生产率是推进城市工业用地产出效率提升的首要因素,显示工业经济发展方式呈现了积极的转变,应加强其作用以加速这种转变,在工业用地配置和集约性评价中高度重视全要素生产率相关指标,并赋予足够

高的权重。TFP包括个体固定效应、时间固定效应和残差的影响,其中,个体固定效应包括区位、自然环境、历史人文环境等变量,时间固定效应包括技术进步、宏观经济变动、产业政策影响等变量。分析显示,无论在统计意义上还是经济意义上,个体固定效应和时间固定效应对工业用地产出效率都存在显著影响。所以,一方面要积极推进技术进步,还要注重改善营商环境、健全基础设施,要缩小中西部与东部地区在这些方面的差距,并要加快中部地区老工业基地转型升级,加速提升全要素生产率。

鉴于数据可得性,本文没有把地均人力资本从就业密度中剥离出来,没有在个体固定效应和时间固定效应之外探讨全要素生产率的来源,有待进一步完善。

参考文献(References):

- [1] 习近平. 在中央城镇化工作会议上的讲话[A]. 中共中央文献研究室. 十八大以来重要文献选编(上)[M]. 北京: 中央文献出版社, 2014: 589 - 607.
- [2] 李克强. 凝聚共识、形成合力推进城镇化更稳更好发展[A]. 中共中央文献研究室. 十八大以来重要文献选编(上)[M]. 北京: 中央文献出版社, 2014: 608 - 622.
- [3] 曹建海. 中国城市土地高效利用研究[M]. 北京: 经济管理出版社, 2002: 102 - 104.
- [4] 郑振刚. 供给侧结构性改革下创新存量工业用地管理探析[J]. 中国土地, 2016, (8): 15 - 17.
- [5] 张琳, 王亚辉. 微观企业视角下工业用地产出效率的影响因素研究[J]. 华东经济管理, 2014, 28(9): 43 - 48.
- [6] 舒帮荣, 刘友兆, 王家富, 等. 欠发达地区经济开发区工业用地低效利用问题初探[J]. 开发研究, 2009, (2): 80 - 83.
- [7] 王成新, 刘洪颜, 史佳璐, 等. 山东省省级以上开发区土地集约利用评价研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(6): 128 - 135.
- [8] 陈伟, 彭建超, 吴群. 城市工业用地利用损失与效率测度[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(1): 15 - 22.
- [9] Erik Louw, Erwin van der Krabben, Hans van Amsterdam. The Spatial Productivity of Industrial Land[J]. Regional Studies, 2012, 46(1): 137 - 147.
- [10] 冯长春, 刘思君, 李荣威. 我国地级及以上城市工业用地效率评价[J]. 现代城市研究, 2014, (4): 45 - 49.
- [11] 谢花林, 王伟, 姚冠荣, 等. 中国主要经济区城市工业用地效率的时空差异和收敛性分析[J]. 地理学报, 2015, 70(8): 1327 - 1338.
- [12] 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[J]. 中国人口·资源与环境, 2008, 18(5): 174 - 178.
- [13] 王希睿, 许实, 吴群, 等. 江苏省建设土地利用效率和全要素生产率的时空差异分析[J]. 中国土地科学, 2015, 29(5): 77 - 83.
- [14] 张琳, 王亚辉, 李影. 全要素生产率视角下的城市工业用地生产效率研究[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2015, 36(1): 57 - 62.
- [15] Tu Fan, Yu Xiaofen, Ruan Jianqing. Industrial land use efficiency under government intervention: Evidence from Hangzhou, China[J]. Habitat International, 2014, 43(7): 1 - 10.
- [16] 赵爱栋, 马贤磊, 曲福田. 市场化改革能提高中国工业用地利用效率吗?[J]. 中国人口·资源与环境, 2016, 26(3): 118 - 126.
- [17] Du J. Urban land market and land-use changes in post-reform China: A case study of Beijing[J]. Landscape and Urban Planning, 2014, 124: 118 - 128.
- [18] Gao By, Li Wd. State land policy, land markets and geographies of manufacturing: The case of Beijing, China[J]. Land Use Policy, 2014, 36: 1 - 12.
- [19] 郭贯成, 温其玉. 环境约束下工业用地生产效率研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(6): 121 - 126.
- [20] 陈逸, 黄贤金, 陈志刚, 等. 城市化进程中的开发区土地集约利用研究[J]. 中国土地科学, 2008, 22(6): 11 - 16.

- [21] 罗能生,彭郁. 中国城市工业用地利用效率时空差异及地方政府竞争影响[J]. 中国土地科学, 2016, 30(5): 62 - 71.
- [22] 孟媛,张凤荣,赵婷婷,等. 北京市顺义区制造业用地集约度评价及影响因素分析[J]. 中国土地科学, 2011, 25(2): 11 - 17.
- [23] 林坚,张沛,刘诗毅,等. 基于生产函数的工业用地级差收益研究[J]. 城市发展研究, 2010, 17(6): 80 - 85.
- [24] Robert M. Solow. Technical change and the aggregate production function[J]. the Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312 - 320.
- [25] John W. Kendrick, Ryuzo Sato. Factor prices, productivity, and economic growth[J]. The American Economic Review, 1963, 53(5): 974 - 1003.
- [26] 周方. 科技进步与“增长函数”[J]. 数量经济技术经济研究, 1999, (10): 32 - 50.
- [27] 谭崇台. 发展经济学[M]. 太原: 山西经济出版社, 2001: 113.
- [28] 林荣茂,刘学敏. 中国工业用地利用的数理分析与实证研究[J]. 财经研究, 2008, 34(7): 51 - 62.
- [29] 杨杨,吴次芳,韦仕川,等. 土地资源对中国经济的“增长阻尼”研究——基于改进的二级CES生产函数[J]. 中国土地科学, 2010, 24(5): 19 - 25.
- [30] 王克强,熊振兴,高魏. 工业用地使用权交易方式与开发区企业土地要素产出弹性研究[J]. 中国土地科学, 2013, 27(8): 4 - 9.
- [31] 李谷成. 资本深化、人地比例与中国农业生产率增长——一个生产函数分析框架[J]. 中国农村经济, 2015, (1): 14 - 31.
- [32] Antonio Ciccone, Robert E. Hall. Productivity and the density of economic activity[J]. The American Economic Review, 1996, 86(1): 54 - 71.
- [33] 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.
- [34] 郭贯成,熊强. 城市工业用地效率区域差异及影响因素研究[J]. 中国土地科学, 2014, 28(4): 45 - 52.
- [35] 毕宝德,柴强,李铃,等. 土地经济学(第六版)[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2011: 8.
- [36] 李子奈,叶阿忠. 高级应用计量经济学[M]. 北京: 清华大学出版社, 2012: 10.
- [37] 靳云汇,金赛男. 高级计量经济学(下册)[M]. 北京: 北京大学出版社, 2011: 179.
- [38] 陈强. 高级计量经济学及Stata应用(第二版)[M]. 北京: 高等教育出版社, 2013: 251.
- [39] 王慧. 开发区与城市相互关系的内在机理及空间效应[J]. 城市规划, 2003, 27(3): 20 - 25.

(本文责编: 陈美景)

中国土地利用碳排放的研究误区和未来趋向

赵荣钦¹, 黄贤金², 揣小伟²

(1. 华北水利水电大学资源与环境学院, 河南 郑州 450045; 2. 南京大学地理与海洋科学学院, 江苏 南京 210093)

摘要: 研究目的: 分析当前中国土地利用碳排放研究中存在的误区, 并提出基于土地科学视角的该领域整合研究的设想。研究方法: 基于文献调查和回顾, 对中国土地利用碳排放的研究进行了总结和回顾。研究结果: 当前研究在碳收支研究参数的选择、研究尺度的匹配、土地利用空间布局方案、土地利用生命周期碳排放核算及综合研究等方面还存在一些误区, 这制约了土地利用碳排放研究的进一步深化。研究结论: 土地科学在区域碳排放研究中具有综合研究的优势和特色, 应考虑从土地科学学科体系的角度构建土地利用碳排放研究的整体框架和方法体系, 并开展区域示范研究; 并进一步加强基于地块尺度的“自然-社会”二元碳收支的综合集成及土地利用全生命周期过程的碳排放效率研究。

关键词: 土地利用; 碳排放; 研究误区

中图分类号: F301.24

文献标识码: A

文章编号: 1001-8158(2016)12-0083-10

Misunderstandings and Future Trends of Researches on Land Use Carbon Emissions in China

ZHAO Rong-qin¹, HUANG Xian-jin², CHUAI Xiao-wei²

(1. School of Resources and Environment, North China University of Water Resources and Electric Power, Zhengzhou 450045, China; 2. School of Geographic and Oceanographic Sciences, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: The purpose of this paper is to analyze the misunderstandings in the research on land use carbon emission, and to put forward the idea of comprehensive research on low-carbon studies from the perspective of land discipline. Methods of literature review and analysis were used to summarize the research on land use carbon emission of China in recent years. The results indicated that there existed some misunderstandings and shortcomings in the selection of carbon budget parameters, the matching of different research scales, land use spatial distribution patterns, carbon emission estimation of land use life cycle and the comprehensive studies of land use carbon emission. All these restricted the depth of research on land use carbon emission. In conclusion, land discipline has its own comprehensive advantages in regional carbon emission studies. Therefore, the integrated framework and method system of land use carbon emission should be established and we should conduct regional level research from the view of land discipline in the future. Further, the research on natural-social dualistic carbon budget and carbon efficiency of land use life cycle should also be strengthened.

Key words: land use; carbon emission; research misunderstanding

收稿日期: 2016-06-27; 修稿日期: 2016-11-19

基金项目: 国家自然科学基金(41301633, 41571162)。

第一作者: 赵荣钦(1978-), 男, 河南孟津人, 博士, 副教授。主要研究方向为土地利用与碳排放。E-mail: zhaorq234@163.com

1 引言

土地利用是造成温室效应的主要人为原因之一^[1],土地利用通过改变地表自然覆被和人类活动强度影响不同土地利用类型所承载的自然及人为碳通量过程^[2-3]。因此,从土地利用视角开展碳排放研究有助于从基础层面评估人类活动对环境的影响程度,是全球变化背景下推动经济社会低碳转型与可持续发展的重大战略需求^[4-5]。国际上近期重点从土地利用变化的碳排放效应^[6]、城市化进程的碳动态^[7]、城市空间的碳通量模拟^[8]、土地利用、能源消费与碳排放的关系^[9]等方面开展了相关研究。近年来,国内基于土地利用碳排放的研究也逐渐增多,不仅推动了碳排放研究理论体系的进一步完善和实际应用方向的扩展,也为区域碳减排、土地利用低碳优化和区域发展规划战略的制定发挥了重要的实践价值。土地科学以其“自然与社会交叉,理论与实践并重”的综合性特点,从资源调查与评价、土地规划与整治、土地经济学及土地政策等不同领域为区域碳排放核算、碳排放效率评价、区域碳减排及其调控提供了重要的研究视角和各具特色的实践领域。因此,与环境学、管理学和经济学等学科相比,土地科学在区域低碳研究中更具有综合研究的优势和特色,并能够从学科体系的不同视角出发,建立区域碳排放及低碳发展研究的整体理论架构,不仅推动土地科学在碳排放研究中大有作为,拓展土地科学与相邻学科的交叉和融合,而且通过土地利用评价、规划和整治的实践引导区域低碳转型,为现阶段中国碳减排、峰值控制及经济社会低碳发展提供有力的学科支撑。鉴于此,本文对中国土地利用碳排放研究的主要误区进行了剖析,提出了土地利用碳排放研究的整体框架和思路,并提出未来土地利用碳排放研究的主要趋向。

2 中国土地利用碳排放研究的主要领域及文献回顾

截止2015年底,中国知网(CNKI)数据库中以“土地”和“碳排放”为关键词的期刊论文和学位论文数量分别为407篇和104篇(其中博士论文17篇)(图1)。可以看出,国内土地利用碳排放研究始于1993年,早期主要是针对土地利用对生态系统碳过程的影响研究;2008年之后,基于人类活动视角的土地利用碳排放效应及低碳土地利用优化等的研究大幅增加,呈蓬勃发展之势。

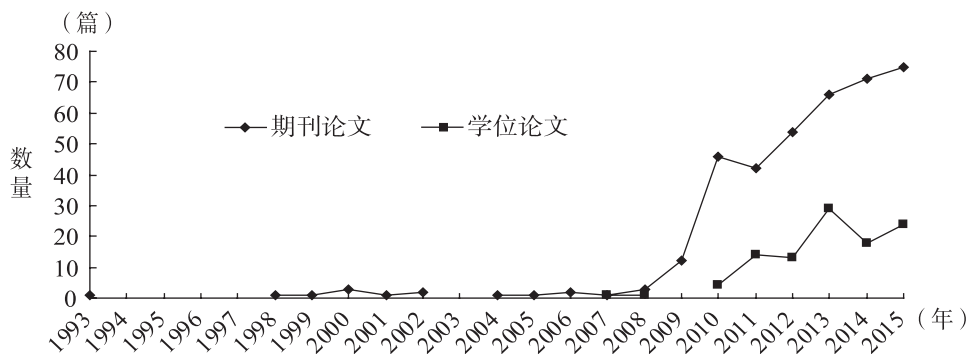


图1 中国知网(CNKI)数据库中“土地”和“碳排放”为关键词的文献数量变化特征

Fig.1 The characteristics of quantity change of literature with keywords of land and carbon emission in CNKI

2.1 土地利用变化对生态系统碳储量或土壤碳通量的影响研究

土地利用变化通过改变生态系统的分布格局、土壤理化性质、土壤呼吸速率等影响生态系统碳储量和土壤碳通量^[10]。一方面,土地利用变化会影响生态系统碳储量^[11-12],一般而言,建设用地占用耕地^[13]、林地转化为农田^[14]会造成生态系统碳储量的减少,而农林活动(如森林恢复和农业管理措施)会增加生态系统碳储量^[11,15];另

一方面,不同土地利用方式下土壤碳储量^[16]和碳通量^[17]具有明显差异,因此土地利用变化会造成土壤碳储量的改变^[18-20]。例如:退耕还林^[21]、还草^[22-23]、草地转化为林地^[22]、耕地转化为湿地^[24]等会增加土壤碳储量,林地转变为其他土地利用类型会造成土壤碳储量的下降^[10],稻田减少^[25]、农业开垦和耕作会降低土壤有机碳储量^[24,26]。当前该领域的研究方法主要有定位观测、遥感估测、生态系统模拟及样地清查等^[14,27]。

2.2 土地利用及其变化的碳排放效应及调控研究

该领域研究包括三个方面:(1)土地利用碳收支核算及土地利用变化的碳排放效应研究。基于IPCC温室气体清单方法和相关碳排放系数,国内学者对国家^[28-29]、省级^[30-32]、城市^[33-37]、县域^[38]及工业园区^[39]等不同尺度土地利用的碳收支进行了核算分析,并探讨了其时空差异。研究发现,不同土地利用方式碳收支特征具有明显差异,但总体而言,居民点及工矿用地、交通用地等建设用地是碳排放的主要来源,而林地、耕地等则是主要的碳汇。(2)土地利用规划方案的碳排放效应评估及低碳优化研究。在对区域土地利用总体规划方案的碳源/汇效应进行评估的基础上,提出面向低碳的土地利用结构优化方案^[40-42],研究发现,基于碳排放最小化的土地利用结构优化方案能够起到较大的碳减排效果^[28,40]。(3)土地利用碳排放的驱动机制及因素分解研究^[43]。土地利用碳排放受多种因素影响,其中,能源强度是碳排放的决定性因素^[44],人口增长、经济产出、产业结构、土地结构、城镇化及其空间扩展等也是造成土地利用碳排放增长的重要因素^[45-49],而能源效率、单位GDP用地强度是碳排放的主要抑制因素^[33,45]。

2.3 土地利用工程项目的碳效应评价及低碳优化研究

近年来,碳效应分析方法被引入到土地利用工程项目的环评中。比如,一些学者对土地整理对土壤碳动态^[50-51]及项目区碳平衡^[52-53]的影响进行了研究,构建了土地整治项目碳效应综合评价的方法^[54],为评估土地利用工程中人类活动对区域环境的影响提供了新的视角。由于自然环境条件和人类能源和物资投入强度的不同,不同气候带和农作物种植区的土地整治工程的碳排放构成具有明显差异。比如,河北省柏乡县土地整理项目的土地平整工程的能源消耗是碳排放的主要来源^[53],而江苏省宜兴市土地整理项目的灌溉排水工程是造成碳排放的主要原因^[54]。另外,土地整理对项目区碳储量的影响也不同,可能造成植被和土壤碳储量的增加^[54]或减少^[52],这主要与不同的土壤条件、作物种类和工程项目的扰动程度有关。

2.4 土地利用的碳效率分析及碳减排潜力评价

主要包括两个方面:(1)土地利用的碳排放效率研究。一些学者采用DEA分析^[55-56]及Malmquist指数模型^[57]等方法对土地利用的碳排放效率及空间差异进行了研究,认为土地利用结构(特别是建设用地的冗余)是造成碳排放效率差异的主要原因^[58]。另外,土地利用程度是影响区域土地低碳集约利用的主要因素^[59],不同区域土地利用集约水平与碳排放效率存在着不匹配的关系^[60];尽管土地利用集约度与碳排放强度呈正相关关系^[61],但提高土地集约利用水平,可有效减少碳排放总量^[62]。(2)土地利用碳排放的效益评价及碳减排潜力分析。一些学者开展了土地利用碳排放的经济效益^[63]、生态效益^[64]及固碳效益^[65]等的评价,对土地利用碳排放峰值进行了预测研究^[66],并开展了土地利用结构优化^[28]、土地程度调控的碳减排潜力^[67]的分析,从土地利用视角为中国碳减排的顺利履约提供了新的实现途径。

2.5 低碳土地利用政策与模式研究

国内学者主要从土地利用碳排放核算制度、低碳土地用途管制制度、低碳土地利用规划编制、低碳土地金融政策(如碳税、碳补偿和碳交易)等方面提出了低碳土地利用的政策框架^[68-69],并提出了面向低碳的土地利用模式,如土地节约集约利用模式、紧凑城市模式、低碳生态园区模式、低碳循环性农业模式^[68,70]及低碳土地利用综合整治模式等^[5]。也有学者将土地适宜性评价与区域碳排放权分配相结合^[71],为区域低碳发展政策的选择提供了新的视角。

3 目前中国土地利用碳排放研究的主要误区

3.1 土地利用碳收支研究在大尺度上掩盖了区域差异,使得研究结果缺乏实践应用价值

近年来,国内出现了大量关于土地利用碳收支的核算研究,主要思路是采用各地类面积和能源消耗量,结合相应的碳源/汇系数对不同土地利用方式的碳收支进行核算,并分析其时空差异。但大多数研究中的碳排放系数来自现有研究成果(如IPCC或其他文献),而较少以研究区土地通量观测结果为基准参数,也没有考虑区域内部土地利用强度的差异对碳通量的影响。因此,这样的核算结果精度如何?能够在何种尺度上指导低碳土地利用的实践?这是一个值得深入思考的问题。实际上,以土地面积和碳排放系数对土地利用碳排放进行核算的方法,掩盖了不同地区、不同气候条件、不同作物生产方式以及同一地类内部不同土地利用强度区的碳排放的差异,这影响了土地利用碳排放核算的精度。同时,已有研究结果主要是阐明不同用地方式碳排放及其强度的差异,由于缺乏本地化碳排放因子和观测数据的支撑,此类研究既掩盖了土地利用强度对碳排放的影响,也缺乏区域之间对比的可能,因此使得研究结果缺乏实践应用价值。

3.2 土地利用低碳优化研究主要侧重于土地利用数量结构的优化,而非空间布局方案的优化

不少学者基于土地利用优化的目标开展了区域土地利用结构调整研究,并将其应用到土地利用规划中。但主要存在两个问题:一是由于中国土地利用规划中用地类型划分的限制,当前研究主要是通过控制建设用地扩展、增加碳汇用地来实现的,未能深入到建设用地的内部,缺乏对建设用地不同类型、不同建筑密度的搭配及不同产业用地结构进行优化的方案;二是这些研究主要是针对区域土地利用数量结构的优化研究,而非区域土地利用空间布局的优化方案。究其原因,是因为该类研究主要是以区域不同土地利用类型的碳源/碳汇为整体进行核算的,尽管也有针对土地利用碳排放区域空间差异的研究,但对于基于地块尺度或产业用地角度的人类能源消费碳排放的核算较为欠缺,这不利于发挥土地利用优化方案在空间上的指导作用和实践价值。实质上,区域土地利用研究应该包含两个方面,一是区域尺度内土地利用数量和种类结构的研究,二是区域尺度土地利用结构内部的产业布局和利用强度研究,但是传统的土地利用规划偏重于前者而忽略后者。因此,为了进一步突出土地利用规划在区域低碳发展中的作用,加强区域土地利用规划中的空间布局低碳优化研究十分必要。

3.3 目前以宏观尺度上土地承载的碳排放研究为主,而较少基于地块尺度的碳收支集成研究

前期研究开展了大量的土地承载的能源消费碳排放的研究,且大部分未能将自然和社会碳收支对应落实到土地利用空间。根本原因是自然碳通量主要是定点观测数据,而社会经济排放核算又大多来自统计数据(一般是省级、地市级或县级单元的统计数据,最小是乡镇或街道尺度),两者的空间尺度难以进行有效地匹配。因此,如何更精确地开展碳收支的空间匹配研究?并将这种匹配关系推广应用到更大尺度的土地利用空间?实际上,受产业结构、开发强度、土壤和植被类型、建筑密度等因素的影响,区域同一土地利用类型内部存在较大的空间异质性。因此,加强地块尺度上碳收支的集成研究,是提高核算精度并落实土地利用空间布局优化的关键。

3.4 当前研究主要基于某一个侧面,缺乏土地利用全生命周期的分析和土地科学的整体视角

前期研究对于土地利用全生命周期的分析和土地科学整体视角的综合研究还需要加强。一方面,大部分研究是基于土地利用及其变化对区域碳收支的影响的视角开展的,比如土地利用变化对生态系统碳储量的影响、土地利用变化的碳排放效应及碳排放效率、土地利用整治工程的碳排放分析等。这类研究主要集中在土地利用现状的碳排放评价研究方面,而对于土地利用“过程”的不同阶段对碳排放的影响机制研究还显得不足。另一方面,当前也缺乏从土地科学的整体视角开展研究,比如对于不同土地利用类型碳排放调查、监测及核算标准的制定、空间尺度的匹配、土地利用的碳过程模拟、土地利用碳减排调控的综合示范研究等方面还需要进一步加强。另外,当前的土地利用碳排放研究缺乏资源综合和学科交叉的思路,未来应进一步加强不同资源要

素(水、土、能等)的耦合过程对碳排放的影响机制研究,以及经济、政策、投资强度等要素对碳排放的影响研究。

4 突破土地利用碳排放研究误区的对策和思路

4.1 基于“自然—社会”二元碳收支视角开展基于地块尺度的碳收支核算研究

未来应加强基于地块尺度的综合研究,可以考虑从同一地类内部自然和人类能源活动强度相对均一的地块出发开展碳收支的调查、统计与核算研究,一方面开展典型土地利用方式自然碳储量和碳通量的观测研究,另一方面进行人类社会经济活动碳排放的调查统计研究,并通过空间插值将自然观测数据与地块社会经济统计调查数据相结合,这样不仅能提高研究精度,而且对于“自然—社会”二元碳收支与土地利用研究的结合,并指导土地利用空间规划的实践具有重要意义。当然,地块并没有确定的面积标准,不同土地利用类型的地块单元大小不同,可能是社区、企业单位、建筑物、商业区、工业园区或农田单元,具体可依据不同的研究目标来确定。

4.2 开展面向低碳的土地利用空间布局结构优化研究

土地利用是一项空间活动,土地数量的优化方案不能有效地指导土地利用总体规划的实践。因此,今后应在地块尺度碳收支核算的基础上,分析不同地块单元土地利用属性、质量、集约度与人类投入和土地利用碳收支的内在关系,将区域不同地块单元的碳排放效率与碳减排目标相结合,构建土地利用空间布局结构碳效应评价的方法,并提出区域碳排放约束下的土地利用空间布局方案。比如在农田单元尺度上,可以分析不同地块农业投入、水土资源利用效率和碳排放强度的关系,并基于农田质量分级和粮食安全的视角提出不同农田单元碳排放强度约束控制的方案;在城市地块尺度上,可以结合城市用地的建筑强度和用地集约度,分析城市用地单元的人类能源投入、用地强度和碳排放的关系,对比分析不同属性用地单元碳排放效率的差异,并提出面向低碳的城市用地优化布局方案。这对于指导土地利用空间布局优化的实践具有重要的指导意义。

4.3 开展土地利用全生命周期过程的碳排放效应评估研究

土地利用是一项持续性的活动。不论是农业耕作、城市建设或产业活动等,都有从土地开发、占用、建设、维护、追加投入、废弃(或更新)的生命周期过程。因此,应基于土地利用全生命周期的视角开展碳排放核算研究,建立农用地和建设用地生命周期碳排放评估方法,分析土地利用不同阶段碳排放效率的差异,并探讨土地利用周期内阶段演变对碳排放的影响机制,这能进一步解释土地利用不同阶段的碳排放强度和效率。另外,区域水、土、能资源往往是耦合开发的,但对不同区域及不同人类活动方式而言,各种资源的需求规模、组合方式、开发强度及利用效率不同,这导致了各项人类活动的碳排放强度具有明显的差异。因此,也要开展土地利用生命周期过程中不同资源耦合开发利用过程对碳排放的影响机制,这不仅有助于分析区域综合开发与生产过程中的各种资源、能源组合格局和利用效率与碳排放效率的关系,而且有助于通过资源耦合机制的研究进一步阐明区域“自然—社会—经济”系统的运行状态和效率,为区域系统资源耦合及其环境效应研究提供新的理论视角^[72],推动土地研究与相邻学科的交叉和融合。

4.4 从土地科学视角出发建立土地利用碳排放研究的整体框架

土地科学是一门具有较强综合性和应用性的学科,而且具有自然、社会和技术学科交叉的特点。从土地权籍的核心理论^[73]入手,以“人、地、权”三位一体的系统角度研究土地与土地利用系统问题,是土地科学区别于其他相关学科的重要标志^[74]。土地科学的特色是以自然科学、社会科学和技术科学的理论和方法,全面系统综合研究人地关系权籍时空系统及其演进,服务人类和社会经济的可持续发展^[74],其本质内涵是一门研究土地利用系统的形成及演化、土地利用及管理、土地工程技术的学科^[75]。因此,土地科学在碳排放研究中具有天然的学科优势。一方面,土地科学是地球科学、环境科学、生态学、经济学、管理学等诸多学科的边缘学科,土地科学涵盖土地资源学、土地管理学、土地工程学及土地信息学等不同的学科分支^[75],这为开展土地利用碳排放调查、

核算、分析、评价、模拟、优化及低碳管理等提供了不同的研究视角和学科支撑(表1),这使得与碳排放有关的相关研究可以很好地综合在土地科学的学科体系之中。另一方面,土地科学较强的实践性为碳排放研究提供了大量的应用案例(如土地调查、土地评价、土地规划、土地整治等),这使土地科学能够更好地发挥自己的学科优势和价值。另外,土地科学的综合性特点为学科交叉提供了便利,如碳排放调查与监测、碳排放核算、碳排放评价、土地利用低碳优化等涉及多学科知识和多源数据,而土地科学综合涵盖了资源调查、地籍学、管理学、信息技术等学科知识,为碳排放研究在土地科学基础上的综合提供了前提。总体而言,从土地科学的学科体系出发,建立土地利用碳排放研究的整体理论架构,未来应考虑以土地利用技术体系为依托,建立系统的碳排放调查、核算、评价、模拟、分析和优化的方法体系及区域碳排放核算管理信息系统(表1),并应用于区域土地利用的综合实践中。这不仅有助于推动土地科学在碳排放研究中大有作为,而且通过土地利用调查、评价、规划和整治的实践引导区域低碳发展转型,为现阶段中国低碳绿色发展提供有力的学科支撑。

5 土地利用碳排放的研究趋向

(1)从土地科学的学科体系的视角构建土地利用碳排放研究的整体框架和方法体系,并开展区域示范研究。可考虑以现有的土地利用技术体系为基础,将“碳”作为土地利用环境影响的关键评估要素,并融入到土地资源学、土地管理学、土地工程学及土地信息学等不同的土地分级学科中,建立碳排放“调查—监测—核算—评价—过程模拟—低碳优化—碳减排效益评价—低碳政策及碳管理”的整体框架,并以某一土地综合整治区为案例开展示范研究。其中关键是构建基于本地化因子的碳排放调查、核算、评价和模拟的方法体系。

(2)加强土地利用“自然—社会”二元碳收支的综合集成研究,并进一步提高核算精度。综合集成并不意味着大尺度研究,而在小尺度上开展综合更能提高研究的精度和适用性。未来可从较小尺度的地块入手,比如可结合碳通量观测数据,从农作物“类型区”或“农田单元”、“企业单元”、“住区”和城市“社区”尺度开展碳收支的综合集成研究,一方面开展自然碳储量和碳通量的观测研究,另一方面开展人类社会经济活动的碳排放调查统计研究。这不仅从地块单元的角度提高研究精度,而且有助于加强对不同属性用地单元碳收支特征的对比研究。只有扎扎实实的开展基于地块尺度的研究,才能为未来不同区域不同地类土地利用碳排放数据库的构建和精确模拟打下坚实基础。

(3)加强土地利用生命周期过程的碳排放核算及其效率变化的机制研究。土地利用是一项持续性的活动。未来可以对土地利用开发利用的全生命周期(开发、占用、建设、维护、追加投入及废弃等)的碳排放进行核算和跟踪研究,分析不同地块单元土地利用属性、质量、集约度与人类投入和土地利用碳收支的内在关系,将区域不同地块单元的碳排放效率与碳减排目标相结合,构建土地利用空间布局结构碳效应评价的方法,并提出区域碳排放约束下的土地利用空间布局方案。这样能够进一步解释土地利用不同阶段的碳排放强度和效率,并能够为土地利用周期内的碳减排提供切实可行的实践指导。

(4)进一步与资源利用、生态过程、经济调控等方向相结合,拓展土地利用碳排放研究的应用领域。今后应进一步加强学科交叉,如开展区域“水—土—能—碳”耦合作用机制^[72]、不同资源耦合开发利用过程的碳排放效率、土地利用、食物消费与碳足迹的关系、土地生态过程的碳循环机制、土地利用碳交易与碳补偿研究、政府政策和土地价格对碳排放效率的调控机制等,以更好地发挥土地科学在低碳研究中的作用。

展望未来,土地科学应该在碳排放研究中有所作为,应以土地资源的碳排放调查为基础,以土地信息技术为手段,以土地碳排放评价技术为依托,以土地利用规划和土地利用工程的碳效应评估和优化为对象,以低碳土地利用政策为导向,以构建低碳的土地利用模式为最终目标,从土地学科体系的视角构建土地利用碳排放研究的整体框架和方法体系,这对于充分发挥土地科学在中国低碳转型中的作用具有重要意义。

表1 土地科学与碳排放研究的结合：研究视角、内容和目标

Tab.1 The combination between land discipline and carbon emission studies: research perspectives, contents and objectives

二级学科	二级学科	传统内容	与碳排放研究的结合思路	研究视角	研究目标
土地资源学	土地类型学	土地单位及土地资源类型划分	土地利用/覆被类型划分与碳收支调查	土地资源类型划分与碳收支调查	建立基于碳收支的土地利用/覆被类型划分与土地利用碳收支调查的方法体系
	土地调查	土地数量、质量和权属及土地利用变化的调查	基于地块尺度的人类能源及物质投入调查		
	土地生态学	土地生态系统评价、生态设计及整治	土地利用碳足迹、土地生态系统的碳流通及其环境效应	碳排放核算和评价、土地生态系统	①构建土地利用碳排放核算方法体系和标准 ②揭示土地利用碳排放构成及其效率的时空差异规律
	土地评价	土地数量、质量和潜力评价	土地利用的碳排放核算及效率评价	低碳设计	③构建土地生态系统低碳评价的方法
土地管理学	地籍学	地籍调查、土地登记、统计及分等定级	土地权属与碳排放边界确定	基于权籍视角的碳排放调查与核算	建立基于“自然—社会”二元视角和地块尺度的土地利用碳排放研究的基础数据库
	土地行政管理	土地事务的组织和管理体制及相关活动	低碳土地利用管理	低碳土地利用政策与法规体系	①构建面向低碳的土地利用政策、法规体系 ②低碳土地开发管理模式
	土地法学	土地法的基本原则、本质、内容及法律体系等	低碳土地利用法律体系		
	土地史学	土地利用分配的历史发展规律	人地关系演变与碳减排的关系	低碳土地利用的社会参与	土地低碳利用的社会参与保障机制研究
	土地社会学	土地开发利用与社会政治文化之间	土地低碳利用的公众认知和社会参与		
	土地经济学	土地资源经济、土地财政经济、土地资产(资本)经济问题	土地利用碳减排的经济效益评估、土地利用碳排放的经济调控及其潜力	碳减排潜力及成本—效益分析	①土地利用碳排放的经济效益评价及碳减排的成本—效益分析 ②构建土地利用碳排放的经济调控体系(土地利用碳金融)
	土地利用学	土地利用分类、评价、土地变化及安全等	土地低碳利用评价	土地利用结构与优化	①土地利用现状及规划方案碳效应评估方法体系 ②面向低碳的土地利用结构优化调整的方案
土地工程学	土地利用工程	对土地进行合理开发利用与治理改造的综合性工程措施	土地利用工程的碳效应评估及低碳优化	土地利用、整治工程的低碳优化方案、土地利用的碳过程模拟	①土地利用及土地整治工程碳效应评估方法体系 ②面向低碳的土地利用综合整治模式 ③土地生态系统的碳过程模拟 ④土地利用碳过程扰动机制及其修复模拟
	土地整治工程	对低效、不合理、未利用及损毁的土地进行整治	土地整治工程的碳效应评估及低碳优化		
	土地保护工程	土地资源保护及退化修复	基于碳平衡视角的土地保护与修复		
土地信息学	土地测量学	各类土地的地形、分布、数量等特征的测量	基于遥感的土地利用碳排放监测	土地碳排放监测、核算及管理	①基于遥感的土地利用碳收支监测 ②研发土地利用碳排放核算、分析和信息管理信息系统
	土地信息技术	土地信息采集、处理、分析、评价及管理	土地利用碳排放的核算、分析、评价和管理信息系统		

注：本表中土地科学的二级和三级学科的划分来自冯广京的研究^[75]。

参考文献(References):

- [1] Houghton RA, Hackler JL. Sources and sinks of carbon from land-use change in China[J]. *Global Biogeochemical Cycles*, 2003, 17(2): 1034 – 1047.
- [2] 曲福田, 卢娜, 冯淑怡. 土地利用变化对碳排放的影响[J]. *中国人口·资源与环境*, 2011, 21(10): 76 – 83.
- [3] 赵荣钦, 陈志刚, 黄贤金, 等. 南京大学土地利用碳排放研究进展[J]. *地理科学*, 2012, 32(12): 1473 – 1480.
- [4] 杨庆媛. 土地利用变化与碳循环[J]. *中国土地科学*, 2010, 24(10): 7 – 12.
- [5] 韩骥, 周翔, 象伟宁. 土地利用碳排放效应及其低碳管理研究进展[J]. *生态学报*, 2016, 36(4): 1152 – 1161.
- [6] Houghton RA. The annual net flux of carbon to the atmosphere from changes in land use 1850—1990[J]. *Tellus Series B—Chemical and Physical Meteorology*, 1999, 51(2): 298 – 313.
- [7] Zhang C, Tian HQ, Chen GS, et al. Impacts of urbanization on carbon balance in terrestrial ecosystems of the Southern United States[J]. *Environmental Pollution*, 2012, 164: 89 – 101.
- [8] Christen A, Coops N, Kellett R, et al. A LiDAR-based urban metabolism approach to neighbourhood scale energy and carbon emissions modelling[R]. University of British Columbia, 2010.
- [9] Ali G, Nitivattananon V. Exercising multidisciplinary approach to assess interrelationship between energy use, carbon emission and land use change in a metropolitan city of Pakistan[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2012, 16(1): 775 – 786.
- [10] 杨玉盛, 谢锦升, 盛浩, 等. 中亚热带山区土地利用变化对土壤有机碳储量和质量的影响[J]. *地理学报*, 2007, 62(11): 1123 – 1131.
- [11] 葛全胜, 戴君虎, 何凡能, 等. 过去300年中国土地利用、土地覆被变化与碳循环研究[J]. *中国科学(D辑)*, 2008, 38(2): 197 – 210.
- [12] Lai L, Huang X, Yang H, et al. Carbon emissions from land-use change and management in China between 1990 and 2010[J]. *Science Advances*, 2016, 2(11): e1601063.
- [13] 姜群鸥, 邓祥征, 战金艳, 等. 黄淮海平原耕地转移对植被碳储量的影响[J]. *地理研究*, 2008, 27(4): 839 – 846.
- [14] 马晓哲, 王铮. 土地利用变化对区域碳源汇的影响研究进展[J]. *生态学报*, 2015, 35(17): 5898 – 5907.
- [15] Fang JY, Chen AP, Peng CH, et al. Changes in forest biomass carbon storage in China between 1949 and 1998[J]. *Science*, 2001, 292(5525): 2320 – 2322.
- [16] 张俊华, 李国栋, 南忠仁, 等. 黑河中游不同土地利用类型下土壤碳储量及其空间变化[J]. *地理科学*, 2011, 31(8): 982 – 988.
- [17] 周洪华, 李卫红, 杨余辉, 等. 干旱区不同土地利用方式下土壤呼吸日变化差异及影响因素[J]. *地理科学*, 2011, (2): 190 – 196.
- [18] Wang SQ, Liu JY, Yu GR, et al. Effects of land use change on the storage of soil organic carbon: A case study of the Qianyanzhou forest experimental station in China[J]. *Climatic Change*, 2004, 67(2): 247 – 255.
- [19] Hu ZM, Li SG, Guo Q, et al. A synthesis of the effect of grazing exclusion on carbon dynamics in grasslands in China[J]. *Global Change Biology*, 2016, 22(4): 1385 – 1393.
- [20] Ye XH, Tang SL, Cornwell W K, et al. Impact of land-use on carbon storage as dependent on soil texture: Evidence from a desertified dryland using repeated paired sampling design[J]. *Journal of Environmental Management*, 2015, 150: 489 – 498.
- [21] 彭文英, 张科利, 杨勤科. 退耕还林对黄土高原地区土壤有机碳影响预测[J]. *地域研究与开发*, 2006, 25(3): 94 – 99.
- [22] 揣小伟, 黄贤金, 赖力, 等. 基于GIS的土壤有机碳储量核算及其对土地利用变化的响应[J]. *农业工程学报*, 2011, 27(9): 1 – 6.
- [23] Deng L, Liu GB, Shangguan ZP. Land-use conversion and changing soil carbon stocks in China's "Grain-for-Green" program: A

- synthesis[J]. *Global Change Biology*, 2014, 20(11): 3544 – 3556.
- [24] 王丽丽, 宋长春, 葛瑞娟, 等. 三江平原湿地不同土地利用方式下土壤有机碳储量研究[J]. *中国环境科学*, 2009, 29(6): 656 – 660.
- [25] 武俊喜, 程序, 焦加国, 等. 1940—2002年长江中下游平原乡村景观区域中土地利用覆被及其土壤有机碳储量变化[J]. *生态学报*, 2010, 30(6): 1397 – 1411.
- [26] He NP, Zhang YH, Dai JZ, et al. Land-use impact on soil carbon and nitrogen sequestration in typical steppe ecosystems, Inner Mongolia[J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2012, 22(5): 859 – 873.
- [27] 赵荣钦, 刘英, 丁明磊, 等. 区域二元碳收支的理论方法研究进展[J]. *地理科学进展*, 2016, 35(5): 554 – 568.
- [28] 赖力, 黄贤金. 中国土地利用的碳排放效应研究[M]. 南京: 南京大学出版社, 2011: 154 – 155.
- [29] 赵荣钦, 黄贤金, 钟太洋. 中国不同产业空间的碳排放强度与碳足迹分析[J]. *地理学报*, 2010, 65(9): 1048 – 1057.
- [30] 李颖, 黄贤金, 甄峰. 江苏省区域不同土地利用方式的碳排放效应分析[J]. *农业工程学报*, 2008, 24(S2): 102 – 107.
- [31] 赵荣钦, 黄贤金. 基于能源消费的江苏省土地利用碳排放与碳足迹[J]. *地理研究*, 2010, 29(9): 1639 – 1649.
- [32] 赵先超, 朱翔, 周跃云. 湖南省不同土地利用方式的碳排放效应及时空格局分析[J]. *环境科学学报*, 2013, 33(3): 941 – 949.
- [33] 张俊峰, 张安录, 董捷. 武汉城市圈土地利用碳排放效应分析及因素分解研究[J]. *长江流域资源与环境*, 2014, 23(5): 595 – 602.
- [34] 周嘉, 杨琳, 董美娜, 等. 基于土地利用的哈尔滨市2004—2012年碳排放强度变化分析[J]. *地理科学*, 2015, 35(3): 322 – 327.
- [35] Xu Q, Yang R, Dong YX, et al. The influence of rapid urbanization and land use changes on terrestrial carbon sources/sinks in Guangzhou, China[J]. *Ecological Indicators*, 2016, 70: 304 – 316.
- [36] Zhao M, Kong ZH, Escobedo FJ, et al. Impacts of urban forests on offsetting carbon emissions from industrial energy use in Hangzhou, China[J]. *Journal of environmental management*, 2010, 91(4): 807 – 813.
- [37] Hao Y, Su MR, Zhang LX, et al. Integrated accounting of urban carbon cycle in Guangyuan, a mountainous city of China: The impacts of earthquake and reconstruction[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, (103): 231 – 240.
- [38] 刘建, 李月臣, 曾喧, 等. 县域土地利用变化的碳排放效应——以山西省洪洞县为例[J]. *水土保持通报*, 2015, 35(1): 262 – 266.
- [39] 单福征, 於家, 赵军, 等. 上海郊区快速工业化的土地利用及碳排放响应——以张江高科技园区为例[J]. *资源科学*, 2011, 33(8): 1600 – 1607.
- [40] 赵荣钦, 黄贤金, 钟太洋, 等. 区域土地利用结构的碳效应评估及低碳优化[J]. *农业工程学报*, 2013, 29(17): 220 – 229.
- [41] 余德贵, 吴群. 基于碳排放约束的土地利用结构优化模型研究及其应用[J]. *长江流域资源与环境*, 2011, 20(8): 911 – 917.
- [42] Chuai XW, Huang XJ, Wang WJ, et al. Land use, total carbon emission change and low carbon land management in coastal Jiangsu, China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 103: 77 – 86.
- [43] 田云, 李波, 张俊飏. 我国农地利用碳排放的阶段特征及因素分解研究[J]. *中国地质大学学报: 社会科学版*, 2011, 11(1): 59 – 63.
- [44] 游和远, 吴次芳, 沈萍. 土地利用结构与能源消耗碳排放的关联测度及其特征解释[J]. *中国土地科学*, 2010, 24(11): 4 – 9.
- [45] Zhao RQ, Huang XJ, Liu Y, et al. Carbon emission of regional land use and its decomposition analysis: Case study of Nanjing city, China[J]. *Chinese Geographical Science*, 2015, 25(2): 198 – 212.
- [46] 张勇, 张乐勤, 汪应宏, 等. 安徽省池州市土地利用碳排放演变及其影响因素[J]. *中国农业大学学报*, 2014, 19(2): 216 – 223.
- [47] Xu HZ, Zhang WJ. The causal relationship between carbon emissions and land urbanization quality: A panel data analysis for Chinese

- provinces[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 137: 241 – 248.
- [48] Fang CL, Wang SJ, Li GD. Changing urban forms and carbon dioxide emissions in China: A case study of 30 provincial capital cities[J]. *Applied Energy*, 2015, 158: 519 – 531.
- [49] Zhao YB, Wang SJ. The relationship between urbanization, economic growth and energy consumption in China: An econometric perspective analysis[J]. *Sustainability*, 2015, 7(5): 5609 – 5627.
- [50] 谭梦, 黄贤金, 钟太洋, 等. 土地整理对农田土壤碳含量的影响[J]. *农业工程学报*, 2011, 27(8): 324 – 329.
- [51] 郭义强, 鄢文聚, 黄妮, 等. 土地整理工程对土壤碳排放的影响[J]. *土壤通报*, 2016, 47(1): 36 – 41.
- [52] 钟学斌, 喻光明, 何国松, 等. 土地整理过程中碳量损失与生态补偿优化设计[J]. *生态学杂志*, 2006, 25(3): 303 – 308.
- [53] 郭义强, 陈朝锋, 韩贇, 等. 河北省柏乡县土地整理项目的碳排放效应研究[J]. *中国农学通报*, 2015, 31(36): 205 – 210.
- [54] 张庶, 金晓斌, 杨绪红, 等. 农用地整治项目的碳效应分析与核算研究[J]. *资源科学*, 2016, 38(1): 93 – 101.
- [55] 游和远, 吴次芳. 土地利用的碳排放效率及其低碳优化——基于能源消耗的视角[J]. *自然资源学报*, 2010, 25(11): 1875 – 1886.
- [56] 王佳丽, 黄贤金, 郑泽庆. 区域规划土地利用结构的相对碳效率评价[J]. *农业工程学报*, 2010, 26(7): 302 – 306.
- [57] 董捷, 员开奇. 湖北省土地利用碳排放总量及其效率[J]. *水土保持通报*, 2016, 36(2): 337 – 342.
- [58] 朱巧娴, 梅昀, 陈银蓉, 等. 基于碳排放测算的湖北省土地利用结构效率的DEA模型分析与空间分异研究[J]. *经济地理*, 2015, 35(12): 176 – 184.
- [59] 黎孔清, 陈银蓉, 陈家荣. 基于ANP的城市土地低碳集约利用评价模型研究——以南京市为例[J]. *经济地理*, 2013, 33(2): 156 – 161.
- [60] 张苗, 甘臣林, 陈银蓉. 基于SBM模型的土地集约利用碳排放效率分析与低碳优化[J]. *中国土地科学*, 2016, 30(3): 37 – 45.
- [61] 张俊峰, 张安录, 董捷. 土地集约利用与土地利用碳排放的关系研究——以武汉城市圈为例[J]. *农业现代化研究*, 2013, (6): 717 – 721.
- [62] 许恒周, 郭玉燕, 陈宗祥. 土地市场发育、城市土地集约利用与碳排放的关系——基于中国省际面板数据的实证分析[J]. *中国土地科学*, 2013, (9): 26 – 29.
- [63] 孙贤斌. 安徽省会经济圈土地利用变化的碳排放效益[J]. *自然资源学报*, 2012, 27(3): 394 – 401.
- [64] 崔玮, 苗建军, 杨晶. 基于碳排放约束的城市非农用地生态效率及影响因素分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2013, 23(7): 63 – 69.
- [65] 仲伟周, 邢治斌. 中国各省造林再造林工程的固碳成本收益分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2012, 22(9): 33 – 41.
- [66] 刘伟玲, 张林波, 龚斌, 等. 深圳市土地利用碳排放环境库兹涅茨曲线协整分析[J]. *水土保持研究*, 2013, 20(4): 172 – 178.
- [67] 赵荣钦. 城市系统碳循环及土地调控研究[M]. 南京: 南京大学出版社, 2012: 200 – 201.
- [68] 赵荣钦, 黄贤金, 刘英, 等. 区域系统碳循环的土地调控机理及政策框架研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(5): 51 – 56.
- [69] 肖主安, 彭欢. 我国低碳经济型土地利用模式的路径选择[J]. *求索*, 2010, (4): 81 – 82.
- [70] 赵荣钦, 刘英, 郝仕龙, 等. 低碳土地利用模式研究[J]. *水土保持研究*, 2010, 17(5): 190 – 194.
- [71] 余光英, 员开奇. 基于土地适宜性评价的区域碳排放权分配研究[J]. *资源开发与市场*, 2014, 30(10): 1190 – 1194.
- [72] 赵荣钦, 李志萍, 韩宇平, 等. 区域“水—土—能—碳”耦合作用机制分析[J]. *地理学报*, 2016, 71(9): 1613 – 1628.
- [73] 冯广京. 土地科学学科独立性研究——兼论土地科学学科体系研究思路与框架[J]. *中国土地科学*, 2015, 29(1): 20 – 33.
- [74] 冯广京. 土地科学学科独立性及学科体系研究框架[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2015: 158 – 159.
- [75] 冯广京. 中国土地科学学科建设研究[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2015: 63, 144.

(本文责编: 王庆日)

《中国土地科学》2016年(第30卷)总目次

土地管理

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 郭贯成等(1-75)

多源流理论视角下宅基地使用权确权政策的议程设置研究——基于江苏省4市的调查 于水等(1-82)

基于产能核算和土地质量地球化学评估的县域基本农田布局研究 侯现慧等(1-89)

基于BP神经网络的城市增长边界预测——以北京市为例 付玲等(2-22)

县域批而未用土地的监测研究 裘双双等(2-31)

空间视角下的地方政府土地经营策略、竞争机制和中国的城市层级体系——来自中国186个地级市的经验证据 陈建军等(3-4)

农地流转农户契约选择及机制的实证研究——来自贵州省三个县的经验证据 洪名勇等(3-12)

中国建设用地集约利用变化及分区管控研究 孔伟等(4-13)

城乡建设用地增减挂钩中土地权属调整研究 韩立达等(4-21)

农户对宅基地使用权确权效应的认知研究——以武汉市为例 吴郁玲等(4-28)

上海市建设用地减量化运作机制研究 王克强等(5-3)

基于资源禀赋和经济发展区域分异的中国新增建设用地指标分配研究 郭杰等(6-71)

土地利用空间关联下城乡结合部边界界定方法研究 周浩等(6-81)

社会保障, 非农收入预期与宅基地退出决策行为——基于上海市金山区、松江区等经济发达地区的实证分析 高欣等(6-89)

土地系统多级综合观测研究网络建设框架 张衍毓等(7-4)

参照依赖、现状偏见与拆迁安置满意度——基于福建省厦门市的经验分析 严金海等(8-3)

不同征地合作模式社会成本分析 徐一丹等(8-12)

征地利益冲突: 地方政府与失地农民的行为选择机制及其实证证据 鲍海君等(8-21)

全面放开二胎政策下中国人口增长对城乡建设用地的影响与需求预测 王开泳等(9-37)

湖南省5市农地流转对农户增收及收入分配的影响 高欣等(9-48)

农村集体建设用地入市的发展实践与政策变迁 丁琳琳等(10-3)

农地非农化视角下地票交易供给侧的激励机制及空间效应研究 朱凤凯等(10-11)

基于CiteSpace的城市闲置土地研究: 特征与热点演进(1990—2015年) 王宏新等(12-54)

土地经济

中国城市地价波动的幂律特性 彭代彦等(1-61)

- 中国地方政府土地租税收入变化对城市建设用地扩张的影响..... 陈宇琼等(2-41)
- 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 敏等(2-51)
- 耕地占用与经济增长脱钩关系的倒U型曲线检验: 武汉市的实证 孔星河等(3-46)
- 农村土地经营权抵押融资农户满意度分析——基于辽宁省试点县的调查 于丽红等(4-79)
- 农户农地经营权抵押贷款可获性及其影响因素——基于农村金融改革试验区 2518 个农户样本 林乐芬等(5-36)
- 农户风险偏好下的土地经营权拍卖报价研究——以浙江省嘉兴市农村土地经营权流转为例..... 杨卫忠(5-46)
- 合肥市产业结构与土地经济密度的关联协调研究 姚 飞等(5-53)
- 东北粮食主产区农村土地承包经营权规模化流转定价机制研究——以黑龙江省克山县为例... 宋 戈等(6-44)
- 农地证券化、劳动力转移与城乡收入分配 李 停(6-52)
- 房价与地价的因果关系研究——基于重庆的实证检验 叶 贵等(6-62)
- 产权抵押贷款下农户融资方式选择及其影响因素研究——来自宁夏同心 517 个样本的经验考察 王青文等(7-41)
- 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 唐 焱等(8-28)
- 基于双重目标的东北粮食主产区土地适度规模经营研究 宋 戈等(8-38)
- 重庆宅基地退出中农民土地收益保护研究——基于比较收益的视角 王兆林等(8-47)
- 感知价值、可行能力对农户宅基地退出意愿的影响及其代际差异 朱新华等(9-64)
- 城镇住宅用地基准地价的地质灾害影响及修正系数研究——以兰州市为例 彭建超等(9-73)
- 中国城市土地经济密度的分布动态演进 匡 兵等(10-47)
- 城镇化进程中农地非农化的市场作用与价格区间变动研究 崔 凯等(10-55)
- 长三角地区与珠三角地区农村集体土地市场发育与运行比较研究——基于上海市松江区、金山区和广东省南海区、东莞市 4 地实证分析 文兰娇等(10-64)
- 土地领域供给侧结构性改革的重心和方向 冯广京(11-4)
- 农地产权对劳动力迁移模式的影响机理及实证检验 李 停(11-13)
- 农村集体建设用地市场的发展与影响因素计量经济研究——基于广东省南海区 1872 份市场交易及 398 份调研数据需求侧的实证分析 张 婷等(11-22)
- 土地供给错配、房价上涨与半城镇化研究 文 乐等(12-18)
- 设定抵押的土地经营权入股合作社研究 李晓聪等(12-28)
- 风险规避对农户农地流转行为的影响——基于吉鲁陕湘四省调研数据的实证分析 孙小龙等(12-35)
- 关系网络能促进土地流转吗? ——以 1050 户苹果种植户为例 李星光等(12-45)

土地整治

- 协同治理: 中国空心村治理的一种理论模型——以江西省安福县广丘村为例 刘建生等(1-53)
- 中国土地整治转型发展战略导向研究 严金明等(2-3)
- 农民参与农地整理项目建后管护的意愿与行为转化研究: 以河南邓州的调查为例 赵 微等(3-55)

资产专用性、不确定性与农地整治模式选择	曾 艳等(6-14)
利益均衡下农地整治权属关系调整的研究进展	吴诗嫚等(7-88)
中国耕地整治投资实施模式与路径分析	唐秀美等(8-56)
农地整治对农户耕地流转行为决策的影响研究——基于武汉和咸宁部分农户调查的实证	汪 箭等(8-63)
基于OLS和分位数回归的农地整理管护绩效研究	赵 微等(8-72)
农地整治对耕地细碎化的治理效果及其原因分析——以湖北省江夏、咸安、通山三区(县) 为实证	文高辉等(9-82)
土地整治项目协同治理:理论框架与案例研究	刘建生等(11-61)
基于城乡统筹发展的农村土地综合整治绩效研究——以重庆市典型项目区为例	范 焱等(11-68)

土地利用

自主参与式农地休养政策:模式和启示	沈孝强等(1-68)
西南丘陵区高标准基本农田建设区域划定研究——以重庆市铜梁区为例	孙 宇等(3-20)
基于ESDA-GWR的浙江省土地城镇化空间特征及影响因素分析	俞振宁等(3-29)
基于SBM模型的土地集约利用碳排放效率分析与低碳优化	张 苗等(3-37)
空间一致性视角下的城市紧凑发展与土地混合利用研究——以上海市为例	郑红玉等(4-35)
基于格网尺度的永城市土地利用转型研究与热点探测	郭椿阳等(4-43)
产业关联与土地生产效率关系研究——以北京市海淀区为例	施昱年(4-52)
中国城市工业用地利用效率时空差异及地方政府竞争影响	罗能生等(5-62)
长江中下游地区耕地后备资源空间分布及影响因素研究	任君临等(5-71)
基于多主体行为偏好的城市新区征收拆迁空间布局模拟	祝锦霞等(7-64)
基于GlobeLand 30的耕地资源损失过程研究——以环渤海地区为例	杨 洋等(7-72)
西部能源经济区城市体系评价	张裕凤等(9-57)
中国发达地区工业土地集约利用的驱动因素——基于企业微观数据的研究	张 琳等(10-20)
移民安置区农户土地利用与生计变化研究	胡业翠等(10-29)
空间视角下生产性服务业集聚对城市土地集约利用的影响研究	周 游等(10-37)
流域矿业开采引发的土地利用空间冲突及优化配置	冯 宇等(11-32)
城市LUCC时空格局对地表温度的影响效应研究——以广西柳州市为例	梁保平等(11-41)
农户脆弱性研究综述及其在土地利用变化中的理论分析构架	胡 特等(11-50)
土地利用变化驱动力多尺度因素的定量影响分析	袁 磊等(12-63)
城市工业用地产出率影响因素及区域比较——地级城市面板数据分析	许明强(12-71)
中国土地利用碳排放的研究误区和未来趋向	赵荣钦等(12-83)

土地法

住宅建设用地自动续期的逻辑变换及方案形成	靳相木等(2-58)
----------------------------	------------

- 征地拆迁领域司法裁判的对接与阻断机制:基于杭州市300份判决书的统计分析..... 鲍海君等(4-3)
- 集体土地他项权利征收补偿制度研究..... 李 宴(7-49)
- 农户语境下的住房财产权与抵押登记问题..... 孟光辉(9-90)
- 住宅建设用地自动续期的问题与出路..... 陈越鹏(10-90)

土地制度

- 预期征地下设施农用地流转利益主体冲突机制研究——以吉林省F市联盟村为例..... 周 敏等(1-32)
- 中国农地信托中的权利失衡与制度重构..... 鄢 斌(1-40)
- 美国农民土地权益保护机制及评价启示..... 张 伟等(1-47)
- 宅基地使用权流转的困境与出路..... 宋志红(5-13)
- 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..... 刘向南等(5-21)
- 承包地经营权流转中市场与政府的协同:理论与实证..... 夏淑芳等(5-29)
- 土地征收的新公众参与边界讨论——基于台湾典型土地征收案例的分析..... 王 健等(7-14)
- 土地财政构成要素时空差异与调控政策研究..... 王玉波(7-22)
- 地票制度创新与土地发展权市场机制及农村土地资产显化关系..... 文兰娇等(7-33)
- 地方政府防范征地冲突群体性事件话语研究..... 谭术魁等(9-4)
- 土地经营权的性质研究——基于土地经营权抵押贷款规范性文件的分析..... 肖 鹏(9-12)

土地评价

- 基于足迹家族的广西壮族自治区资源与环境压力评价..... 赵先贵等(3-71)
- 基于可持续性视角的城市土地利用模糊逻辑评价与诊断——以武汉市为例..... 汪 洋等(4-61)
- 村镇建设用地再开发后评估指标体系探讨..... 郑沃林等(4-70)
- 耕地破碎度评价方法与实证研究——以浙江省宁波市为例..... 陈帷胜等(5-80)
- 成本—收益视角下的城镇规模适度性分析——以京津冀城市群、山东城市群和中原城市群
为例..... 孟 鹏等(5-88)
- 基于全排列多边形综合图示法的唐山市土地利用多功能性评价..... 张路路等(6-23)
- 区域土地财政与城镇化的协调发展关系研究——以山东省为例..... 蔡 潇等(6-33)
- 基于土地税收的土地利用效率计算方法研究..... 孟 成等(7-56)
- 新型城镇化对工业土地利用效率的影响:理论框架与实证检验..... 郭贯成等(8-81)
- 基于用地企业视角的土地资源配置效率研究..... 张 雄等(8-90)
- 农地城市流转农民福利变化与福利差异测度——基于二维赋权法与三类不平等指数的
实证..... 魏 玲等(10-72)

土地生态

- 基于PSR和无偏GM(1,1)模型的福建省耕地生态安全评价与预测..... 范胜龙等(9-19)

(下转封三)