农村集体建设用地流转与产业结构调整*

——基于地票制度的自然实验研究

米旭明　代 单

摘要:农村农业优先发展需要在制度上确保广大农民能够更加平等地参与经济发展进程,共享改革成果。这就要求加快建立统一的城乡要素平等交换与优化配置的制度体系,在实现乡村振兴的同时,助力中国经济高质量发展。本文重点关注农村集体建设用地流转促进区域产业结构调整的制度功能,将地票制度改革作为一项自然实验,利用 2000—2017 年间的统计数据,客观评估农村集体建设用地流转对地区产业结构优化升级的作用和影响。研究结果显示,该政策的实施不仅能够持续有效促进地区产业结构升级,而且对地区工业和服务业增长均具有显著促进作用。进一步的中间影响机制研究表明,社会消费与农民职业发展是重要的影响渠道。为此,政策部门应持续深化农村土地制度改革,在城乡融合发展的视角下尽快形成统一的建设用地市场,为农民通过级差地租公平分享经济发展成果营造更好的制度环境。

关键词:乡村振兴　地票制度　产业结构　建设用地市场

一、引言

长期以来,我国一直实施分地区和城乡隔离的建设用地使用权指标管理制度。该制度有效地促进了城市化和工业化的迅速发展,但是,在大国人口持续跨地区流动和经济发展新常态的背景下,原有制度也在一定程度上加剧了产业结构和区域经济发展不平衡、不协调的矛盾(张平、袁富华,2019)。一方面,城乡隔离的建设用地市场阻碍了土地要素的再优化配置,进一步加大城乡差距。另一方面,分省"占补平衡"的土地政策抑制了经济发达地区进一步的产业集聚和经济扩张(陆铭,2011)。由此,不少地区陷入城市与产业集聚区域用地紧张而农村宅基地和集体建设用地却大量闲置的矛盾局面。这不仅牺牲了经济增长效率,也进一步扩大了城乡差距。

城乡融合视角下的农村土地制度改革是我国经济高质量发展的重要突破口,是实现城乡共同繁荣的重要制度基石(刘守英,2018)。2007 年 6 月 7 日,重庆市和成都市成为我国首批设立的国家统筹城乡综合配套改革试验区。两市先后以地票制度为试验田,探索农村集体建设用地使用权制度的改革。在成渝试点的基础上,广州市与郑州市也开始逐步推进地票制度。理论上,地票制度的实施能够赋予农村居民通过级差地租分享发展成果的机会,为农民的迁移、家庭生活的改善、职业的发展、农业生产的追加投入提供一定的经济支持。同时,建设用地使用权的跨城乡配置也能为地区产业集聚发展提供有利的要素环境。既有文献从耕地保护、城市反哺和建设用地流转机制进行了理论分析,旨在进一步深入理解地票制度在土地资源优化配置中的作用。然而,该领域的研究仍然存在一定的不足,具体表现为:仅以农村或城镇单个视角分析土地资源的配置和反哺效应,缺乏从城乡整体视角的考察;对制度改革的经济效果缺少客观评估与量化分析;较少关注对农村土地制度改革与

* 米旭明、代单,深圳大学建设管理与房地产系,邮政编码:518060,电子邮箱:mixm@163.com,903466137@qq.com。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。

地区产业发展的互动影响。

土地资源的优化配置不仅能提高土地利用效率,而且能促进人口流动和人力资源再配置,进而对城市产业集聚发展产生积极影响。本文重点关注农村集体建设用地流转促进区域产业结构调整的制度功能,使用2000—2017年间的统计数据,客观评估农村集体建设用地流转对地区产业结构优化升级的作用和影响。可能的贡献在于:(1)在研究视角上,从城乡一体化发展的角度评估农村集体建设用地流转对城乡产业发展的作用,尤其关注土地优化配置后带来的人口流动和人力资源再配置对服务业的影响。这不仅有助于理解深化农村土地改革对农村农业优化发展和乡村振兴的作用,也有助于理解产业结构调整滞后,尤其是服务业发展缓慢的问题。(2)在研究方法上,采用合成控制法对上述问题进行了客观评估,有效地避免了样本选择偏误或未观测的其他因素对实证结果的影响。

二、制度背景与理论框架

(一)制度背景分析

在城乡分割的建设用地指标模式中,人口与土地不存在联动机制,这意味着农村人口流向城市与产业不影响城乡建设用地指标的再配置。随着农村外出务工人数的持续增加,一些地区的村庄出现宅基地和其他建设用地规划不合理、普遍闲置的情况。由于难以获得级差地租,农户与农村基层组织缺乏优化土地使用效率的积极性。这不仅使农民难以获得土地产生的财产性收入,也进一步导致乡村建设用地粗放式发展,城乡差距不断拉大。同时,受限于城乡隔离的土地指标管理制度,人口持续流入的城市无法通过既有建设用地再配置获得更多的发展空间。在人口增长迅猛和产业用地日益紧张的背景下,城市集聚效应与产业优化升级空间受限,一定程度上损失了经济发展效率。

作为我国耕地保护的重要制度,“占补平衡”政策的核心思想是,在国家严控耕地不减少的前提下,要求在省级行政区内,实施“占多少、补多少”的耕地非农化政策①。换言之,在耕地数量、质量和生态“三位一体”的保护原则下,耕地占用主体必须在同一行政区域内开垦质量相当、数量相等的耕地,占一补一,占优补优,占水田补水田。在经济快速增长和城市化迅猛发展的背景下,该政策有效保护了国家耕地和农业的安全。但是,它也在一定程度上限制了各地区更好发挥产业比较优势、做强做优做大优势产业。2008年2月,重庆市被国务院确定为建设用地增减挂钩试点地区。同年,地票交易制度正式实施。其核心是,深化农村土地制度改革,加快破解城乡生产要素配置长期单向流动的困境,为广大农民分享级差地租,共享改革红利提供制度保证。具体而言,重庆规定,农村居民在征得三分之二以上集体村民的同意后,可以申请将闲置宅基地或其他建设用地复垦。复垦完成后交由当地土地部门验收,验收合格即纳入城乡建设用地增减挂钩指标。该建设用地指标即为地票,可在农村土地交易所交易。地票交易收益中85%归农民所有,其余15%由农村集体获得。同时,农民对复垦土地拥有使用权。重庆农村土地交易所公布的数据显示,截至2017年底,重庆市已完成82场地票交易,成交总面积22.46万亩,共436.84亿元,均价为19.45万元/亩。其中,89.04%来自贫困区县和人口持续流出区域;96%落地于产业集聚与人口密集区域。

(二)文献综述

土地流转与集约利用不仅关系着产业发展模式与结构优化,而且对技术进步和国家竞争力有着重要的影响(Li et al, 2018)。因此,作为重要的制度创新,地票制度一直受到我国学术界与政策制定部门的重视。目前,既有研究主要聚焦于理论分析地票制度对“三农”的反哺作用。例如,杨继瑞等(2011)提出在保护耕地和缓解城镇建设用地紧张的基础上,该制度有利于引导城镇资本自发持续流入三农领域,有利于实现统筹城乡综合改革的规划目标与乡村振兴战略。杨庆媛、鲁春阳(2011)认为,应该从农民财产权转移角度建立地票收益分配机制,从地区发展权的角度构建地票运行监测

①“占补平衡”政策的发展历程大致可以分为数量平衡(1998—2004年)、数量质量平衡(2004—2010年)和数量质量生态平衡(2010年至今)三个阶段(李国敏等,2017)。

机制。冯桂(2014)分析了重庆方案对农村土地权利流转的作用,并从保护农民财产权利和增加财产性收入方面提出政策建议。陆林(2016)建立了开发商参与地票和土地竞拍的模型,模拟了地票制度落地过程中存在的问题和相关主体可能承担的风险。通过使用土地出让案例模拟,文兰娇、张安录(2016)发现该制度能够有效提升农村土地资产价值,促进资源优化配置。郑沃林、胡新艳(2019)采用文献资料法,比较分析了重庆与成都的地票制度,并建议在发达城市中试点城市更新与土地性质相结合的地票制度。

上述研究丰富了学界对地票制度实施意义的理解和认识,例如耕地保护、反哺"三农"和土地流转。但是,仍然存在一定的不足。首先,既有文献主要局限于规范分析,缺乏对制度效果的客观评估和考察,一定程度上限制了对政策效果的深入理解。其次,已有研究主要以农村或城镇视角分析土地资源的配置和反哺效应,缺乏从城乡融合的视角综合考察制度影响。再次,既有文献尚未关注制度改革对地区产业结构调整的影响和作用。在客观上,地票制度在实现城市资本对"三农"反哺的同时,城市自身也获得了有利于产业集聚发展的土地与劳动力。从这个意义上讲,从城乡融合发展视角下对地票制度的科学考察和评估,有利于更深入理解制度的功能和效果。

(三)地票制度与产业结构调整的理论分析

以地票制度为代表的农村集体建设用地流转改革不仅关系着农业用地与建设用地资源的优化配置,也关系着建设用地指标在不同城市和产业之间的优化配置。它能够有效释放级差地租收益,引导城市资本流入农村,也能够为城市发展和产业进步提供更大的增长空间。

1. 地票制度与企业经营及投资决策。农村集体建设用地跨城乡再配置能够从诸多方面影响产业发展与结构调整:

第一,非市场化的土地资源配置制约了区域产业的发展,造成产业结构升级缓慢与产能过剩的难题(袁志刚、邵挺,2010;张莉等,2019)。农村集体建设用地流转改革能够为城市发展和产业集聚提供新的增长空间,有助于城市和产业的集聚发展,有利于发挥产业的协同效应。与原有建设用地配置方式相比,该方式更具市场化的特点。企业可以根据自身效率、行业发展前景等因素选择是否参与地票交易获得新增建设用地指标。市场化的交易方式在不同企业之间形成竞争关系,只有生产和创新效率最高的企业才能够获得足够的地票。长期来看,新增的建设用地不断向最有竞争力的企业与城市配置,有助于形成良性互动的产业集群。集聚发展的产业集群便于各种类型的企业展开协作,促进行业创新发展(Murata et al, 2014)。

第二,农村集体建设用地流转改革有利于为产业发展创造良好的要素环境。毋庸置疑,高昂的土地成本与房地产价格容易导致企业资源错配,最终损失经济效率(Chaney et al, 2012;陈斌开等,2015)。具体表现为,在微观层面,容易影响企业技术进步的方向,导致企业创新资源投入不足(王文春、荣昭,2014;余泳泽、张少辉,2017);在宏观层面,大量资本与企业家精神脱离实业转而配置到非生产性活动上,将严重制约产业创新能力与国家科技竞争力的发展(Wiseman, 2015)。地票制度有利于为产业发展创造良好的要素环境。新增的建设用地指标有利于改变企业投资预期。如果产业发展能够获得足够的利润空间和增长前景,那么市场需求将通过地票价格上涨引导农村的建设用地转为城市和产业用地。由此形成城乡建设用地的联动机制,将在一定程度上确保城市保持合理的房地产价格,弱化企业偏离主业的投资动机。同时,不断新增的建设用地将削弱企业投资性房地产的盈利能力。投资性房地产盈利空间的压缩能够为专注实业的企业减负,降低其生产经营过程中的租金成本,也能够进一步改变全社会投资房地产的预期。

第三,地票制度改革能够显著影响企业经营成本。毋庸置疑,高昂的房地产价格不仅增加了产业用地用房的成本,而且提高了企业的人力资源成本。高房价引致的高生活成本客观上要求企业必须在人力资源方面投入更多成本,这将对企业的生产经营成本和创新支出产生负面影响,挤压企业发展空间。通过地票制度对城乡建设用地的优化配置,能够在一定程度上抑制房地产价格的过快上涨,防止社会资本过度地流出实体经济。增加的城市建设用地既可以为产业人才的安居乐业提供支

持,也可以有效地缓解产业用地用房的高成本问题。

2. 地票制度、人口流动与人力资本发展。农村集体建设用地流转改革有助于人口集聚和市场规模的扩大,有利于为产业发展提供更好的劳动力和市场需求环境。改革开放40多年来,农村劳动力的非农转移成为我国经济快速增长的重要助推力。大量富余劳动力从效率较低的农业部门向高效率的工业部门转移,显著提高了经济发展效率(Peneder, 2003)。农村建设用地大量闲置正是农村人口不断流向城市与高价值产业的结果。地票制度改革能够减少闲置土地对农村人口流动的束缚。无论外出务工或者城市定居,农村集体建设用地的流转收益均能够为农村居民的生活和职业发展提供一定的经济支持。同时,农村人口向城市的不断集中有利于为企业生产经营提供更好的人力资源环境。尤其对于服务业,劳动密集型的特点使得该行业的发展需要吸纳更多的就业人口。总体上,具有一定经济基础的人口流入,不仅能够为人力资本的优化配置提供便利,也能够为产业发展提供更多的市场需求。

建设用地流转带来的财产性收入有利于农村人口的人力资本积累和职业发展。对于常年在外务工的农村人口而言,城市已经成为他们生活和工作的重要空间载体,城市生活已成为他们无法割舍的生活方式。多年在外的务工经历通常意味着他们的子女长期在城市成长和学习。此时,农村难以满足其子女对生活需要和个人发展的期望,在城市定居和发展成为家庭更好的选择。而户籍制度改革的深化也为这些家庭定居城市提供了制度便利。由此,地票制度改革带来的流转收益,一方面,有利于该类人群增加投资提升自我技能,实现满意的职业发展;另一方面,也有利于他们更多地投资子女教育,使后代获得更好的人力资本积累,为子女的城市生活和职业发展提供保障。这些家庭及其子女的人力资本积累和职业发展投资包括以提高劳动回报率为目标的职业技能学习和培训、以寻求更高生活和工作满意度的创业活动。这些活动均能够促进城市产业的持续发展(Schneck, 2014)。

综上所述,在我国城乡分治的土地政策和产业结构发展滞后的背景下,本文重点关注农村集体建设用地改革对地区产业结构的作用和影响。研究主线与实证过程如图1所示。通过使用合成控制法、双重差分法,按照三个步骤进行了评估和检验。第一,考察制度改革对产业结构优化指数的影响;第二;分别从相对产值和相对就业率的角度,对地区工业和服务业的调整情况进行评估;第三,中间影响机制检验与分析。

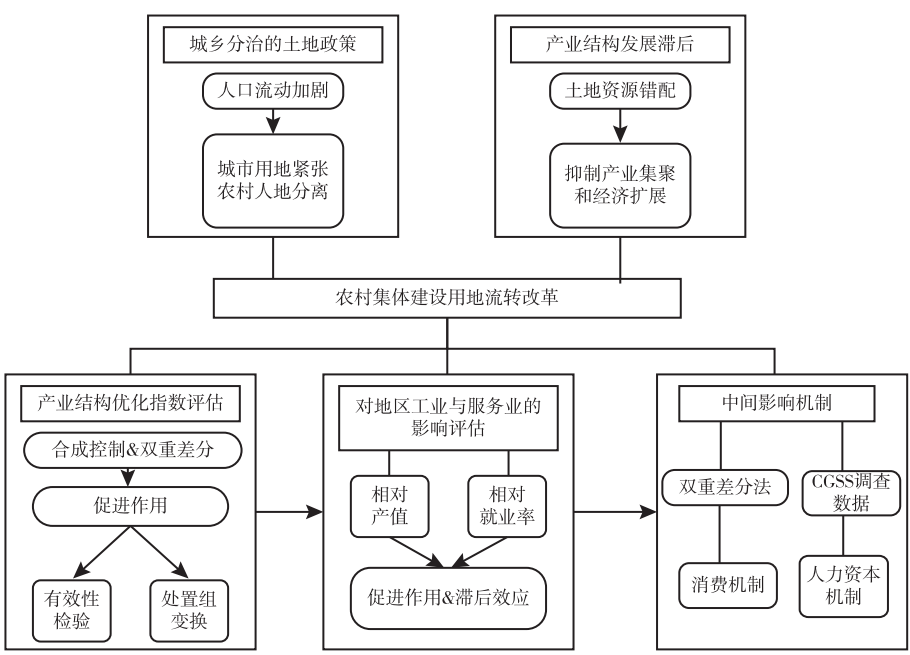

图1 研究主线与实证过程

三、研究设计与变量说明

双重差分法(DID)、倾向得分匹配法(PSM)以及合成控制法(SCM)是政策评估研究中最主要的研究方法。虽然双重差分法的应用更加广泛,但是该方法要求实验组与控制组在政策实施前具有相同的趋势。实践中,由于研究对象存在一定的异质性,所以极易造成评估结果的偏差。合成控制法能够有效地避免上述问题的产生。该方法利用大量数据确定控制组,有效避免控制组选择的主观性和随机性(Abadie & Gardeazabal, 2003)。其基本思想是,通过大量观测值的加权平均生成一个政策实施的"反事实"控制组,以此模拟地票制度改革地区在不进行农村集体建设用地流转情况下的产业结构调整情况,然后对比实验组和控制组的差异,确定政策实施效果。具体是将 2008 年实施的重庆地票制度作为一项自然实验,然后在同地区、同时期进行对比实验,即特定地区实施或不实施农村集体建设用地流转改革两种情况下,产业结构调整优化的不同结果,该结果差异即为政策实施效果。本文通过对其他未实施政策城市的线性组合拟合形成一个与重庆类似情况的对照组,以避免主观选择对比过程中引起的误差。

(一)研究设计与模型

假设观测到 $J+1$ 个地区的产业结构情况,其中,第 1 个地区(重庆)受到农村集体建设用地流转改革的影响,其他 J 个地区为控制组。可以观测到这些地区 T 期的产业结构情况。使用 T_0 表示地票制度实施前的年份,满足 $1\leqslant T_0\leqslant T$。采用反事实框架,对于地区 $i=1,\cdots,J+1$ 和时刻 $t=1,\cdots,T$,用 Y_{it}^N 表示地区 i 在时刻 t 没有实施地票制度时的结果,用 Y_{it}^I 表示地区 i 在时刻 t 受到实验时的结果。因此,$\alpha_{it}=Y_{it}^I-Y_{it}^N$ 为地票制度的政策效果。假设地票制度对于实施前的产业结构没有影响,因此,当 $t\leqslant T_0$ 时,地区 i 存在 $Y_{it}^I=Y_{it}^N$;当 $T_0<t\leqslant T$ 时,$Y_{it}^I=Y_{it}^N+\alpha_{it}$。$D_{it}$ 为实施地票制度的虚拟变量,如果 t 时刻地区 i 已实施地票制度,该变量取 1,否则为 0。时刻 t 观测到地区 i 的结果 Y_{it},$Y_{it}=D_{it}Y_{it}^I+(1-D_{it})Y_{it}^N$,因而 $Y_{it}=Y_{it}^N+D_{it}\alpha_{it}$。对于控制组地区,存在 $Y_{it}=Y_{it}^N$。仅有第 1 个地区在时刻 T_0 后开始受到政策影响,目标是估计 α_{1t}。当 $t>T_0$ 时,$\alpha_{it}=Y_{1t}^I-Y_{1t}^N=Y_{1t}-Y_{1t}^N$,$Y_{1t}$ 是重庆市的实际产业结构情况,该情况是可以观测的。为了估计 α_{1t},需要估计 Y_{1t}^N。Y_{1t}^N 是实验组地区实施政策前产业结构的变化情况。假设 Y_{it}^N 由如下的模型决定:

$$Y_{it}^N=\delta_t+\theta_tZ_i+\varphi_t\mu_i+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

其中,Z_i 是地区 i 不受政策影响的控制变量,δ_t 是时间趋势,φ_t 是无法观测的共同因子,μ_i 是不可观测的地区固定,ε_{it} 是各地区受到的暂时冲击。为了考察地票制度对产业结构调整的影响,需要通过控制组的加权模拟重庆市。为此,需计算 $J+1$ 维权重向量 $W=(w_2,\cdots w_{J+1})'$,满足对任意的 J,$w_J\geqslant 0$,且 $w_2+\cdots w_J=1$,有:

$$\sum_{j=2}^{J+1}w_jY_{jt}=\delta_t+\theta_t\sum_{j=2}^{J+1}w_j\mu_j+\varphi_t\sum_{j=2}^{J+1}w_j\mu_i+\sum_{j=2}^{J+1}w_j\varepsilon_{jt} \tag{2}$$

假设存在一个向量组 $W^*=(w_2^*,\cdots w_{J+1}^*)'$,满足:

$$\sum_{j=2}^{J+1}w_j^*Y_{jt}=Y_{1t},\cdots\sum_{j=2}^{J+1}w_j^*P_{jT_0}=P_{1T_0} \tag{3}$$

并且:

$$\sum_{j=2}^{J+1}w_j^*Z_j=Z_1 \tag{4}$$

如果 $\sum_{i=1}^{T_0}\varphi_t'\varphi_t$ 非奇异,那么存在:

$$Y_{it}^N-\sum_{j=2}^{J+1}w_j^*Y_{jt}=\sum_{j=2}^{J+1}w_j^*\sum_{s=1}^{T_0}\varphi_t'\varphi_t(\sum_{s=1}^{T_0}\varphi_t'\varphi_t)^{-1}w_j^*(\varepsilon_{js}-\varepsilon_{1s})-\sum_{j=2}^{J+1}w_j^*(\varepsilon_{js}-\varepsilon_{1s}) \tag{5}$$

Abadie(2010)证明,在一般条件下,式(5)右边将趋近于 0,因此,对于 $T_0 < t \leqslant T$,$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt}$ 可以作为 Y_{it}^N 的无偏估计,从而有:

$$\alpha_{it} = Y_{1t}^I - Y_{1t}^N = Y_{1t}^I - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{jt} \tag{6}$$

根据式(6)可得到政策效果的估计值。求解的关键之处是确定式(3)中的权重。需要通过选择 X_1 和 X_0W 之间距离 $|X_1 - X_0W|$ 的最小值 $\sqrt{(X_1 - X_0W)'V(X_1 - X_0W)}$。$X_1$ 表示制度实施前重庆市的特征向量,X_0 表示制度实施前其他城市的特征向量,V 表示对称半正定矩阵。由此,可以计算得出最优权重 W^*。

上述方法能够避免双重差分法检验过程中可能存在的偏差问题。这是因为,如果无法排除政策评估中的内生性问题,采用双重差分法容易导致有偏的结果,高估政策影响。相对于双重差分法,倾向得分法采用个体和年份交错的混合数据,能够得到一些改进。但是,该方法难以研究个别区域的特定情况,同时交错也容易存在匹配误差(苏治、胡迪,2015)。

(二)数据来源与变量说明

本文选取我国 70 个大中城市及相关地区作为研究区域,客观评估农村集体建设用地流转改革对产业结构调整的影响。相关数据由国家统计局定期公布,统计口径一致。其他数据来自 Wind 金融数据库和《中国统计年鉴》。由于四川省成都市在试点过程中出现紧急叫停、长期停摆和规则修改的情况,因此,剔除成都市数据。最终,整理获得 69 个大中城市及相关地区 2000—2017 年间的面板数据。研究样本中,仅有重庆市在观测期内实施了农村集体建设用地流转改革。研究变量方面,借鉴江永红等(2016)以及刘友金、曾小明(2018)的研究,分别使用产业结构优化指数、相对产值、相对就业率来衡量产业结构调整的变化情况。具体如下:产业结构优化指数($stru$)是将第一、第二与第三产业与总产值的占比加权计算得到产业结构优化指数,指数越高说明地区产业结构越高级化。

$$stru = \sum_{i=1}^{3} y_i \cdot i = y_1 \times 1 + y_2 \times 2 + y_3 \times 3 \tag{7}$$

其中,i 分别等于 1、2、3,表示第一、二、三产业。y_i 为第 i 产业产值占地区生产总值的比重。借鉴樊纲等(2011)的研究方法,将指数进行标准化处理。假定 2000 年(基期)各项指数取值范围为 0~10,即基期各地区指数最低为 0 分,最高 10 分。由此得到所有地区在基期的指数分布情况。指数计算方法为:

$$\text{第 } i \text{ 个指数} = \frac{stru_i - stru_{min}}{stru_{max} - stru_{min}} \times 10 \tag{8}$$

然后,分别计算相对于基期,每个地区后续各期指数的得分:

$$t \text{ 年第 } i \text{ 个指数} = \frac{stru_i - stru_{min(0)}}{stru_{max(0)} - stru_{min(0)}} \times 10 \tag{9}$$

与此同时,分别采用相对产值、相对就业率再次衡量产业结构调整情况。具体包括,使用工业相对产值、相对就业率考察政策实施对工业调整的影响;使用服务业相对产值、相对就业率考察对服务业调整的影响。并借鉴赵祥、曹佳斌(2017)及刘友金、曾小明(2018)等的研究,将若干重要影响因素确定为预测控制变量①。具体变量与度量方法如下:对外依存度 $trade$ 为各地区进出口总额与 GDP 比值;市场规模 $\ln pop$ 为年末总人口的自然对数;创新投入强度 $inno$ 为地区研发投入与地区生产总值的比值;城市化程度 $urban$ 为地区城镇人口占总人口比重;土地开发程度 uas 为城市建成区面积

①部分变量可能出现内生性问题,即产业结构的调整是由于其他变量上升导致,而不是地票制度改革的作用。但是,该问题可能并不严重。这是因为:首先,本文研究的时间是一个短期效应。其次,政府干预、固定资产占比等部分变量在地票制度改革前后是下降的,这就缓解了因地票制度改革影响推动了这些因素的上升而导致产业结构优化的机制。另外,通过更换或减少部分预测控制变量,变换干预变量,再次进行检验,结果一致。感谢匿名审稿人对该问题的指正和宝贵意见。

与行政区域土地面积的比值；地区创新能力 ln*patent* 采用专利申请数量的对数表示；政府干预 *gov* 使用财政支出与 GDP 的比值表示；对外开放度 *fdi* 为实际利用外资额与地区生产总值之比；基础设施水平 *road* 为年末人均实有道路面积（平方米/人）；人口密度 ln*density* 为人口密度对数值；劳动力投入 *empro* 为从业人员占总人口的比重；劳动力价格 ln*wage* 为地区在岗职工平均工资的对数；人力资源 *humi* 为高等学校在校人数占总人口比重；信息技术 ln*inter* 为万人互联网用户数的对数；劳动生产率 ln*rgdp* 使用人均 GDP 的对数表示；年末金融机构存款 ln*finan* 为年末金融机构存款余额的对数；床位数 ln*bed* 为医疗卫生院床位数的对数。

表 1 是描述性统计结果。可以发现，产业结构优化指数均值为 4.626，标准差为 1.702。这表明样本区域产业结构平均处于中等水平，部分地区存在明显差异。对外依存度方面，最小值趋近于 0，最大值为 0.423，标准差为 0.0635。市场规模和创新投入强度方面，最大值和最小值差距均较小，说明样本地区之间差异较小。对于城市化水平变量，最大值为 100，最小值为 13.90，标准差为 19.02。这表明样本区域城市化进程存在明显差异。总体而言，东部地区城市化水平较高。基础设施水平变量最大值是 11.2063，标准差为 5.77。这反映出样本地区基础设施水平也存在一定的差异。

表 1　变量描述性统计

变量名	变量解释	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
stru	产业结构优化指数	1224	4.626	1.702	10	0
trade	对外依存度	1224	0.0482	0.0635	0.423	0.0007
ln*pop*	市场规模	1224	6.212	0.627	8.129	3.861
inno	创新投入强度	1224	0.0134	0.012	0.0724	0.0008
urban	城市化水平	1224	46.24	19.02	100	0.444
uas	土地开发程度	1224	0.0315	0.0662	0.496	0.0006
ln*patent*	地区创新能力	1224	7.85	1.749	12.15	4.025
gov	政府干预	1224	0.145	0.782	27.43	0.0443
fix	固定资产占比	1224	5.55E−05	3.29E−05	0.0008	8.21E−06
fdi	对外开放度	1224	0.0045	0.0044	0.0483	3.42E−05
road	基础设施水平	1224	11.2063	5.7721	35.17	2.9
ln*density*	人口密度	1224	5.9794	0.9687	8.2985	4.18
empro	劳动力投入	1224	0.5912	0.3649	3.8022	0.0327
ln*wage*	劳动力价格	1224	10.0697	1.3886	11.3641	8.827
humi	人力资源	1224	0.0313	0.0298	0.1528	1.85E−06
ln*inter*	信息技术	1224	13.0522	2.0062	17.7668	9.052
ln*rgdp*	劳动生产率	1224	10.2367	1.4998	13.1565	7.821
ln*finan*	年末金融机构存款	1224	13.24	1.241	17.77	9.6478
ln*bed*	医院卫生院床位数	1224	10.37	0.945	13.16	6.9246

四、实证结果与分析

（一）合成控制法评估结果

经过 SCM 计算，确定合成重庆市的最优权重组合。组合具体包括 7 个地区，分别是泉州

(0.41)、福州(0.366)、常德(0.064)、哈尔滨(0.061)、遵义(0.038)和三亚(0.029)。最大权重地区为泉州,最小为三亚,权重超过0.1的地区为泉州和福州。上述城市的加权平均能够有效地拟合政策实施前目标区域的产业结构调整情况。表2是预测变量的拟合与对比情况。结果显示,政策实施前,主要变量均非常接近,拟合度非常高。

表2 预测变量的拟合与对比

变量	符号	重庆市	合成重庆市
信息技术	ln*inter*	13.9054	12.9292
城市化水平	*urban*	24.4012	30.5879
劳动生产率	ln*rgdp*	9.0969	9.7822
劳动力价格	ln*wage*	9.5105	9.5723
人力资源	*humi*	0.0090	0.0148
对外依存度	*trade*	0.0116	0.0401
人口密度	ln*density*	5.9464	6.1274

图2是实际和合成重庆产业结构优化指数对比结果。结果显示,2000—2008年间,*stru*平均差距为0.059,波动幅度非常小;2009—2017年间,*stru*差距波动幅度迅速增大,平均差距达到0.965,其中2012年高达1.2228。总体上,政策实施前,真实与合成重庆市的产业结构发展水平基本上重合,能够较好拟合产业结构调整的实际变化路径。政策实施后,真实重庆市的产业结构水平上升明显,与合成重庆市的差异迅速扩大。

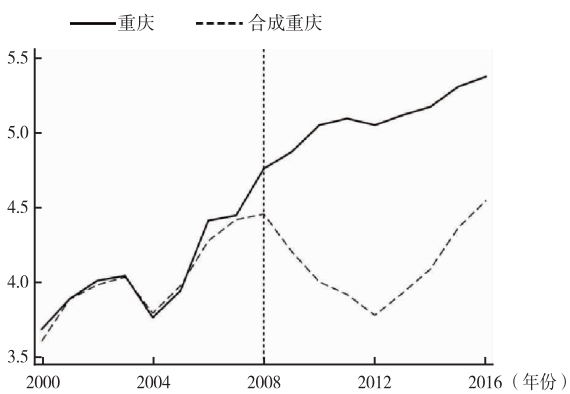

图2 实际和合成重庆产业结构优化指数对比

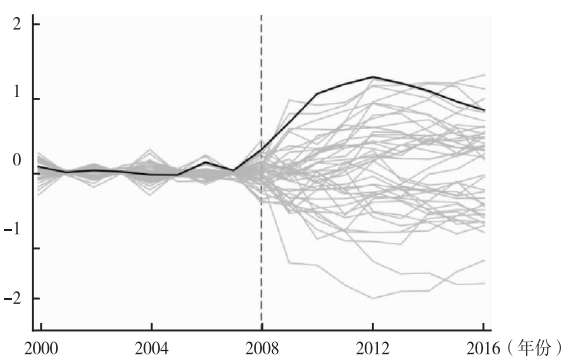

图3 重庆市与其他地区预测误差分布

(二)有效性检验

本文采用随机控制单元的排列检验进行分析。基本思路为:在控制组内随机选择某个地区,假设该地区在2008年末也实施了地票制度改革,依据前述方法再次进行检验。如果其"政策效果"与重庆市的实际效果存在明显差异,则表明评估结果是客观合理的。

由于较大的平均预测误差表明分析区域的拟合效果不佳,因此,剔除平均预测误差大于重庆市2倍的样本,共25个。最后,得到44个地区的分析结果。图3是排列检验的结果。通过随机选择控制单元,确定得到重庆市与其他地区预测变动程度的分布。图中黑线代表重庆市,灰线代表其他地区。结果表明,农村集体建设用地流转改革后黑线迅速攀升,显著高于其他地区。这说明政策效果明显,其他地区与重庆市产业结构调整情况相同的概率非常小。因此,评估结果是有效的。综上所述,可以认为,该政策能够对地区产业结构调整优化产生显著的促进作用。

(三)处置组变换

本文安慰剂检验验证的具体方法是:先在数据中剔除重庆市,然后选择一个没有进行地票制度

改革的对照组地区，并用剩余样本合成该地区。在此基础上，计算确定该地区实际情况与合成情况的差异，考察是否同样存在前述的评估结果。如果评估结果相同或者类似，则说明前文检验结果存在问题；反之，则证明检验结果有效。

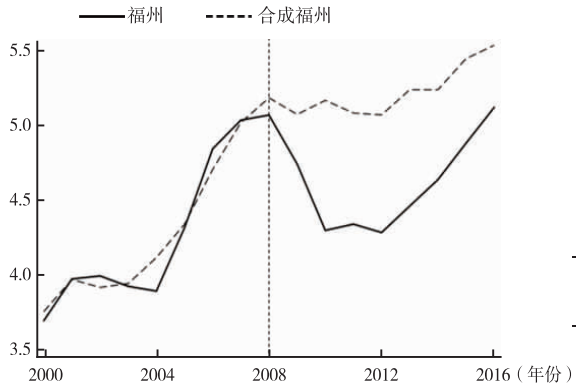

图 4　实际和合成福州产业结构优化指数对比

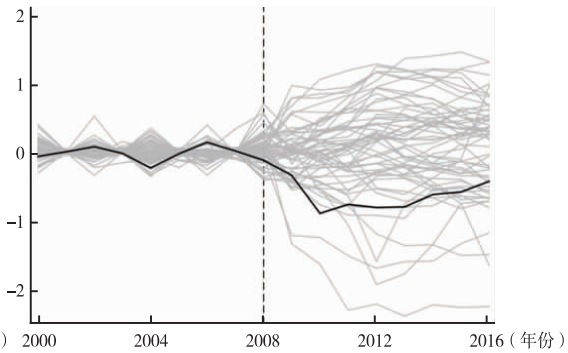

图 5　福州与其他地区预测误差分布

由于福州与泉州的合成权重均超过 0.1，所以分别对上述两个地区进行安慰剂检验。图 4 是福州地区安慰剂检验结果。可以发现，2008 年前，合成福州能够较好拟合实际福州。但 2009 年后，实际值反而低于预测值。这说明“政策实施”反而降低福州地区的产业结构优化指数。图 5 为福州与其他地区的预测误差分布图。与前述检验方法保持一致，仍然剔除大于福州预测误差标准值 2 倍的地区，剩余 57 个地区参与安慰剂检验。结果表明，与其他地区不存在明显差别。

同理，分别对泉州、上海与西安进行安慰剂检验，结果如图 6～11 所示。与福州的安慰剂检验结果类似，即假定的“政策实施”并没有促进这些地区的产业结构调整优化。这再次证明农村集体建设用地流转改革与产业结构调整影响的评估结果是有效的。

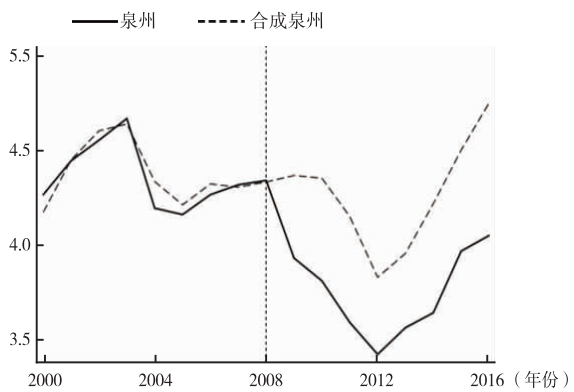

图 6　实际和合成泉州产业结构优化指数对比

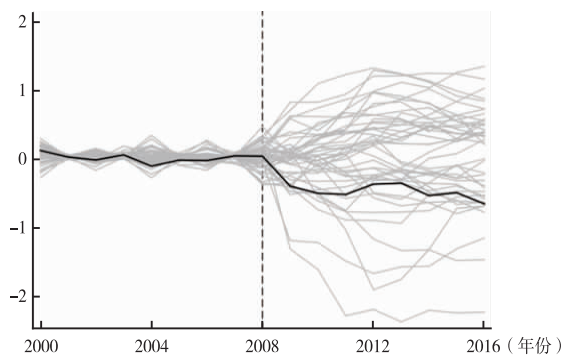

图 7　泉州与其他地区预测误差分布

（四）双重差分法的对比

为证明 SCM 结果的科学性，本部分采用双重差分法进行检验。具体研究模型如下：

$$stru_{it} = \beta_0 + \beta_1 reform + \beta_2 year + \beta_3 reform \cdot year + \beta X + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \tag{10}$$

其中，i 代表城市，t 代表年份，$stru_{it}$ 表示地区 i 在 t 年时的产业结构优化指数。若该地区实施流转制度改革，那么 $reform=1$；否则 $reform=0$。政策实施前 $year=0$；实施后为 1。μ_i 是个体固定效应，η_t 是时间固定效应，ε_{it} 随机误差项，X 是控制变量集合。为了避免采用双重差分法可能存在的偏误，依据共同趋势假设，选择与重庆市产业结构调整趋势一致的地区。趋势分析结果表明，共有 14 个地区在政策实施前同重庆产业结构调整变化趋势基本一致。于是，将这些地区确定为参照组，具

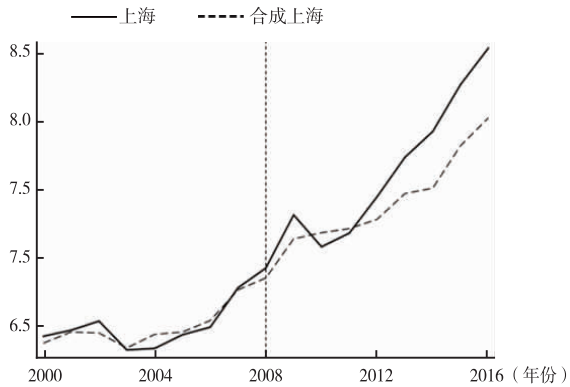

图 8 实际和合成上海产业结构优化指数对比

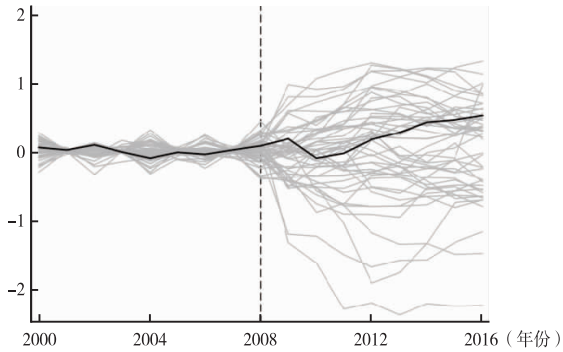

图 9 上海与其他地区预测误差分布

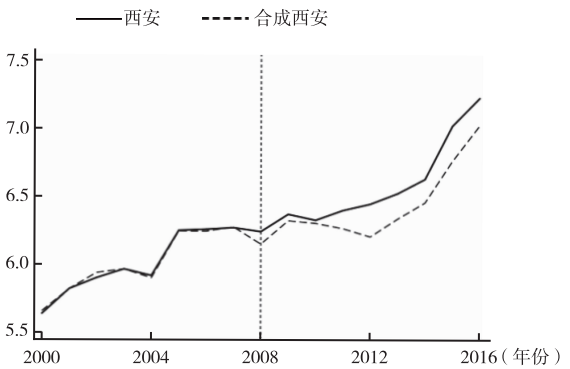

图 10 实际和合成西安产业结构优化指数对比

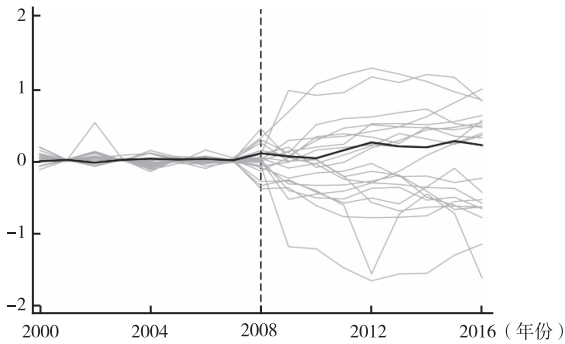

图 11 西安与其他地区预测误差分布

体包括包头、北海、长春、桂林、哈尔滨、吉林市、济南、济宁、宁波、武汉、厦门、秦皇岛、宜昌和银川。DID 估计结果如表 3 所示。其中,Panel A 是采用全样本作为对照组的估计结果,Panel B 是采用上述共同趋势一致地区样本作为对照组的估计结果。第(1)(3)列是没有控制其他影响因素的估计结果,第(2)(4)列是控制全部影响因素的估计结果。结果表明,*reform* · *year* 交互项的系数均在 5% 的水平上显著为正。值得关注的是,第(4)列结果表明,相对于没有实施地票制度的地区,受到政策影响地区的产业结构优化指数增加 2.0799($e^{0.7323}$)。另外,城市化水平、人口密度、人力资源、信息技术等控制变量均呈现显著的相关关系。结合 SCM 和 DID 的估计结果,可以认为,农村集体建设用地流转改革促进地区产业结构优化的研究结论是有效的。

表 3 双重差分法估计

变量名	Panel A:全样本		Panel B:共同趋势样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
交互项	0.2074** (2.3347)	1.0186*** (5.9972)	0.4942*** (4.1791)	0.7323** (2.4246)
其他控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1242	1242	270	270
adjusted R^2	0.0686	0.7279	0.0143	0.8064

注:***、**和 * 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著;括号中为 t 值。下同。

五、进一步讨论与分析

建设用地使用权跨城乡配置的制度改革能否促进“人、地与产业联动”的机制形成? 换言之,通

过市场化的配置方式将农村集体建设用地流转至城市与产业中，是否有助于乡村人口向劳动密集型的服务业集聚？下文将分析地票制度实施对区域间的产业结构调整产生的具体影响。

（一）地票制度对工业与服务业的影响

通过经济活动在农业、工业和服务业部门之间不断的优化配置，推动产业结构的持续优化升级，已成为现代经济持续增长的重要特征（Neuss，2019）。改革开放 40 多年来，我国经济持续快速增长，创造了举世瞩目的经济奇迹。然而经济奇迹的背后，我国的产业结构调整与升级优化情况并不理想（余泳泽、潘妍，2019）。究其原因，人力资本、土地等生产要素在全国范围内自由流动与重新配置的限制可能降低了产业结构调整的能力（Li et al，2018；李力行等，2016）。

农村集体建设用地流转改革不仅有利于土地资源向城市转移与配置，促进产业发展与集聚，而且有利于农村人口向城市和产业的流动，为工业和服务业的发展提供良好的人力资源环境。在有效保护耕地的基础上，转移到城市的建设用地指标能够为产业发展和居民生活提供新的空间。由此，城市房地产价格高涨对产业和劳动力的挤出效应得到有效缓解（张莉等，2017），进而改善全社会向实体产业配置资源的意愿。对农民而言，闲置建设用地的资本化能够为其追求更好生活和职业发展提供财务支持。城市的集聚效应与高收入机会也促使更多农村人口流入城市和产业（Alonso－Carrera & Raurich，2018）。专业分工不断细化能够为迁移人口提供更多服务业从业机会。

基于上述分析，进一步评估政策实施对区域间产业结构调整产生的具体影响。具体思路为：采用工业相对产值、相对就业率考察地票制度对工业调整的影响；采用服务业相对产值、相对就业率考察对服务业调整的影响。相对产值由地区工业产值与全样本地区平均值之比计算确定，相对就业率由服务业从业总人数与全样本地区平均值之比进行度量。为了确保拟合效果和研究结论的稳健性，选择如下变量作为预测控制变量：对外依存度 *trade*、人力资源 *humi*、劳动力价格 ln*wage*、劳动力生产率 ln*rgdp*、政府干预 *gov*、人口密度 ln*density*、年末金融机构存款 ln*finan*、医院卫生院床位数 ln*bed* 和信息技术 ln*inter*。

图 12 与图 13 是工业情况的估计结果，分别为政策实施对工业相对产值和工业相对就业率的影响。图中的垂直虚线表示农村集体建设用地流转改革的起始时间。不难发现，在政策实施前的年份中，工业相对产值和相对就业率的实际值与合成值拟合情况非常好，说明合成控制法的估计是有效的。该时点之后，无论相对产值还是相对就业率的实际值均迅速攀升，与合成值的差异迅速扩大。上述结果表明，农村集体建设用地流转改革能够显著促进地区工业的发展。

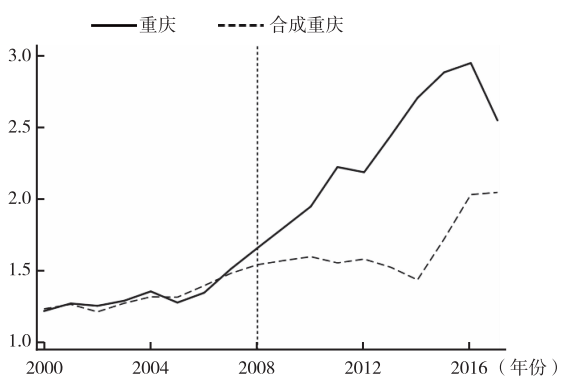

图 12　重庆与合成重庆的工业相对产值

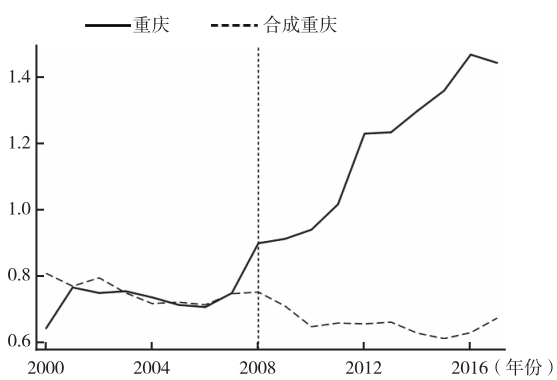

图 13　重庆与合成重庆的工业相对就业率

图 14 与图 15 是服务业情况的估计结果，分别为政策实施对服务业相对产值和相对就业率的影响。同样可以发现，在政策实施之前年份中，服务业相对产值和相对就业率的实际与合成情况的变化路径拟合一致。此后，服务业相对产值增长迅猛，与合成控制对象之间的差异非常明显。从图 15 中可以发现，重庆与合成重庆在服务业相对就业率的明显差异直至 2011 年左右才出现，即政策实施

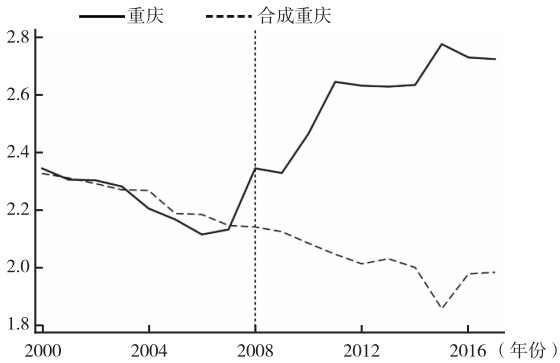

图 14　重庆与合成重庆的服务业相对产值

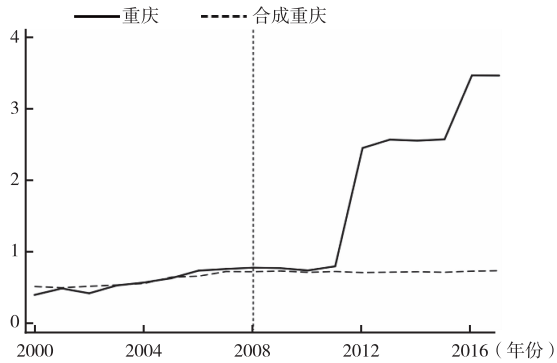

图 15　重庆与合成重庆的服务业相对就业率

3 年后,相对就业率才发生显著的增长变化。这说明政策实施对相对就业率的影响存在明显的滞后效应。另外,同样值得关注的是图中虚线所表示的合成控制地区服务业情况。其变化趋势表明,如果不存在建设用地流转改革,该地区的服务业发展将非常缓慢。这正是我国不少地区经济发展情况的真实写照。

为了避免 SCM 评估中预测变量的差异来自某些未知或无法观测的偶然因素,本文再次使用排序检验分析类似情况存在于其他地区的概率。该方法的使用前提是必须确保政策实施前具有非常好的拟合效果,否则难以说明预测差值是否真正来自制度改革。基于此,本文剔除了政策实施前 RMSPE 值超过重庆 RMSPE 值 2 倍以上的地区①。结果如图 16 和 17 所示。显而易见,与其他地区相比,重庆的工业相对产值和就业率的变化经历了明显的变化。政策实施后,黑色实线沿着图形上方持续攀升,与其他灰色实线的差距迅速扩大。这表明政策实施显著提高了重庆市的工业相对产值和相对就业率。服务业检验结果亦是如此,具体如图 18 和图 19 所示。仍然值得关注的是相对就业率的结果。政策影响相对就业率的滞后效应同样存在,随后其迅猛增长,变化幅度远超其他地区。

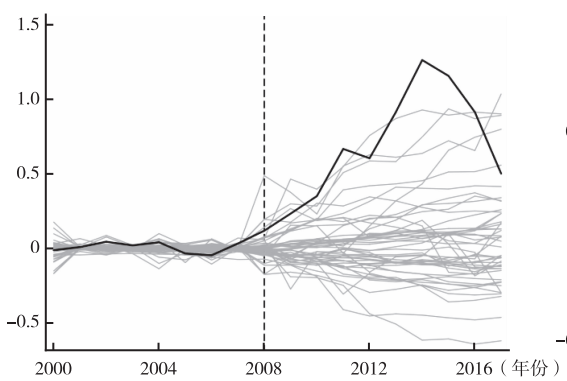

图 16　各地区工业相对产值差值分布

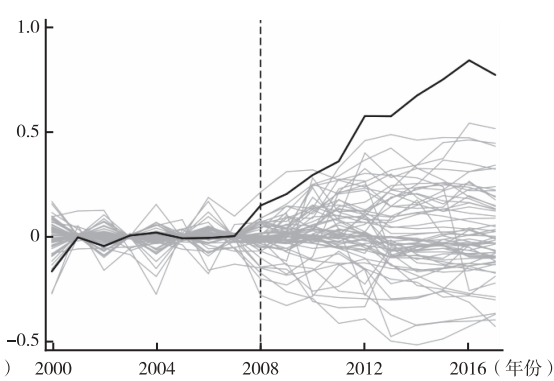

图 17　各地区工业相对就业率差值分布

(二)中间影响机制研究

理论上,地票交易对产业结构调整的影响可以从“人”和“地”两个视角展开。对农民而言,一旦交易成功,即可获得 85%的收益。该收益能够为农民的迁移、家庭生活的改善、职业的发展、农业生产的追加投入提供财务支持。城市化迁移、家庭生活的改善、子女教育的增加投入均能够增加当地服务业的市场需求,促进服务业的有效发展。而城市中更多人口的集聚有利于增加人力资源供给,为产业发展提供良好的人力资本环境。另外,受限于教育水平、工作技能、社会关系网络等,农村迁

①RMSPE 表示预测误差均方根(root mean square prediction error)。

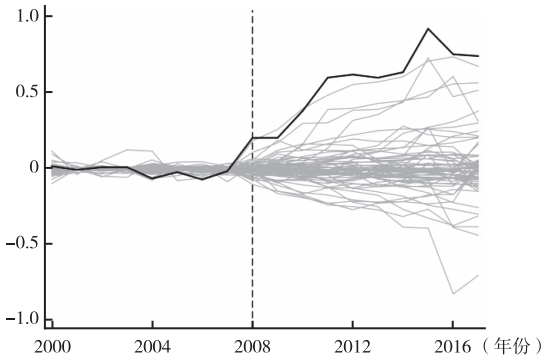

图 18　各地区服务业相对产值差值分布

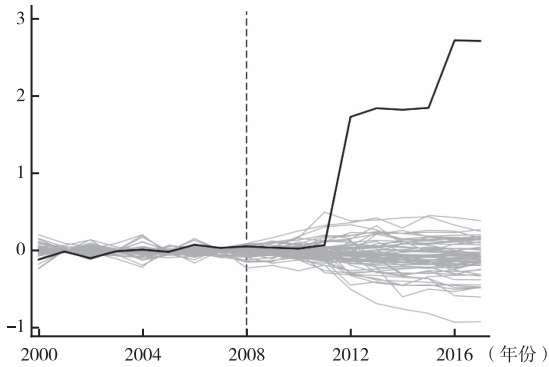

图 19　各地区服务业相对就业率差值分布

移家庭通常难以获得较好的就业机会，创业成为其获得更好劳动回报和更高生活满意度的最佳选择。这些创业活动虽然集中于非生产性的服务业，但它们的发展有利于城市更好地发挥专业化分工优势，使产业获得更高的生产效率。也就是说，完善的生活服务有利于城市高技能、高收入群体从生活事务中解脱出来，增加更多的知识密集型、高技能型的工作投入。由此，产业比较优势可以更好地发挥作用，形成城市居民的高度分工与协作。

1. 消费机制检验。基于上述分析，本部分从社会消费的视角进行中间影响机制检验，使用国家统计局公布的大中城市社会消费品零售总额数据，检验地票制度是否通过社会消费渠道影响产业结构调整。由于国家统计局没有公布大多数城市 2006 年之前的社会消费品零售总额数据，难以使用 SCM 方法。这是因为该方法要求政策干预前的数据观测期必须达到一定的规模（sizable number of preintervention periods），才能够在足够长的时期内追踪处理地区的经济特征和结果变量。干预前期数量不足，会影响拟合效果。所以，本文采用 DID 方法。具体研究模型同模型（10），因变量是社会消费品零售总额的对数，检验结果如表 4 所示。交互项系数均在 1% 的水平上显著为正，这说明地票制度的实施能够显著促进地区社会消费的增加，进而促进地区产业结构的调整。该结果的意义在于：虽然受限于研究数据，难以直接考察农民在地票交易中获得的经济发展成果，但地票制度改革对社会消费的促进作用，能够间接验证反哺作用带来的成果分享与经济效果。

表 4　消费机制检验

	Pannel A：全样本		Pannel B：共同趋势样本	
	（1）	（2）	（3）	（4）
交互项	0.9076*** （18.2146）	0.4435*** （3.6922）	1.1112*** （23.3171）	0.5498*** （4.2707）
其他控制变量	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	432	432	336	336
R^2	0.2942	0.9227	0.3946	0.9277

2. 人力资本机制检验。本部分使用中国综合社会调查数据（CGSS）考察制度实施前后，重庆市农村居民创业发展的情况。受限于学历、工作技能、人际关系网络，农村居民往往难以获得较好的就业机会，因此，创业成为其增加家庭收入，提升满意度的最佳途径（Blanchflower & Oswald，1998）。此外，严重的融资约束成为其开展创业活动的“拦路虎”（Hurst & Lusardi，2004）。地票交易产生的级差地租分享能够有效缓解农村居民的创业融资约束，助力农民获得更好的职业发展和更高的生活水平。

由于调查数据中并没有包括地票方面的内容，因此，无法直接评估农户参与地票交易前后的影

响,只能间接考察政策实施前后个人选择概率的变化。由于政策在 2008 年 12 月实施,且存在一定的滞后性,因此,将 2003 年、2005 年、2006 年和 2008 年的调查数据作为实施前数据,2010 年、2011 年、2012 年和 2013 年为实施后数据。具体模型如下:

$$\Pr(entrepreneurship_{it}=1)=G(\alpha+\beta\, treatment_{it}+\gamma X_{it}+\theta_{it}+\varepsilon_{it}) \tag{11}$$

其中,$entrepreneurship_{it}$ 表示受访者是否个人创业,$treatment_{it}$ 表示受访者是否为重庆农村居民。X 为控制变量,具体包括:年龄、年龄平方、性别、婚姻状况、教育程度、民族、户口性质、父亲或母亲是否为创业者、健康情况、家人收入、是否中共党员等。其中,教育程度按照大专以上、高中到中专、初中以下分为三种情况,引入高等教育水平、中等教育水平两个虚拟变量;宗教信仰为虚拟变量;家人收入变量为上一年家庭收入减去受访者个人收入计算得到;囿于篇幅,其他控制变量的解释和生成方式未予展示,备索;θ_{it}、ε_{it} 分别为地区和年份固定效应。表 5 是地票制度对居民创业活动影响估计结果。

表 5 人力资本机制检验

	Panel A:实施前			Panel B:实施后		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否重庆农村居民(*treatment*)	−0.241* (0.138)	−0.328** (0.160)	−0.509** (0.205)	0.00137 (0.0973)	−0.0001 (0.0979)	0.0002 (0.123)
性别		−0.0028 (0.0182)	0.0208 (0.0222)		−0.0214** (0.0101)	−0.0217 (0.0174)
民族		0.113*** (0.0359)	0.136*** (0.0414)		−0.0251 (0.0195)	−0.0600* (0.0360)
年龄		0.0305*** (0.0043)	0.0263*** (0.0059)		0.00699*** (0.0019)	0.0109*** (0.0042)
年龄平方		−0.0003*** (5.08E−05)	−0.0003*** (0.00006)		−0.0001*** (0.00002)	0.0001** (0.00004)
父亲创业		0.107* (0.0624)	0.151 (0.104)		0.0380 (0.0322)	0.146* (0.0760)
母亲创业		0.0853 (0.0835)	0.0738* (0.0397)		0.0342 (0.0448)	0.0693* (0.0362)
其他控制变量	否	否	是	否	否	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	2687	2224	1678	4389	4377	1805

注:括号内数值为标准误,影响系数为 probit 模型的边际估计结果。

结果显示,第(1)~(3)列中 *treatment* 的系数为负,且在 10%水平上显著;第(4)~(6)列中,*treatment* 的系数为正,但均不显著。这说明地票制度实施后,显著的负向关系消失了。换言之,在政策实施前,重庆市农村居民的创业选择倾向显著低于其他地区;政策实施后,这种情况便不存在了。这意味着,地票制度促进了农村居民的创业。其他控制变量的结果与既有文献(Simoes & Crespo, 2016;李涛等,2017;阮荣平等,2014)一致。

表 5 的检验结果是否存在自选择问题?即创业或者创业意愿较高的农户可能更加倾向于选择地票交易,以获得更多的创业资本支持。而没有选择地票交易的农户可能是创业能力不高、意愿不强的人群?如果上述检验中实验组和对照组样本的初始条件不完全相同,就容易导致选择偏差。但是,就本文研究而言,该问题可能并不存在。这是因为,受限于数据,本文无法获得农户层面的

地票交易数据，所以难以从微观层面直接考察地票制度对农户创业活动的影响。由此，本文从另一个视角进行间接考察，即利用 CGSS 调查数据考察重庆农村居民在制度改革前后创业选择水平的变化，这种变化的衡量来自和其他地区居民的对比。此时，模型的被解释变量是居民创业选择变量，解释变量为是否重庆农村居民。该情况下，影响各地区农村居民创业的因素是难以影响其户籍所在地的。也就是说，考虑户籍制度、居住历史等因素，创业活动并不会影响到解释变量——是否为重庆农村居民。上述检验能够有效地缓解自选择问题。其次，为确保研究结论的稳健性，进一步评估了参与合成重庆的 7 个地区。结果发现，这些地区均不存在上述情况。也就是说，地票改革后农村居民创业水平的显著变化仅存在于重庆市。这说明地票制度能够缓解创业融资约束，促进农民职业发展。这个视角的分析能够在一定程度上验证，地票制度通过人力资本机制促进了产业结构调整。

综合以上检验结果，可以认为，农村集体建设用地流转改革能够有效促进地区工业和服务业的发展。具体而言，政策的实施将在短期内显著促进地区工业相对产值和相对就业率、服务业相对产值的增长。对于服务业相对就业率，政策效应具有一定的滞后性，但促进作用也非常明显。另外，中间影响机制的研究表明，地票制度的反哺作用带来的城市资本有助于农民更好分享经济发展成果，有效改善生活水平，促进农民谋求更好的职业发展。这些均能够对地区产业结构的调整产生积极影响。当然，上述结论可能与研究区域的既有产业结构密切相关。与我国发达地区相比，重庆市仍然处于工业化进程中（黄群慧，2018），因此，建设用地指标的跨城乡优化配置对工业和服务业均能够产生显著的正向影响。对于后工业化进程中的发达地区，这种促进作用可能主要集中于服务业。

六、结论与建议

一直以来，我国在城乡和不同省份之间均实施了隔离的建设用地指标配置方式。在人口加速流动、经济集聚的背景下，这种配置方式不仅对产业结构的调整优化造成不利影响，而且可能导致城乡差距进一步拉大。如今，确保农村农业优先发展，实现乡村振兴已成为我国经济社会发展的重大战略。加快建立和完善跨城乡的一体化要素市场，从根本上确保资源的市场化配置方式，则是实现上述战略的重要举措。本文在城乡融合发展和经济高质量增长的视角下，客观评估农村集体建设用地流转改革对产业结构调整的影响，并重点关注土地要素优化配置后，人口流动与人力资源再配置对产业结构的影响。归纳起来，主要研究结论如下：

首先，农村集体建设用地流转改革能够持续有效地促进地区产业结构升级。建设用地跨城乡再配置有助于促进地区产业发展与优化，为经济增长提供新动力。其次，农村集体建设用地流转改革有利于促进地区工业和服务业的发展。具体而言，政策实施可以在短期内显著促进地区工业相对产值和相对就业率、服务业相对产值的增长。对于服务业相对就业率，虽然政策效应具有一定的滞后性，但促进作用也非常明显。再次，农村集体建设用地流转改革对产业结构优化的促进作用可能与区域既有产业结构密切相关。对于处于工业化进程中的地区而言，优化和促进作用在工业和服务业部门均非常显著；对于后工业化进程中的发达地区，这种促进作用可能主要集中于服务业。最后，农村集体建设用地流转改革有利于促进社会消费的增加和农民追求更好的职业发展，进而对地区产业结构产生积极影响。

本文的实证结果表明，在人口流动、产业集聚与城市规模化发展的背景下，城乡分隔的建设用地指标配置方式不仅限制了农村居民通过级差地租更好地分享经济发展成果的能力，也在一定程度上导致产业结构失衡，服务业发展滞后的问题。为此，相关政策部门应进一步加快推进我国农村集体建设用地流转改革，助推中国经济持续高质量增长，进一步缩小城乡差距。具体政策建议包括：

第一，加快建立和完善跨省份和城乡一体化的建设用地市场，有效盘活既有农村地区效率低下

的集体建设用地资源。在确保农民利益的前提下,分步、分阶段地探索跨省份“占补平衡”和建设用地流转的制度改革。

第二,在金融机构中稳步开展农村集体建设用地融资担保业务,根据流转市场的交易情况和风险特征,设计科学合理的融资制度,助力土地资源市场化配置改革与乡村振兴战略的顺利实施。

第三,在城乡互利的视角下,重新审视制约土地集约利用和产业发展的既有政策和制度,通过有效的制度改革确保城乡土地资源、人力资本的双向流动与合理配置。同时,政策部门还应密切关注低层次产业和“脱实向虚”的资源配置动向,引导既有与新增土地资源有效地配置到实体产业中,进一步促进城市产业结构优化与区域竞争力升级。

第四,充分关注“人、地与产业”的联动机制,积极开展农村集体建设用地流转后相关农民的职业发展和技能培训工作。一方面,通过有效的制度安排为农户选择进城就业或城乡创业提供职业技能、生产经营知识、三农普惠金融政策等学习培训机会;另一方面,全面清理不利于地随人口、人随产业的制度障碍,改革并不断完善农村土地三权分置制度、农民进城落户、城市公共配套服务的均等化制度。

参考文献:

陈斌开 金箫 欧阳涤非,2015:《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》,《世界经济》第 4 期。

樊纲 王小鲁 马光荣,2011:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第 9 期。

冯桂,2014:《重庆地票制度的价值及其对城乡一体化改革的启示》,《国家行政学院学报》第 1 期。

黄群慧,2018:《改革开放 40 年中国的产业发展与工业化进程》,《中国工业经济》第 9 期。

江永红 张彬 郝楠,2016:《产业结构升级是否引致劳动力“极化”现象》,《经济学家》第 3 期。

李国敏 王一鸣 卢珂,2017:《耕地占补平衡政策执行偏差及纠偏路径》,《中国行政管理》第 2 期。

李力行 黄佩媛 马光荣,2016:《土地资源错配与中国工业企业生产率差异》,《管理世界》第 8 期。

李涛 朱俊兵 伏霖,2017:《聪明人更愿意创业吗? ——来自中国的经验发现》,《经济研究》第 3 期。

刘守英 王一鸽,2018:《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》,《管理世界》第 10 期。

刘友金 曾小明,2018:《房产税对产业转移的影响:来自重庆和上海的经验证据》,《中国工业经济》第 11 期。

陆林,2016:《地票制度指标落地环节存在的问题及其改进路径——基于开发商参与地票和土地竞拍的模型》,《管理世界》第 10 期。

陆铭,2011:《建设用地使用权跨区域再配置:中国经济增长的新动力》,《世界经济》第 1 期。

阮荣平 郑风田 刘力,2014:《信仰的力量:宗教有利于创业吗?》,《经济研究》第 3 期。

苏治 胡迪,2015:《通货膨胀目标制是否有效? ——来自合成控制法的新证据》,《经济研究》第 6 期。

王文春 荣昭,2014:《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》第 2 期。

文兰娇 张安录,2016:《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》,《中国土地科学》第 7 期。

杨继瑞 汪锐 马永坤,2011:《统筹城乡实践的重庆“地票”交易创新探索》,《中国农村经济》第 11 期。

杨庆媛 鲁春阳,2011:《重庆地票制度的功能及问题探析》,《中国行政管理》第 12 期。

余泳泽 潘妍,2019:《中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释》,《经济研究》第 3 期。

余泳泽 张少辉,2017:《城市房价、限购政策与技术创新》,《中国工业经济》第 6 期。

袁志刚 绍挺,2010:《土地制度与中国城市结构、产业结构选择》,《经济学动态》第 12 期。

张莉 何晶 马润泓,2017:《房价如何影响劳动力流动?》,《经济研究》第 8 期。

张莉 黄亮雄 刘京军,2019:《土地引资与企业行为——来自购地工业企业的微观证据》,《经济学动态》第 9 期。

张平 袁富华,2019:《宏观资源配置系统的失调与转型》,《经济学动态》第 5 期。

赵祥 曹佳斌,2017:《地方政府“两手”供地策略促进产业结构升级了吗——基于 105 个城市面板数据的实证分析》,《财贸经济》第 7 期。

郑沃林 胡新艳,2019:《基于渝川地票制度的土地创新管理制度思考》,《中国农业大学学报》第 10 期。

Abadie, A. & J. Gardeazabal(2003), “The economic costs of conflict: A case study of the Basque country”, *American Economic Review* 93(1):113－132.

Alonso-Carrera, J. & X. Raurich(2018), "Labor mobility, structural change and economic growth", *Journal of Macroeconomics* 56:292—310.

Blanchflower, D. & A. J. Oswald(1998), "What makes an entrepreneur?", *Journal of Labor Economics* 16(1):26—60.

Chaney, T. et al(2012), "The collateral channel: How real estate shocks affect corporate investment", *American Economic Review* 102(6):2381—2409.

Hurst, E. & A. Lusardi(2004), "Liquidity constraints, household wealth, and entrepreneurship", *Journal of Political Economy* 112(2):319—347.

Li, H. et al(2018), "Utilization benefit of cultivated land and land institution reforms: Economy, society and ecology", *Habitat International* 77:64—70.

Murata, Y. et al(2014), "Localized knowledge spillovers and patent citations: A distance—based approach", *Review of Economics and Statistics* 96(5):967—985.

Neuss, L. V.(2019), "The drivers of structural change", *Journal of Economic Surveys* 33(1):309—349.

Peneder, M.(2003), "Industrial structure and aggregate growth", *Structural Change and Economic Dynamics* 14(4):427—448.

Schneck, S.(2014), "Why the self—employed are happier: Evidence from 25 European countries", *Journal of Business Research* 67(6):1043—1048.

Simoes, N. & N. Crespo(2016), "Individual determinants of self—employment entry: What do we really know?", *Journal of Economic Surveys* 30(4):783—806.

Wiseman, T.(2015), "Entrepreneurship, corruption, and the size of US underground economies", *Journal of Entrepreneurship and Public Policy* 4(3):313—330.

Rural Collective Construction Land Transfer and Industrial Structure Adjustment

——Evidence from the Land Coupon Policy

MI Xuming DAI Dan

(Shenzhen University, Shenzhen, China)

Abstract: The prior development of rural areas and agriculture needs to ensure that farmers participate in the process of economic development more fairly and share the achievement of the reform. This requires the establishment of a unified system to exchange and distribute economic resources equally between urban and rural areas. Based on a natural experiment of the reform of land coupon policy in 70 cities in China between 2000 and 2017, this paper evaluates the effect of rural collective construction land transfer on promoting regional industrial structure adjustment. The results show that the land coupon policy can effectively accelerate the upgrading of regional industrial structure, and the effect of the promotion is persistent. Meanwhile, the policy has significantly boosted the growth of output and employment in regional industries and services. Furthermore, the mechanism analysis shows that social consumption and farmers' career development are important channels. Therefore, China should continue to deepen the reform of construction land system in order to form an integrated construction land market across urban and rural areas.

Keywords: Rural Vitalization;Land Coupon Policy;Industrial Structure;Construction Land Market

(责任编辑:何 伟)

(校对:陈建青)