

# 土地征收制度改革与产业结构扭曲度治理

——基于要素优化配置的视角

姚鹏 田志进 孙久文

**内容提要:**土地是经济社会发展的物质基础,其合理流动和科学配置对产业发展具有重要引领作用。本文基于2015年开始推行的土地征收制度改革试点,匹配县级宏观数据库和土地交易微观数据库,从土地要素优化配置的视角出发,探究土地征收制度改革对产业结构扭曲度治理的内在机理和实践成效。研究结果表明,土地征收制度改革通过降低土地价格扭曲程度、优化用地结构减轻地区产业结构扭曲度。进一步,本文使用广义随机森林中的因果森林模型进行个体处理效应的差异性分析。异质性分析结果表明,改革的治理效果受到地区发展定位、财政收支结构、自然地理条件禀赋和市场化程度的影响。本文的研究结论为推进土地要素市场化配置和发挥有为政府调控作用提供了理论借鉴和政策参考。

**关键词:**土地要素市场化改革 土地征收 用地结构 土地配置效率 产业结构扭曲

**中图分类号:**F321.1;F269.24

**文献标识码:**A

**文章编号:**1000-7636(2025)09-0039-17

## 一、问题提出

低价征地制度作为传统城乡二元土地制度框架的核心组成部分,是农用地转换为城市建设用地的唯一渠道。在此过程中,地方政府依托低成本配置土地要素方式,为产业规模扩张和城市化建设提供要素支撑和空间平台。然而,这种以“先征地后出让”为突出特点的“以地谋发展”模式,可能会导致土地资源紧缺、集约利用程度低、配置结构不均衡等问题,成为影响产业结构升级、经济高质量发展的制约因素<sup>[1]</sup>。2020年印发的《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》明确提出,“建立健全城乡统一的建设用地市场”“全面推开农村土地征收制度改革”“建立公共利益征地的相关制度规定”。因此,必须深入推进土地要素市场化改革,畅通要素流动渠道,提高用地效率,着眼于土地功能重新定位,遵循产业发

收稿日期:2025-01-15;修回日期:2025-07-20

基金项目:国家社会科学基金一般项目“水资源刚性约束驱动黄河流域产业转型升级的机理、路径与对策研究”(23BJL117);山东省泰山学者工程专项经费(tsqn202312180)

作者简介:姚鹏 曲阜师范大学经济学院教授,日照,276800;

田志进 中国社会科学院大学博士研究生,北京,102488;

孙久文 中国人民大学应用经济学院教授、博士生导师,北京,100872。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

展规律,调整完善产业用地政策。

土地是城市发展的基础性生产要素。针对土地利用问题,在当前优化土地利用结构布局、提高土地利用效率的政策导向下,如何发挥土地要素配置效率提升对产业高质量发展的支撑作用?解决这一问题,需要厘清当前土地要素配置方式制约产业发展的成因,进而探索产业结构优化的实现路径。首先,征地成本是土地出让成本的核心组成部分,土地征收是土地出让环节的前提基础。在辖区“标尺竞争”动机激励下,低价征地活动是支撑工业用地逐底竞争出让的关键,由此导致征地成本和出让价格偏离土地边际产出,造成土地资源错配与低效利用。其次,满足公共利益范畴是地方政府征地合法性的基础性条件,由于土地征收“公共利益”范围<sup>①</sup>的模糊和无边界化,这为采取放量宽松供应工业用地、限量高价出让商服用地的差异化城市建设用地供给策略提供了条件,造成产业供地结构性失衡。要素价格扭曲和用地结构失衡<sup>②</sup>引致城市产业结构面临合理化水平低下和高级化水平不足的双重困境<sup>[2]</sup>。具体来看:一方面,土地要素价格的负向扭曲限制市场机制发挥淘汰落后产能、推动企业进入退出的选择效应<sup>[3]</sup>,导致低效率僵尸企业扎堆式聚集,强化产业结构中低端刚性约束;另一方面,偏向性低价配置工业用地导致制造业超常规发展,限量高价出让商服用地提高了生产性服务业的经营成本,差异化的产业用地供给策略阻碍产业间资源配置效率与协调能力的动态提升,弱化了合理调控土地要素对二三产业协调发展的支撑作用<sup>[4-5]</sup>。

基于地方政府垄断土地要素市场产生的现实问题,中央政府尝试通过严格规定工业用地出让方式和最低价格标准<sup>③</sup>、建立投资用地考核制度等举措,纠正因土地资源错配所造成的产业结构扭曲问题。这些举措在一定程度上约束了城市建设用地的盲目扩张和用地结构失衡,然而市、县级地方政府对土地资源的配置拥有较大的弹性空间和自由裁量权<sup>[6]</sup>,未能有效扭转土地要素配置的现实困境。2013年,党的十八届三中全会通过的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》指出“缩小征地范围,规范征地程序”是“建立城乡统一的建设用地市场”的重要内容。为落实全面深化改革的相关决议,实现中央顶层设计与基层实践探索有效结合,2014年中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》。2015年2月,全国人大常委会通过《关于授权国务院在北京市大兴区等三十三个试点县(市、区)行政区域内暂停调整实施有关法律规定的决定》,在33个试点县(市、区)暂停实施土地管理法5个条款、城市房地产管理法1个条款,标志着中国新一轮农村征地制度改革试点正式启动。为稳步推进试点工作,2016年原国土资源部印发《农村土地征收、集体经营性建设用地入市和宅基地制度改革试点实施细则的通知》,规定土地征收制度试点的主要内容。土地征收制度改革试点政策在2019年底迈向依法改革、全国铺开的新阶段,上述政策推进过程体现了中国渐进式改革的特点。具体政策演进见表1。土地征收制度改革试点,以缩小征地范围、完善征地补偿机制两条关键路径为依托,以期实现限制征地规模无序扩张和优化土地供给结构的双重治理效应,为纾解上述困局提供了行之有效的思路。本文试图全面揭示土地征收制度改革的政策效应和实践成效,即能否从土地征收端调控资源配置,引领产业发展方向,从而推动地区产业结构优化调整。

① 2004年宪法修正案明确规定“国家为了公共利益的需要,可以依照法律规定对土地实行征收或者征用并给予补偿”。

② 从特征事实上看,在2011—2017年国有建设用地供应结构中,工业用地面积供应占比维持在20%~30%,远高于其他国家的平均水平,且年平均工业用地与商服用地面积之比为3.65;另外,工业用地价格常年保持在低位,商业用地与工业用地平均价格之比为8.87。

③ 《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》明确规定“国家根据土地等级、区域土地利用政策等,统一制订并公布各地工业用地出让最低价标准”“工业用地必须采用招标拍卖挂牌方式出让”。在此政策背景下,工业用地实际上依旧是大量低价出让。

表 1 土地征收制度改革试点政策演进

| 出台时间   | 政策文件  | 相关政策内容                                     | 政策作用  |
|--------|---|--|---|
| 2013 年 | 《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》                           | 提出缩小征地范围、完善补偿机制、健全保障制度                     | 战略引领:对土地征收制度改革作出战略部署                                  |
| 2014 年 | 《关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革试点工作的意见》             | 启动征地制度、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革三项试点             | 顶层设计:探索政府征地范围边界,为产业发展提供更清晰、合法的用地边界                    |
| 2015 年 | 《关于授权国务院在北京市大兴区等三十三个试点县(市、区)行政区域内暂停调整实施有关法律规定的决定》 | 授权 33 地暂停适用部分土地法律条款,赋予地方更大改革空间             | 实践探索:标志着中国新一轮农村征地制度改革试点正式启动                           |
| 2016 年 | 《农村土地征收、集体经营性建设用地入市和宅基地制度改革试点实施细则》                | 明确征地目录、规范程序、健全补偿机制三项重点,提升征地制度的规范性、公平性与可操作性 | 操作细化:改善征地规则预期,约束低效工业项目大规模用地行为,提升土地使用效率,推动产业由扩张型向集约型转变 |
| 2019 年 | 《中华人民共和国土地管理法》(2019 年修正版)                         | 以立法形式吸收试点成果,如确立公共利益征地边界、实施区片综合地价、完善征收程序等。  | 法定定型:标志征地制度改革由试点探索转入法治化阶段                             |

在实证策略上,本文借助 2010—2019 年区县经济社会特征数据,匹配土地交易微观数据库,以 2015 年逐步推广的土地征收制度改革试点政策作为切入点,构建交错双重差分模型实证考察土地征收制度改革缓解地区产业结构扭曲的政策效应和内在逻辑。本文研究发现,相较于未开展试点的控制组县域,推行土地征收制度改革试点政策的处理组县域产业结构扭曲度明显改善,这一治理效果在财政收支缺口越大、地形条件更平坦等特征的地区更为明显。机制分析表明,土地征收制度改革能够通过降低土地价格扭曲程度和优化用地结构等途径发挥政策效应。

与既有文献相比,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面。

第一,基于土地供给视角全面揭示土地征收制度改革与地区产业结构扭曲度治理的因果效应和内在机制。土地征收是土地出让环节的前提,现有研究侧重于探析土地出让环节市场化改革措施(如公开市场竞争价和最低出让价格标准)对制造业空间布局、产能利用效率和地区产业模式选择的作用效果<sup>[7-9]</sup>,缺乏基于土地征收视角解决要素配置双重困境的讨论,忽视了土地征收端要素配置效率提升对产业高质量发展的支撑作用。因此,系统探究土地征收制度改革如何通过完善补偿标准、明确公共利益范畴等措施缓解产业结构扭曲度,可以为加快产业结构优化升级提供新思路。

第二,丰富有关土地征收制度改革政策效果评估的经验研究。一方面,已有关于土地征收制度的研究聚焦征地补偿对农户福利的影响评价<sup>[10-12]</sup>,采用问卷调查方式或直接借助征地补偿数据进行回归分析,存在潜在识别偏差,未能较好地把握两者之间的因果关系;另一方面,现有研究多为定性分析,侧重诠释土地征收制度改革的历史脉络、制度内涵、实践逻辑等<sup>[13]</sup>,缺乏评估土地征收制度改革对产业结构扭曲治理效应的经验性证据。基于此,本文在识别策略上,为缓解既有研究中可能存在的内生性问题,借助 2015 年推行的土地征收制度改革试点政策构造准自然实验情景,聚焦土地要素配置效率较低的现实困境,揭示土地征收制度改革降低地区产业结构扭曲的核心渠道是缓解土地价格扭曲程度和优化用地结构,拓宽了地区产业结构扭曲影响因素研究。

第三,研究结论具有较强的政策含义和政策价值。当前中国正处于土地要素市场化改革的关键时期,

系统探析土地征收制度改革带来的产业结构优化升级效应,有助于落实人地协调观、妥善处理人地矛盾,充分发挥土地要素对产业高质量发展的支撑作用。研究成果既为完善土地管控体系、推进土地要素市场化改革和合理制定产业用地供应策略提供参考建议,也为土地征收制度改革精准施策提供经验证据。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 土地征收制度改革与产业结构扭曲度治理的直接关系

城乡分割的土地所有制框架规定城市建设用地必须使用国有土地,而农地非农化是城市建设用地的唯一来源,土地征收制度在土地用途转换过程中发挥着关键作用。从土地的生产要素属性看,城乡之间土地要素的流动是地方政府推动工业发展、城市建设的要素支撑,但这种土地供应模式会从以下方面削弱土地要素对产业发展的保障作用。一是工业用地使用价格负向扭曲,偏离应有价值。依据土地原有用途的年产值倍数法进行低价补偿,可以为工业化发展创造成本优势,短期内对城市工业产出发挥正向影响。但各层级地方政府干预要素资源的初始配置及定价权,要素边际产出与要素价格相对偏离,在一定程度上限制市场价格机制发挥竞争选择效应和企业优胜劣汰的动态调整效应,减缓市场驱动下的产业结构升级进程。二是土地供给数量盲目扩张,缺乏刚性约束。一方面,土地征收的“公共利益”范围模糊不清,征地规模无序扩大,弱化了资源刚性约束,导致城市建设用地利用低效。另一方面,调整土地供给结构是地区竞争的重要手段,为推动辖区经济快速增长,地方政府采取放量低价的策略满足中低端制造业用地需求,建设用地配置结构不合理。城市土地要素配置不仅存在效率低下问题,还进一步制约了产业结构升级<sup>[14]</sup>。

针对上述问题,农村土地制度改革试点从缩小征地范围与优化补偿机制入手,力图扭转土地要素配置失衡。在缩小土地征收范围方面,参照《国有土地房屋征收和补偿条例》,并结合土地管理实际,探索并制定土地征收目录,严格界定公共利益用地范围,建立公共利益认定争议解决机制,逐步缩减土地征收规模;在完善征地补偿机制方面,探索以区片综合地价替代年产值倍数法,综合考虑土地用途和区位、经济发展水平、人均收入等情况,确定土地补偿费和安置补偿费标准,调整土地增值收益在国家、集体和农民之间的分配比例,适当提高农民集体分享的土地增值收益。通过界定公共利益边界、试行区片综合地价等举措,改革有效增强了土地价格信号的真实性和资源配置的合理性。整体来看,土地征收制度改革有助于增强土地要素市场功能,缓解制度性扭曲,为推动产业结构调整与优化提供了要素支撑。

根据上文分析,本文提出假设1:土地征收制度改革降低了地区产业结构的扭曲度。

### (二) 资源配置效率优化的机制作用

土地征收制度改革以区片综合地价代替年产值倍数法,制定区片综合地价需综合参考土地原用途、土地资源条件、土地产值、土地区位、土地供求关系、地区人口以及经济社会发展水平等因素,而非在遵循土地原有用途的基础上提高补偿标准。征地补偿刚性调整机制提高了土地征收成本,扭转土地价格的负向扭曲,强化了土地要素的刚性约束,有助于土地使用价格充分反映要素稀缺程度和市场供求规律,体现土地要素价格由政府定价向市场定价的转变。一方面,减轻土地要素价格扭曲可以在遵循市场优先的原则下,将有限的土地资源分配给高效率、高技术企业,实现资源有效利用,提高辖区工业企业生产效率;另一方面,区片综合地价在一定程度上限制地方政府掌握的土地要素定价权和配置权,弱化地方政府对要素资源的控制能力,化解由政府价格信号带来的体制性产能过剩,减轻辖区产业同质化<sup>[15]</sup>。因此,土地征收制度改革运用价格杠杆对工业部门要素投入结构进行合理调控,摒弃资源要素驱动型增长模

式,进而提高资源配置效率,弱化地区产业的低端结构刚性,实现由市场驱动的地区产业结构调整优化。

根据上文分析,本文提出假设2:土地征收制度改革能够通过资源配置效率优化来减轻地区产业结构扭曲程度。

### (三) 用地结构优化的机制作用

土地征收制度改革探索制定土地征收目录并界定土地征收的“公共利益”范围,将征地范围限制在六种允许的情形之内<sup>①</sup>,从土地征收端强化建设用地规模刚性约束,优化城市建设用地结构,充分发挥土地资源供给结构优化对产业转型升级的引领作用。一方面,遏制新增工业用地规模无序扩张可以扭转工业用地粗放扩展态势,弱化以低端制造为主的结构刚性,推动深度工业化进程,减轻大量低端落后产能对生产性服务业形成的需求抑制效应,协同推进制造业和生产性服务业互动融合<sup>[16-17]</sup>;另一方面,减少土地要素市场偏向工业部门对生产性服务业要素投入的直接挤出,为现代服务业的发展提供更大的生存空间。此外,城市建设用地还面临着新增征地数量无序扩张和存量土地搁置浪费并存的现象<sup>[2]</sup>。土地征收制度改革背景下地方政府面临着可征地范围缩小和征地成本上升的双重压力,地方政府有动机通过建设用地总量和强度“双控”、盘活利用存量和低效城市建设用地等方式来提高土地资源利用强度,推动工业用地提容增效<sup>②</sup>。综上,土地征收制度改革驱动土地利用方式遵循“严控增量、盘活存量、优化结构、提高效率”的原则,完善用地激励和约束机制,驱动政府用地结构发生切实转变。

根据上文分析,本文提出假设3:土地征收制度改革能够发挥用地结构优化效应,从而降低地区产业结构的扭曲度。

## 三、研究设计

### (一) 模型设定

由于不同地区被选为土地征收制度改革试点的时间不同,本文采用多期双重差分(DID)模型探究土地征收制度改革降低地区产业结构扭曲度的治理成效。基准回归模型设定如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + X'_{it}\gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*t*分别代表县和年份。 $Y_{it}$ 为核心被解释变量,为县*i*在*t*时期的产业结构扭曲度指数。核心解释变量 $DID_{it}$ ( $DID_{it} = Treat_i \times Post_t$ )表示双重差分估计量,为县*i*在第*t*年是否被评选为土地征收制度改革试点虚拟变量。 $\beta_1$ 为核心估计系数,代表土地征收制度改革对县域层面产业结构扭曲度的影响。 $X'_{it}$ 为控制变量向量。为了尽可能控制不可观测因素的影响,进一步控制县域个体固定效应 $\mu_i$ 和年份固定效应 $\lambda_t$ 。 $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。

### (二) 变量说明

#### 1. 被解释变量

本文关注的产业结构扭曲更多是指要素投入结构和产出结构的耦合协调程度,即经济体各部门投入和

① 尤其需要注意的是,成片开发作为公共利益需要的一种情形,其规定“依据国土空间规划确定的一个完整的土地征收成片开发范围内基础设施、公共服务设施以及其他公益性用地比例一般不低于40%”。

② 如浙江省提出的“亩产论英雄”,通过考核亩均税收、亩均增加值等指标,建立与发展阶段相适应的节约集约用地综合评价体系,推动资源要素向优质高效领域和优质企业集聚,实现效率最优化和效益最大化的双赢。

产出之间的关系、不同部门之间的协调关系。具体是:在资源要素分配过程中,各产业实际获得的生产要素投入(如劳动力要素)比例,明显偏离其按照边际产出最优配置应有的比例,导致要素未能流向产出效率最高的部门,从而影响整体经济效率和全要素生产率的现象。因此,本文参考沈小波等(2021)<sup>[18]</sup>的研究,选取产业结构扭曲度(*Distort*)作为被解释变量,*Distort*是整个经济体所有部门就业份额和增加值份额之间的欧式距离,用以度量整个经济体的产业结构扭曲程度<sup>[19]</sup>。其具体计算公式如下:

$$Distort = \sqrt{\sum d_i^2}, \text{其中 } d_i = \frac{L_i}{\sum_k L_k} - \frac{E_i}{\sum_k E_k} \quad (2)$$

式(2)中, $L_i$ 和 $E_i$ 代表经济体内部门*i*的就业总人数和增加值, $d_i$ 表示某部门就业份额和产出份额之间的偏离程度。*Distort*数值越小,产业结构扭曲程度越低,产业结构越合理。

### 2. 核心解释变量

核心解释变量  $DID_{it}(Treat_i \times Post_t)$  为政策虚拟变量和时间虚拟变量的交互项。 $Treat_i$  为政策虚拟变量,如果县*i* 被选为农村土地征收制度改革试点,赋值为 1,否则为 0。 $Post_t$  为年份虚拟变量,由于大部分试点开始时间设定在下半年,且考虑到政策传导的时滞效应,将试点实施的下一年及以后年份赋值为 1,否则为 0。

### 3. 控制变量

参考既有研究,本文控制了以下县域层面可能影响产业结构水平的因素:信息化水平(*information*),以固定电话拥有户数与县域总人口的比值来表示;金融发展水平(*finance*),采用金融机构存款余额占地区生产总值的比重来度量;政府干预程度(*government*),采用公共财政支出占地区生产总值的比重表示;财政赤字率(*deficit*),用县域一般预算支出与一般预算收入的比值表示;企业发展程度(*firm*),使用规模以上工业总产值占地区生产总值的比重衡量;投资水平(*investment*),采用固定资产投资总额占地区生产总值的比重表示;经济集聚水平(*gather*),以第二产业和第三产业增加值之和与行政区面积的比值衡量;产业规模化程度(*industry*),采用规模以上工业企业个数的对数表示;人口密集度(*population*),用年末总人口与行政区域土地面积的比值来度量。

### (三) 数据来源

本文以 2010—2019 年县域面板数据为研究样本<sup>①</sup>,县域层面经济社会特征数据来源于《中国县域统计年鉴》,土地交易信息来源于中国土地市场交易网。在县域层面数据的生成和处理方面,首先,对中国土地市场交易网中的关键信息进行加总和清洗;其次,根据县域行政区划代码对数据库中的重要变量进行逐项匹配与合并;最后,为避免离群值对参数估计的影响,对原始数据中所有连续变量进行双侧 1% 的缩尾处理。初始样本主要变量的描述性统计结果如表 2 所示<sup>②</sup>。

表 2 主要变量的描述性统计结果

| 变量                 | 样本量    | 均值          | 标准误       | 最小值      | 最大值         |
|--------------------|--------|-------------|-----------|----------|-------------|
| <i>Distort</i>     | 15 018 | 0.424 0     | 0.193 0   | 0.008 8  | 1.128 0     |
| <i>information</i> | 14 518 | 1 098.977 0 | 855.048 4 | 90.161 2 | 5 093.019 0 |

① 本文将样本时期限定在 2019 年以前的考虑是,由于双重差分法的有效性依赖于处理组和对照组的平行趋势假设,2019 年后,土地征收制度改革在全国范围内全面推行,导致不再存在有效的对照组,这使得延长观察期会违背 DID 设计的基本前提条件,造成潜在的识别偏误。

② 为消除计量单位和数量级的差异,方便数据之间比较,本文在回归中对所有控制变量进行无量纲标准化处理。

表2(续)

| 变量                | 样本量    | 均值           | 标准误          | 最小值      | 最大值           |
|-------------------|--------|--------------|--------------|----------|---------------|
| <i>finance</i>    | 14 435 | 0. 667 0     | 0. 364 0     | 0. 103 0 | 2. 213 0      |
| <i>government</i> | 14 718 | 0. 307 0     | 0. 274 0     | 0. 058 7 | 1. 786 0      |
| <i>deficit</i>    | 14 718 | 5. 846 0     | 5. 967 0     | 0. 885 0 | 43. 700 0     |
| <i>firm</i>       | 14 225 | 1. 168 0     | 0. 752 0     | 0. 012 4 | 3. 597 0      |
| <i>investment</i> | 14 458 | 1. 010 9     | 0. 518 0     | 0. 003 7 | 3. 379 1      |
| <i>gather</i>     | 14 458 | 1 133. 000 0 | 1 798. 000 0 | 1. 724 0 | 13 107. 000 0 |
| <i>industry</i>   | 14 344 | 3. 916 0     | 1. 381 0     | 0. 990 2 | 7. 026 0      |
| <i>population</i> | 14 367 | 304. 913 5   | 284. 339 1   | 1. 090 0 | 1 424. 555 0  |

#### 四、实证分析

##### (一) 基准回归结果

表3报告了农村土地征收制度改革与县域产业结构扭曲度的基本估计结果。其中,列(1)在纳入所有控制变量的基础上控制了县域固定效应和年份固定效应,列(2)在此基础上进一步使用异方差稳健标准误,列(3)为将标准误聚类到县域维度的回归结果。考虑到处理组和控制组本身可能存在一定的时间变化趋势,列(4)进一步控制了县域时间趋势项的1~3次方。最后,为减轻宏观经济波动对回归结果的影响,列(5)和列(6)分别加入省份-年份和地级市-年份联合固定效应。研究结果显示,所有交互项的回归系数均显著为负,这表明农村土地征收制度改革试点政策实施后,确实降低了县域的产业结构扭曲度,促进了产业结构升级,本文研究假设1成立。

表3 基准回归结果

| 变量                 | (1)                        | (2)                        | (3)                        | (4)                        | (5)                        | (6)                        |
|--------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| <i>DID</i>         | -0. 039 3***<br>(0. 015 1) | -0. 039 3***<br>(0. 014 2) | -0. 039 3*<br>(0. 021 2)   | -0. 041 7***<br>(0. 015 1) | -0. 029 4**<br>(0. 013 3)  | -0. 024 8*<br>(0. 013 2)   |
| <i>information</i> | -0. 009 4***<br>(0. 002 1) | -0. 009 4***<br>(0. 002 4) | -0. 009 4***<br>(0. 003 1) | -0. 011 1***<br>(0. 002 2) | -0. 000 5<br>(0. 002 1)    | -0. 002 9<br>(0. 002 3)    |
| <i>finance</i>     | -0. 009 8***<br>(0. 002 4) | -0. 009 8***<br>(0. 002 6) | -0. 009 8***<br>(0. 003 6) | -0. 010 0***<br>(0. 002 4) | -0. 004 3*<br>(0. 002 3)   | -0. 005 7**<br>(0. 002 4)  |
| <i>government</i>  | -0. 031 5***<br>(0. 004 2) | -0. 031 5***<br>(0. 004 4) | -0. 031 5***<br>(0. 005 7) | -0. 029 5***<br>(0. 004 2) | -0. 039 4***<br>(0. 004 0) | -0. 033 2***<br>(0. 004 4) |
| <i>deficit</i>     | 0. 007 4***<br>(0. 002 7)  | 0. 007 4***<br>(0. 002 7)  | 0. 007 4**<br>(0. 003 6)   | 0. 009 0***<br>(0. 002 7)  | 0. 012 3***<br>(0. 002 5)  | 0. 010 8***<br>(0. 002 7)  |
| <i>firm</i>        | 0. 000 5<br>(0. 002 5)     | 0. 000 5<br>(0. 003 1)     | 0. 000 5<br>(0. 003 9)     | 0. 003 9<br>(0. 002 6)     | 0. 004 9*<br>(0. 002 5)    | 0. 010 1***<br>(0. 002 7)  |
| <i>investment</i>  | -0. 002 3<br>(0. 001 7)    | -0. 002 3<br>(0. 001 8)    | -0. 002 3<br>(0. 002 6)    | -0. 001 4<br>(0. 001 8)    | -0. 004 9***<br>(0. 001 7) | -0. 007 0***<br>(0. 001 9) |
| <i>gather</i>      | 0. 043 0***<br>(0. 004 9)  | 0. 043 0***<br>(0. 005 1)  | 0. 043 0***<br>(0. 006 2)  | 0. 050 3***<br>(0. 005 1)  | 0. 022 0***<br>(0. 004 9)  | 0. 025 0***<br>(0. 006 1)  |

表3(续)

| 变量                | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                        | (5)                     | (6)                     |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>industry</i>   | 0.019 7***<br>(0.005 2) | 0.019 7***<br>(0.006 2) | 0.019 7**<br>(0.009 1)  | 0.020 8***<br>(0.005 4)    | 0.025 4***<br>(0.005 1) | 0.014 1**<br>(0.005 5)  |
| <i>population</i> | 0.068 3***<br>(0.008 2) | 0.068 3***<br>(0.009 3) | 0.068 3***<br>(0.012 1) | 0.067 4***<br>(0.008 3)    | 0.061 3***<br>(0.007 8) | 0.061 6***<br>(0.009 2) |
| 常数项               | 0.416 2<br>(0.000 9)    | 0.416 2<br>(0.001 0)    | 0.416 2<br>(0.000 7)    | 191.972 7***<br>(23.377 8) | 0.415 1<br>(0.000 8)    | 0.416 3<br>(0.000 8)    |
| 县域固定效应            | 控制                      | 控制                      | 控制                      | 控制                         | 控制                      | 控制                      |
| 年份固定效应            | 控制                      | 控制                      | 控制                      | 控制                         | 控制                      | 控制                      |
| 联合固定效应            | 未控制                     | 未控制                     | 未控制                     | 未控制                        | 控制                      | 控制                      |
| 样本量               | 12 564                  | 12 564                  | 12 564                  | 12 564                     | 12 552                  | 12 377                  |
| $R^2$             | 0.813 6                 | 0.813 6                 | 0.813 6                 | 0.815 1                    | 0.862 4                 | 0.908 1                 |

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平下显著，括号内数值为标准误。若无特殊说明，后表同。

根据国务院关于农村“三块地”改革试点情况的总结报告,33个试点县(市、区)的改革推进不够平衡,试点样本分布不够均衡,一些试点地区试点项目数量不够多。农村土地征收制度改革试点工作的推进在时间、力度上存在着较为明显的空间差异,由此带来的治理效应可能因地区而异。有鉴于此,本文使用因果森林模型报告试点县个体处理效应的分布情况。不同于传统线性回归模型主要关注平均处理效应,因果森林模型可应用于评估个体政策处理效应的异质性,计算每个试点县域的处理效应<sup>[20]</sup>。表4展示了农村土地征收制度改革对县域产业结构扭曲度的处理效应估计值的分布状况。可以看到,个体平均处理效应围绕全样本平均处理效应呈现出明显的差异,分布在-0.06~0.01之间,表现出明显的异质性。极少数个体的处理效应大于0,大部分个体的处理效应集中分布在-0.04~-0.02这一区间,聚集在平均处理效应-0.027 2附近。上述结果一方面说明土地征收制度改革试点降低了绝大部分县域的产业结构扭曲度,具有相对普遍的治理成效,印证了基准回归结果的稳健性;另一方面也表明,对于不同的县域,农村土地征收制度改革试点的实施对于产业结构扭曲度的影响,无论是作用方向还是治理成效,均存在着一定程度的差异。

表4 因果森林模型估计结果

| 名称   | 平均处理效应                  | 决策树个数 | 回归系数的各分位值 |          |          |          |         |
|------|-------------------------|-------|-----------|----------|----------|----------|---------|
|      |                         |       | 最小值       | 25%      | 50%      | 75%      | 最大值     |
| 估计系数 | -0.027 2**<br>(0.012 3) | 1 500 | -0.058 7  | -0.039 2 | -0.030 2 | -0.021 3 | 0.006 3 |

## (二) 稳健性检验

### 1. 平行趋势检验与动态效应

满足平行趋势假设是双重差分模型适用的重要前提,即如果未实施农村土地征收制度改革试点,那么试点县和非试点县的产业结构扭曲度应该保持相同的变化趋势。本文采用事件研究法对此进行检验,并进一步识别农村土地征收制度改革推动产业结构扭曲度降低的动态效果。具体模型设定如下:

$$Y_{it} = \theta_0 + \sum_{j=-4^+}^{3^+} \theta_j D_{it}^j + X'_{it} \gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $j$  表示以农村土地征收制度改革试点当年为政策发生年份, 即每个土地征收制度改革试点县所处的相对政策年份。 $j$  的取值范围为  $[-4, 3]$ , 其中负值表示试点实施前, 正值表示试点实施后。 $D_{it}^0$  是农村土地征收制度改革试点实施当年的哑变量,  $D_{it}^{-j}$  是试点前第  $j$  年的虚拟变量,  $D_{it}^j$  是试点后第  $j$  年虚拟变量。其余变量的含义与基准回归模型(1)相同。

图 1 报告了基于事件研究法的平行趋势检验结果和动态效应。可以发现, 在土地征收制度改革试点推行前, 相对年份虚拟变量的回归系数绝对值较小且均不显著, 即处理组和控制组之间不存在明显的时间趋势差异<sup>①</sup>; 而在政策实施后, 回归系数显著为负, 即试点县的产业结构扭曲度低于非试点县, 且这种差异表现出明显的扩大趋势。图 1 的结果一方面证明了双重差分模型的设定满足平行趋势假设要求, 另一方面说明农村土地征收制度改革对于降低县域产业结构扭曲度具有一定时间连续性。

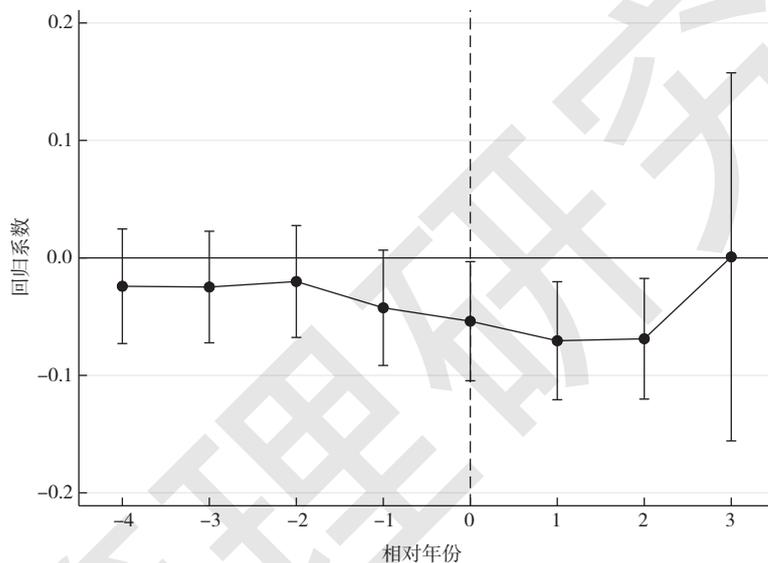


图 1 平行趋势检验结果

## 2. 安慰剂检验

为检验农村土地征收制度改革降低产业结构扭曲度的治理效应是否受到政策冲击的非随机或不可观测遗漏变量干扰, 本文通过借助虚构处理组的方式进行安慰剂检验。具体做法是, 在不改变政策发生时间的前提下, 将原先的试点县当作控制组的一部分, 在全样本中随机生成相同数量的“伪试点县”作为处理组, 重复上述过程并进行 500 次基准回归。图 2 展示了安慰剂检验的结果, 根据虚拟回归系数估计值的分布情况可以发现, 基于随机样本估计得到的回归系数服从以 0

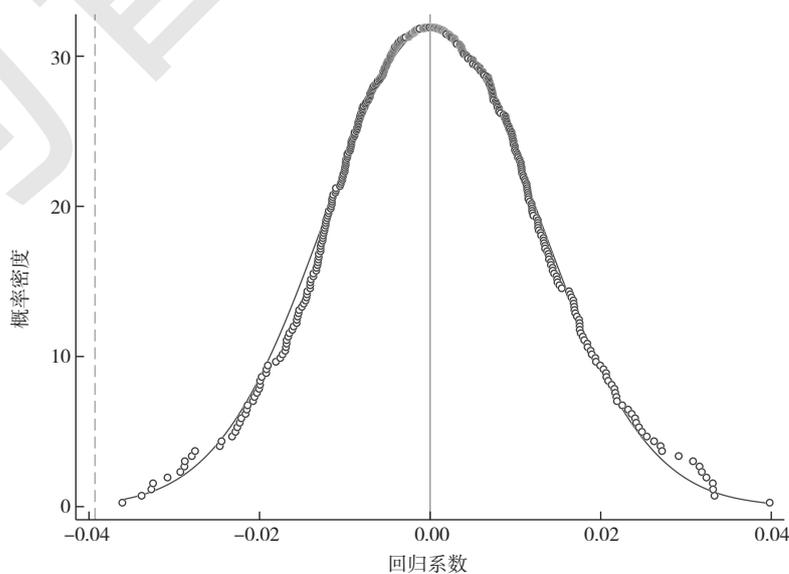


图 2 安慰剂检验结果

<sup>①</sup> 本文采用相对偏离程度限制考察政策当期、事后第 1 期和事后第 2 期的平行趋势敏感性。在相对偏离程度限制下, 平行趋势偏离的合理范围内, 政策变量估计值对平行趋势的偏离程度较为稳健, 土地征收制度改革对产业结构扭曲度治理的实践成效十分稳健。相关结果限于篇幅, 留存备案。

为均值的正态分布,并且基准回归系数独立于该系数分布之外。因此,可以排除基准回归结果受到常规性随机因素或遗漏变量的影响,说明估计结果是稳健的。

### 3. 培根(Bacon)分解

根据最新 DID 研究,当政策发生时间不一致时,存在后处理组把前处理组当作控制组的情况<sup>[21]</sup>。由于双重差分估计效应是组别-时间处理效应的加权平均值,那么基于传统双向固定效应(TWFE)的交错双重差分估计结果可能存在异质性偏误。同时,负权重问题也会导致双向固定效应估计值偏离真实系数,干扰回归结果的可信性<sup>[22]</sup>。因此,本文利用培根分解方法,将基准回归中多时点双重差分估计量 DID 分解成三种类型,见图 3。具体分解结果如表 5 所示,不同处理

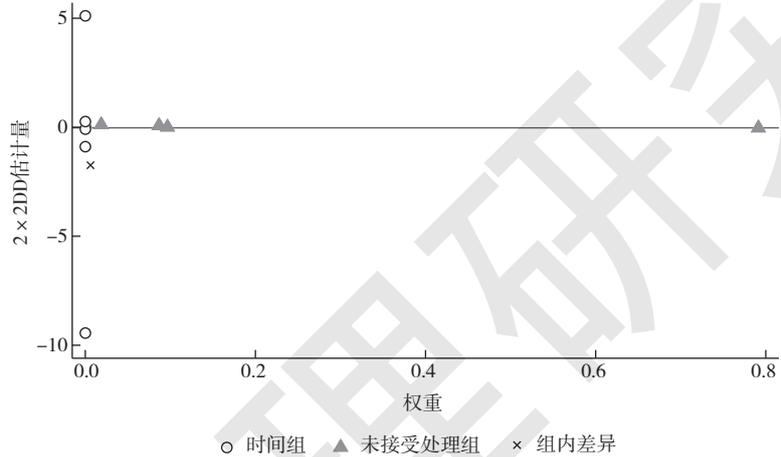


图 3 培根分解结果

注:双向固定效应估计值为-0.028 9,组内估计值为-1.740 0(权重为 0.006 1)。

时间引起的差异占比为 0.05%<sup>①</sup>,组内差异占比 0.6%,而整体 DID 估计结果主要来源于把从未接受处理组作为控制组的第二种类型估计结果,其权重为 99.34%,这说明双向固定效应下交错双重差分带来的估计偏误较小。

表 5 培根权重分解

| “2x2”DID 分组类型 | DID 估计量    | 权重      |
|---------------|------------|---------|
| 时变组           | -0.011 7   | 0.000 5 |
| 从未接受处理组       | -0.018 1   | 0.993 4 |
| 组内差异          | -1.740 0   | 0.006 0 |
| DID 加权估计结果    | -0.028 7** |         |

注:(1)在 2010—2019 年,一开始并未受到政策冲击,因此培根分解没有汇报“直接受处理组与时变组”的估计结果;(2)由于培根分解命令只能处理平衡面板数据,因而双向固定效应估计值的绝对值略小于基准回归结果,但仍在 5%的水平下显著为负。

城市试点政策。为排除低碳城市试点政策对产业结构调整的影响,构造低碳城市试点政策虚拟变量(*low\_carbon*)并将其纳入模型(1)中。表 6 列(1)的结果显示,在考虑低碳城市试点政策影响后,土地征收制度改革的结构扭曲度治理效应依旧存在。

(2)排除样本观察期内产业政策的影响。为实现制造业强国战略目标,工业和信息化部在 2016 年和 2017 年分两批遴选宁波、泉州等 30 个城市作为“中国制造 2025”示范城市。“中国制造 2025”战略通过信贷

### 4. 排除竞争性假设

样本观察期内其他外生冲击可能会影响回归结果,需要进一步排除,因此本文从低碳政策、产业政策、经济波动和土地政策四个方面进一步排除潜在的竞争性假设:

(1)排除样本观察期内低碳政策的影响。作为落实碳达峰碳中和的重要举措,国家发展改革委先后分三批开展了低碳

① 含协变量的培根分解汇报的第一种类型估计结果即“时变组”,实际上包含了“先处理组与后处理组”和“后处理组与先处理组”两种情况,前者被证明是“好处理组”,而后者是“坏处理组”<sup>[21]</sup>。基于此,有理由认为不合适处理效应的权重不超过 0.5%,可以认为本文的基准结论是可靠的。

优惠、税收减免和财政补贴等措施推动制造业创新体系建设,促进企业转型升级。为排除该政策对回归结果的干扰,本文将“中国制造 2025”政策虚拟变量(*MIC*)加入基准方程,具体回归结果见表 6 列(2),可以发现土地征收制度改革政策虚拟变量的回归系数依旧显著为负。

(3)控制外部经济波动。为控制宏观经济波动对产业结构调整的影响,本文从各省份统计年鉴中收集了样本观察期内所有省份的地区生产总值(GDP)数据,计算得到省份 GDP 增速(*gdp\_growth*)作为宏观经济波动的表征变量并纳入基准回归方程。回归结果如表 6 列(3)所示,核心解释变量土地征收制度改革政策虚拟变量的回归系数显著为负。

(4)排除农村集体经营性建设用地入市的影响。推动集体建设用地入市能够盘活农村存量建设用地,优化农村建设用地配置效率,为农村一二三产业融合发展提供合理的建设用地需求。因此,本文借鉴顾昕等(2024)<sup>[23]</sup>的研究,筛选样本观察期内的全部土地出让数据,若项目位置中含有“村、乡、庄、农场”等关键词,便将其归纳为农村土地出让,并将这类数据合并到区县层面,生成县域农村土地出让的面积(*Area*)和宗数(*Number*),将之作为集体经营性建设用地入市政策变量纳入回归方程,以此控制该试点政策对基准回归可能造成的干扰。表 6 列(4)估计结果显示,核心变量的回归系数在 5%水平下通过了显著性检验。

表 6 列(5)将低碳城市试点政策虚拟变量、中国制造 2025 政策变量、省份 GDP 增速变量和集体经营建设用地入市指示变量同时纳入基准回归方程,实现对同时期存在的双碳政策、产业政策、经济波动、土地政策进行控制和排除,结果显示,土地征收制度改革政策虚拟变量的回归系数仍然在 5%水平下显著为负,本文的基本结论仍然成立。

表 6 排除重大政策与外部经济因素冲击的回归结果

| 变量                | (1)                    | (2)                    | (3)                   | (4)                   | (5)                    |
|-------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| <i>DID</i>        | -0.0378**<br>(0.0151)  | -0.0412***<br>(0.0151) | -0.0384**<br>(0.0151) | -0.0346**<br>(0.0172) | -0.0339**<br>(0.0172)  |
| <i>low_carbon</i> | -0.0178***<br>(0.0056) |                        |                       |                       | -0.0170***<br>(0.0061) |
| <i>MIC</i>        |                        | 0.0167**<br>(0.0079)   |                       |                       | 0.0254***<br>(0.0085)  |
| <i>gdp_growth</i> |                        |                        | 0.0039***<br>(0.0010) |                       | 0.0041***<br>(0.0010)  |
| <i>Number</i>     |                        |                        |                       | 0.0021<br>(0.0015)    | 0.0018<br>(0.0015)     |
| <i>Area</i>       |                        |                        |                       | -0.0013<br>(0.0009)   | -0.0012<br>(0.0009)    |
| 控制变量              | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                    | 控制                     |
| 固定效应              | 控制                     | 控制                     | 控制                    | 控制                    | 控制                     |

表6(续)

| 变量    | (1)     | (2)     | (3)     | (4)     | (5)     |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 样本量   | 12 564  | 12 564  | 12 564  | 11 117  | 11 117  |
| $R^2$ | 0.813 8 | 0.813 7 | 0.813 9 | 0.808 8 | 0.809 5 |

### 5. 其他稳健性检验<sup>①</sup>

为保证基准回归估计结果的准确性,本文还进行了以下稳健性检验。(1)合成双重差分模型。为克服实验组和对照组在某些经济社会条件等方面的系统性差异,本文采用合成双重差分模型进行稳健性检验。(2)反事实估计框架。为进一步印证双重差分回归结果的可靠性,本文使用插补估计量(imputation estimator)进行反事实估计。(3)更换被解释变量。参考既有研究的做法,本文重新构造被解释变量。具体为:在产业结构偏离度的基础上,进一步通过产值加权体现各产业的重要程度,从而构造出反映要素投入结构和产出结构耦合协调程度的产业结构合理化水平指标。(4)排除直辖市样本。由于直辖市受到中央政府的直接管辖,与其他省份相比具有特殊的政治、经济地位,为避免行政架构差异等因素对回归结果的干扰,本文将县域所在地为直辖市的样本剔除,重新进行回归。以上稳健性检验结果均表明,土地征收制度改革的产业结构扭曲度治理效应具有较强的稳健性。

## 五、机制检验

基准回归结果表明,土地征收制度改革对降低县域产业结构扭曲度,提高产业结构合理化水平具有明显的促进作用。根据前文的理论分析,这种治理成效主要是通过充分发挥市场机制优化资源配置的作用和促使地方政府转变用地结构实现的。本文构造机制分析模型,见式(4),进一步检验土地征收制度改革缓解产业结构扭曲度的机制渠道。

$$M_{it} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{it} + X'_{it}\gamma + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $M_{it}$  为县区层面的机制变量,包括县区工业用地负向扭曲程度(*disprice*)、土地要素的错配指数(*mismatch*)、新增工业用地占总出让工业用地面积比重(*increase*)、存量工业用地占总出让工业用地面积比重(*stock*)、高技术制造业企业拿地数量占县区所有企业拿地数量的比值(*hightec*)。其余变量含义同基准回归模型。

### (一) 资源配置效率优化效应

为检验土地征收制度改革的资源优化配置效应,本文借鉴张莉等(2019)<sup>[24]</sup>的做法,采用工业用地最低出让价格标准和实际出让价格之差与最低标准的比重来度量工业用地价格的负向扭曲程度(*disprice*)。该数值越小,表明地方政府干预土地出让环节,扭曲土地要素使用价格的力度越小,则土地要素的配置越趋于合理。同时,借鉴雷斯图恰和罗杰森( Restuccia & Rogerson, 2013)<sup>[25]</sup>的研究,采用柯布-道格拉斯生产函数和边际产出法测算县域层面土地要素的错配指数(*mismatch*)。表7列(1)汇报了该项改革对工业用地价格负向扭曲程度的影响。回归结果显示,土地征收制度改革变量(*DID*)的回归系数显著为负。这说明该项改革确实能够削弱要素价格扭曲程度,促进资源合理配置。表7列(2)报告了该项改革对土地要素错配的影响。结果显示,土地征收制度改革变量(*DID*)的回归系数在5%水平下显著为负。该结果说明改革可以降低

<sup>①</sup> 限于篇幅,相关结果未予以展示,留存备案。

土地要素错配程度,促使要素价格体现稀缺程度,充分反映要素真实价值。

## (二) 用地结构优化效应

为探讨土地征收制度改革对地方政府用地行为是否存在“以压增量倒逼存量挖潜”的影响,本文分别选取土地来源中新增工业用地占总出让工业用地面积比重(*increase*)和存量工业用地占总出让工业用地面积的比重(*stock*)作为机制分析变量。上述土地交易信息来源于中国土地市场交易网,并将每一宗土地出让数据汇总到县区层面取均值。同时,本文进一步将样本观察期内的上市公司财务数据和微观土地出让数据进行匹配,获得历年上市公司购地情况。参考段军山和庄旭东(2021)<sup>[26]</sup>的研究,以《上市公司行业分类指引(2012年修订)》为基础,按照国家统计局印发的《高技术产业(制造业)分类(2017)》,将医药制造业等行业定义为高技术制造业企业,并将上述行业企业拿地数量汇总到所在县区层面,定义高技术制造业企业拿地数量占县区所有企业拿地数量的比值为机制分析变量(*hightec*),以考察土地征收制度改革是否增加了高技术制造业用地出让占比。表7列(3)、列(4)和列(5)分别报告了土地征收制度改革对新增工业用地比重、存量工业用地比重和高技术制造业用地比例的影响,结果表明,土地征收制度改革降低了新增工业用地的面积,提高了存量工业用地的开发力度,增加了高技术制造业用地出让占比,从而促使地方政府用地结构发生了转变。

表7 机制检验回归结果

| 变量         | (1)      | (2)       | (3)       | (4)      | (5)      |
|------------|----------|-----------|-----------|----------|----------|
| <i>DID</i> | -0.1486* | -0.5374** | -0.1025** | 0.0699** | 0.0360** |
|            | (0.087)  | (0.2653)  | (0.0494)  | (0.033)  | (0.0174) |
| 控制变量       | 控制       | 控制        | 控制        | 控制       | 控制       |
| 固定效应       | 控制       | 控制        | 控制        | 控制       | 控制       |
| 样本量        | 6924     | 9978      | 9579      | 10027    | 12564    |
| $R^2$      | 0.7848   | 0.4711    | 0.3503    | 0.3094   | 0.2951   |

注:列(1)—列(5)分别为土地征收制度改革对土地用地价格负向扭曲、土地要素错配、新增工业用地比重、存量工业用地比重、高技术制造业用地比例影响的回归结果。

## 六、异质性分析

### (一) 地区产业发展定位

结合本文的理论分析,如果地方政府在推动辖区经济发展过程中倾向于采用低价出让土地的第二产业用地供应策略,则更容易因土地要素错配而产生地区产业结构扭曲现象,那么土地征收制度改革的实践成效则更为明显。为考察土地征收制度改革对不同产业类型主导的县区产业结构扭曲度的影响,本文利用土地征收制度改革试点实施前5年(2010—2014年)中国土地市场交易网记录的逐笔土地出让信息,将每笔土地出让信息汇总到区县-产业层面,计算各县区政策前5年工业用地出让面积占总出让面积的比重,反映地方政府在推动地区经济快速增长过程中对工业的重视程度和依赖程度。在此基础上,参考区位熵的构建思路,将各县区政策冲击前5年工业用地出让占比大于同时期全国工业用地出让占比的县区定义为高工业用地出让占比县区,反之则为低工业用地出让占比县区,并以分组回归的方式检验土地征收制度改革对是否

为工业主导模式县区的影响。表8的回归结果表明,土地征收制度改革降低了对工业用地出让依赖程度更高的县区的产业结构扭曲程度。

### (二) 地区财政收支结构

地方财政收支矛盾是地方政府干预土地要素市场以缓解外在约束的重要财政动因<sup>[27]</sup>。因此,地方政府财政收支压力越大,扭曲要素价格的动机就越强,从而产生“为汲取财政收入而损害产业引领作用”<sup>[28]</sup>的动机。因此,土地征收制度改革与产业结构扭曲度的关系可能受到地区财政收支结构的影响。为揭示地区财政收支结构对土地征收制度改革治理成效的异质性影响,本文选取财政收支压力开展异质性分析。具体而言,采用各区县一般预算收入与一般预算支出的差值在一般预算收入中的比重衡量地区财政收支压力,同时按照数值从小到大进行排序,将处于前50%分位数的地区划分为低财政收支压力组,后50%分位数的地区归为高财政收支压力组进行分组回归。分组回归结果如表8所示,土地征收制度改革均降低了高财政收支压力和低财政收支压力地区的产业结构扭曲度,但对前者的治理效果高于后者。

### (三) 地区自然地理约束

经济学研究中普遍认为经济发展受到自然地理条件的约束,两者之间呈现出明显的相关性<sup>[29]</sup>。从土地供给端来看,尽管地方政府独立负责城市建设用地的供给,但工业用地的供给与城市坡度小于15度的土地比例呈现出正向变动关系,同时土地陡峭程度与价格扭曲程度表现为反向变动关系<sup>[30]</sup>,可见地方政府对土地的操纵能力在一定程度上还要受到地区自然地理条件约束。为考察自然地理约束对政策效果异质性的影响,本文采用平均地理坡度来衡量县区的地理平坦程度。本文将地区平均地理坡度按照数值从小到大进行排序,将处于前50%分位数的地区划分为地形较平坦组,后50%分位数的地区归为地形较陡峭组进行分组测试。从表8的结果可以看出,土地征收制度改革降低了地形较为平坦地区的产业结构扭曲度。可能的原因在于,地形更为平缓的地区,由于自然地理条件的约束更小,地方政府对土地供给的干预能力更强,改革能够通过规范征地程序等手段规范政府用地行为,从而发挥出更为明显的治理效应。

### (四) 地区市场化进程

土地征收制度改革的政策效果可能与地区市场化进程有关。具体而言,中国要素配置受政府行政力量影响较大,导致在一定程度上扩大了企业获得生产要素的成本差异。基于此,本文采用要素市场发育程度指数来表示地区市场化进程。同样地,将要素市场化发育程度指数按照中位数划分为低市场化地区和高市场化地区,开展分组回归检验地区异质性。表8汇报了市场化进程对改革治理成效的影响。分组测试结果显示,土地征收制度改革降低了低市场化地区的产业结构扭曲度,对高市场化地区的产业结构扭曲度没有显著影响。可能的原因是,在市场化进程更高的地方,地方政府更倾向于采取市场化手段扩大产业规模,借助行政力量干预要素市场的动机较弱。

表8 异质性分析回归结果

| 变量         | 工业用地出让占比  |             | 财政压力      |             | 地形陡峭程度    |           | 市场化水平      |           |
|------------|-----------|-------------|-----------|-------------|-----------|-----------|------------|-----------|
|            | 低         | 高           | 低         | 高           | 平坦        | 陡峭        | 低          | 高         |
| <i>DiD</i> | 0.019 1   | -0.097 9*** | -0.032 7* | -0.127 6*** | -0.036 9* | -0.021 9  | -0.058 3** | -0.004 0  |
|            | (0.021 3) | (0.021 4)   | (0.017 2) | (0.038 6)   | (0.019 9) | (0.030 6) | (0.026 9)  | (0.018 8) |

表8(续)

| 变量         | 工业用地出让占比   |         | 财政压力       |         | 地形陡峭程度      |         | 市场化水平       |         |
|------------|------------|---------|------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
|            | 低          | 高       | 低          | 高       | 平坦          | 陡峭      | 低           | 高       |
| 控制变量       | 控制         | 控制      | 控制         | 控制      | 控制          | 控制      | 控制          | 控制      |
| 固定效应       | 控制         | 控制      | 控制         | 控制      | 控制          | 控制      | 控制          | 控制      |
| 样本量        | 5 267      | 7 297   | 6 112      | 6 212   | 6 063       | 6 335   | 6 126       | 5 975   |
| $R^2$      | 0.817 7    | 0.812 1 | 0.834 5    | 0.824 2 | 0.795 3     | 0.823 9 | 0.805 5     | 0.862 3 |
| 组间差异 $P$ 值 | 0.117 0*** |         | 0.094 9*** |         | -0.015 0*** |         | -0.054 3*** |         |

注:使用费舍尔组合来检验分组回归后的组间系数差异。

## 七、研究结论与政策建议

土地制度是国家的基础性制度,不断改革和完善征地制度对于加快要素在城乡之间自由流动,促进政府职能和发展方式转变发挥着关键作用。在此背景下,本文在厘清中国土地要素市场长期面临的要素价格扭曲和用地结构失衡双重问题制度根源的基础上,立足于要素优化配置视角,系统论述土地征收制度改革治理产业结构扭曲,推动产业结构转型升级的实践成效。本文的主要研究结论包括:(1)土地征收制度改革能够降低试点县产业结构扭曲程度,上述结论在经过一系列稳健性检验后仍然成立;(2)土地征收制度改革试点的实施对产业结构扭曲度的影响,无论是作用方向还是治理成效,均存在着一定程度的差异;(3)土地征收制度改革主要是通过降低土地使用价格扭曲度、优化城市建设用地使用结构等渠道减轻地区产业结构扭曲程度;(4)土地征收制度改革试点的推行对高工业用地出让占比、财政收支压力大、自然地理条件更为平坦以及市场化进程低的地区具有更为明显的治理效应。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:

第一,把握土地征收制度改革的全局性和系统性,推进土地要素市场化配置。一方面,完善土地征收补偿标准,以土地价格作为土地征收补偿的基准,科学测算并动态调整区片综合地价,合理划定区片综合地价中土地补偿费、安置补助费比例,加快形成充分反映市场供求关系、资源稀缺程度的土地市场价格机制,促进土地资源的优化配置和合理流动;另一方面,进一步细化土地征收程序,依托建立健全征地公告和征地补偿安置公告制度、信息公开和公众参与机制、社会风险评估机制等渠道增强土地征收程序性保障,保障农民在农村土地征收中的知情权、参与权和听证权,完善农民参与农村土地征收的路径选择。

第二,加强土地征收制度改革方案的系统筹划和整体设计。不同地区在财政收支结构、自然地理条件和经济发展状况等方面存在一定差异,会影响改革的治理效果,在推进农村土地征收制度改革的过程中应充分考虑不同县区间的差异性,因地制宜地采取差异化的改革方案,推广试点成功经验。

第三,消除地方政府基于财税目标干预土地市场的内源因素,推动土地财政向公共财政转变,从根本上改变地方政府主导土地要素配置的格局。一方面,推动地方政府摆脱对土地的依赖,调整和深化财税体制改革,赋予地方政府与事权相匹配的财权;另一方面,地方政府应根据自身发展阶段,加快培育创新型产业,结合地区资源禀赋和产业基础,构建与土地资源利用模式相协调的产业发展格局。

参考文献:

- [1]张莉,刘昭聪,程可为,等.产业用地审批改革与资源配置效率——基于微观企业土地存量数据的研究[J].中国工业经济,2023(9):61-79.
- [2]李勇刚,罗海艳.土地资源错配阻碍了产业结构升级吗?——来自中国35个大中城市的经验证据[J].财经研究,2017,43(9):110-121.
- [3]席强敏,梅林.工业用地价格、选择效应与工业效率[J].经济研究,2019,54(2):102-118.
- [4]余泳泽,潘妍.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[J].经济研究,2019,54(3):150-165.
- [5]钟文,杨俊.土地财政、双重目标约束与制造企业创新意愿[J].首都经济贸易大学学报,2025,27(3):69-84.
- [6]谢贞发,朱恺容,李培.税收分成、财政激励与城市土地配置[J].经济研究,2019,54(10):57-73.
- [7]程宇丹,田文佳,韩健.工业用地补贴阻碍了中国制造业的区域转移吗?——来自微观土地交易的证据[J].财经研究,2020,46(3):94-108.
- [8]刘若鸿,许晏君.工业用地价格与企业产能利用率[J].世界经济,2023,46(11):103-127.
- [9]龚小芸,杨进,刘蓉.工业用地市场化改革冲击与城市产业模式选择:来自工业用地招拍挂政策的证据[J].南方经济,2024(2):21-39.
- [10]崔宝玉,谢煜,徐英婷.土地征用的农户收入效应——基于倾向得分匹配(PSM)的反事实估计[J].中国人口·资源与环境,2016,26(2):111-118.
- [11]赵晶晶,李放,李力.被征地农民的经济获得感提升了吗?[J].中国农村观察,2020(5):93-107.
- [12]葛传路,岳虹.征地冲击对农户消费的影响[J].经济与管理研究,2018,39(1):46-56.
- [13]严金明,郭栋林,夏方舟.中国共产党百年土地制度变迁的“历史逻辑、理论逻辑和实践逻辑”[J].管理世界,2021,37(7):19-31.
- [14]张璋,周海川.城市土地要素配置扭曲与产业结构升级研[J].北京联合大学学报(人文社会科学版),2024,22(3):112-124.
- [15]林伯强,杜克锐.要素市场扭曲对能源效率的影响[J].经济研究,2013,48(9):125-136.
- [16]宣烨.要素价格扭曲、制造业产能过剩与生产性服务业发展滞后[J].经济学动态,2019(3):91-104.
- [17]杨继东,崔琳,周方伟,等.经济增长、财政收入与土地资源配置——基于工业用地出让的经验分析[J].经济与管理研究,2020,41(8):29-43.
- [18]沈小波,陈语,林伯强.技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J].经济研究,2021,56(2):157-173.
- [19]ANDO S, NASSAR K. Indexing structural distortion: sectoral productivity, structural change and growth[Z]. IMF Working Paper No. WP/17/205, 2017.
- [20]刘生龙,张晓明,杨竺松.互联网使用对农村居民收入的影响[J].数量经济技术经济研究,2021,38(4):103-119.
- [21]GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [22]DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [23]顾昕,柳鲲鹏,沈宇辉,等.政府绩效考核体系转型与城乡协调发展[J].经济研究,2024,59(5):170-189.
- [24]张莉,黄亮雄,刘京军.土地引资与企业行为——来自购地工业企业的微观证据[J].经济学动态,2019(9):82-96.
- [25]RESTUCCIA D, ROGERSON R. Misallocation and productivity[J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1): 1-10.
- [26]段军山,庄旭东.金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J].中国工业经济,2021(1):155-173.
- [27]孙秀林,周飞舟.土地财政与分税制:一个实证解释[J].中国社会科学,2013(4):40-59.
- [28]白秀叶,鲁建坤,李培.财政压力、土地资源的行业配置与集聚效应[J].财贸经济,2023,44(2):41-54.
- [29]SAIZ A. The geographic determinants of housing supply[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2010, 125(3): 1253-1296.
- [30]李力行,黄佩媛,马光荣.土地资源错配与中国工业企业生产率差异[J].管理世界,2016(8):86-96.

## Reform of Land Expropriation System and Governance of Industrial Structure Distortions —A Perspective of Optimal Allocation of Factors

YAO Peng<sup>1</sup>, TIAN Zhijin<sup>2</sup>, SUN Jiuwen<sup>3</sup>

(1. Qufu Normal University, Rizhao 276800;

2. University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488;

3. Renmin University of China, Beijing 100872)

**Abstract:** Under the dual land ownership system and driven by horizontal benchmarking competition among local governments, the current land expropriation system remains inadequate in terms of compensation standards and procedural norms. This has led to inefficiencies in land resource allocation and has become a significant constraint on regional industrial structural upgrading. Existing literature primarily focuses on the land transfer stage, examining how market-oriented land reforms affect manufacturing efficiency and industrial choices. In contrast, land expropriation, as the precondition for land transfer, receives limited attention.

Therefore, this paper, based on a systematic analysis of the practical dilemmas in land expropriation and the urgent needs of regional industrial structure governance, takes the rural land expropriation reform pilot initiated in 2015 as an entry point. By matching a county-level macro database with a micro-level land transaction database, this paper investigates the practical effects of the reform on improving land factor allocation and alleviating industrial structure distortions, thereby promoting regional industrial upgrading. This contributes to the literature on the policy effects of the land expropriation reform and provides theoretical insights for improving land supply mechanisms.

From a theoretical perspective, this paper identifies the dual dilemma of land factor allocation in China and examines the internal logic underlying how the land expropriation reform mitigates regional industrial structure distortions. Focusing on two mechanisms—reducing land price distortions and optimizing land use structure—this paper reveals how the reform contributes to alleviating the distortions. On this basis, a difference-in-differences (DID) model is constructed to test the theoretical framework empirically. The results indicate that the reform is conducive to reducing regional industrial structure distortions, and this conclusion remains robust across various specifications. Furthermore, this paper employs a causal forest model to assess the heterogeneity of individual treatment effects. The findings indicate that the impact of the reform varies across different contexts. Heterogeneity analysis reveals that the effectiveness of the reform is influenced by factors such as regional industrial development orientation, fiscal structure, natural endowments, and the degree of marketization.

Based on the theoretical and empirical findings, this paper summarizes the main conclusions and offers policy recommendations. These include improving compensation standards and procedures, designing context-specific reform strategies, and promoting the transition from land-based finance. The findings provide theoretical references and policy insights for advancing the market-oriented allocation of land factors, refining the industrial land system, and enhancing the role of effective government regulation.

**Keywords:** market-oriented reform of land factors; land expropriation; land use structure; land allocation efficiency; industrial structure distortion

责任编辑:姜 莱;魏小奋