

土地要素市场化配置对制造业技术创新的影响效应和作用机制

胡哲力¹, 吴 滨^{1,2}, 张瑞志³

- (1. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732;
2. 中国社会科学院技术创新与战略管理中心, 北京 102401;
3. 广东省社会科学院, 广东 广州 510635)

摘 要:土地资源是制造业发展不可或缺的要素之一。在我国加快完善要素市场化配置体制机制的背景下, 如何推动工业用地市场化配置直接关乎制造业创新和高质量发展。在构建一般均衡模型的基础上, 基于 2000—2018 年的 incopat 数据库制造业专利数据和各城市的工业用地出让数据, 以 2007 年工业用地出让招拍挂改革为背景, 采用广义双重差分方法考察土地要素市场化配置对制造业技术创新的影响效应和作用机制。研究发现, 工业用地市场化配置能显著推动区域制造业技术创新。机制分析表明, 工业用地市场化配置通过选择效应、产业结构效应、美第奇效应提高引入企业质量、推动产业结构转型升级、提高区域内知识宽度并促进各类技术融合, 从而推动区域制造业技术创新。异质性分析表明, 工业用地市场化配置对东部地区、资本密集型、处于全球价值链高位置制造业技术创新的提升效应更加明显。研究结果为新发展阶段下中国加快深化土地市场化配置改革夯实制造业创新发展根基提供实践参考。

关键词:要素市场化配置; 制造业技术创新; 选择效应; 产业结构效应; 美第奇效应

中图分类号:F301.2; F424.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2026)02-0186-14

Influence effects and mechanisms of land marketization on technological innovation in the manufacturing sector

HU Zheli¹, WU Bin^{1,2}, ZHANG Ruizhi³

- (1. *Institute of Quantitative and Technological Economy, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;*
2. *Center for Technological Innovation and Strategic Management, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102401, China;* 3. *Guang dong Academy of Social Sciences, Guangzhou 510635, China*)

Abstract: Land resources constitute a pivotal factor in the development of the manufacturing sector. Against the backdrop of China's accelerated efforts to improve the market-based allocation system and mechanisms for production factors, advancing the market-based allocation of industrial land is directly crucial for driving innovation and achieving high-quality development in manufacturing. This paper, on the basis of constructing a mathematical model, based on the manufacturing patent data of incopat database and the industrial land grant data of each city from 2000 to 2018, and with the background of the reform of industrial land grant auction and listing in 2007, adopts a generalized DID method to

基金项目:国家自然科学基金青年项目“主体异质性视角下国家战略科技力量推进关键核心技术创新的效应、路径与对策研究”(72304276); 中国社会科学院经济大数据与政策评估实验室项目(2024SYZH004); 广东省哲学社会科学规划 2026 年度青年项目“耐心资本赋能人工智能与实体产业技术融合的机理与路径研究”(GD26YYJ53)。

作者简介:胡哲力(1993—), 男, 安徽合肥人, 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所博士后, 经济学博士, 研究方向为技术经济。通信作者: 张瑞志。

investigate the influence effect and mechanism of land factor market allocation on manufacturing technology innovation. The findings reveal that market-based allocation of industrial land significantly promotes regional technological innovation in manufacturing. Mechanism analysis indicates that this effect operates through several channels: a selection effect that improves the quality of incoming enterprises; an industrial structure effect that facilitates the transformation and upgrading of the industrial landscape; a Medici effect that enhances regional knowledge breadth; and a fusion effect that fosters the integration of diverse technologies. Heterogeneity analysis further shows that the innovation-promoting effect of market-based industrial land allocation is more pronounced in eastern regions, within capital-intensive industries, and among manufacturing sectors positioned higher in the global value chain. These findings provide practical insights for China to deepen land marketization reforms in its new development stage, thereby solidifying the foundation for innovation-driven growth in manufacturing.

Key words: marketized allocation of factors; manufacturing technological innovation; selection effect; industrial structure effect; medici effect technology convergence effect

科技创新是驱动制造业高质量发展的关键因素。土地资源作为制造业发展不可或缺的核心要素与空间载体,其配置方式直接影响制造业创新发展动能和高质量发展水平。过去一段时间以来,在经济增长目标^[1]、晋升锦标赛^[2]等因素驱动下,地方政府将土地出让作为招商引资竞争和筹集财政资金的重要政策工具^①,一方面高价出让商服用地实现“以地生财”^[3-4],一方面低价出让工业用地实现“以地引资”^[5],形成了中国特色的“双手供地”模式。相关研究表明,尽管“双手供地”为我国工业化和城镇化作出了巨大贡献^[6],但这种由地方政府主导的土地资源配置方式致使两种属性用地之间的价格剪刀差逐年增大,部分地区甚至出现了工业用地“零地价”。由于市场价格机制难以在工业用地市场发挥应有的作用^[7],过低的价格导致工业用地配置扭曲,各地区低效率企业投资和重复性建设现象大量产生,不仅降低了企业的资源配置效率,对企业的创新能力产生不利影响,还进一步导致产能过剩、产业“中低端锁定”等问题,不利于地区产业结构转型升级和经济社会高质量发展^[8]。在此背景下,迫切需要加快推动工业用地市场化配置改革,并进一步深入探究其对制造业创新发展的影响及其作用机制。

21世纪以来,我国工业用地供给方式由以协议出让为主,逐步转向以招拍挂出让为核心的市场化配置。2006年,国务院先后发布《关于加强土

地调控有关问题的通知》和《全国工业用地出让最低价标准》,并自2007年1月1日起在全国推行限定最低价格的工业用地招拍挂制度,标志着工业用地市场化配置改革进入实质性阶段。随着经济发展进入高质量发展阶段,土地要素市场化改革成为完善要素市场化配置体制机制的重要抓手。党的二十届四中全会进一步强调促进要素资源高效配置和建设城乡统一的建设用地市场。在此背景下,系统评估工业用地招拍挂政策对制造业创新发展的影响,不仅有助于深化土地制度改革,也为“十五五”时期加快要素市场化配置、巩固实体经济根基提供重要的经验依据和政策参考。

目前学术界围绕工业用地配置开展的研究集中在其对经济增长^[9-10]、工业和企业效率^[11]、产业转型升级和结构调整^[12-13]、城市和企业创新^[14-15]等方面的影响。从目前的研究结果来看,工业用地配置模式对经济社会发展带来了一系列复杂的影响。例如,压低工业用地价格、提高工业用地出让比重的土地市场干预策略在促进城市经济增长的同时也会产生推高房价^[9]、降低招商引资质量^[8]等问题,而限定最低价格的工业用地招拍挂制度这一市场化改革的实施会阻碍了新企业的进入和已有企业的扩张,影响地区工业增速和经济增长。此外,发达地区与欠发达地区工业用

① 1990年出台的《城镇国有土地使用权出让和转让暂行条例》规定国有土地使用权出让由市、县级人民政府负责,在这一独特的国有土地出让制度下,地方政府垄断了本地区土地一级市场的供应权。

地占比差异还会进一步导致地区间产出不平衡^[16]。然而也有学者认为,减少“压低价格、过量供给和协议出让方式”这一供地行为的工业用地配置优化手段能够促进企业生产效率提升,而且由于选择效应的存在,工业用地市场化配置能够有效推动工业转型升级^[17]、提高工业效率^[18]。

在聚焦创新效应方面,有学者认为中国大规模出让工业用地、不饱和供给商住用地的土地资源分配方式不利于城市创新,而且用以支持创新创业发展的创新型产业用地制度改革也未能有效促进城市创新。尽管个别学者认为工业用地市场化配置可以提高企业技术创新水平,但为了获得工业用地使用权并应对地方政府的成果验收,企业会在事前事后实施“重量轻质”的策略性创新行为。尽管以上研究没有直接聚焦工业用地市场化配置与制造业创新,但为本文探究两者之间的关系提供了研究基础和重要启示。

本文围绕工业用地市场化配置对制造业技术创新的影响展开分析。首先,构建理论模型,刻画工业用地市场化配置通过选择效应、产业结构效应和美第奇效应作用于制造业创新的内在机制。然后,以 2007 年工业用地招拍挂制度在全国正式推行为准自然实验,构建广义双重差分模型,并利用 2000—2018 年城市层面面板数据进行实证检验。本文的创新点集中在以下 3 个方面:一是以工业用地市场化配置为切入点,系统考察要素市场化改革对制造业技术创新的影响,拓展了既有研究多聚焦政府行为和产业结构调整的分析视角;二是将土地要素配置与制造业创新纳入统一的理论分析框架,构建一般均衡模型并结合实证检验,为理解要素市场化改革的创新效应提供了更为完整的理论和经验证据;三是基于土地市场交易数据和专利数据库,构建城市层面工业用地市场化配置强度与制造业创新指标,增强了实证分析的微观基础和测度可靠性。

一、理论分析

随着地方政府由传统的协议出让方式转向以招拍挂为核心的市场化出让机制,工业用地的价格体系逐步由行政主导转向市场主导,土地价格

水平随之显著提升。在此背景下,工业用地价格的变化不再仅仅是土地市场的直接结果,更成为影响企业进入、资源配置效率以及产业结构演化的重要变量。基于此,本文构建一般均衡模型深入分析工业用地价格变化对制造业技术创新所产生的影响效应。

(一) 选择效应

1. 消费者

假定消费者偏好多元化的工业用品,且可供消费者选择的多元化商品 $i \in \Omega$, i 表示 i 类产品,消费者的效应函数为:

$$U = \left[\int_{i \in \Omega} q(i)^{\rho} di \right]^{\frac{1}{\rho}} \quad 0 < \rho < 1 \quad (1)$$

消费者将基于总产品 $Q \equiv U$ 以及总价格 $P = \left[\int_{i \in \Omega} P(i)^{1-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$, 作出消费者效用最大化时的消费决策。

$$R = PQ = \int_{i \in \Omega} P(i)q(i) di \quad (2)$$

通过建立拉格朗日效用函数模型便可以计算出消费者的最优决策。

最终求得 $\lambda = 1/\rho$, 从而可得到消费者的最优消费量,即 $q(i) = Q \left[\frac{P(i)}{P} \right]^{\frac{1}{1-\rho}}$, $0 < \rho < 1$, $\sigma = 1/(1 - \rho)$, 因此 $q(i) = Q \left[\frac{P(i)}{P} \right]^{-\sigma}$ 。因为消费者的支出决定为 $r(i) = p(i)q(i) = p(i) \times Q \left[\frac{P(i)}{P} \right]^{-\sigma} = \frac{Q}{P^{-\sigma}} [P(i)]^{1-\sigma} = R \times \left(\frac{P(i)}{P} \right)^{1-\sigma}$, 又因为消费者的消费量与支出是生产者的需求和收益,便得到了企业的需求函数与收益函数。

2. 生产者

本文借鉴 Melitz^[19]的方法,假设市场中有大量生产差异化产品的企业,且劳动力是企业的重要生产要素。在此基础之上,将土地要素的价格纳入了生产函数之中,将企业的固定成本分为购买土地的固定成本以及购买设备的固定成本两部分, θ 为企业的生产效率。具体的表达式为:

$$l = C_{fixed} + C_{land} + q/\theta \quad (3)$$

假设市场中每家企业的 $C_{fixed} + C_{land} > 0$, 且都

相同,由垄断势力的勒纳指数 $L = \frac{P-MC}{\rho}$, 又因为达到利润最大时 $MR = MC$, 可以得出:

$$P = \frac{MC}{1 + \frac{1}{E_d}} \quad (4)$$

由 $q(i) = Q \left[\frac{P(i)}{P} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$, 可得需求弹性 E_d , 并将其代入式(4)得:

$$P(\theta) = \frac{w}{\rho\theta} \quad (5)$$

将经济体中的工资率 w 单位化为 1, 便得到 $P(\theta) = \frac{1}{\rho\theta}$ 。由此可知, 随着企业单位生产率的提升, 企业的定价将随之下降。已知 $P(\theta)$ 和企业的成本, 便可计算出企业的利润, 即:

$$\pi(\theta) = r(\theta) - l(\theta) = P(\theta) \times q - (C_{fixed} + C_{land} + q/\theta) = \frac{r(\theta)}{\sigma} - C_{fixed} - C_{land} \quad (6)$$

将 $r(i) = R \times \left(\frac{P(i)}{P} \right)^{1-\sigma}$ 代入式(6)得:

$$\pi(\theta) = \frac{R}{\sigma} (P\rho\theta)^{\sigma-1} - C_{fixed} - C_{land} \quad (7)$$

3. 一般均衡分析

假设市场达到均衡时候, 市场内有 A 个企业, 生产 A 种产品, 且企业的生产率在 $(0, +\infty)$ 内服从分布函数 $\mu(\theta)$, 此时总价格指数为:

$$P = \left[\int_0^x P(\theta)^{1-\sigma} A u(\theta) d\theta \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = A^{\frac{1}{1-\sigma}} \left[\int_0^x P(\theta)^{1-\sigma} u(\theta) d\theta \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (8)$$

假设工资率 $w = 1$ 时, 将(5)式代入(7)式可得,

$$P = A^{\frac{1}{1-\sigma}} \left[\int_0^x \left(\frac{1}{\rho\theta} \right)^{1-\sigma} u(\theta) d\theta \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = A^{\frac{1}{1-\sigma}} \rho^{-1} \left[\int_0^x \theta^{\sigma-1} u(\theta) d\theta \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = A^{\frac{1}{1-\sigma}} P(\tilde{\theta}) \quad (9)$$

式(9)中, $\tilde{\theta}$ 为企业生产率的加权平均, 该值用于体现经济体生产率的期望水平, 即:

$$\tilde{\theta} = \left[\int_0^x \theta^{\sigma-1} u(\theta) d\theta \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (10)$$

此处, $\tilde{\theta}$ 为市场中企业生产率的加权平均值,

即 A 个企业的生产率期望水平。生产者进入行业就必须花费 C_{fixed} 和 C_{land} 进行初始投资, 且企业进入市场之后才能确切地知晓自身的生产率, 生产率参数 θ 服从 $k(\theta)$ 分布, $k(\theta)$ 在 $(0, +\infty)$ 内为正。因为本文仅考虑稳定状态下的均衡, 所以此时社会总产量、生产率以及初期利润不变。低生产率的企业进入行业后, 若利润水平为负则企业将退出市场不生产, 若每期利润为正则可能遇到不利冲击而退出市场。由以上理论模型推导可知, 当式(10)为 0 时, 便可求出门槛值, 即:

$$\theta^* = \frac{\left[\frac{(C_{land} + C_{fixed}) \times \sigma}{R} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}}}{P\rho} \quad (11)$$

当企业的生产率若小于 θ^* 则需要离开市场, 式(11)便是企业进入市场或者退出市场的门槛, 即低于该值则将被淘汰, 高于该值仍然可以在市场中竞争。

存续的生产率概率密度函数为 $\mu(\theta)$, 由初始的生产率分布 $k(\theta)$ 决定:

$$\mu(\theta) = \begin{cases} \frac{k(\theta)}{1 - K(\theta^*)}, & \theta > \theta^* \\ 0, & \theta < \theta^* \end{cases} \quad (12)$$

将式(11)代入 $r(\theta) = \frac{R}{\sigma} (P\rho\theta)^{\sigma-1}$ 的结果再代入式(10), 便可得市场中所有企业均为最低效率企业的生产率加权平均值:

$$\tilde{\theta}(\theta^*) = \left\{ \frac{1}{[1 - G(\theta^*)]} \right\} \int_{\theta^*}^{\infty} \theta^{\sigma-1} \times k(\theta) d\theta^{1/(\sigma-1)} \quad (13)$$

当 $\sigma > 1$ 时, 可由式(12)和式(13)得到 $d\theta^*/dC_{land} > 0$ 以及 $d\tilde{\theta}/d\theta^* > 0$; 由链式法则可以推出 $d\tilde{\theta}/dC_{land} > 0$, 即可知工业用地的价格与区域内企业的期望生产率呈现出正相关关系。由以上的理论模型推导可知, 工业用地价格的上升将提高企业进入市场的“门槛”, θ^* 的存在将淘汰低生产率的企业, 为高效率企业的进入留出了空间。而制造业企业的生产效率大多由技术创新水平决定, 因此本文认为随着工业用地价格的上升, 区域内制造业的技术创新水平也将提升。因此, 本文

提出如下假设。

假设 H1:土地要素市场化配置机制的完善,通过发挥市场机制的选择效应,淘汰低效率企业,进而直接推动制造业技术创新水平的提升。

(二)产业结构效应

理论模型表明,随着工业用地价格的提升,低效率、低技术含量的制造业企业将逐步退出,而具备更强创新能力的优质企业更容易进入市场。从制造业内部结构看,工业用地市场化配置通过强化市场选择效应,推动制造业由劳动密集型向资本密集型和技术密集型产业升级,从而提升整体技术创新水平。政策实施之前,地方政府在“以地引资”导向下更强调规模扩张而非质量提升,导致大量低端制造业进入,形成制造业低端锁定和产业结构刚性^[20]。工业用地招拍挂政策实施后,低端企业被逐步淘汰,资本密集型和技术密集型制造业加快集聚,这类产业不仅自身创新能力更强,而且具有显著的技术溢出效应,进一步强化了制造业创新绩效^[21]。

从产业总体结构效应看,政策实施前建设用地配置长期偏向制造业,生产性服务业用地供给不足,加之高价商服用地出让抬升了服务业经营成本,制约了金融、研发等关键中间服务要素的发展,不利于制造业技术创新。随着工业用地招拍挂政策推进,工业用地价格逐步回归合理区间,地方政府低价供地和交叉补贴行为减少,建设用地在制造业与服务业之间的配置趋于均衡,为生产性服务业发展释放了空间^[22]。同时,政府可将减少的土地补贴资金更多投向科技创新和教育等领域,提升生产性服务业的供给质量与效率,从而通过人力资本和知识资本积累,间接促进制造业技术创新^[23]。因此,本文提出以下假设。

假设 H2:土地要素市场化配置机制的完善有助于推动产业结构优化升级,并释放出结构红利,进而推动制造业的技术创新。

(三)美第奇效应

美第奇效应是指立足于不同领域、学科、文化的交叉点上更容易产生大量不同凡响的新想法,该效应强调通过联结不同领域的知识或方法形成突破性创意,被广泛应用于心理学、管理学等领

域^[24]。在选择效应和产业结构效应的共同推动下,区域内企业的质量和产业类型实现了系统性的提升。结构性优化不仅显著提升了产业的整体竞争力,而且在拓展区域知识边界的过程中产生了美第奇效应,进而有力地推动了制造业在关键技术、核心工艺和新兴赛道上实现质的飞跃。在工业用地配置机制优化之前,土地要素市场的价格扭曲创造了大量的寻租机会,一些制造业企业通过土地要素错配而产生的寻租机会获得超额利润^[25]。但在实施工业用地招拍挂政策之后,原有低效企业逐步退出市场,更多依托技术创新获取超额利润的新兴企业加速进入^[26]。随着众多技术驱动型企业的入驻,该区域的知识广度得到了显著提升,同时催生了一个多层次、开放型的创新生态系统。企业之间频繁的互动和深入的合作模式逐渐稳固,知识的外溢效应变得普遍,技术路径的多样化和专业知识的持续交融,进而催生了美第奇效应。这不仅促进了实体制造环节在工艺、设备和供应链方面的深度融合,还推动了产业链上下游的协同创新。企业间的技术互补性得到了加强,使得原本孤立的技术节点得以连接,形成了一个更加完整和高效的技术创新网络。此外,生产性服务业与制造业的融合进一步推动了制造业向高端化、智能化和绿色化发展,特别是数字技术与制造业全流程的深度融合,推动了研发、生产和管理向智能化的飞跃。因此,本文提出以下假设。

假设 H3:土地要素市场化配置机制的完善,能够通过激发美第奇效应促进制造业技术创新。

二、研究设计

(一)模型设定

本章节借鉴现有文献的方法^[10]使用广义双重差分模型对本文所提出的理论假设进行实证检验。本文中的所有地区均受到了工业用地招拍挂出让政策的影响,但由于城市禀赋的差异,导致了各地区对“以地引资”发展模式的依赖度的差异,即各城市以市场化方式配置工业用地的比例也存在着差异。因此,本文利用该差异与工业用地招拍挂出让制度形成的交互项便可以较好地识别其中的因果关系。本文基准回归的模型为:

$$Innovation_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Marketization_i \times Post_t + \beta \sum X_{i,t} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

该模型中, i 表示各地级市, t 则表示年份; $Innovation_{i,t}$ 表示 i 地区 t 年的地区制造业专利数以及制造业专利被引次数; $Marketization_i$ 为政府要求工业用地出让必须实施招拍挂制度后, 城市 i 的反应强度指标; $Post_t$ 为工业用地招拍挂制度是否实施的虚拟变量; $\sum X_{i,t}$ 为所有控制变量的集合, 为控制一系列不可观测因素的影响, 本文还加入了 γ_i 和 δ_t , γ_i 为地区固定效应, δ_t 为时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。本文重点关注式 (14) 中交互项的系数与显著性, 若 $\beta_1 > 0$ 且显著则表明推动工业用地的市场化建设将促进制造业的技术创新, 反之亦然。

(二) 样本选择与数据来源

1. 被解释变量

本文的被解释变量 ($Innovation$) 为制造业技术创新程度。用专利数来度量区域技术创新是一种较为常见的方法, 因专利数据公开性较强, 较为客观, 难以被人为操作, 并且专利数据的更新频率相对较高, 能客观准确地反映出城市技术创新的变化趋势, 所以本文使用发明专利数与实用新型专利数来度量区域技术创新水平, 具体的测度方法为城市 i 所有发明专利和实用新型专利授权量的和加一取对数, 作为制造业技术创新数量的代理变量。本文使用城市 i 所有发明专利和实用新型专利在授权后被引用数之和加 1 作为度量城市 i 制造业技术创新质量的指标。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为工业用地实施市场化方

式出让之后对各地级市的反应强度指标 ($Marketization_i \times Post_t$), 该变量是由强度变量与虚拟变量的乘积求得。 $Post_t$ 为工业用地必须采用招拍挂政策是否实施, 即《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》是否实施赋值, 由于该通知要求 2007 年后必须使用招拍挂政策出让工业用地, 因此 2007 年当年及其以后年份均赋值为 1, 2007 年之前赋值为 0。

基于前文的文献综述以及理论分析可知, 地方政府为了招商引资, 更倾向于使用协议方式低价出让工业用地, 进而实现了“以地引资”^[3]。因此, 协议方式出让工业用地被学者认为是非市场化的方式出让工业用地^[8,13]。本文使用政策实施前后城市 i 使用非协议出让工业用地比重来度量各地区工业用地市场化出让强度, 即

$$Marketization_i = \frac{Auction\ percent_{i,2007-2018} - Auction\ percent_{i,2000-2006}}{Auction\ percent_{i,2000-2006}} \quad (15)$$

其中, $Auctionpercent$ 表示非协议方式出让工业用地的笔数占有所有工业用地出让的比重。本文分别测度了 2000—2006 年以及 2007—2018 年非协议方式出让工业用地笔数占有所有工业用地出让的比重。通过测算两者之差度量各地区工业用地市场化出让的强度。

(三) 数据来源与控制变量

本文实证检验所涉及的数据主要来源于以下 3 处: 被解释变量数据主要来源于 incopat 数据库; 解释变量中涉及工业用地市场化反应强度指标来源于中国土地市场网; 控制变量主要来源于 2000—2018 年的《中国城市统计年鉴》。本文所用到的价值变量均统一核算以 2000 年为基础期的不变价, 其变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量的计算方法与描述性统计

被解释变量	变量名	指标含义	平均值	标准差	最小值	最大值	样本量
	<i>innovation_{quantity}</i>	制造业专利数	0.146	0.301	0	2.233	3 952
	<i>innovation_{quality}</i>	制造业专利被引用数	0.171	0.340	0	2.828	3 952
核心解释变量	<i>Marketization</i>	市场化强度	0.429	0.354	0	0.992	3 971
控制变量	<i>Gov</i>	政府规模	1.598	5.614	0.000 2	93.839	3 401
	<i>Eco</i>	经济发展水平	10.035	0.785	0	15.077	3 655
	<i>Open</i>	对外开放程度	0.149	0.800	0	15.520	3 303
	<i>R&D</i>	政府科技创新投入	11.213	2.434	2.056	16.164	3 706
	<i>Industry</i>	制造业规模	47.246	11.147	9	89.7	3 893
	<i>Save</i>	总储蓄率	12.419	40.839	0	955.46	3 398
	<i>Infrastructure</i>	基础设施建设水平	10.688	7.235	0.69	108.37	2 916

三、实证分析

(一) 基准回归结果

表 2 为工业用地招拍挂出让制度实施对制造业技术创新影响效应的基准回归结果,由模型(1)~模型(4)可知,无论有无控制变量, $Marketization_{i,t}$ 的估计系数均显著为正,即表明工业用地市场化出让对制造业技术数量与制造业技术创新质量的影响效应均显著为正,由模型(2)和模型(4)的系数可知,城市采用招拍挂方式出让工业用地的占比每提升 10% 将促进全市制造业技术创新数量提升 0.162%,制造业专利被引用数将提升 0.161%。以上结果证明了假设 H1 的观点,即工业用地的市场化配置将推动区域制造业的技术创新水平。

(二) 平行趋势检验与动态效应

双重差分法的重要假设前提为若不存在工业用地市场化改革的外生冲击,各城市之间的制造业技术创新将不会存在显著差异,因此本文使用式(16)以检验 2007 年前内城市是否满足平行趋势检验。计量模型设定为:

$$Y_{i,t} = a + \beta_1 D_{i,t}^{-5} \times Marketization_i \times Post_t + \cdots + \beta_{12} D_{i,t}^{+6} \times Marketization_i \times Post_t + Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} + \varphi_i + \mu_i \quad (16)$$

本文因国务院关于加强土地调控有关问题的通知中的要求,将 2007 年设为基准期; $D_{i,t}^{-k}$ 为政策实施当期的虚拟变量; k 小于 0 时表示工业用地市场化配置改革前的 k 年, k 大于 0 时表示工业用地

表 2 基准回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	专利数		被引用数	
<i>Marketization</i>	0.146*** (0.035)	0.162*** (0.041)	0.123*** (0.034)	0.161*** (0.043)
<i>Gov</i>	—	0.004 (0.003)	—	0.004 (0.003)
<i>Eco</i>	—	-0.009 (0.007)	—	-0.006 (0.007)
<i>Open</i>	—	0.037*** (0.006)	—	0.032*** (0.007)
<i>R&D</i>	—	0.011*** (0.002)	—	0.014*** (0.002)
<i>Industry</i>	—	-0.011*** (0.001)	—	-0.013*** (0.001)
<i>Save</i>	—	-0.001*** (0.000)	—	-0.001*** (0.000)
<i>Infrastructure</i>	—	-0.001 (0.001)	—	-0.002** (0.001)
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.004 (0.012)	0.479*** (0.077)	0.008 (0.012)	0.527*** (0.081)
<i>N</i>	3 952	2 380	3 952	2 380
<i>R</i> ²	0.313	0.393	0.289	0.403

市场化配置改革后的 k 年。因为通知实施后的年份相对较多,本文将政策实施前后超过 5 期和 8 期的归到第 5 期和第 8 期。

β_k 为该检验的核心回归参数。该系数表示了工业用地市场化后对区域制造业技术创新的影响方向。若 k 小于 0 时, β_k 不显著于 0,则该模型满足平行趋势假设,满足双重差分模型的基本假设。由图 1 和图 2 可知,在工业用地市场化配置改革之前,回归参数 β_k 不能拒绝零假设,即表明回归结果满足平行趋势的假设。

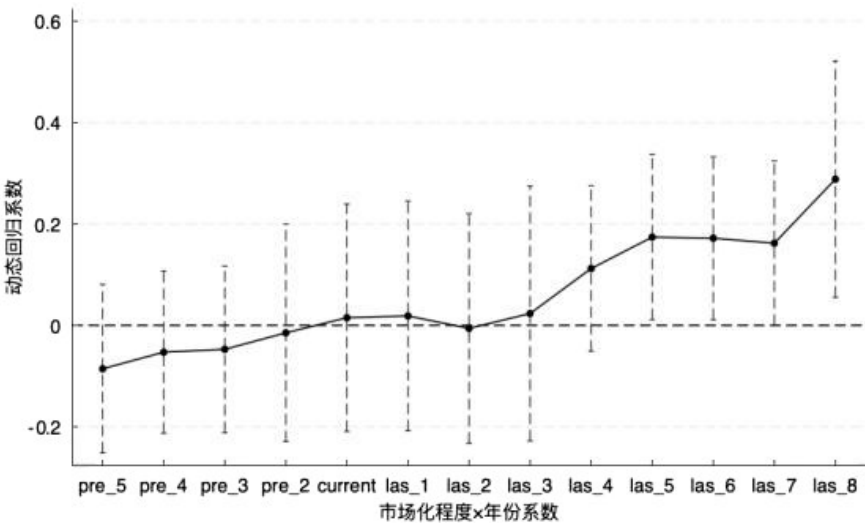


图 1 制造业专利数的平行趋势检验

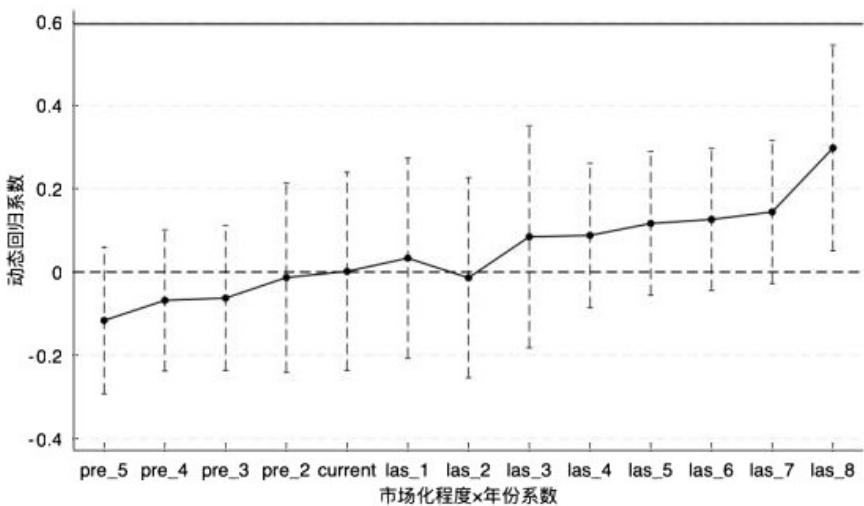


图2 制造业被引数的平行趋势检验

从工业用地市场化改革对制造业技术创新的动态效应来看,在政策实施的五年之后产生积极作用,并在第6年持续上升,表明政策效应的显现具有一定的时滞性。这种时滞可能是制度变革、企业行为调整、市场结构重塑与创新周期客观规律共同作用的结果。具体来说,土地招拍挂政策并不直接作用于技术创新本身,而是通过改变土地要素配置的底层逻辑,引发一系列需要时间传导与积累的结构性调整。在政策实施初期,土地成本显性化使企业预算约束趋于刚性,迫使企业重新评估区位选择与投资策略,由此产生“筛选效应”和“挤出效应”,推动土地资源向效率更高、预期回报更强的企业集中。随后在3~5年的转化阶段,企业为提升土地利用效率,持续加大研发投入,但受技术创新自身周期约束,其效果尚未即时显现;与此同时,市场竞争结构的净化与产业创新生态的重构逐步展开。随着前期研发投入、知识积累与协同效应的持续释放,相关创新成果开始集中显现,并在后续阶段通过示范效应和竞争强化形成正向反馈,推动创新效应进一步增强。

(三)稳健性检验

1. 更换估计模型

由于影响区域制造业技术创新的因素相对较多,可能导致了本文基准回归所得结果的不稳健。为缓解以上可能存在的问题,本文使用双重机器学习(DML)框架进行估计。同时,考虑到众多影

响因素对区域制造业技术创新存在非线性影响,本文将基准回归模型中各控制变量的二次项纳入控制变量集合之中。本文使用拉索回归(Lasso)作为具体半参数部分估计的机器学习算法,对双重机器学习框架下的主回归和辅助回归进行求解。实证检验结果如表3中列(1)~列(4)所示,使用双重机器学习方法所得实证检验结果与基准回归所得结果一致。

表3 稳健性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	双重机器学习		双重机器学习		缩尾法	
	专利数	被引用数	专利数	被引用数	专利数	被引用数
Marketization	0.094 *** (0.022)	0.093 *** (0.026)	0.067 *** (0.019)	0.086 *** (0.023)	0.144 *** (0.034)	0.162 *** (0.036)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.009 *** (0.003)	0.009 *** (0.003)	0.002 (0.003)	0.001 (0.004)	0.466 ** (0.082)	0.438 *** (0.088)
N	2 380	2 380	2 380	2 380	1 269	1 257

2. 删除极端值

考虑到极端值的存在可能会导致基准回归所得结果产生偏误,本文对相关变量进行了缩尾处理,进而作为本文的稳健性检验。由表3中模型(5)和模型(6)可知,进行5%缩尾处理后的样本所得实证检验结果均在1%的置信区间内显著为正,与基准回归中工业用地市场化配置改革对制造业专利数与制造业专利质量的估计系数一致,进一步证明了基准回归所得的结果真实可信。

(四)内生性分析

1. 安慰剂检验

虽然本文的基准回归检验已将大量的城市特

征变量控制,但可能还是会遗漏一些无法观测的特征变量,对本文基准回归所得结果的准确性产生影响。为进一步验证工业用地市场化配置改革对区域制造业技术创新的促进效应是否受到不可观测变量的影响,本文使用了时间安慰剂以及空间安慰剂对基准回归的结果进行了安慰剂检验。其测算公式为:

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \frac{cov(Marketization_i \times Post_t, \varepsilon_{i,t} | C)}{var(Marketization_i \times Post_t | C)} \quad (17)$$

式(17)中, C 表示控制变量; ε 未观测到因素的影响。由于市场化强度变量是从样本中随机匹配的,则 β_1 为0。若 $\hat{\beta}_1$ 不等于0,说明估计结果受未观测因素的影响。由图3~图6可知,虚拟政策

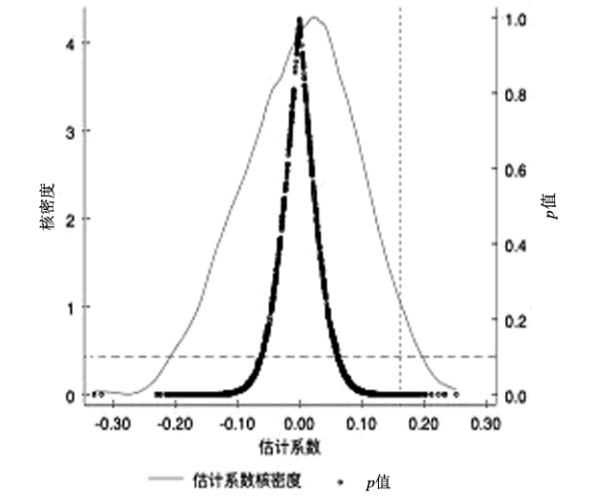


图3 安慰剂检验

注:制造业专利数1000次回归结果。

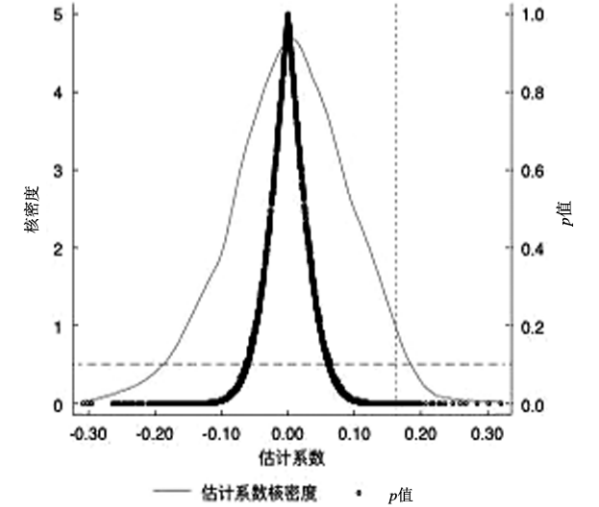


图4 安慰剂检验

注:制造业专利数2000次回归结果。

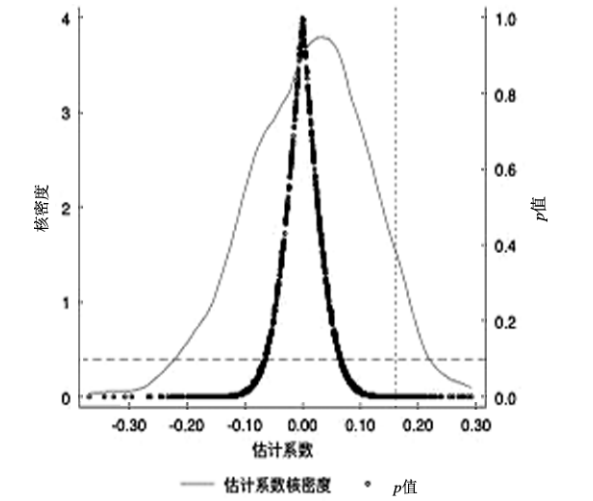


图5 安慰剂检验

注:制造业专利被引用数100次回归结果。

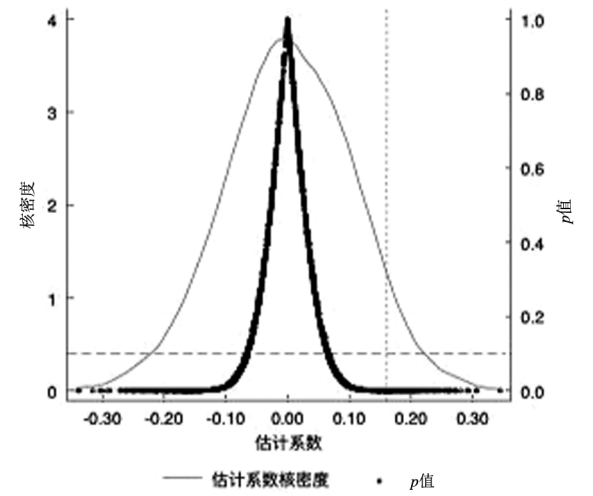


图6 安慰剂检验

注:制造业专利被引用数2000次回归结果。

冲击交互项的回归系数均分布在0附近,服从正态分布,且基准回归所得结果处于正态分布的右半段,仅少量估计结果的系数与基准回归相似,因此随机样本所得估计系数与基准回归所得估计系数相似的概率相对较低。

2. 选择偏误问题

为降低样本选择性偏误对基准回归的影响,本文使用倾向得分匹配方法以降低选择偏误问题。本文根据各地市场化出让工业用地的具体情况,生成了工业用地市场化强度虚拟变量 $Treat$,若城市 i 的工业用地市场化程度大于样本的均值,即 $Treat$ 为1,反之亦然,从而得到了实验组与控制组;与此同时,本文使用基准回归中的控制变量作为

协变量进行 Logit 回归,并分别使用有放回和没有放回的 1:1 邻近匹配法进行筛选。由表 4 的实证检验结果可知,倾向得分匹配所得样本的实证检验的结果均显著为正,与基准回归所得结果一致,再次证明了本文基准回归所得结果的稳健性。

表 4 倾向得分匹配双重差分模型估计

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	有放回		无放回	
	专利数	被引用数	专利数	被引用数
Marketization	0.209 *** (0.055)	0.228 *** (0.059)	0.220 *** (0.042)	0.228 *** (0.045)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.467 *** (0.109)	0.503 *** (0.117)	0.548 *** (0.093)	0.578 *** (0.098)
N	1 270	1 270	2 185	2 185
adj. R ²	0.471	0.489	0.453	0.465

3. 遗漏变量问题

考虑到遗漏变量的存在可能会对工业用地市场化配置以及制造业技术创新水平产生影响,本文对工业用地市场化配置以及制造业技术创新的关系对遗漏变量的敏感程度进行了测算。本文借鉴了 Cinelli 等^[27]的方法,将控制变量中的科技创新投入(R&D)作为对比变量,通过测算敏感性分析的系数评估遗漏变量的强度。敏感性分析的检验结果如表 5 和表 6 所示,当对比变量为科技创新投入(R&D)时, R_{DZ}^2 和 R_{YZ}^2 在两个敏感性分析中均小于稳健性值 0.489 和 0.497,且当遗漏变量强度小于 R&D 的 1~3 倍时, t 值均远大于 2.58,表明遗漏变量强度即使达到科技创新投入的三倍,工业用地市场化出让对制造业技术创新的影响系数

表 5 制造业专利数敏感性分析

变量	系数	标准误	t 值	稳健性值
专利数	0.328	0.013	25.64	0.420
强度	R_{DZ}^2	R_{YZ}^2	系数	t 值
R&D1	0.024	0.004 8	0.322	24.892
R&D2	0.047	0.009 6	0.315	24.142
R&D3	0.071	0.014 5	0.309	23.385

表 6 制造业专利被引用数敏感性分析

变量	系数	标准误	t 值	稳健性值
被引用数	0.375	0.014	27.57	0.442
强度	R_{DZ}^2	R_{YZ}^2	系数	t 值
R&D1	0.024	0.004 8	0.369	26.809
R&D2	0.047	0.009 6	0.362	26.042
R&D3	0.071	0.014 4	0.354	25.266

仍然在 1% 的水平上显著为正,即验证了基准回归所得结果是稳健的。

四、进一步分析

(一) 机制检验

由上文的基准回归和一系列稳健性检验可知,工业用地市场化配置显著提高了制造业的技术创新数量,以及制造业技术创新的被引用次数。又由本文的理论分析可知,随着工业用地市场化程度的提升,工业用地价格也随之上升,从而提高了企业进入的门槛,产生了选择效应,不仅实现了“腾笼换鸟”,而且推动了产业结构的优化升级,最终提高了制造业的技术创新水平。为了验证前文的理论分析,本文将使用调节效应模型,从选择效应与产业结构效应两个机制进行实证检验,具体的模型设定为:

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Marketization_i \times Year_t + \beta_2 Marketization_i \times Year_t \times Mediator_{i,t} + \beta_3 Mediator_{i,t} + \gamma Control_{i,t} + \varphi_i + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

式(18)中, $y_{i,t}$ 为城市*i*的制造业技术创新水平; $Marketization_i$ 为城市*i*工业用地市场化出让的强度; $Mediator_{i,t}$ 为调节变量,此处重点关注 β_1 和 β_2 的系数,若两者显著为正,则表明调节变量是工业用地市场化改革推动制造业技术创新的作用机制。选择效应方面,本文使用北京大学企业大数据研究中心构建的《中国区域创新创业指数 2018》作为本文的调节变量。该指数评价了各地级市的创新创业质量,与前文理论分析选择效应提高了进入市场企业的质量较为契合。在产业结构效应方面,本文借鉴了袁航等^[28]所使用的方法,测算了产业结构的高度化,具体的测算方法为 $AIS = \sum_{n=1}^3 y_{i,n,t} \times n$,其中 $n=1,2,3$ 。 $y_{i,n,t}$ 为*t*年份,城市*i*第*n*产业占当年地区生产总值的比重。机制检验结果如表 7~表 8 所示。在美第奇效应方面,本文使用城市层面的知识宽度指标作为代理变量, $innov_{hi} = 1 - \sum \varphi^2$,其中 φ 为当年企业申请的所有专利中某类 IPC 号数量所占的比重。美第奇效应强调跨领域“交叉点创新”,随着不同类型企业和技术领域的集聚,区域知识结构趋于多元化,因此知

识宽度能够较好地刻画该效应。在融合效应方面,本文借鉴黄先海等^[29]的研究思路,对实实产业技术融合与数实产业技术融合进行了系统测算。本文构建了“数实融合渗透率”指标,即测算了“数实融合”专利数量占制造业专利总量的比例,以更好地反映数字技术在制造业知识体系中的渗透程度。在进行实证分析时,为降低同时性偏误与反向因果导致的内生性影响,本文对该渗透率变量进行了滞后一期处理,从而提高测度的外生性与识别的可靠性。“实实融合”所使用的方法与之类似。

表 7 影响机制检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	选择效应		产业结构效应	
	专利数	被引用数	专利数	被引用数
Marketization	0.073 ** (0.034)	0.085 ** (0.035)	0.146 *** (0.037)	0.136 *** (0.037)
Marketization × Quality	0.008 *** (0.000)	0.009 *** (0.000)	—	—
Quality	-0.003 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	—	—
Marketization × Structure	—	—	1.627 *** (0.071)	2.013 *** (0.071)
Structure	—	—	-0.455 *** (0.064)	-0.481 *** (0.064)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.261 *** (0.034)	0.312 *** (0.035)	0.071 * (0.039)	0.068 * (0.039)
N	2 326	2 326	2 523	2 523
adj. R ²	0.542	0.574	0.508	0.556

表 8 影响机制检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	美第奇效应		技术融合效应(实实)		技术融合效应(数实)	
	专利数	被引用数	专利数	被引用数	专利数	被引用数
Marketization	0.163 *** (0.040)	0.153 *** (0.042)	0.229 *** (0.045)	0.233 *** (0.047)	0.230 *** (0.045)	0.233 *** (0.047)
Marketization × Breadth	1.800 *** (0.351)	2.545 *** (0.370)	—	—	—	—
Breadth	-0.611 *** (0.085)	-0.611 *** (0.085)	—	—	—	—
Marketization × Reality and Practice	—	—	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)	—	—
Reality and Practice	—	—	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	—	—
Marketization × Digital-Physical	—	—	—	—	0.001 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
Digital-Physical	—	—	—	—	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.389 *** (0.040)	0.389 *** (0.040)	0.413 *** (0.041)	0.488 *** (0.043)	0.412 *** (0.041)	0.487 *** (0.043)
N	2 508	2 508	2 203	2 203	2 203	2 203
adj. R ²	0.412	0.412	0.449	0.467	0.449	0.467

表 7 中的实证检验结果可知 β_1 和 β_2 的系数均显著为正,即表明了选择效应与产业结构效应是促进制造业的技术创新水平的机制,即证明了假设 H1 和 H2 的成立。

由表 8 中模型(1)~(6)的结果可知, β_1 和 β_2 均在 1% 的置信水平下显著为正,表明工业用地出让市场化通过拓展区域知识宽度、强化跨领域与跨行业的交流互动,有效促进了知识要素在企业间的流动与重组,进而推动区域内技术要素的深度耦合与融合发展,从而对制造业技术创新水平产生了显著的正向促进作用。即验证了假设 H3 的成立。

(二)异质性分析

1. 区域异质性

由于中国幅员辽阔,不同地区之间经济发展水平、科技发展水平以及自然禀赋之间存在着一定的差异。在实施工业用地招拍挂政策之后,各地政府对此政策的反应也存在差异,那么这一差异是否会影响该政策对制造业技术创新的影响呢?本部分将对该问题进行探究。

由表 9 中模型(1)~模型(4)的回归结果可知,工业用地招拍挂政策显著提升了各地区制造业技术创新的数量与质量。但比较不同区域的估计系数可以发现,该政策在东部地区的促进效应明显强于西部地区,呈现出一定的区域异质性。出现该现象可能源于政策实施后各地区土地市场反应强度的不同。随着招拍挂制度的严格执行,东部地区工业用地价格上升幅度更大,企业进入门槛显著提高,从而在客观上筛选出技术实力更强、创新预期更高的制造业企业,推动技术创新水

表 9 区域异质性检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	东部地区		中西部地区	
	专利数	被引用数	专利数	被引用数
Marketization	0.180 * (0.092)	0.124 (0.096)	0.150 *** (0.034)	0.156 *** (0.036)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	1.283 *** (0.181)	1.610 *** (0.189)	0.065 (0.063)	0.019 (0.066)
N	868	868	1 512	1 512
adj. R ²	0.615	0.636	0.226	0.215

平进一步提升。与此同时,我国产业布局整体呈现梯度转移特征,中西部地区更多承接来自东部的相对低端产业和项目,其技术基础与创新能力相对较弱,也在一定程度上制约了政策效应的释放。

2. 产业门类异质性

制造业内部不同门类在技术复杂度和知识密集程度上存在显著差异。对于纺织、服装等劳动密集型行业而言,技术创新主要体现在工艺改进、流程优化和效率提升,往往通过设备引进或技术模仿即可实现;而资本密集型和技术密集型行业的创新,则高度依赖要素投入强度和创新环境培育。在此背景下,土地作为关键生产要素,其配置方式的改变,可能通过不同机制对各类制造业的技术创新产生差异化影响。

由表 10 中模型(1)~模型(6)的实证结果可知,工业用地出让市场化政策显著提升了资本密集型、劳动密集型和技术密集型制造业的专利产出及专利被引用数,表明该政策对制造业技术创新的数量与质量均具有正向促进作用。总体来看,其对资本密集型和技术密集型制造业的促进效应更为显著。

表 10 产业门类异质性检验

解释变量	(1) 资本密集型 制造业 专利数	(2) 劳动密集型 制造业 专利数	(3) 技术密集型 制造业 专利数	(4) 资本密集型 制造业专利 被引用数	(5) 劳动密集型 制造业专利 被引用数	(6) 技术密集型 制造业专利 被引用数
Marketization	0.158 *** (0.050)	0.051 *** (0.012)	0.084 ** (0.036)	0.194 *** (0.061)	0.035 *** (0.012)	0.084 * (0.049)
控制变量	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	0.458 *** (0.094)	0.118 *** (0.023)	0.306 *** (0.067)	0.501 *** (0.114)	0.137 *** (0.022)	0.461 *** (0.091)
N	2 379	2 379	2 379	2 379	2 379	2 379
adj. R ²	0.258	0.240	0.180	0.263	0.231	0.176

本文认为其原因有两个方面。一是工业用地市场化出让推动土地价格上升,压缩了低效率、低技术企业的生存空间,通过价格机制强化了企业筛选效应;同时,地方政府在失去“低价供地”竞争工具后,更加注重引入企业与本地产业链、供应链的契合度,减少重复建设与资源错配,从而优化了创新环境,对技术密集型制造业的创新活动形成更强支撑。二是该政策实施之前,地方政府普遍采取“商服用地高价、工业用地低价”的“双手供地”模式,以土地出让收入交叉补贴工业发展。随

着工业用地出让市场化改革推进,地方政府资金配置结构趋于优化,更多资源转向科技创新相关支出。同时,工业用地价格上升提高了企业资产抵押价值,有助于缓解融资约束,从而对资本密集型和技术密集型制造业的技术创新形成更为显著的促进效应。

3. 全球价值链异质性

中国自进入 WTO 以来,已经成为全球价值链中的重要一环,是全球生产分工网络中的“世界工厂”。工业用地作为制造业生产活动中的重要投入要素,市场化配置又将如何推动全球价值链高参与度以及全球价值链高位置制造业的技术创新呢?本章节将对该问题进行探索。

本文借鉴了 Koopman 等^[30]的方法计算了全球价值链高参与度与高位置制造业的门类,并依据计算结果对制造业类型进行分类。由表 11 中模型(1)~模型(4)可知, β_1 的系数均在 1% 置信水平下显著为正,表明工业用地招拍挂出让政策显著提升了高全球价值链参与度与高位置制造业的技术创新水平。

表 11 全球价值链异质性检验

解释变量	(1) 高参与 度制造业 技术创新数量	(2) 高位置制造业 技术创新数量	(3) 高参与度 制造业 技术创新 被引用数	(4) 高位置制造业 技术创新 被引用数
Marketization	0.040 *** (0.009)	0.144 *** (0.036)	0.039 *** (0.010)	0.143 *** (0.039)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.042 ** (0.016)	0.378 *** (0.068)	0.048 ** (0.019)	0.410 *** (0.072)
N	2 384	2 384	2 384	2 384
adj. R ²	0.245	0.377	0.246	0.385

其原因可能有以下两方面。一是工业用地市场化出让提高了企业进入门槛,压缩了以模仿、低成本扩张为特征的低效率企业生存空间,有助于引导具备较强自主创新能力的制造业企业进入市场,在强化竞争的同时避免“逐底竞争”和低端重复建设,推动制造业摆脱全球价值链“低端锁定”,向高附加值环节攀升。二是工业用地价格机制的重塑,弱化了依赖低地价和廉价要素发展加工贸易的路径,促进制造业由劳动密集型向资本密集型和技术密集型升级,并通过带动生产性服务业

发展,推动产业结构的整体优化,从而为制造业技术创新提供更有力的支撑环境。

进一步比较模型(1)、模型(3)与模型(2)、模型(4)可以发现,工业用地招拍挂政策对全球价值链高位置制造业的促进效应更为显著。其可能的原因在于,高位置制造业多为高附加值的主导产业,政策实施后,市场在工业用地配置中更倾向于向与主导产业高度关联的企业集聚,增强了产业链与创新链的协同性和韧性,从而放大了对高全球价值链位置制造业技术创新的促进效应。

五、结论与政策建议

基于 2000—2018 年 incopat 制造业专利数据、《中国城市统计年鉴》以及中国土地交易网的土地出让信息,本文系统评估了地方政府实施工业用地招拍挂政策对区域制造业技术创新数量与质量的影响。研究发现:第一,随着工业用地市场化配置强度的提升,区域制造业专利数量及其被引用次数均呈现出稳步上升趋势,该结论在多种稳健性检验和内生性处理后依然成立,表明推进要素市场化配置是赋能实体经济转型升级的重要制度基础;第二,工业用地市场化改革的创新效应具有明显的异质性特征,其对东部地区、资本密集型制造业以及处于全球价值链高位置的制造业部门促进作用更为显著;第三,工业用地市场化配置通过推动土地价格机制形成,提高了企业进入门槛,强化了市场选择效应,低效率、低技术含量企业被有效淘汰,高技术、高附加值企业成为主要进入者,从而缓解了“逐底竞争”和土地资源错配问题。与此同时,企业进入结构与产业结构的持续优化,拓展了区域知识结构的广度并提升了技术融合水平,逐步形成更具活力的创新生态系统,进而推动制造业技术创新能力的整体提升。基于上述研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,完善顶层设计,持续深化要素市场化配置改革。应围绕健全交易规则、完善交易机制、搭建统一交易平台、规范交易流程和强化服务保障等方面系统推进土地要素供给侧改革,加快工业用地价格机制的形成。在坚持市场化取向的基础

上,实行更具弹性的“双轨制”供地模式,对一般工业项目严格执行招拍挂制度,引导用地配置由“价高者得”向“效益优先、亩均贡献导向”转变,切实提升土地资源配置效率。

第二,提高闲置和低效工业用地的盘活利用水平。坚持“政府引导、市场配置、以用为先”的原则,加快对“批而未供、供而未用、用而未尽、建而未投、投而未达标”等“五未”土地的系统处置。通过数字化手段建立统一的土地信息管理平台,动态掌握存量土地状况,并向社会公开相关信息,吸引社会资本参与开发利用。结合土地用途差异和城市更新需求,灵活采用招拍挂、租赁、PPP 等方式,推动低效用地有序腾退和再开发。

第三,健全工业用地二级市场,提升土地要素流动效率。按照统一自然资源资产交易平台建设要求,加快搭建工业用地市场交易平台,完善“互联网+政务服务”的交易机制和流程,为工业用地有序流转和“腾笼换鸟”提供制度支撑。

第四,针对产业用地配置效率和灵活性不足的问题,进一步深化供地制度改革。在供地方式上,积极推广长期租赁、先租后让、弹性年期等模式,探索工商业用地续期制度;在使用方式上,支持用地类型合理转换和复合利用,鼓励工业、仓储、研发等功能混合布局,提升土地综合利用效率;在政策保障上,完善用途变更和整合机制,推进“标准地”出让,系统提升土地管理效能。

第五,加强政府服务与监管,提升制度执行力。在发挥市场配置资源决定性作用的同时,应强化政府在规则制定、过程监管和风险防范中的职责。通过建立项目监管协议制度,对新增工业用地实施全流程监管,确保土地真正用于实体经济发展。同时,将土地出让合同和监管协议履约情况纳入统一信用管理体系,完善守信激励与失信惩戒机制,增强政策约束力和执行效果。

参考文献:

- [1]江飞涛,耿强,吕大国,等.地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J].中国工业经济,2012(6):44-56.
- [2]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.
- [3] 陶然, 陆曦, 苏福兵, 等. 地区竞争格局演变下的中国转轨: 财政激励和发展模式反思[J]. 经济研究, 2009, 44(7): 21-33.
- [4] 郑思齐, 孙伟增, 吴璟, 等. “以地生财, 以财养地”: 中国特色城市建设投融资模式研究[J]. 经济研究, 2014, 49(8): 14-27.
- [5] 赵文哲, 杨继东. 地方政府财政缺口与土地出让方式: 基于地方政府与国有企业互利行为的解释[J]. 管理世界, 2015(4): 11-24.
- [6] 刘元春, 陈金至. 土地制度、融资模式与中国特色工业化[J]. 中国工业经济, 2020(3): 5-23.
- [7] 王岳龙, 邹秀清. 土地出让: 以地生财还是招商引资: 基于居住—工业用地价格剪刀差的视角[J]. 经济评论, 2016(5): 68-82.
- [8] 杨其静, 卓品, 杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争: 基于 2007—2011 年中国地级市面板数据的经验研究[J]. 管理世界, 2014(11): 24-34.
- [9] 李超, 普友少. 土地、住房与城市经济增长: 一个综合分析框架[J]. 财贸经济, 2024, 45(11): 124-140.
- [10] 王之, 田文佳, 张庆华. 工业用地出让最低价政策与地方经济增长[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(1): 271-285.
- [11] 谢婷婷, 张辉. 土地供给约束、工业用地优化配置与企业效率: 来自耕地保护政策的证据[J]. 经济研究, 2024, 59(5): 190-208.
- [12] 米旭明. 工业用地制度改革与产业结构调整: 兼论新发展阶段土地要素市场化改革的理论逻辑[J]. 经济学动态, 2022(11): 107-125.
- [13] 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.
- [14] 谢呈阳, 胡汉辉. 中国土地资源配置与城市创新: 机制讨论与经验证据[J]. 中国工业经济, 2020(12): 83-101.
- [15] 吕越, 张昊天, 谢红军. 土地引资、激励扭曲与企业策略性创新: 来自工业用地出让的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(8): 113-132.
- [16] 程宇丹, 龚六堂, 田文佳. 工业用地出让、要素流动与地区间产出不平衡: 基于地区间土地竞争的视角[J]. 经济研究, 2024, 59(7): 170-187.
- [17] 邹旭, 马贤磊, 石晓平. 工业用地配置中的市场机制和政府规制何以影响工业转型升级? [J]. 经济评论, 2023(6): 106-123.
- [18] 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.
- [19] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-1725.
- [20] 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.
- [21] 师博, 沈坤荣. 政府干预、经济集聚与能源效率[J]. 管理世界, 2013(10): 6-18, 187.
- [22] 国务院发展研究中心和世界银行联合课题组, 李伟, Sri Mulyani Indrawati, 等. 中国: 推进高效、包容、可持续的城镇化[J]. 管理世界, 2014(4): 5-41.
- [23] 刘奕, 夏杰长, 李垚. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济, 2017(7): 24-42.
- [24] 王雪原, 黄佳赛. 制造企业跨界技术创新网络形成规律研究: 基于“双元”与“双度”视角[J]. 科研管理, 2024, 45(5): 114-124.
- [25] 张杰, 周晓艳, 李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D? [J]. 经济研究, 2011, 46(8): 78-91.
- [26] 余泳泽, 宋晨晨, 容开建. 土地资源错配与环境污染[J]. 财经问题研究, 2018(9): 43-51.
- [27] CINELLI C, HAZLETT C. Making sense of sensitivity: extending omitted variable bias [J]. *Journal of the royal statistical society series b: statistical methodology*, 2020, 82(1): 39-67.
- [28] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.
- [29] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率: 基于中国企业专利信息的研究[J]. 中国工业经济, 2023(11): 118-136.
- [30] KOOPMAN R, POWERS W, WANG Z, et al. Give credit where credit is due: tracing value-added in global production chains [J]. *NBER working paper*, 2011: 16426.