

知识产权示范城市建设政策是否改善了企业要素资源错配?

刘秉镰 范馨

内容提要:破除体制机制障碍、矫正企业要素资源错配是推动高质量发展、建设现代化经济体系的重要任务。本文采用2010—2021年A股上市公司数据,运用多时点双重差分模型考察知识产权示范城市建设政策对企业要素资源错配的影响及其作用机制。研究表明:(1)知识产权示范城市建设政策能够有效改善要素资源错配,使企业要素扭曲程度明显改善约3.25个百分点;(2)知识产权示范城市建设政策通过优化制度环境和降低交易成本改善企业要素资源错配;(3)知识产权示范城市建设政策对副省级城市和高市场化地区要素资源错配的改善作用更强,且能够明显改善非高新技术企业、民营企业和劳动密集型企业的要素资源错配。本文为如何破除体制机制障碍、优化要素资源配置提供了有益思路,也为协调好知识产权保护与企业高质量发展的关系提供了有益借鉴。

关键词:知识产权示范城市 要素资源错配 知识产权保护 制度环境 交易成本

中图分类号:F273;F062.3

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2024)09-0126-19

一、问题提出

党的二十大报告明确提出“深化要素市场化改革,建设高标准市场体系”。深化要素市场化改革,矫正要素资源错配,提高资源配置效率,既是解决“不平衡不充分”发展瓶颈的突破口,又是改善经济结构、畅通国民经济循环的重要抓手^[1]。要素市场化配置的核心是建立现代产权制度^[2]。只有在有效的产权制度下,市场机制才能发挥作用,价格才能成为引导要素流动和配置的主要因素,要素才可能实现有效利用^[3]。在众多产权制度安排中,知识产权保护制度因其保障专利权人利益、矫正创新外部性等特征^[4],发挥着至关重要的作用。为改善知识产权保护薄弱的现状、进一步推动知识产权强国建设,各级政府纷纷开展知识产权示范工作。2012年,国家知识产权局确定武汉、广州等23个城市为首批国家知识产权示范城市。此后,知识产权示范城市范围不断扩大,目前已有77个城市^①获批成为知识产权示范城市,分布在全国24个省份。那么,作为国家推进知识产权制度建设的先行区,知识产权示范城市建设政策能否改善企业要素资源错配呢?

收稿日期:2023-10-30;修回日期:2024-07-05

作者简介:刘秉镰 南开大学经济与社会发展研究院教授、博士生导师,天津,300071;

范馨 南开大学经济学院博士研究生,通信作者。

① 为表述方便,本文的“城市”包括地级市、县级市和市辖区。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

综观现有研究,有两支文献与本文高度相关。第一支文献探讨了知识产权保护的经济效应。一是知识产权保护可以降低信息不对称程度^[5],提升企业的信息披露意愿、降低信息披露成本,从而有效纾解企业创新信息困境^[6],帮助企业克服外部性和信息不对称问题的制约。二是知识产权保护不仅能够激励企业增加专利产出和研发投资,提升自主创新能力^[7],还对企业开放式创新具有提质增量的影响^[8]。三是知识产权保护对创新要素流动具有空间结构优化效应^[9],通过赋予创新主体对其创新成果的“短暂垄断权”,进而提升创新要素配置效率^[10]。四是知识产权保护能够有效遏制市场上的过度竞争行为,提高产品价格加成率和全要素生产率^[11-12]。长期来看,知识产权保护能够促进社会福利,推动经济增长^[13-14]。

第二支文献主要考察要素资源错配的成因及改善手段。一是财产权利界限不明确导致要素资源错配^[15]。有学者指出要素市场化取决于产权明晰程度及产权保护,产权制度和产权保护缺失会导致价格扭曲和要素的低效配置^[2,16]。二是信息不对称导致要素资源错配。信息摩擦带来逆向选择,造成资源要素流动缓慢^[17],进而导致资源错配和明显的产出损失^[18]。对此,约万诺维奇(Jovanovic, 2014)认为提高信息对称性,有助于平衡要素供求关系,增强市场竞争在要素配置过程中的调节作用,从而改善要素资源错配^[19]。三是政府政策干预有时也会导致资源错配和社会福利损失^[20]。杨新铭和刘洪愧(2022)指出政府过度干预引发的条块分割、制度分割、信贷配给和产权分割,将要素限制在特定领域,导致要素资源错配^[21]。例如,偏向性政策导致国有企业盲目扩张、资本和劳动要素过度配置^[22],造成非周期性的产能过剩和整体资源配置效率低下^[23]。此外,地方经济增长目标、制度不健全、政府行为不规范和腐败现象也都将导致资源错配和收入分配不公^[24-25]。对此,戴魁早(2016)认为金融制度和法律环境的改善及产权明晰程度的提高,能够减弱政府干预带来的要素资源错配^[26]。

本文的边际贡献主要体现在:一是以知识产权示范城市建设政策构造准自然实验,评估知识产权示范城市政策对企业要素资源错配的影响,这不仅在一定程度上拓展了有关知识产权保护政策效果分析的研究内容,同时也从政策层面进一步探讨了如何通过知识产权保护改善要素资源错配,进而推动企业高质量发展。二是在谢和克莱诺(Hsieh & Klenow, 2009)^[27]的基础上,考虑异质成本加成率,测算中国A股上市公司的要素扭曲程度。本文以异质成本加成率为前提,通过改进谢和克莱诺(2009)^[27]的方法,较为准确地刻画了企业要素扭曲程度。与以往的要素扭曲测算方法相比,该方法的优点在于既考虑了产品市场扭曲的影响,即将成本加成率纳入分析框架,又探究了地区之间收益生产率离散的原因。三是从制度环境和交易成本两方面,深刻揭示了知识产权示范城市建设政策影响企业要素资源错配的内在机理,丰富了有关政府政策影响要素资源错配的研究文献。同时,还基于地区及企业特征差异,细致地分析城市等级、市场化水平、企业技术特征、所有制形式及其所属行业的异质性影响,从而为落实知识产权示范城市建设政策提供有力的理论支持,也为中国进一步加强知识产权保护、建设现代化经济体系提供经验证据和有益借鉴。

二、政策背景与理论机制分析

(一) 政策背景

2011年,为深入贯彻落实《国家知识产权战略纲要》,强化知识产权治理效能,国家知识产权局制定了《国家知识产权试点、示范城市(城区)评定和管理办法》(以下简称《办法》),知识产权示范城市成为知识产权强国战略落地的城市支撑和空间载体。2012年,经国家知识产权局评审,确定武汉、广州等23个城市成为首批国家知识产权示范城市。知识产权示范城市建设政策采取先局部试点后整体推进的“渐进式改革”

推进策略,逐年、分批、逐步扩大示范范围。随后,国家知识产权局陆续于2013年、2015年、2016年、2018年和2019年,分五批推进知识产权示范城市建设政策,有效强化知识产权治理水平。截至目前,已有77个城市(区)获批成为知识产权示范城市,成为知识产权示范城市建设以及治理运行的重要抓手。

《办法》详细规定了69项示范城市评定指标,不仅涵盖知识产权创造、运用、保护、管理和服务领域,还包括对地方政府知识产权行政管理体制机制和能力建设、执法维权工作等方面的考察。具体而言:一是加强专利资助、公共服务平台、专利运营、专利保护等方面的政策扶持,最大限度保护知识产权和技术交易当事人的合法权益。二是鼓励银行开展知识产权质押贷款业务,引导金融机构创新科技融资产品,鼓励金融机构加大信贷支持力度,有效拓宽企业融资渠道。例如,《石家庄市知识产权示范城市建设工作方案(2018—2021年)》提出“不断完善我市专利质押融资风险补偿制度,引入专利保险机制,积极引导企业为质押项目购买专利执行保险和融资保证保险”,通过创新知识产权金融服务,改善企业融资约束。三是针对重点领域和环节开展知识产权执法维权“护航”等专项行动,全面提升执法维权效率。例如,《中山市建设国家知识产权示范城市工作方案》提出“建立专利执法与司法审判有效衔接机制,提高专利侵权,案件调处效率”,完善维权援助工作机制,有效维护专利权人的合法权益。

(二) 理论分析

知识产权示范城市建设政策能够改善企业要素资源错配。知识产权示范城市出台了有关知识产权创造、运用、保护和管理等内容的地方性法规、政府规章及规范性文件,完善了城市知识产权政策体系。知识产权示范城市通过完善知识产权保护制度,实现产权有效激励,促进要素自由流动,改善要素空间配置及匹配度,进而纾解企业要素资源错配。具体而言:一是通过积极推动知识产权运营平台和专利资产运行机制建设,为知识产权的转移转化、收购托管、交易流转、质押融资等提供平台支撑^[28-29],促进以专利为媒介的知识要素高效流动,增强了企业与其他创新主体之间技术知识转移的可行性和完整性^[30],从而保障交易安全、降低交易风险。通过健全和完善知识产权管理体制,推进知识产权的转移转化,促进知识、技术和创新成果在市场上有效流通和应用,有助于企业纾解因技术缺口等因素导致的利润最大化目标偏离,进而改善企业要素资源错配。二是通过推动知识产权行政执法标准化、流程化、体系化,提高知识产权行政执法效能,增加企业侵权成本、减少知识产权侵权事件发生,建立公平有序的竞争机制。在公平竞争的市场环境下,资本、技术、劳动等生产要素能够遵循市场规律自由流动,有助于减少因市场不完善等原因造成的要素价格偏离其机会成本的现象,进而矫正要素资源错配。

知识产权示范城市建设政策通过优化制度环境改善企业要素资源错配。为吸引更多资源促进本地经济发展,地方政府有动机构建一个相对高效的产权结构,期望通过有效的产权保护和良好的营商环境吸引资本流入,并通过明确微观主体的投资收益预期,激励其创造更多的生产性利润,从而实现示范城市建设目标^[31]。在示范城市建设过程中,地方政府相继推出了一系列知识产权保护相关的政策措施,为处理知识产权纠纷、防止侵权行为发生提供了制度支撑。一是通过创新激励效应,提升企业全要素生产率和资源配置效率,改善企业要素资源错配。知识产权制度环境的优化,能够有效保护知识产权和技术信息,从而提高技术模仿企业的侵权成本,激励企业加大研发投入强度并提升专利产出,产生直接的创新激励效应^[7]。此外,根据内生增长理论,技术创新是提高生产效率和助推经济增长的关键动力,企业通过技术创新实现降成本、增产出、提效率和获利润等目标^[32],提高要素利用效率,进而改善要素资源错配。二是通过拓宽企业融资渠道,矫正要素资源错配。示范城市建设政策通过配套的知识产权质押机构、专利交易中心等知识产权服务

平台,减少了交易活动的不确定性,促使企业更愿意公开项目信息和发展情况,缓解外部信息不对称问题^[5]。信息披露使外部投资者能够深入了解和评估企业发展状况,显著提高其投资意愿,促使稀缺资本从低生产率的投资项目重新配置到高生产率的投资项目^[33],进而改善要素资源错配。三是通过信号效应,合理引导要素流向,优化要素配置结构,改善企业要素资源错配。知识产权保护制度通过声誉机制和信号机制,使投资者能够预期到其投资的研发项目成果可以较好地受到法律保护,不至于因被侵权而造成投资损失。社会资本信任水平的提高,促使要素资源流入更具比较优势、经济效益更高、盈利能力更强的领域,提高了要素资源的流动效率、利用效率与回报效率,改善企业要素资源错配。

知识产权示范城市建设政策通过降低交易成本改善企业要素资源错配。由交易成本理论可知,市场运行能力和资源配置效率的关键在于交易成本^[34]。作为“经济世界中的摩擦力”,交易成本在制度运行中产生,不同的制度安排导致不同的交易成本^[35]。产权制度安排具有降低市场配置资源成本的功能^[36]。产权清晰决定了市场交换的可能性,产权保护决定了市场交换的现实性^[37]。示范城市建设政策通过优化知识产权制度供给,减少诸如签约、监督履约和追索违约等相关交易费用,加强了企业之间、企业与相关支撑机构之间的合作力度,优化了企业之间的分工合作,进而改善企业要素资源错配。一是知识产权示范城市建设政策通过完备的知识产权制度供给,营造公平有序的市场竞争环境,改善企业要素资源错配。知识产权界定、产权交易与转化制度的建立,通过规范市场主体的权利和责任边界,减少合作交易中“敲竹杠”、寻租关联等机会主义行为,有效避免了逆向选择和道德风险问题,降低了企业之间的搜寻与匹配成本^[38]。交易风险的降低和市场竞争环境的优化,促使资源要素在契约框架内进行合理配置,能有效缓解企业要素资源错配。二是知识产权示范城市建设政策通过产权有效激励,改善企业要素资源错配。知识产权保护制度通过明晰产权关系,降低知识产权维权成本和交易风险,将专利技术的外部性转化为内在化激励^[39],帮助市场主体消除在要素资源配置过程中对效用预期的不确定性,激励企业最大限度地提高全要素生产率和资源要素利用效率,有效纾解企业要素资源错配。三是知识产权示范城市建设政策通过协调分工合作,促进产业网络结构的形成,改善企业要素资源错配。新制度经济学指出,分工合作的协调离不开良好的交易环境和明晰的权利结构^[40]。知识产权保护制度安排能有效降低市场主体协调分工过程中因利益分歧所耗费的交易成本^[40],通过改变社会组织形式和生产方式,重塑结构性生产边界^[39],促进产业网络的形成^[41],既避免了市场交易过程中的信息搜寻成本和履约成本,又能通过协调分工合作,在更大的生产范围内调整要素配置结构,进而改善企业要素资源错配。

综上所述,本文提出如下假设。

H1:知识产权示范城市建设政策能够改善企业要素资源错配。

H2a:知识产权示范城市建设政策通过优化制度环境,改善了企业要素资源错配。

H2b:知识产权示范城市建设政策通过降低交易成本,改善了企业要素资源错配。

三、研究设计

(一) 识别策略与模型设定

本文采用多时点双重差分(DID)法评估国家知识产权示范城市建设对企业要素资源错配的影响,借鉴贝特朗等(Bertrand et al.,2004)^[42]的做法构建如下回归模型:

$$\tau_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 IPP_{jt} + \sum \beta_2 X_{ijt} + \lambda_t + \mu_i + \nu_j + \omega_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中, i 表示企业, j 表示城市, t 表示年份。本文用企业要素扭曲 τ 衡量要素资源错配程度。核心解释变量 IPP 为知识产权示范城市建设政策变量, 当城市 j 在 t 年获批成为国家知识产权示范城市, 在 t 年及以后, 该变量取值为 1, 否则为 0; X 为企业层面和城市层面的一系列控制变量; $\lambda_t, \mu_i, \nu_j, \omega_k$ 分别控制时间、企业、城市、行业固定效应; ε 为随机误差项。估计系数 β_1 度量了企业要素扭曲在知识产权示范城市建设政策冲击前后的平均差异。

(二) 变量定义

1. 被解释变量: 企业要素扭曲

雷斯图恰和罗杰森 (Restuccia & Rogerson, 2017)^[15] 将要素错配的测算方法分为直接法和间接法。直接法运用结构模型对其影响进行量化分析, 但受限于现实政策的随意性, 往往难以准确识别。间接法的基本思想是当要素自由流动时, 各企业要素边际产出价值趋于一致。具体测度指标包括: 生产率 (TFP) 离散程度^[43-44]、收益生产率 ($TFPR$) 方差^[45]、边际产出价值的离散程度^[46-47]、成本加成率离散度^[48]、市场均衡福利和社会最优福利的比值^[49]。王永进和李宁宁 (2021) 研究发现, 除要素市场扭曲外, 可变成本加成率也会导致收益生产率 ($TFPR$) 呈现离散特征^[50]。因此, 谢和克莱诺 (2009)^[27] 用收益生产率离散程度测度要素错配的做法并不准确。本文借鉴王永进和李宁宁 (2021)^[50] 的方法, 在谢和克莱诺 (2009)^[27] 的基础上, 考虑异质成本加成率^[51], 测算企业要素扭曲。

假设企业 i 的生产函数为科布-道格拉斯形式, 可以写为:

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_{si}} L_{si}^{\beta_{si}} M_{si}^{\gamma_{si}} \quad (2)$$

其中, Y_{si} 表示行业 s 中企业 i 的产出, A_{si} 为全要素生产率, K_{si}, L_{si} 和 M_{si} 分别为资本、劳动和中间投入的数量, α_{si}, β_{si} 和 γ_{si} 分别表示资本、劳动和中间投入的产出弹性, 并满足 $\alpha_{si} + \beta_{si} + \gamma_{si} = 1$, 即规模报酬不变。

企业利润最大化问题为:

$$\max \{ P_{si}(Y_{si})Y_{si} - \tau_{L_{si}} w L_{si} - \tau_{K_{si}} R K_{si} - p_{si} M_{si} \} \quad (3)$$

其中, w 和 R 分别为单位劳动报酬和资本租金率。 $\tau_{L_{si}}$ 和 $\tau_{K_{si}}$ 分别为劳动扭曲和资本扭曲程度。由于中间投入可以自由调整, 本文假定不存在中间投入品扭曲。劳动和资本的边际产出价值分别为:

$$MRPL_{si} = P_{si} \left[1 + \frac{P'_{si}(Y_{si})Y_{si}}{P_{si}} \right] \frac{\partial Y_{si}}{\partial L_{si}} = \tau_{L_{si}} w \quad (4)$$

$$MRPK_{si} = P_{si} \left[1 + \frac{P'_{si}(Y_{si})Y_{si}}{P_{si}} \right] \frac{\partial Y_{si}}{\partial K_{si}} = \tau_{K_{si}} R \quad (5)$$

将企业要素扭曲程度定义为劳动和资本市场扭曲的几何平均数, 即:

$$\tau_{si} = \tau_{K_{si}}^{\alpha_{si}} \tau_{L_{si}}^{\beta_{si}} \quad (6)$$

本文将企业产出 Y 确定为营业总收入, 并使用行业工业生产者出厂价格指数平减。对于投入变量, 参考已有研究^[52-53] 的做法, 劳动投入用企业员工人数表示, 资本投入用固定资产净值+在建工程表示, 中间投入=营业收入-(固定资产折旧+应付职工薪酬+营业利润+营业税金及附加)。劳动报酬用应付职工薪酬衡量。本文使用省份固定资产投资价格指数对资本投入进行平减, 使用工业生产者购进价格指数对中间投入进行平减, 使用居民消费价格指数对劳动报酬进行平减。上述价格指数均以 1990 年为基期。

2. 核心解释变量: 国家知识产权示范城市建设政策

本文将知识产权示范城市建设政策作为一项准自然实验, 以城市类型虚拟变量 ($Treated$) 与政策实施时

间虚拟变量(*Time*)的交乘项表征知识产权示范城市建设的政策处理效应(*IPP*)。具体地,将知识产权示范城市(*Treated*)设置为1,作为实验组,将非知识产权示范城市设置为0,作为对照组;将政策实施前后的时间虚拟变量(*Time*)分别设置为0和1。在本文研究的252个城市样本中,有60个城市相继成为示范城市,构成实验组样本,其余为对照组样本。

3. 控制变量

考虑到其他城市和企业特征因素可能对企业要素资源错配产生影响,本文在回归模型中加入以下控制变量。企业特征变量包括:企业规模(*scale*),用总资产的对数表示;总资产报酬率(*roa*),用利润总额和利息支出与平均总资产之比表示;资产负债率(*lev*),用总资产与总负债之比表示;经营现金流(*cflow*),用经营活动产生的现金流量净额占营业总收入的比重表示;营业利润率(*opr*),用营业利润与营业总收入之比表示。城市特征变量包括:经济发展水平(*lnpgdp*),用人均地区生产总值(GDP)的对数表示;产业结构(*ind*)用第二产业增加值占GDP的比重表示;金融发展水平(*fin*),用年末金融机构存贷款余额占GDP的比重表示;科技投入(*sci*),用科学支出占地方财政一般预算内支出的比重表示。此外,本文还控制了时间、企业、城市、行业固定效应。

(三) 样本筛选与数据说明

本文选取2010—2021年A股上市公司作为研究样本。样本筛选的具体过程如下:(1)为避免因城市等级和行政级别不同对实证结果产生干扰,剔除北京、上海、天津和重庆4个直辖市的相关数据。因为存在市辖区而非整个直辖市被纳入知识产权示范城市范围的情况,例如,天津只有西青区和滨海新区被确立为国家知识产权示范城市,其他地区并不属于示范城市建设范围。(2)剔除县级市的相关数据。例如,2013年无锡市获批成为知识产权示范城市,隶属于无锡市的江阴(省辖县级市)于2015年也被纳入示范城市建设范围。(3)剔除在观测期内状态异常(*ST*、**ST*等)的上市公司。(4)剔除金融类上市公司。(5)剔除关键变量缺失或者不符合会计准则的观测值。(6)为控制极端值影响,本文均对关键变量在前后1%进行缩尾处理。最终获得3484家上市公司于2010—2021年的样本数据,上市公司数据来自东方财富Choice数据库,城市数据来自历年《中国城市统计年鉴》全市口径数据。主要变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 描述性统计结果

变量名称	符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
要素扭曲	τ	20 699	0.252 8	0.478 8	0.017 9	3.623 1
经济发展水平	<i>lnpgdp</i>	20 106	2.164 5	0.544 6	-0.437 4	3.845 3
产业结构	<i>ind</i>	20 424	43.591 2	8.991 5	9.490 0	89.750 0
金融发展水平	<i>fin</i>	20 507	3.398 9	1.359 8	0.587 9	13.530 3
科技投入	<i>sci</i>	20 675	0.041 2	0.028 1	0.000 6	0.162 7
企业规模	<i>scale</i>	20 699	21.976 4	1.289 2	18.096 9	27.124 3
总资产报酬率	<i>roa</i>	20 699	9.082 3	6.857 2	-15.686 4	134.710 9
资产负债率	<i>lev</i>	20 699	39.771 8	18.752 0	0.708 0	126.869 2
经营现金流	<i>cflow</i>	20 696	11.588 8	17.551 3	-874.103 8	283.683 9
营业利润率	<i>opr</i>	20 699	13.292 5	10.886 3	0.001 6	91.480 0
制度环境	<i>CASE</i>	20 693	5.944 9	2.380 4	0.000 0	10.746 9
交易成本	<i>FE</i>	20 637	0.239 4	0.644 5	-1.545 4	5.305 9

注:要素扭曲的单位为%。

四、实证分析

(一) 基准回归

表2报告了知识产权示范城市建设政策对企业要素资源错配影响效应的回归结果。其中,列(1)加入企业控制变量,并控制时间、企业和行业固定效应;进一步,列(2)在列(1)的基础上加入城市控制变量,并控制城市固定效应。结果显示,核心解释变量 *IPP* 的回归系数均显著为负。列(2)的回归结果显示,知识产权示范城市建设政策能够使企业要素扭曲度平均降低 0.032 5,相当于样本均值 0.252 8 的 12.86%。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>IPP</i>	-0.035 2*** (0.013 2)	-0.032 5** (0.013 1)
<i>scale</i>	0.076 0*** (0.007 1)	0.076 4*** (0.007 2)
<i>roa</i>	0.004 6*** (0.000 5)	0.004 6*** (0.000 5)
<i>lev</i>	0.000 4 (0.000 3)	0.000 4 (0.000 3)
<i>cflow</i>	-0.000 1 (0.000 1)	-0.000 1 (0.000 1)
<i>opr</i>	-0.004 0*** (0.000 4)	-0.004 0*** (0.000 5)
<i>lnpgdp</i>		-0.004 6 (0.016 9)
<i>ind</i>		-0.000 5 (0.000 6)
<i>fin</i>		0.001 8 (0.006 5)
<i>sci</i>		-0.284 9 (0.180 4)
常数项	-1.396 7*** (0.155 9)	-1.370 4*** (0.170 5)
年份固定效应	控制	控制
企业固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
城市固定效应	未控制	控制
样本量	20 463	19 581
R^2	0.763 3	0.762 4

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为异方差稳健标准误,后表同。

(二) 平行趋势检验

使用双重差分模型的前提条件是满足平行趋势假设,即在知识产权示范城市建设政策冲击前,实验组与对照组被解释变量的变化趋势一致。因此,本文采用事件研究法,构造式(7)进行平行趋势检验:

$$\tau_{ijt} = \alpha + \sum_{l=-4}^6 \beta_l IPP_{j,t}^l + \sum \theta X_{ijt} + \lambda_t + \mu_i + \nu_j + \omega_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (7)$$

其中, l 表示距离知识产权示范城市获批的时间, $IPP_{j,t}^l$ 为试点政策虚拟变量。设 s_j 为实验组城市被确立为示范城市的年份,若 $t - s_j = l$, 则 $IPP_{j,t}^l = 1$, 否则 $IPP_{j,t}^l = 0$ 。为避免多重共线性影响,以政策实施前 1 年为基准,即剔除 $l = -1$ 的虚拟变量。

如图 1 所示,政策发生前的相对时间虚拟变量的回归系数均不显著,这表明实验组与对照组在政策实施前不存在系统性差异,满足平行趋势假设。知识产权示范城市建设政策实施 4 年后,核心解释变量 $IPP_{j,t}^l$ 的回归系数显著为负,表明知识产权示范城市建设政策能够产生改善企业要素资源错配的政策效应,但具有一定的滞后性。这是因为试点政策实施之后,政策效果将通过优化制度环境和降低交易成本这两条影响路径逐步显现。企业需要一段时间去适应新的政策环境,并据此调整内部要素配置,从而导致政策从实施到产生作用存在一定的时间间隔。

(三) 稳健性检验

1. 改变检验方法

为减少样本选择偏误的影响,本文进一步采用倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)方法进行检验。由于 PSM 适用于截面数据,而 DID 适用于面板数据,本文参考白俊红等(2022)^[54]的做法,采用两种解决方法:一是构造截面 PSM,将面板数据视为截面数据再匹配;二是参考伯克尔曼和伊尔马库纳斯(Böckerman & Ilmakunnas, 2009)^[55]的做法逐期匹配。具体做法为:将基准模型中的控制变量设定为匹配变量,将企业要素扭曲作为结果变量,采用近邻匹配方

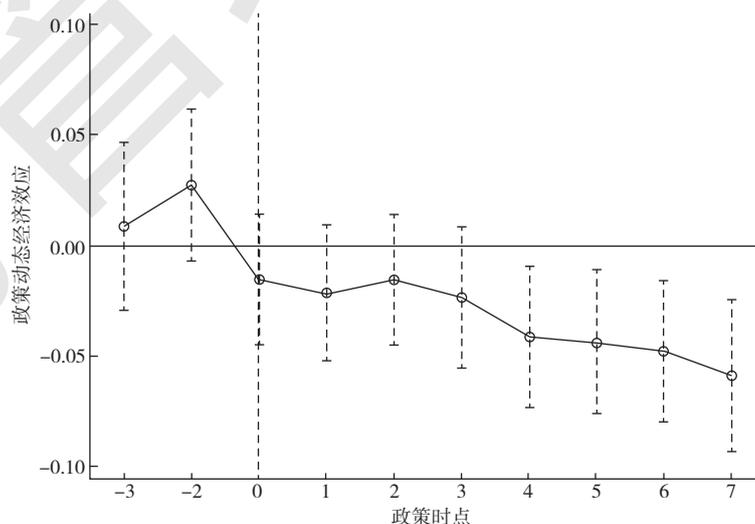


图 1 平行趋势检验结果

法^①,分别按照面板数据转化法和逐期匹配法进行匹配。基于两套匹配数据集,运用多时点 DID 方法重新估计知识产权示范城市建设政策对企业要素资源错配的影响效应。表 3 改用 PSM-DID 模型估计后,结果显示,知识产权示范城市建设政策对企业要素扭曲有明显的改善效果。

2. 更换衡量指标

本文借鉴已有研究^[27,56]的做法,根据投入要素边际产出价值与要素边际使用成本之间的偏离程度测算

① 其中,截面 PSM 采用 1 : 5 近邻匹配方法,逐年 PSM 采用 1 : 1 近邻匹配方法。

要素扭曲:

$$MRPL_{si} = \frac{\partial [P_{si}(Y_{si})Y_{si}]}{\partial L_{si}} = w(1 + \tau_{l_{si}}) = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{\beta_s P_{si} Y_{si}}{L_{si}} \quad (8)$$

$$MRPK_{si} = \frac{\partial [P_{si}(Y_{si})Y_{si}]}{\partial K_{si}} = R(1 + \tau_{k_{si}}) = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \frac{\alpha_s P_{si} Y_{si}}{K_{si}} \quad (9)$$

其中, σ 为产出替代弹性。 $MRPL_{si}$ 为企业 i 的劳动边际产出价值, w 为劳动报酬, 两者之间的偏离程度 $\tau_{l_{si}}$ 是行业 s 中企业 i 的劳动扭曲; 同理, $MRPK_{si}$ 为资本边际产出价值, R 为资本价格, 两者之间的偏离程度 $\tau_{k_{si}}$ 为资本扭曲。由于存在资源配置不足 $\tau > 0$ 和资源配置过度 $\tau < 0$ 两种情况, 参照季书涵等(2016)^[57] 的做法, 对 $\tau_{l_{si}}$ 和 $\tau_{k_{si}}$ 做绝对值处理。绝对值越大, 则表明要素扭曲程度越高, 配置效率越低。本文沿用谢和克莱诺(2009)^[27] 的做法: 一是将资本租金率 R 设为 10%, 其中, 5% 为实际利率, 5% 为折旧率^①; 二是将产出替代弹性设置为 3^②。为获得产出弹性的一致性估计, 借鉴德勒克尔和瓦金斯基(De Loecker & Warzynski, 2012)^[51] 的做法, 使用中间要素投入作为生产率的代理变量, 估计要素产出弹性。

本文参照王文和牛泽东(2019)^[60] 的做法, 用企业增加值测度产出 $P_{si} Y_{si}$, 其中, 企业增加值 = 营业总收入 - 中间投入 + 应交增值税, 并用行业工业生产者出厂价格指数进行平减。参考刘莉亚等(2018)^[52] 的做法, 使用企业员工人数衡量劳动投入。资本投入 = 固定资产净值 + 在建工程, 并用省份固定资产投资价格指数对其进行平减。中间投入 = 营业收入 - (固定资产折旧 + 应付职工薪酬 + 营业利润 + 营业税金及附加), 并用工业生产者购进价格指数对其进行平减。参照王文和牛泽东(2019)^[60] 的做法, 采用应付职工薪酬与企业员工人数的比值计算劳动报酬 w , 并用居民消费价格指数进行平减。上述价格指数均以 1990 年为基期。

如表 3 所示, 在替换被解释变量后, IPP 的回归系数依然显著为负, 进一步证明本文结论的稳健性。

3. 滞后解释变量

为进一步检验知识产权示范城市建设政策的滞后性是否影响基础回归结果, 本文将政策滞后一期 $L. IPP$ 引入模型。如表 3 所示, $L. IPP$ 的回归系数显著为负, 证明了本文结论的稳健性, 并进一步说明知识产权示范城市建设政策生效存在一定的滞后期。

表 3 稳健性检验结果

变量	截面 PSM	逐年 PSM	更换被解释变量	滞后一期
IPP	-0.0357** (0.0170)	-0.0882*** (0.0300)	-0.2403* (0.1383)	
$L. IPP$				-0.0258* (0.0143)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.8141*** (0.2760)	-1.6551*** (0.4796)	-4.4744* (2.4765)	-1.0033*** (0.2296)

① R 的取值只影响资本边际产出弹性的均值, 不影响资本边际产出弹性的方差^[45], 即 R 的取值并不影响资本扭曲的计算。

② 根据布罗达和温斯坦(Broda & Weinstein, 2006)^[58] 以及亨德尔和内沃(Hendel & Nevo, 2006)^[59] 的估算, 制造业行业内企业差异产品之间的替代弹性一般在 3~10。布罗达和温斯坦(2006)实证研究发现, 差异产品的种类越多, 替代弹性越低^[58]。

表3(续)

变量	截面 PSM	逐年 PSM	更换被解释变量	滞后一期
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	10 751	3 498	16 260	15 272
R^2	0.773 5	0.810 8	0.415 8	0.788 8

4. 排除其他政策的影响

为避免在 2010—2021 年考察期内其他政策影响知识产权示范城市建设的政策评估,本文在基准回归模型中,依次加入知识产权法庭(法院)、行政审批中心、创新型城市、“宽带中国”示范城市和智慧城市试点建设政策的年份虚拟变量。表 4 的结果显示,所有回归模型中 IPP 的回归系数均显著为负,说明知识产权示范城市建设政策具有明显的改善企业要素资源错配的政策效应。

表 4 排除其他政策的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IPP	-0.032 7** (0.013 1)	-0.034 1*** (0.013 2)	-0.032 2** (0.013 2)	-0.033 9*** (0.013 1)	-0.033 1** (0.013 1)	-0.035 9*** (0.013 2)
知识产权法庭(法院)	0.004 3 (0.009 9)					0.001 6 (0.010 5)
行政审批中心		0.058 7** (0.028 4)				0.060 3** (0.028 5)
创新型城市			-0.007 4 (0.013 7)			-0.003 2 (0.014 3)
“宽带中国”示范城市				0.008 8 (0.010 9)		0.007 9 (0.011 1)
智慧城市					-0.014 9 (0.015 5)	-0.015 5 (0.015 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.367 9*** (0.170 1)	-1.424 6*** (0.171 8)	-1.364 5*** (0.170 6)	-1.372 8*** (0.170 8)	-1.360 9*** (0.171 1)	-1.414 8*** (0.172 6)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	19 581	19 581	19 581	19 581	19 581	19 581
R^2	0.762 4	0.762 5	0.762 4	0.762 4	0.762 4	0.762 6

注:行政审批中心数据来源于中国研究数据服务平台(CNRDS),其余政策试点数据均为作者整理得到。

5. 安慰剂检验

为排除其他不可观测因素对估计结果产生的影响,本文借鉴曹清峰(2020)^[61]的做法,通过构建虚拟处理组的方式进行安慰剂检验。具体做法:将原来处理组中的知识产权示范城市视为新的控制组;保持政策时点不变,如果在 t 年有 n 个城市实施了知识产权示范城市建设政策,那么从原控制组中随机抽取 n 个城市作为新的处理组。也就是说,在192个对照组城市中,依次随机抽取23个、16个、8个、3个、5个和5个城市分别作为2012年、2013年、2015年、2016年、2018年和2019年的处理组城市,构造虚拟的政策变量,重新估计式(1)。通过1000次随机抽样,得到1000个“虚假”的估计系数,并将其绘制成核密度图,如图2所示。结果显示,“虚假”估计系数与正态分布较为接近,其均值为0.0188,远大于基准回归结果-0.0325,这表明不可观测因素并未对知识产权示范城市建设的政策效应产生实质性影响。

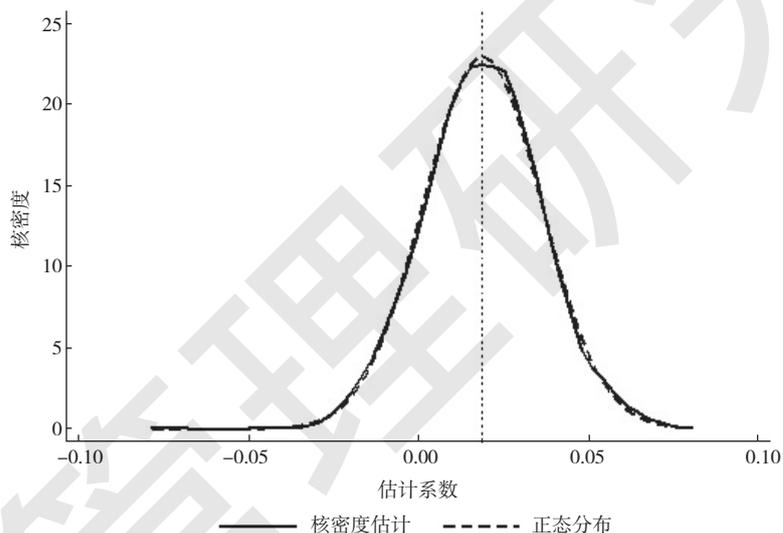


图2 安慰剂检验结果

6. 工具变量估计

为更好地克服由于双向因果、遗漏变量等导致的因果识别问题,本文参考已有研究^[8,62]的做法,采用各城市古代学院和孔庙数量作为知识产权示范城市建设政策 IPP 的工具变量,数据来自CNRDS儒家文化数据库。进一步,参考黄群慧等(2019)^[63]的做法,将古代学院和孔庙数量这两个不随时间变化的截面数据,加1取对数后分别与知识产权示范城市建设政策的时间虚拟变量交乘。对基准方程进行两阶段最小二乘(2SLS)估计,具体回归结果如表5所示。第一阶段的回归结果显示,工具变量 IV_school 和 $IV_academy$ 的回归系数显著为正,表明古代学院和孔庙多的地区,知识产权保护意识更强,符合工具变量相关性。此外,Kleibergen-Paap rk LM统计量显著,且Kleibergen-Paap rk Wald F统计量大于显著性水平10%的临界值16.38,拒绝工具变量识别不足和弱工具变量的原假设,表明工具变量构建合理。第二阶段的回归结果显示, IPP 的回归系数显著为负,与基准回归结果保持一致且变动差异较小,证明潜在的内生性问题并未对基准回归结果造成较大偏误。

表5 工具变量回归

变量	IV_school		$IV_academy$	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
IPP		-0.0367** (0.0148)		-0.0311* (0.0178)
IV_school	0.4403*** (0.0037)			

表5(续)

变量	IV_school		IV_academy	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
IV_academy			0.4117*** (0.0055)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
KleibergenPaap rk LM	2 710.863***		1 845.703***	
Kleibergen-Paap rk Wald F	14 000		5 523.725	
样本量	19 294	19 294	19 294	19 294

(四) 多期 DID 处理效应异质性与估计

各地获批成为知识产权示范城市的时间不同,因而使用传统的双向固定效应模型可能产生“负权重”问题,导致交叠双重差分(CSDID)识别结果产生估计偏误。鉴于此,本文借鉴古德曼-培根(Goodman-Bacon, 2021)^[64]、卡拉韦和圣安娜(Callaway & Sant’Anna, 2021)^[65]的做法,分别采用古德曼-培根分解和CSDID法识别知识产权示范城市建设的政策效应。一是培根分解。基于双向固定效应的交叠DID估计效应由三类DID政策效应加权平均得到,即先处理组与后处理组、后处理组与先处理组、从未处理组与处理组。如果第二种类型所占权重较大,将会导致双向固定效应估计量产生偏误。表6的结果显示,合适的处理效应“从未处理组与处理组”的估计值为-0.0311,其权重为89.16%,而可能带来偏误的处理效应权重仅为4.33%,其“污染”程度较小。由此可见,本文DID估计结果并未受到“坏”控制组的严重干扰。二是CSDID法。该方法使用半参数模型代替双向固定效应模型,从而规避了“负权重”问题。表7的结果显示,稳健估计量的回归系数在1%的水平下显著为负,表明异质性处理效应不会对本文研究结论产生实质性影响。

表6 古德曼-培根分解结果

类别	权重	系数
先处理组与后处理组	0.0650	-0.0003
后处理组与先处理组	0.0433	0.0414
从未处理组与处理组	0.8916	-0.0311
DID 加权估计结果		-0.0260

注:目前培根分解只能处理平衡面板数据,因而此处DID估计量可能与基本回归结果有所不同。

表7 CSDID 回归结果

变量	系数	P 值	标准差
IPP	-0.1186	0.0000	0.0260

(五) 影响机制分析

基于前文结论,知识产权示范城市建设政策能够明显改善企业要素资源错配。进一步地,本文借鉴已

有研究^[66-67]的做法构建模型(10)检验知识产权示范城市建设政策影响企业要素资源错配的主要渠道,具体模型设定如下:

$$M_{ijt} = \delta_0 + \delta_1 IPP_{jt} + \sum \delta_2 X_{ijt} + v_t + v_i + v_j + v_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (10)$$

其中, M 是机制变量,包括制度环境($CASE$)和交易成本(FE)。一是制度环境,司法保护能够在很大程度上体现地方政府知识产权制度建设。本文借鉴沈国兵和黄钰珺(2019)^[68]的做法,以各城市知识产权审判结案数衡量知识产权司法保护力度,数据来源于北大法宝·司法案例库。本文用结案总数加1后的自然对数值作为知识产权制度环境的代理指标。表8列(1)中变量 IPP 的回归系数显著为正,即知识产权示范城市建设政策明显提升了地方政府在知识产权司法保护方面的工作力度。这表明制度环境是知识产权示范城市建设政策影响企业要素资源错配的重要渠道,即知识产权示范城市建设政策通过完善知识产权保护制度,优化制度环境,进而改善企业要素扭曲。二是交易成本。限于数据的可得性,本文参照王耀光(2013)^[69]、王永进和冯笑(2018)^[70]的做法,选取财务费用占企业利润总额的比重作为企业显性交易成本的代理变量,即企业每获取一单位利润所需要负担的交易成本的多寡。从表8列(2)的回归结果看, IPP 的回归系数在1%的水平下显著为负,即知识产权示范城市建设政策导致财务费用下降,即明显降低了企业交易成本。这意味着知识产权示范城市建设政策通过降低交易成本,进一步改善了企业要素资源错配,从而验证了第二条影响渠道。

表8 机制检验结果

变量	(1)	(2)
IPP	0.2427*** (0.0420)	-0.0665*** (0.0203)
控制变量	控制	控制
常数项	7.5071*** (0.5274)	-1.7031*** (0.3403)
固定效应	控制	控制
样本量	19575	19526
R^2	0.8515	0.5265

注:列(1)、列(2)的被解释变量分别为 $CASE$ 、 FE 。

(六) 异质性分析

1. 地区异质性

基于不同地区之间资源禀赋、发展水平等方面的差异,本文进一步考察在不同城市等级和省份市场化水平下,知识产权示范城市建设政策对企业要素资源错配影响的变化情况。其中,城市等级反映了地方政府要素支配能力,市场化水平在一定程度上体现了不同城市政府干预的强弱程度。具体而言,本文根据城市等级的不同,将研究样本划分为副省级城市和非副省级城市两组^①;采用《中国分省份市场化指数报告》^[71]中市场化指数来衡量省份市场化程度,并借鉴翁红海等(2010)^[72]的做法,以历年市场化指数的平均增长幅度作为预测2020年和2021年市场化指数的依据。之后对每个省份样本期内市场化程度求均值后进

① 副省级城市包括哈尔滨市、长春市、沈阳市、济南市、南京市、杭州市、武汉市、广州市、成都市、西安市、大连市、青岛市、宁波市、厦门市和深圳市15个城市。

行排序,将前 50%的省份定义为高市场化地区,后 50%的省份定义为低市场化地区。地区层面异质性分析的估计结果见表 9。

表 9 副省级城市和非副省级城市的估计结果显示,知识产权示范城市建设政策对两类城市的要素扭曲度均有负向影响,并且对副省级城市的影响更为明显。从高市场化地区和低市场化地区的回归结果看,政策对低市场化地区要素资源错配的影响并不明显,而对高市场化地区有明显的负向影响。这可能是由于地方政府过多的行政干预,如繁杂的审批环节和市场准入机制,会阻碍要素的自主有序流动,不利于改善要素资源错配。在政府要素支配能力较弱的非副省级城市和地方政府干预较多的低市场化地区中,知识产权示范城市建设政策改善企业要素资源错配的政策效应相对较小甚至不存在。由此可见,深入实施知识产权示范城市建设政策,必须将有为政府与有效市场相结合,制度健全和公平竞争两手抓,建设制度完备、竞争有序的高标准市场体系。

表 9 地区层面异质性分析结果

变量	副省级城市	非副省级城市	高市场化	低市场化
<i>IPP</i>	-0.123 0*	-0.034 7**	-0.037 2**	0.004 8
	(0.069 2)	(0.013 7)	(0.015 1)	(0.037 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.210 8***	-1.370 6***	-1.275 0***	-1.350 4***
	(0.318 1)	(0.208 4)	(0.182 2)	(0.520 4)
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	6 771	12 810	16 982	2 478
R^2	0.766 0	0.761 4	0.775 1	0.736 4
组间系数差异检验 P 值	0.088 0***		0.042 0*	

注:组间系数差异检验的 P 值采用费舍尔组合检验(抽样 1 000 次)计算得到。

2. 企业异质性

基于不同企业在经济类型、制度逻辑和所属行业等方面的差异,本文分别从技术特征、所有制形式、所属行业三个方面进行异质性分析。其中,技术特征在很大程度上体现了企业是否形成核心自主知识产权,并以此为基础开展经营活动,所有制形式决定了企业资源获取机制和内部运营模式,所属行业则反映了企业对不同生产要素的依赖情况。

具体而言,本文依据国家高新技术企业认定管理工作网(www.innocom.gov.cn),将样本公司划分为高新技术企业和非高新技术企业。依据所有制形式的差异,将研究样本划分为民营企业、国有企业和外资企业。借鉴肖曙光和杨洁(2018)^[73]的做法,按照要素密集度的不同,对基年(2010年)样本企业进行聚类分析,划分为劳动密集型企业、资本密集型企业和技术密集型企业三组。具体做法为:运用固定资产占比(固定资产净额/总资产)指标和技术人员占比(技术人员数/员工总数)指标对 3 438 家有效样本分别进行资本密集度和技术密集度聚类分析,将固定资产净额占比高的一类归为资本密集型企业,将技术人员占比高的一类归为技术密集型企业,其余作为劳动密集型企业。企业层面异质性分析的估计结果见表 10。

从技术特征看,知识产权示范城市建设政策对高新技术企业要素扭曲的影响并不明显,而对非高新技

术企业有明显负向影响。高新技术企业技术含量和正外部性较高,能够将专利技术运用于产品设计、研发、生产和销售等各个环节。强化知识产权保护,不仅可以显著提升高新技术企业的自主创新能力^[74],还能够通过技术外溢效应,推动传统行业企业以较低的成本、较快的速度,学习、吸收、利用高新技术企业成熟的知识与技术,改善非高新技术企业的要素资源错配。

从所有制形式看,民营企业子样本核心解释变量 *IPP* 的回归系数显著为负,而国有企业和外资企业 *IPP* 的回归系数并不显著。这可能是由于制度逻辑不同而导致要素配置效应方面表现出差异。民营企业以市场主导作为制度逻辑^[75],知识产权示范城市建设政策的示范效应促使地方政府加大对试点示范或优势企业的专项补贴,有效缓解了民营企业的融资约束,保证了现金流运转和正常组织生产,有利于纾解民营企业要素错配。国有企业在资源获取和要素配置上受行政关系的约束较大,难以在短期内改善要素资源错配。由于外资企业受到严格管控,地方层面的知识产权示范城市建设政策并不会触及外资企业。

从所属行业看,劳动密集型企业 *IPP* 的回归系数在 1%的水平下显著为负,而资本密集型和技术密集型企业 *IPP* 的回归系数并不显著。知识产权示范城市建设政策对资本密集型企业要素扭曲的影响不明显,可能与市场化改革成效尚未充分体现有关。总体而言,中国资本要素市场的市场化程度相对较低,受政府行政干预较多^[76],竞争机制尚未充分发挥作用。准入壁垒、信贷配给等非市场因素对资本配置的不当介入,容易造成企业过度投资、产能过剩^[77-78],不利于资本密集型企业要素资源错配的改善。知识产权示范城市建设政策未明显改善技术密集型企业要素错配,这可能是由于技术研发过度依赖于政府经费和政策激励,与市场机制和需求导向相背离,导致技术市场流畅度不足^[79],严重制约了技术密集型企业矫正要素错配。

表 10 企业层面异质性分析结果

变量	技术特征		所有制形式			所属行业		
	高新技术企业	非高新技术企业	民营企业	国有企业	外资企业	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
<i>IPP</i>	-0.026 0 (0.018 7)	-0.038 1* (0.020 8)	-0.030 1* (0.017 4)	-0.027 1 (0.020 5)	-0.011 8 (0.029 9)	-0.047 5*** (0.014 4)	0.000 4 (0.031 5)	0.079 6 (0.095 2)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-1.115 8*** (0.232 6)	-1.680 6*** (0.306 5)	-1.760 0*** (0.211 7)	-0.911 0*** (0.319 8)	-0.912 6** (0.398 3)	-1.187 8*** (0.179 6)	-1.829 8*** (0.527 9)	-0.091 4 (0.676 8)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	8 862	10 237	12 507	6 149	870	15 649	3 512	618
<i>R</i> ²	0.765 6	0.798 2	0.754 6	0.760 0	0.693 4	0.769 6	0.740 9	0.658 2

五、结论与政策启示

本文基于 2010—2021 年 A 股上市公司数据,利用双重差分法估计知识产权示范城市建设政策对企业要素资源错配的影响效应。主要结论如下:第一,知识产权示范城市建设政策明显改善了企业要素资源错配,并且这一结论得到了一系列稳健性检验的支持。平行趋势检验结果显示,知识产权示范城市建设政策

对企业要素资源错配的改善效应具有一定的滞后性,通常在示范城市获批后的第4年,政策效果开始显现。第二,机制分析结果表明,知识产权示范城市建设政策通过优化制度环境和降低交易成本改善了企业要素资源错配。第三,知识产权示范城市建设政策的要素配置效应受城市等级和市场化水平的影响,在副省级城市和高市场化的地区组别中,知识产权示范城市建设政策对企业要素资源错配的改善作用较大;此外,企业技术特征、所有制形式和所属行业差异也会影响示范城市政策效应的发挥,知识产权示范城市建设政策能够矫正非高新技术企业、民营企业和劳动密集型企业的要素资源错配。基于以上结论,本文的政策启示在于:

(1)推动知识产权示范城市持续扩容,优化要素资源配置,为建设统一开放、竞争有序、制度完备、治理完善的高标准市场体系提供重要支撑力量。一方面,继续加强该项政策在行政管理、执法维权、法规建设等方面的制度设计,进一步完善知识产权保护制度。另一方面,进一步健全知识产权示范城市建设过程的考核机制,细化评价指标,形成对知识产权示范城市建设的有效约束。

(2)重视知识产权示范城市建设在助推制度环境建设和降低交易成本等方面的重要作用,深入疏通该项政策提高要素配置效率的影响渠道。具体而言,加大知识产权行政执法与司法保护力度,严惩知识产权侵权行为,维护技术创新的良好环境,从而激励企业最大限度地提高全要素生产率和资源要素利用效率;健全知识产权运营服务体系,通过设立配套的专利转化中心、交易中心等专业化知识产权服务平台,打通知识产权培育孵化、交易流转、转化实施等全链条,降低交易风险,优化市场竞争环境,从而进一步助推要素合理配置。

(3)通过对知识产权示范城市建设工作方案的细化,增强该项政策对不同城市或行业的针对性。本文的异质性检验结果表明,知识产权示范城市建设的要素配置效应受城市等级和市场化水平的影响,且在技术特征、所有制形式、所属行业不同的企业之间也存在差异。因此,应注重对不同城市 and 地区之间的协调统筹,坚持“因地制宜、各具特色”的发展思路,针对资本和技术密集型企业制定差异化、精准化措施。

参考文献:

- [1] 中国人民大学“完善要素市场化配置实施路径和政策举措”课题组.要素市场化配置的共性问题与改革总体思路[J].改革,2020(7):5-16.
- [2] 卢现祥.论产权制度、要素市场与高质量发展[J].经济纵横,2020(1):65-73.
- [3] 洪银兴.实现要素市场化配置的改革[J].经济学家,2020(2):5-14.
- [4] NORDHAUS W D. Invention, growth, and welfare: a theoretical treatment of technological change[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1969.
- [5] 李莉,闫斌,顾春霞.知识产权保护、信息不对称与高科技企业资本结构[J].管理世界,2014(11):1-9.
- [6] 周泽将,汪顺,张悦.知识产权保护与企业创新信息困境[J].中国工业经济,2022(6):136-154.
- [7] 吴超鹏,唐菡.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2016,51(11):125-139.
- [8] 陈永昌,孙鹏博,王宏鸣.知识产权保护政策能否推动企业开放式创新?——以国家知识产权示范城市政策为准实验的经验研究[J].经济与管理研究,2023,44(4):90-107.
- [9] 谭玉松,王林辉.知识产权保护、市场化程度与创新要素流动的结构优化效应检验[J].求是学刊,2021,48(4):93-102.
- [10] 徐晔.知识产权试点政策对创新要素配置效率的影响[J].当代财经,2023(6):119-130.
- [11] 李俊青,苗二森.知识产权保护的选择效应、竞争效应与企业低加成率困境[J].山西财经大学学报,2020,42(1):85-97.
- [12] 郭彦彦,吴福象.专利权行政保护、关键技术创新与企业全要素生产率增长[J].经济经纬,2021,38(5):101-110.

- [13] MOKYR J. Intellectual property rights, the industrial revolution, and the beginnings of modern economic growth[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(2): 349-355.
- [14] 王军,刘鑫颖. 知识产权保护与中国经济增长相关性的实证研究[J]. *经济与管理研究*, 2017, 38(9): 15-25.
- [15] RESTUCCIA D, ROGERSON R. The causes and costs of misallocation[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(3): 151-174.
- [16] 米塞斯. 社会主义:经济与社会学的分析[M]. 王建民,冯克利,崔树义,译. 北京:中国社会科学出版社,2014.
- [17] FUCHS W, GREEN B, PAPANIKOLAOU D. Adverse selection, slow-moving capital, and misallocation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 120(2): 286-308.
- [18] DAVID J M, HOPENHAYN H A, VENKATESWARAN V. Information, misallocation, and aggregate productivity[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2): 943-1005.
- [19] JOVANOVIĆ B. Misallocation and growth[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(4): 1149-1171.
- [20] 刘瑞明,石磊. 国有企业的双重效率损失与经济增长[J]. *经济研究*, 2010(1): 127-137.
- [21] 杨新铭,刘洪愧. 要素资源错配、供给效率与全国统一大市场建设[J]. *求是学刊*, 2022, 49(6): 40-50.
- [22] 张天华,张少华. 偏向性政策、资源配置与国有企业效率[J]. *经济研究*, 2016, 51(2): 126-139.
- [23] 王文甫,明娟,岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. *管理世界*, 2014(10): 17-36.
- [24] 赵新宇,郑国强. 地方经济增长目标与要素市场扭曲[J]. *经济理论与经济管理*, 2020(10): 37-49.
- [25] 王小鲁,樊纲. 中国收入差距的走势和影响因素分析[J]. *经济研究*, 2005(10): 24-36.
- [26] 戴魁早. 地方官员激励、制度环境与要素市场扭曲——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2016(8): 60-78.
- [27] HSIEH C T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [28] 陈江华. 知识产权质押融资及其政策表现[J]. *改革*, 2010(12): 121-125.
- [29] 陈蕾,梅良勇. 无形资产质押与评估面临的障碍及对策探讨[J]. *财会月刊*, 2010(6): 37-39.
- [30] QIAN Y. Do national patent laws stimulate domestic innovation in a global patenting environment? A cross-country analysis of pharmaceutical patent protection, 1978-2002[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2007, 89(3): 436-453.
- [31] 杨瑞龙. 我国制度变迁方式转换的三阶段论——兼论地方政府的制度创新行为[J]. *经济研究*, 1998(1): 3-10.
- [32] 刘建江,熊智桥,罗双成. 知识产权保护是否提升了企业全要素生产率? ——基于知识产权示范城市建设的准自然实验[J]. *南京财经大学学报*, 2022(2): 1-11.
- [33] ALMEIDA H, WOLFENZON D. The effect of external finance on the equilibrium allocation of capital[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 75(1): 133-164.
- [34] WILLIAMSON O E. The economics of organization; the transaction cost approach[J]. *American Journal of Sociology*, 1981, 87(3): 548-577.
- [35] NORTH D C, THOMAS R P. The rise of the western world; a new economic history[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1973.
- [36] 洪银兴. 完善产权制度和要素市场化配置机制研究[J]. *中国工业经济*, 2018(6): 5-14.
- [37] 罗党论,唐清泉. 中国民营上市公司制度环境与绩效问题研究[J]. *经济研究*, 2009(2): 106-118.
- [38] 王钰,胡海青. 知识产权保护对二元创新的影响研究——制度环境的调节效应[J]. *软科学*, 2024, 38(1): 75-82.
- [39] 诺斯. 制度、制度变迁与经济绩效[M]. 刘守英,译. 上海:上海三联书店,1994: 23-98.
- [40] 汪丁丁. 从“交易费用”到博弈均衡[J]. *经济研究*, 1995(9): 72-80.
- [41] 魏守华. 集群竞争力的动力机制以及实证分析[J]. *中国工业经济*, 2002(10): 27-34.
- [42] BERTRAND M, DUFLO E, MULLAINATHAN S. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1): 249-275.
- [43] BARTELSMAN E J, DOMS M. Understanding productivity: lessons from longitudinal microdata[J]. *Journal of Economic Literature*, 2000, 38(3): 569-594.
- [44] 聂辉华,贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. *世界经济*, 2011, 34(7): 27-42.

- [45] 李青原,章尹赛楠. 金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J]. 中国工业经济,2021(5):95-113.
- [46] 龚关,胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究,2013(4):4-15.
- [47] 周申,海鹏,张龙. 贸易自由化是否改善了中国制造业的劳动力资源错配[J]. 世界经济研究,2020(9):3-18.
- [48] LU Y, YU L H. Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4): 221-253.
- [49] 毛海涛,钱学锋,张洁. 企业异质性、贸易自由化与市场扭曲[J]. 经济研究,2018(2):170-184.
- [50] 王永进,李宁宁. 中间品贸易自由化与要素市场扭曲[J]. 中国工业经济,2021(9):43-61.
- [51] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [52] 刘莉亚,金正轩,何彦林,等. 生产效率驱动的并购——基于中国上市公司微观层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊),2018,17(4):1329-1360.
- [53] 喻坤,李治国,张晓蓉,等. 企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击[J]. 经济研究,2014(5):106-120.
- [54] 白俊红,张艺璇,卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济,2022(6):61-78.
- [55] BÖCKERMAN P, ILMAKUNNAS P. Unemployment and self-assessed health: evidence from panel data[J]. *Health Economics*, 2009, 18(2): 161-179.
- [56] 罗长远,曾帅. “一带一路”建设对要素配置效率的影响——基于中国上市工业企业研究[J]. 金融研究,2022(7):154-170.
- [57] 季书涵,朱英明,张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究[J]. 中国工业经济,2016(6):73-90.
- [58] BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the gains from variety[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(2): 541-585.
- [59] HENDEL I, NEVO A. Measuring the implications of sales and consumer inventory behavior[J]. *Econometrica*, 2006, 74(6): 1637-1673.
- [60] 王文,牛泽东. 资源错配对中国工业全要素生产率的多维影响研究[J]. 数量经济技术经济研究,2019,36(3):20-37.
- [61] 曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于70大中城市的经验证据[J]. 中国工业经济,2020(7):43-60.
- [62] 徐细雄,李万利. 儒家传统与企业创新:文化的力量[J]. 金融研究,2019(9):112-130.
- [63] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [64] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [65] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [66] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [67] 白俊红,王星媛,卞元超. 互联网发展对要素配置扭曲的影响[J]. 数量经济技术经济研究,2022,39(11):71-90.
- [68] 沈国兵,黄钰珺. 城市层面知识产权保护对中国企业引进外资的影响[J]. 财贸经济,2019,40(12):143-157.
- [69] 王耀光. 交易费用的定义、分类和测量研究综述[J]. 首都经济贸易大学学报,2013,15(5):105-113.
- [70] 王永进,冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济,2018(2):24-42.
- [71] 樊纲,王小鲁,张立文,等. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 经济研究,2003(3):9-18.
- [72] 俞红海,徐龙炳,陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资[J]. 经济研究,2010(8):103-114.
- [73] 肖曙光,杨洁. 高管股权激励促进企业升级了吗——来自中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2018,21(3):66-75.
- [74] 郭丰,杨上广,柴泽阳. 知识产权示范城市、知识产权保护与企业创新——基于中国工业企业的微观证据[J]. 审计与经济研究,2022,37(5):117-127.
- [75] 杨洋,魏江,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新?——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界,2015(1):75-86.
- [76] 刘翔峰,刘强. 要素市场化配置改革研究[J]. 宏观经济研究,2019(12):34-47.
- [77] 唐雪松,周晓苏,马如静. 政府干预、GDP增长与地方国企过度投资[J]. 金融研究,2010(8):33-48.
- [78] 李青原,李江冰,江春,等. 金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J]. 经济学(季刊),2013(2):527-548.
- [79] 俞立平,王冰. 市场设计理论下技术市场对协同创新的影响机制研究——以高技术产业为例[J]. 科研管理,2022,43(7):144-153.

Does the Intellectual Property Demonstration City Policy Improve Factor Resource Misallocation in Enterprises?

LIU Binglian, FAN Xin
(Nankai University, Tianjin 300071)

Abstract: Breaking down institutional and institutional barriers and correcting factor resource misallocation in enterprises are crucial tasks in promoting high-quality development and building a modernized economic system. Among institutional arrangements of property rights, the intellectual property rights (IPR) protection system plays a vital role because of its features such as safeguarding the monopoly interests of inventors and correcting the positive externalities of innovation output. In order to boost China's strength in IPR protection, the China National Intellectual Property Administration identified 23 cities including Wuhan and Guangzhou as the first batch of national intellectual property demonstration cities (IPDCs) in 2012. Using the data of A-share listed companies from 2010 to 2021, this paper investigates the impact and mechanism of the IPDC policy on factor resource misallocation in enterprises using a multi-period difference-in-differences model.

The findings indicate that the IPDC policy can effectively improve factor resource misallocation in enterprises and improve the degree of enterprise factor distortion by about 3.25 percentage points. Furthermore, the IPDC policy improves factor resource misallocation in enterprises by optimizing the institutional environment and reducing transaction costs. The results of heterogeneity analysis reveal that the IPDC policy exerts a more substantial effect on ameliorating factor resource misallocation in sub-provincial cities and regions with high marketization. Moreover, it can alleviate factor resource misallocation in non-high-tech enterprises, private enterprises, and labor-intensive enterprises. This paper provides valuable implications for overcoming institutional barriers, optimizing factor resource allocation, and aligning IPR protection with the high-quality development of enterprises.

The marginal contributions of this paper are threefold. First, the quasi-natural experiment of the IPDC policy is used to evaluate the impact of the IPDC policy on factor resource misallocation in enterprises. Second, considering the heterogeneous cost-plus rate, it measures the factor distortion degree of A-share listed companies in China. Third, from the perspectives of institutional environment and transaction costs, it deeply reveals the internal mechanism of the impact of the IPDC policy on factor resource misallocation in enterprises. At the same time, based on the differences in region and enterprise characteristics, it analyzes the heterogeneity of city tier, marketization level, technological characteristics of enterprises, ownership forms, and industries in detail, thus providing theoretical support for the implementation of the IPDC policy. It also provides empirical evidence and practical references for China to strengthen the protection of IPR and build a modern economic system.

Keywords: intellectual property demonstration city policy; factor resource misallocation; intellectual property protection; institutional environment; transaction cost

责任编辑:李 叶