

# 司法效能提升与企业创新

## ——来自民事诉讼程序繁简分流改革的证据

谷 城<sup>1</sup>, 张树山<sup>1</sup>, 张佩雯<sup>2</sup>, 袁天荣<sup>2,3</sup>

(1. 东北师范大学 经济与管理学院, 吉林 长春 130117; 2. 中南财经政法大学 会计学院, 湖北 武汉 430073;  
3. 武汉学院 会计学院, 湖北 武汉 430212)

**摘 要:** 繁简分流改革是推进全面依法治国、促进国家治理体系和治理能力现代化的重要举措。本文以民事诉讼程序繁简分流改革试点工作为准自然实验, 考察繁简分流改革对企业创新的影响及其作用机制。研究发现, 相较于非试点地区企业, 改革实施后试点地区企业的专利申请数平均增加约13.72%。机制检验发现, 上述影响主要通过成本节约效应、供应链依赖缓解效应、市场预期效应得以实现。异质性分析发现, 该促进效应在数据资产化水平较高、商业信用水平较低以及所处行业竞争程度较高的企业中更强, 繁简分流改革对企业创新的影响更强。进一步分析发现, 繁简分流改革提高了企业突破性创新能力和创新效率。本文拓展了繁简分流改革经济后果的研究, 从司法效能提升角度为推动创新驱动发展战略提供了经验证据和政策启示。

**关键词:** 司法效能提升; 繁简分流改革; 企业创新; 供应链依赖; 创新效率

**中图分类号:** F270 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-4950(2026)08-0113-20

### 一、引 言

创新是引领发展的第一动力, 同时也是企业竞争优势的重要来源(Porter, 1992)。当前, 全球正经历新一轮科技革命与产业变革, 尽管我国已跻身创新型国家行列, 但在基础研究、关键核心技术自主可控能力、产业链与创新链深度融合等方面仍存在较大发展空间。对此, 党的二十大报告明确提出“必须坚持创新是第一动力”, “坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”。2025年政府工作报告进一步强调“推进高水平科技自立自强”。然而, 创新活动本身是一个创造性破坏过程, 具有高风险、高投入和回报周期长等特征(Peng和Tao, 2022; Zhuo和Chen,

收稿日期: 2025-04-01

基金项目: 国家社会科学基金项目(21BGL100); 吉林省教育厅科学研究项目(JJKH20262277BS)

作者简介: 谷 城(1994—), 男, 东北师范大学经济与管理学院副研究员, 硕士生导师;

张树山(1972—), 男, 东北师范大学经济与管理学院教授, 博士生导师;

张佩雯(1999—), 女, 中南财经政法大学会计学院博士研究生(通信作者, zhangpeiwen49@163.com);

袁天荣(1964—), 女, 中南财经政法大学会计学院教授/武汉学院会计学院教授, 博士生导师。

2023)。这种特性使企业创新不仅受到技术积累和战略导向的影响,还高度依赖法律环境,尤其是纠纷解决机制的效率与公平性(黎文靖等,2021;Lai等,2023)。实际上,既有研究表明,较强的知识产权执法可能有效激励企业创新(Li和Peng,2023;甄红线等,2023),但“法与创新”的研究仍存在较大拓展空间。有鉴于此,本文以民事诉讼程序繁简分流改革为切口,探讨司法效能提升与企业创新的关系,旨在为破解企业创新困境、优化创新制度环境提供新的理论洞见与经验证据。

应当注意到,尽管我国立法日趋完善,司法效能也在不断提升,但司法系统长期面临“案多人少”的结构性矛盾(王钟阳和唐松,2024)。从总量上看(见图1),2011—2023年我国民事案件收案数量快速增长<sup>①</sup>。司法资源超负荷运转导致诉讼程序冗长、司法资源错配等问题,不仅加重企业的诉讼负担,还可能抑制其创新意愿。具体来看,传统“一刀切”的诉讼程序使大量简单案件(如小额债务纠纷)与复杂案件(如商业秘密侵权)混同处理,使得简单案件占用专业化资源,法官需耗费同等精力处理简单案件,挤占了对复杂技术争议的审理时间,最终引致复杂案件审理周期过长。这种低效的司法供给模式可能通过以下两个路径削弱企业创新活力,一方面,案件审理周期延长增加了企业技术成果被长期侵权的风险,另一方面,长期纠纷的高昂成本挤占企业研发投入,最终影响企业的长期创新战略。

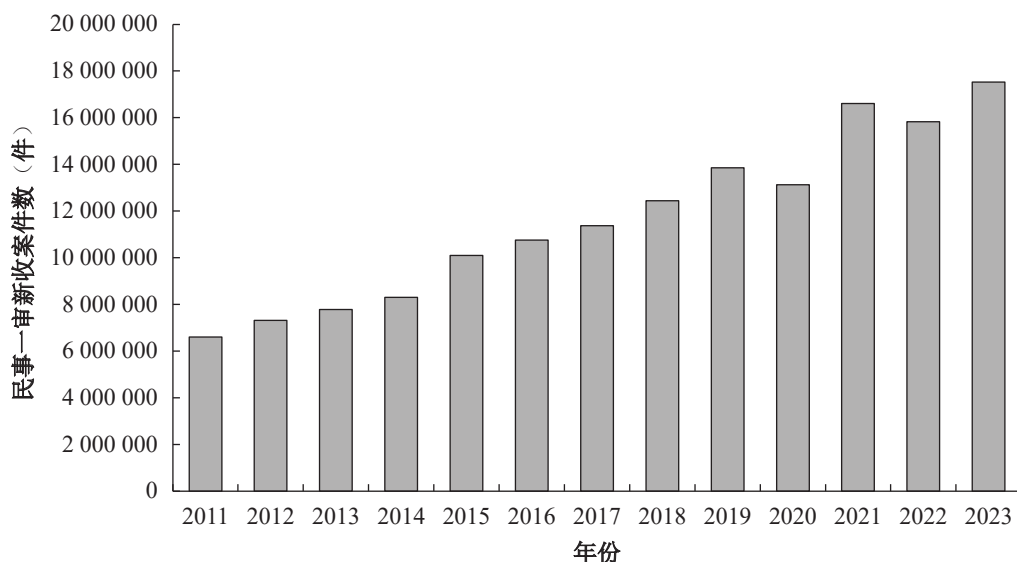


图1 2011—2023年人民法院民事案件民事一审当期收案数

为深化民事诉讼制度改革,2019年12月全国人大常委会作出试点授权决定,2020年1月试点工作正式启动(以下简称繁简分流改革)。该改革的核心目标是通过“简案快审、繁案精审”重构司法资源配置逻辑,提高司法效率,这为优化营商环境、释放企业创新活力提供了制度性契机。鉴于此,本文试图将繁简分流改革视为一项准自然实验,探讨繁简分流改革对企业创新的影响和作用机制。

与已有研究相比,本文的主要贡献如下:第一,基于法学、经济学与管理学交叉融合的多学科视角,进一步拓展了“宏观司法政策—微观企业行为”的研究边界。已有关于中国制度背景下司法体制改革影响企业行为的研究主要聚焦环境领域的环保法庭设立(徐悦等,2024;Huang等,2022;Wang和Zhang,2025)、破产制度领域的破产法庭设立(胡诗阳等,2023;Zhang和Wu,

<sup>①</sup>资料来自历年《全国法院司法统计公报》,网址:[http://gongbao.court.gov.cn/ArticleList.html?serial\\_no=sftj](http://gongbao.court.gov.cn/ArticleList.html?serial_no=sftj)。

2023; Lin和Zhan, 2024)、去地方化领域的最高人民法院巡回法庭设立(黄俊等, 2021; Lai等, 2023; Xue和He, 2024)、数字领域的移动微法院设立(Li和Peng, 2023)等, 本文则进一步关注繁简分流改革的微观经济效应, 对现有研究进行了补充。第二, 从“案多人少”结构性矛盾下的司法制度改革具体实践出发, 深入探讨了“有为政府”如何通过繁简分流改革来激发企业创新活力, 丰富了有关创新激励工具和政策体系的理解。现有文献对“法与创新”的研究主要集中在偏向环境领域的环保法庭设立对企业绿色创新的影响(Huang等, 2022; Wang和Zhang, 2025), 而对旨在破解“案多人少”这一结构性矛盾的繁简分流改革缺乏足够的关注。虽然已有研究考察了繁简分流改革对企业供应链集中度的影响(王钟阳和唐松, 2024), 但其对企业创新的影响仍有待探索。本文则识别了繁简分流改革的企业创新效应, 进一步拓展了“法与创新”的相关文献。第三, 本文具有重要的现实意义及政策启示。当前全球经济格局深度调整, 国内创新驱动发展战略全面推进, 企业创新已成为经济增长与竞争力提升的核心引擎。本文立足“全面依法治国, 推进法治中国建设”的时代背景, 揭示繁简分流改革不仅是司法与行政效率的优化工具, 更是支撑创新生态的关键制度设计, 这支持了政策制定者通过法治化手段优化创新环境, 并为破解企业创新面临的制度性障碍提供了理论依据和政策启示。

## 二、文献综述

根据前期研究, 本文主要与以下两组文献相关。第一组文献讨论了司法效能提升的经济后果。随着经济环境变化, 司法体制改革需求日益多样, 涌现出专业化、去地方化及数字化的司法改革实践。具体来看, 在专业化方面, 包括环保和破产领域的专业法庭设立。其中, 环保法庭的设立有助于提升环保案件的审理效率, 强化环境保护的司法保障, 进而促进可持续发展的经济目标(Huang等, 2022; Wang和Zhang, 2025)。此外, 部分学者发现, 环保法庭设立可以推动重污染企业实施积极型环境战略, 从而降低权益投资者的环境风险预期, 最终降低重污染企业的权益资本成本(徐悦等, 2024)。破产法院设立为企业提供了有序的债务解决和资产重组手段, 降低了因资本链断裂或其他财务问题而彻底倒闭的可能性(Martins, 2020; 胡诗阳等, 2023)。同时, 后续研究也肯定了破产法院设立对企业风险承担的积极影响(Zhang和Wu, 2023), 并将这种风险规避功能拓展到企业创新层面(Lin和Zhan, 2024)。在去地方化方面, 学者们发现最高人民法院巡回法庭设立可以有效解决部门审判裁决能力不足、司法地方化等问题, 这一制度优势不仅有利于推动宏观层面的产业结构升级(袁淳等, 2023), 还会对微观企业层面的ESG评分表现(Xue和He, 2024)、技术创新(Lai等, 2023)、投资规模(黄俊等, 2021)产生积极影响。在数字化方面, 随着数字技术的发展, 许多国家司法部门不断引入信息和通信技术来重塑传统的司法模式和管理方式(Valeev和Makolkin, 2021)。例如, Li和Peng(2023)研究发现移动微法院的设立可以通过网络平台诉讼渠道来降低诉讼成本, 由此增加了企业遭受诉讼事件并导致声誉损害的概率, 因而为了应对声誉损害, 企业有强烈的动机将更多资源投入可持续发展项目。可见, 我国司法体制改革在多个领域的实践愈发多样, 相应的经济效应也得到了学界的广泛认可, 但鲜有研究关注“案多人少”结构性矛盾下导致的司法效能不足问题。

另一组文献讨论了企业创新的影响因素, 积累了一批富有建树的文献成果, 并形成了涵盖企业内部禀赋和外部环境的丰富理论体系。在内部禀赋方面, 多数文献强调企业自身资源和能力是创新的基石, 核心因素包括技术能力、知识基础和领导力等(Subramaniam和Youndt, 2005; Kianto等, 2017; 方先明和胡丁, 2023)。其中, 数字化转型作为新时代提升技术能力和知识管理的关键途径, 被学者们重点关注。例如, 黄先海等(2024)发现企业数字化转型与商业模式变革和技术知识流动有关, 数字化转型不仅克服了组织惰性和抑制短视倾向, 还能捕捉市场

潜在的增长点,促进跨领域技术知识的交流融合。类似的研究还包括数字化转型对企业创新的绿色属性的激励作用(Shao等,2024)。

与关注企业内部禀赋的文献有所不同,部分学者出于对企业自主创新能动性不足的担忧,因而也将目光转向了外部环境对企业创新的影响,这些研究强调政府政策、竞争环境以及法律法规等因素对创新的塑造作用。在政府政策与干预方面,相关文献既包括以创新为直接驱动导向的创新型城市试点政策(Liu等,2024)、低碳城市试点政策(Yang等,2023)等,还涵盖了以提高企业资金可得性为导向的政策举措,从而间接激发企业创新活力,如绿色信贷政策(Hu等,2021)、科技金融政策(任曙明和王梦娜,2024)等。然而,王永贵和李霞(2023)发现企业管理层也可能产生将政府研发补助挪作他用的机会主义行为,最终对创新产生抑制作用。在市场竞争压力方面,张杰等(2014)提供证据显示,在逃离竞争效应影响下,市场竞争会提高企业进行创新研发的内在激励动力。紧接着,De Bettignies等(2023)进一步指出,市场竞争与创新之间呈现U形关系。在法律法规与制度环境方面,这是本文研究的核心立足点。一个关键共识是,清晰、有效的法律执行和公正高效的司法系统是保护创新收益、降低创新不确定性的制度基础。相应的,多数研究肯定了环保法庭设立、破产法庭设立、最高人民法院巡回法庭设立等司法体制改革对企业创新的积极作用(Huang等,2022;Lai等,2023;Lin和Zhan,2024),但关于环境规制和企业创新之间的关系则存在更多的讨论空间(Shao等,2020)。

回顾上述研究可以发现,其一,已有研究已经围绕司法体制改革的经济效应展开了卓有成效的探索,但这些研究主要聚焦环境领域、破产制度领域、去地方化领域以及数字领域的特定司法体制改革。当前我国司法效能受限于“案多人少”结构性矛盾影响,繁简分流改革能够有效克服这一现实困境,但鲜有研究对其经济效应展开讨论。其二,有关企业创新的影响因素研究已经取得较大建树,但围绕司法体制改革与企业创新之间的研究仍不多见,特别缺乏繁简分流改革对企业创新的影响研究,现有研究对此关注较少。因此,在繁简分流改革这一契机下,企业能否抓住司法效能提升的信号,顺应创新驱动的发展潮流呢?本文对此展开实证研究,以对现有文献做出补充与发展。

### 三、制度背景与研究假说

#### (一)制度背景

自党的十八届三中全会提出全面深化改革的战略部署以来,我国司法体制改革取得了显著进展。然而,面对日益繁重的案件数量和社会需求,我国司法系统也面临着“案件压力不断增大”“人案矛盾日益突出”等问题。数据显示,2013年人民法院的收案数量为1300万件,法官平均办案量约为65件;而2024年的收案数量为4600万件,法官平均办案量为350余件<sup>①</sup>。实际上,在传统诉讼程序下,无论案件的复杂性如何,通常采用统一的处理流程,此时一些简单案件在审理过程中耗费了大量的司法资源。这不仅导致案件堆积,司法效率下降,也使一些简单案件挤占了复杂案件的审理时间,甚至降低了复杂案件的审理深度。因此,如果现有司法资源配置面临简单案件与复杂案件适配不足的问题,即简单和复杂两类案件混合,无法合理配置司法资源。

为适应人民群众日益增长的民事纠纷多元化解诉求和有限司法资源之间的矛盾,推进案件繁简分流、轻重分离、快慢分道,进一步优化司法资源配置,2020年1月15日,最高人民法院发布了《民事诉讼程序繁简分流改革试点方案》和《民事诉讼程序繁简分流改革试点实施办法》,全国人大常委会授权最高人民法院开展试点,最高人民法院确定试点地区并印发实施文

<sup>①</sup>资料来源:《案件“超载”时代:改革永不眠》,网址:<https://www.chinacourt.org/article/detail/2025/02/id/8718658.shtml>。



件”<sup>①</sup>。结合试点工作的实施办法来看,繁简分流改革试点工作具有以下三方面特点:第一,实施案件分类和分流。对事实清楚、权利义务关系明确、争议不大的简单案件,可依法适用简易程序;符合条件的小额诉讼案件实行一审终审;而对案件涉及复杂事实或法律问题,争议较大的案件,继续适用传统的普通程序,这些案件会经过一审、二审等多个审理环节。例如,南京市法院上线了繁简分流智能识别、分案系统,有助于实现繁简案件智能识别、自动标识、自动分案和自动统计<sup>②</sup>。第二,完善小额诉讼程序。按试点实施办法规定的金额标准及适用条件表述,并注明计算口径,其突出优势是直接围绕诉讼请求或者案件要素进行,原则上一次开庭审结;确有必要的,可以再次开庭。第三,健全电子诉讼规则。通过信息化诉讼平台在线开展诉讼活动,由此加快案件处理速度和降低诉讼个体的总体成本。同时,诉讼主体的在线诉讼活动,与线下诉讼活动具有同等效力。

不难发现,在我国当前“案多人少”结构性矛盾背景下,繁简分流改革有利于实现“简案有效率,繁案更精审”的司法导向,充分释放司法效能<sup>③</sup>。

## (二)理论分析与研究假说

### 1. 繁简分流改革对企业创新的直接影响

根据创新理论和技术创新的现实实践,与依赖已有经验和市场趋势的常规投资不同,创新成果往往无法在初期明确预见,其过程可能会经历多次的试错和调整,这使得创新比常规投资更加复杂和多变,且需要在涉足领域进行持续、稳定的资金投入(魏建等,2024)。因此,企业创新通常涉及极高的不可预测和前期成本(Beladi等,2022;Peng和Tao,2022),这一特点也决定了创新的收益是巨大的,甚至可以重塑企业所在行业的竞争格局。然而,在创新正外部性影响下,企业从事创新活动的技术成果可以被其他不从事研发的企业以低成本来借鉴、模仿或非法盗取,引致企业通过创新获取的经济效益空间被压缩的同时,也将进一步抑制企业自主研发的积极性(Mehlig Sweet和Eterovic Maggio,2015)。

实际上,当前每年都有庞大数量的知识产权被注册,但“案多人少”结构性矛盾使我国的司法效能未能得到充分释放(王钟阳和唐松,2024),这也导致诉讼过程较长,从而增加企业面临较高的诉讼成本,最终影响企业创新(孙浦阳等,2025)。可见,依靠市场机制“无形的手”来推动企业创新仍面临着一定程度的失灵现象,此时则需要“有形的手”来克服市场失灵。繁简分流改革作为司法制度改革的关键一环,旨在实施案件分类和分流来提升司法效率,由此可简化审理程序和快速执行侵权判决,并使侵权赔偿迅速到位。创新经济学强调“创新租金”保护对企业研发投入具有激励作用,当司法程序能够快速制止侵权行为,企业更倾向于将资源投入高风险创新而非防御性策略。因此,侵权纠纷的及时解决,不仅可以避免技术成果被长期占用或盗用,还能够努力形成对侵权行为的有效震慑,维护企业创新的市场优势,最终激励企业开展创新活动。现有研究支持了这一观点,Lai等(2023)发现高质量的司法系统可以提高企业专利申请数量的14.1%。基于上述分析,本文提出:

假说1:繁简分流改革将显著提高企业创新水平。

### 2. 繁简分流改革影响企业创新的中间路径

一般来说,企业在创新实践过程中面临着显著的交易成本。这些交易成本不仅涉及研发成

①试点范围:北京、上海市辖区内中级人民法院、基层人民法院,南京、苏州、杭州、宁波、合肥、福州、厦门、济南、郑州、洛阳、武汉、广州、深圳、成都、贵阳、昆明、西安、银川市中级人民法院及其辖区内基层人民法院。

②资料来源:《关于全市法院矛盾纠纷多元化解和案件繁简分流工作的报告》,网址:[https://www.njrd.gov.cn/hyzt\\_66742/cwghy/njdsjlrmdbdhwyyhdsbchy/202103/t20210317\\_2851739.html](https://www.njrd.gov.cn/hyzt_66742/cwghy/njdsjlrmdbdhwyyhdsbchy/202103/t20210317_2851739.html)。

③从试点工作成效来看,繁简分流改革已初步显示改革红利。最高人民法院发布数据显示,试点工作开展一年来20个城市试点法院共适用简易程序审结案件207.98万件,简易程序适用率达到63.8%,平均审理期限48天,较法定审限缩短42天,审理效率明显提升。同时,试点城市法院的小额诉讼程序审结案件61.11万件,小额诉讼程序适用率从试点前的5.7%,上升至19.3%。除此之外,试点城市法院的在线庭审占所有庭审的近30%,平均庭审时长46分钟,较线下庭审缩短60%。网址:[http://www.npc.gov.cn/npc/c2/c30834/202102/t20210228\\_310186.html](http://www.npc.gov.cn/npc/c2/c30834/202102/t20210228_310186.html)。

果维权时的直接诉讼费用,以及信息搜寻、契约执行监督、纠纷解决等交易成本,甚至是应对环境不确定性所耗费的资源与精力。繁简分流改革的核心作用在于通过简化程序、缩短审理周期、优化司法资源配置来提升司法效能,这有助于降低市场主体在经营活动中所面临的各类显性和隐性交易成本(王钟阳和唐松,2024)。因此,本文认为,繁简分流改革可能通过以下三个渠道来提高企业创新水平,一是繁简分流改革通过降低企业参与司法活动过程中的诉讼费用来发挥成本节约效应,从而增加企业研发的可用资金并提高企业创新水平;二是繁简分流改革利用降低关系型合约的治理成本来改善供应链配置关系,并通过发挥供应链依赖缓解效应为企业带来更多异质性资源,从而提高企业创新水平;三是繁简分流改革通过降低环境不确定性与机会主义风险来发挥市场预期效应,从而增强企业对创新收益的信心并提高企业创新水平。接下来,本文围绕上述渠道展开机制分析。

第一,成本节约效应。现有研究发现,以企业内部累积资金为基础的内源资金更有利于企业开展创新活动。例如,Kamien和Schwartz(1978)认为,大多数研发项目都可以从当前的企业利润中筹集资金;Brown和Petersen(2011)也发现,企业倾向于将内部现金流优先用于平滑研发支出。在这个意义上,提高企业内部资金充裕度,即降低企业额外成本支出是增加研发投入进而提升其创新水平的关键(Yang等,2022)。一般而言,企业在参与维权、应诉等司法活动过程中既需要诉讼费用、律师代理费等显性成本,还存在处理法律纠纷的信息搜寻、谈判沟通、依法执行等隐性成本。而现实中许多企业面临冗长且复杂的诉讼程序及相关法律服务环节,如多次审批、重复提交资料等,浪费了大量的时间和人力成本。因此,企业进行诉讼所产生的高成本直接转化为利润损失(孙浦阳等,2025),从而抑制企业研发投入。繁简分流改革有助于简化行政审批与监管流程,使司法资源的配置更加合理,并缩短审理周期,从而节约企业在诉讼中的时间与资金消耗。维权成本的节约实质是增加了企业可支配的内部流动性资金,这为提升企业研发资金提供了直接途径,最终提高企业创新水平。

一个隐藏的担忧是,若企业节约的成本支出仅用于补充营运资金或偿还债务,则会引致繁简分流改革对创新的推动作用有限。但当前中国企业的现实情境是内源资金不稳定,导致R&D投入占比持续下滑(曾国安等,2023),因而充足、稳定的现金流正是激励我国企业创新活力的重要因素。此外,司法体制改革释放的制度红利天然具有“创新导向性”,诉讼过程的效率提升和成本降低能够鼓励企业在遇到知识产权侵权时通过法律途径解决纠纷,这有助于推动企业将资源分配给能享受制度红利的创新活动。基于上述分析,本文提出:

假说2:繁简分流改革可以通过成本节约效应来提高企业创新水平。

第二,供应链依赖缓解效应。从繁简分流改革缓解企业供应链依赖的作用来看,供应链依赖是企业将采购额和销售额集中在小部分合作伙伴中(谷城等,2025a),从而与上游大供应商和下游大客户形成深度绑定(Campello和Gao,2017;Chen等,2023)。在契约不完备性影响下,企业与供应链合作伙伴之间在缔约或履约过程中可能存在各类争议及纠纷,构成了隐性的关系治理成本(王钟阳和唐松,2024)。例如,在供应商未能按期交货、质量未达到要求、供应链中断等情形下,企业可能需要进行额外的协调、重新谈判、制定补充协议等,这些都将增加额外的交易成本。因此,为了减少市场化合约下企业纠纷产生的交易成本,企业更倾向于采用基于重复交易的关系型合约来开展商业合作,从而形成供应链依赖(谷城等,2025b)。这也在一定程度上限制了企业获取外部多元化资源的能力。繁简分流改革可以克服“案多人少”的结构性矛盾,利用司法效能的提升来改变企业选择关系型合约的行为倾向。具体来说,司法效率提升和诉讼成本的降低使企业不再担忧高昂的法律费用和漫长的诉讼周期,有助于企业快速解决与合作伙伴的争议,减少合作不确定性。这种高效的法律保障机制能够提升企业与多方供应商或客户

建立合作关系的信心和意愿,进一步推动企业建立新的供应链联系。例如,当企业与多家企业建立商业合作时,即使某一链条出现合同纠纷也可以快速通过简化的司法程序解决,推动企业更愿意在不同的供应商和客户之间分散风险,从而缓解供应链依赖。已有研究同样支持了这一观点,王钟阳和唐松(2024)研究发现,司法效能提升使企业更倾向于以市场化合约替代原先的关系型合约来配置供应链,最终缓解企业供应链依赖。

进一步地,从缓解供应链依赖对企业创新水平的作用来看。Andersson等(2005)指出,企业与供应商和客户之间的供应链联系是企业获取资源的重要渠道。已有大量研究证实,融入供应链网络有助于提高企业创新水平(Wang和Hu, 2020; 陈林等, 2024)。从上游供应商角度,与新的供应商建立商业联系有利于企业获取外部异质性、多元化的新知识(谷城等, 2025a),并将供应商的个体知识和共同知识转化为独特的私有知识,从而扩大异质性创新要素资源池。在此基础上,企业在维系已有知识储备的同时,也将延伸知识广度和宽度(陈林等, 2024)。从下游客户角度,接触到更多的客户群体意味着企业可以获取更为广泛的市场需求反馈,这些信息有利于企业精准识别市场需求导向,进而明确创新方向。同时,交易圈层的延伸也伴随着企业进入新的销售市场,这也推动企业根据不同市场特点进行产品和服务的调整与优化,从而倒逼企业促进产品的不断迭代与创新(胡增玺和马述忠, 2023)。基于上述分析,本文提出:

假说3:繁简分流改革可以通过供应链依赖缓解效应来提高企业创新水平。

第三,市场预期效应。作为盈利性组织,企业开展创新活动的最终目的是实现生产效率和盈利能力的提升。然而,企业创新活动具有投入高、风险大和回报周期长的特征(Beladi等, 2022; Peng和Tao, 2022),理性管理层只有在预期回报高于投入成本时才会做出实施创新活动的决策,因而企业的创新驱动动力在相当大程度上依赖于企业对市场的信心和预期。理论上,无论是企业对未来的产品市场需求,还是对创新的保护强度持消极预期时,企业对进一步开展创新活动的动力均会相对较弱,也即只有当企业对未来创新收益持乐观的市场预期时才更有意愿实施创新计划。根据制度经济学理论,市场主体的行为是在特定制度环境中形成与塑造的(刘洪愧, 2025)。随着制度环境改善,企业也会改变对未来市场趋势的看法和预期,从而改变企业自身行为。如制度背景中所述,繁简分流改革可以缩短简单案件的审理周期、加快案件处理速度,这在提高法律系统效率的同时,也在一定程度上减少了市场中的不确定性和机会主义风险(王钟阳和唐松, 2024)。当企业可以在一个高效的法律环境中运营时,它们能够更清楚地预见市场规则和潜在的法律风险,这种透明度和可预期性为企业提供了明确的市场信号。在此基础上,企业能够更准确地预测市场动向和政策变化,从而对未来的投资、研发和创新决策做出更加精准的判断。此外,司法效能提升也有利于营造公平的竞争环境,提高企业对司法公正性的信任,进一步增进企业对技术创新的商业收益预期,最终激励企业开展创新活动(Lai等, 2023)。基于上述分析,本文提出:

假说4:繁简分流改革可以通过市场预期效应来提高企业创新水平。

## 四、研究设计

### (一)计量模型设定

本文从司法效能提升视角考察繁简分流改革对企业创新的影响。繁简分流改革在15个省(区、市)的20个城市开展试点工作,不仅覆盖范围较广,而且涉及不同规模和不同发展水平的城市,由此形成了良好的准自然实验环境。对此,本文构造如下单时点双重差分模型:

$$Lnpat_{it} = \beta_0 + \beta_1 Reform_{ct} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \delta_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$



其中,解释变量 $Reform_{it}$ 表示繁简分流改革的政策虚拟变量;被解释变量 $Lnpat_{it}$ 表示企业创新水平; $Controls_{it}$ 表示系列控制变量; $\varepsilon$ 表示随机误差项; $\mu$ 表示企业固定效应; $\gamma$ 表示年份固定效应。为了进一步控制地区层面可能随时间变化的因素对结果的影响,本文在模型中加入省份 $\times$ 年份固定效应 $\delta$ 。 $\beta_1$ 反映了繁简分流改革对企业创新水平的平均处理效应,属于本文主要关注的参数,若其显著为正,则实证结果表明繁简分流改革有助于激励企业开展创新活动。特别地,考虑到繁简分流改革是城市层面的冲击,为避免同一城市内各企业创新水平存在潜在干扰,本文在回归中采用城市层面的聚类稳健标准误。

## (二)变量定义

### 1. 被解释变量:企业创新水平( $Lnpat$ )

本文被解释变量为企业创新水平,鉴于代表创新产出的专利更能体现企业的创新能力,且专利申请过程可能对企业产生影响,而专利授权较为滞后。因此,本文采用企业申请专利数量加1的自然对数来衡量企业创新水平( $Lnpat$ )。

### 2. 解释变量:繁简分流改革( $Reform$ )

本文将位于繁简分流改革试点地区的企业视为处理组( $Treat=1$ ),其余地区的企业为对照组( $Treat=0$ )。考虑到该试点工作于2020年1月便开始实施,因而本文认为试点工作的当年即可认为实施了繁简分流改革,并将2020年及之后年份的时间虚拟变量 $Time$ 设置为1,反之为0。繁简分流改革的政策虚拟变量 $Reform$ 为 $Treat$ 与 $Time$ 的交互项。

### 3. 机制变量

(1)成本节约效应机制变量。成本节约表现为精简企业运营过程中的管理性支出或压缩单位营业收入的成本支出。本文分别采用企业管理费用的自然对数( $Manage$ )、营业成本与营业总收入的比值( $Cost$ )来表征企业的运营成本。

(2)供应链依赖缓解效应机制变量。供应链依赖表现为企业大部分采购额和销售额集中在少数供应商或客户(Campello和Gao, 2017; Chen等, 2023; 谷城等, 2025b),因而本文从集中度视角来衡量供应链依赖程度。具体地,采用前五大供应商采购额占比来表征企业对上游供应商的依赖程度( $Supply\_up$ );采用前五大客户销售额占比来表征企业对下游客户的依赖程度( $Supply\_down$ );采用前五大供应商采购额占比和前五大客户销售额占比的均值来表征企业的供应链依赖程度( $Supply\_all$ )。

(3)市场预期效应机制变量。根据制度经济学理论,企业对市场预期的形成是一个复杂的认知过程,涉及不确定性评估与信任构建(刘洪愧, 2025)。对此,本文结合感知与行为两个维度来评估企业的市场预期,一是参考万海远等(2024)研究,从企业的预期感知对其进行刻画。一般来说,企业的不确定性感知程度较高时,其对市场的信心和预期也会呈现出相应的消极态度。因此,本文与聂辉华等(2020)研究相一致,通过文本分析法对企业年报进行文本挖掘,识别年报语句中与不确定性感知相关的词语或语句,将其作为企业不确定性感知的代理指标。主要包括不确定性总词数与文本总词数的比值( $Expect1$ )、不确定性总词数与文本总句数的比值( $Expect2$ )两个变量。二是从投资角度。理论上,企业固定资产投资严重依赖于对未来的预期,当企业预期不确定性风险上升时会倾向于减少固定资产投资,反之,当企业对未来发展具有一定的信心和预期时则会增加固定资产投资(刘贯春等, 2019)。对此,本文采用企业固定资产投资与总资产的比值作为市场预期的第二个代理指标( $Fixed$ )<sup>①</sup>。

### 4. 控制变量

参考已有研究的常见做法(吴超鹏和唐菂, 2016; 黎文靖等, 2021; 方先明和胡丁, 2023),本

<sup>①</sup>此处感谢审稿专家建议。



文选取以下控制变量：企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、无形资产占比(*Intangible*)、存货占比(*Inv*)、企业年龄(*FirmAge*)、董事会规模(*Board*)、股权集中度(*Top1*)、独立董事占比(*Indep*)。具体变量定义如表1所示。

表 1 变量定义

| 变量    | 变量名称   | 变量符号              | 计算方式            |
|-------|--------|-------------------|-----------------|
| 被解释变量 | 企业创新水平 | <i>Lnpat</i>      | 企业申请专利数量+1的自然对数 |
|       | 解释变量   | <i>Reform</i>     | 0—1虚拟变量         |
| 控制变量  | 企业规模   | <i>Size</i>       | 企业总资产的自然对数      |
|       | 资产负债率  | <i>Lev</i>        | 企业总负债与总资产的比值    |
|       | 无形资产占比 | <i>Intangible</i> | 无形资产占总资产的比值     |
|       | 存货占比   | <i>Inv</i>        | 存货与流动资产总额的比值    |
|       | 企业年龄   | <i>FirmAge</i>    | 企业成立年份+1的自然对数   |
|       | 董事会规模  | <i>Board</i>      | 董事会人数+1的自然对数    |
|       | 股权集中度  | <i>Top1</i>       | 第一大股东持股比例       |
|       | 独立董事占比 | <i>Indep</i>      | 独立董事人数与董事会人数的比值 |

### (三)样本选择与数据来源

考虑到2020年繁简分流改革试点工作正式实施,而立案登记制改革始于2015年,此后“人案矛盾”的体现较之前更为明显(王钟阳和唐松,2024)。因此,本文在结合数据可得性的前提下选择2015—2023年为样本期<sup>①</sup>,这一时间窗口既可以保障双重差分法估计的有效性,又可以缓解样本过宽所导致的其他政策干扰。本文使用的企业专利数据来自中国研究数据服务平台(CNRDS),其余企业数据主要来自国泰安数据库(CSMAR),地区数据来自《中国城市统计年鉴》和国家统计局。本文剔除样本区间存在ST或PT样本、金融类企业、房地产类企业、资不抵债企业后,最终得到28 558个企业—年份非平衡面板数据。特别地,为了避免异常数据影响结论,本文对主要变量进行上下1%缩尾处理。描述性统计见表2。

表 2 主要变量描述性统计

| 变量符号              | 样本量    | 平均值     | 标准差    | 最小值     | 中位数     | 最大值     |
|-------------------|--------|---------|--------|---------|---------|---------|
| <i>Lnpat</i>      | 28 558 | 2.9504  | 1.6614 | 0       | 3.0910  | 7.0510  |
| <i>Treat</i>      | 28 558 | 0.5003  | 0.5000 | 0       | 1       | 1       |
| <i>Time</i>       | 28 558 | 0.5582  | 0.4966 | 0       | 1       | 1       |
| <i>Reform</i>     | 28 558 | 0.2838  | 0.4509 | 0       | 0       | 1       |
| <i>Size</i>       | 28 558 | 22.2149 | 1.2602 | 20.0311 | 22.0121 | 26.2193 |
| <i>Lev</i>        | 28 558 | 0.3862  | 0.1888 | 0.0536  | 0.3775  | 0.8298  |
| <i>Intangible</i> | 28 558 | 0.0441  | 0.0471 | 0.0003  | 0.0323  | 0.3123  |
| <i>Inv</i>        | 28 558 | 0.1177  | 0.0899 | 0.0000  | 0.1019  | 0.4501  |
| <i>FirmAge</i>    | 28 558 | 2.9825  | 0.3011 | 2.0794  | 2.9957  | 3.6109  |
| <i>Board</i>      | 28 558 | 2.0983  | 0.1949 | 1.6094  | 2.1972  | 2.6391  |
| <i>Top1</i>       | 28 558 | 0.3333  | 0.1460 | 0.0834  | 0.3104  | 0.7366  |
| <i>Indep</i>      | 28 558 | 0.3785  | 0.0532 | 0.3333  | 0.3636  | 0.5714  |

## 五、实证结果与分析

### (一)基准回归结果分析

本文采用逐步回归的方式进行基准回归检验(见表3),第(1)列是最基础的回归结果,第(2)列在此基础上加入企业固定效应、年份固定效应、省份×年份固定效应,而第(3)列则是进一步加入一系列控制变量的回归结果。不难发现,*Reform*的估计系数均在1%水平上显著为正,

<sup>①</sup>本文也在后续的稳健性检验中尝试延伸样本期。

说明繁简分流改革可以提高企业专利申请数量,即提高企业创新水平。就经济意义而言,第(3)列中 $Reform$ 的估计系数为0.1286,表明繁简分流改革使企业专利申请数增加约13.72%( $e^{0.1286}-1$ )。综上,研究假说1得到经验证据支持。

## (二)事前趋势检验

本文采用事件研究法检验繁简分流改革试点工作之前,处理组与对照组企业创新水平的事前趋势。具体而言,本文以2015年为基准年份,生成各年份虚拟变量与处理组 $Treat$ 的交互项,并将其替换解释变量 $Reform$ 。图2展示了事前检验结果,可以发现:一是繁简分流改革试点工作之前,交互项的估计系数均不显著,说明试点地区和非试点地区的企业创新水平不存在显著差异,平行趋势假设成立;二是繁简分流改革试点工作实施当年,相对于非试点地区的企业,试点地区的企业创新水平显著增加,说明繁简分流改革对企业创新的影响具有即时性;三是随着繁简分流改革试点工作的持续推进,交互项的估计系数虽在个别年份回落,但整体仍显著增大,说明随着时间的延长,繁简分流改革的创新效应具有长效性。

## (三)稳健性检验

### 1. 安慰剂检验

本文结论的一个潜在威胁是企业创新水平的提升可能受其他因素干扰,而非繁简分流改革的作用。鉴于此,为了排除非观测因素对本文结论的影响,本文采用随机抽取处理组的方式进行安慰剂检验,并重复这一过程500次。图3绘制了所有估计系数、 $P$ 值的整体分布图,从中可以发现,大部分估计系数集中在0值附近,最大值未超过0.05,明显低于基准回归结果的0.1286,且 $P$ 值大多高于常规置信水平0.1。这一结果可以解释为其他未观测因素不会对估计结果产生影响,繁简分流改革提高企业创新水平的结论稳健。

表3 基准回归结果

| 变量        | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|           | $Lnpat$               | $Lnpat$               | $Lnpat$               |
| $Reform$  | 0.1371***<br>(0.0218) | 0.1259***<br>(0.0433) | 0.1286***<br>(0.0425) |
| 控制变量      | NO                    | NO                    | YES                   |
| 企业固定效应    | NO                    | YES                   | YES                   |
| 年份固定效应    | NO                    | YES                   | YES                   |
| 省份×年份固定效应 | NO                    | YES                   | YES                   |
| $N$       | 28 558                | 28 207 <sup>①</sup>   | 28 707                |
| $R^2$     | 0.0014                | 0.7967                | 0.8042                |

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内为聚类到城市的稳健标准误。下同。

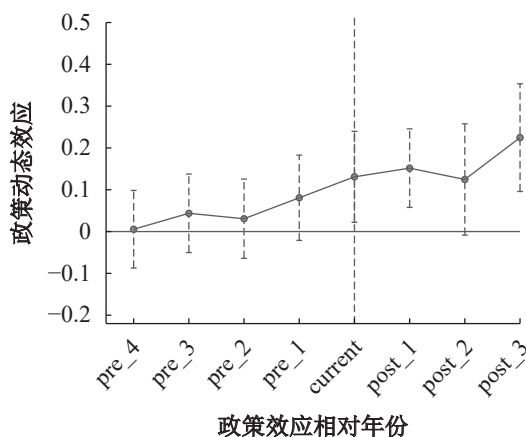


图2 事前趋势检验结果

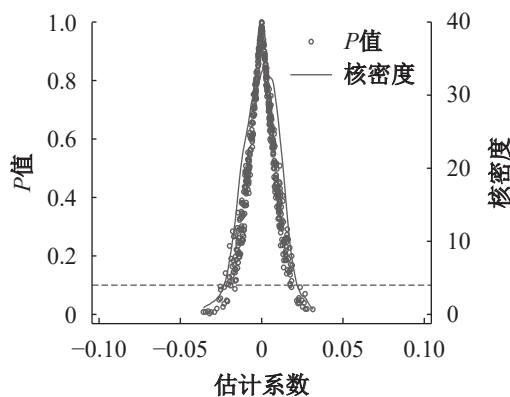


图3 安慰剂检验结果

①采用stata中的reghdfe命令,单一样本自动剔除,下同。

## 2. 替换企业创新度量方法

参考杨金玉等(2022)做法,采用企业专利授权数量加1的自然对数衡量创新水平( $Lnpat\_aut$ )。此外,无论是企业专利申请数量还是专利授权数量,两者均没有考虑不同种类专利对企业创新水平的贡献程度差异。有鉴于此,本文也参考权小锋等(2019)研究,分别对企业申请和授权的发明、实用新型和外观专利进行主观分配3:2:1的权重,并对其加1后取自然对数处理( $Lnpat\_pro$ 、 $Lnpat\_autp$ )。表4第(1)至(3)列汇报了替换企业创新度量方法的回归结果, $Reform$ 的估计系数均在1%水平上显著为正,说明本文研究结论稳健。

表4 稳健性检验结果

| 变量        | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|           | 替换企业创新度量方法            |                       |                       | 排除其他司法体制改革<br>的替代性解释  |                       | 考虑企业注册地<br>变迁         |
|           | $Lnpat\_aut$          | $Lnpat\_pro$          | $Lnpat\_autp$         | $Lnpat$               | $Lnpat$               | $Lnpat$               |
| $Reform$  | 0.1445***<br>(0.0401) | 0.1442***<br>(0.0492) | 0.1642***<br>(0.0456) | 0.1238***<br>(0.0465) | 0.1261***<br>(0.0462) | 0.1358***<br>(0.0387) |
| 控制变量      | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| 企业固定效应    | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| 年份固定效应    | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| 省份×年份固定效应 | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| $N$       | 28 207                | 28 207                | 28 207                | 28 207                | 28 207                | 27 548                |
| $R^2$     | 0.8175                | 0.7932                | 0.8074                | 0.8042                | 0.8042                | 0.8043                |

## 3. 排除其他司法体制改革的替代性解释

考虑到同一时期其他政策可能会对本文结果造成干扰,本文排除了以下司法体制改革政策。其一,破产法庭设立。破产法庭有助于提升破产司法案件审理效率,加快债权人在债务违约时获得清偿的速度,由此债权人会更加有信心和意愿为企业提供更多资金,从而为企业开展创新活动提供资金支持。其二,环保法庭设立。环保法庭带来的环境规制压力会倒逼企业开展绿色创新活动以抵消企业环境合规成本,从而提高企业创新中的“绿色”含量。紧接着,与解释变量构造方式相同,分别构造上述政策效应的虚拟变量,并依次纳入基准回归模型。表4第(4)、(5)列汇报了排除上述政策效应替代性解释的回归结果, $Reform$ 的估计系数在1%水平上显著为正,研究结论稳健<sup>①</sup>。

## 4. 考虑企业注册地变迁

繁简分流改革是在特定地区的试点工作,部分企业注册地发生迁移之后可能会导致这些企业在繁简分流改革试点工作实施前后改变处理组或对照组的组别,引致估计结果出现偏差。在本文的研究样本中有659个样本发生了注册地迁移。对此,本文剔除上述样本后重新回归。表4第(6)列显示, $Reform$ 的估计系数在1%水平上显著为正,研究结论不变。

## 5. 缓解样本选择偏误

本文采用了多种方式来克服样本选择偏误问题。其一,倾向得分匹配—双重差分法( $PSM-DID$ )。本文将控制变量作为协变量,采用1:3近邻匹配法,并参照基准回归模型进行回归。表5第(1)列结果显示,繁简分流改革仍然可以显著提高企业创新水平。其二,排除企业创新水平前5%样本。由于企业创新水平的提升可能并非繁简分流改革引起的,而是由于企业自身的创新水平较高。对此,本文剔除企业创新水平较高的前5%样本(1 424个),然后进行重新回归。第(2)列结果显示, $Reform$ 的估计系数在1%水平上显著为正,研究结果不变。其三,间接选取

<sup>①</sup>特别地,省份层面的巡回法庭设定也可能会对本文结果造成干扰,但本文已在模型中纳入省份×年份固定效应,故排除该政策效应的替代性解释。



“好的”控制组。为了使处理组与对照组在繁简分流改革冲击之外的其他特征尽可能相同,即间接为处理组选取“好的”对照组。本文参考陈诗一等(2021)的做法,尝试控制处理组和对照组特征变量随时间变动的趋势。具体包括:控制时间与控制变量交互项、控制时间三项式与控制变量交互项、控制前定变量与时间交互项。第(3)至(5)列结果显示,*Reform*的估计系数在1%水平上显著为正,研究结果不变。其四,熵平衡+*DID*。熵平衡能够为对照组的各类特征变量赋予合适的权重,同样有利于为处理组选取“好的”对照组。第(6)列结果显示,*Reform*的估计系数在5%水平上显著为正,研究结果不变。其五,反双曲正弦变换。本文采用企业专利申请数量加1的自然对数来衡量企业创新水平,由于专利申请数据存在较多0值,且分布右偏,本文参考王永钦和董雯(2023)研究,利用反双曲正弦变换处理数据偏斜的情况。第(7)列显示,繁简分流改革提高企业创新水平的结论稳健。

表 5 缓解样本选择偏误结果

| 变量                    | (1)<br><i>PSM-DID</i> | (2)<br>排除创新水平前5%样本    | (3)<br>控制时间与<br>控制变量交互项 | (4)<br>控制时间三<br>项式与控制<br>变量交互项 | (5)<br>控制前定变<br>量与时间交<br>互项 | (6)<br>熵平衡+ <i>DID</i> | (7)<br>反双曲正弦<br>变换   |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|--------------------------------|-----------------------------|------------------------|----------------------|
|                       | <i>Lnpat</i>          | <i>Lnpat</i>          | <i>Lnpat</i>            | <i>Lnpat</i>                   | <i>Lnpat</i>                | <i>Lnpat</i>           | <i>lnpat_ihs</i>     |
| <i>Reform</i>         | 0.1171***<br>(0.0492) | 0.1398***<br>(0.0433) | 0.1162***<br>(0.0405)   | 0.1180***<br>(0.0401)          | 0.1274***<br>(0.0423)       | 0.1110**<br>(0.0463)   | 0.0403**<br>(0.0186) |
| 控制变量                  | YES                   | YES                   | YES                     | YES                            | YES                         | YES                    | YES                  |
| 企业固定效应                | YES                   | YES                   | YES                     | YES                            | YES                         | YES                    | YES                  |
| 年份固定效应                | YES                   | YES                   | YES                     | YES                            | YES                         | YES                    | YES                  |
| 省份×年份<br>固定效应         | YES                   | YES                   | YES                     | YES                            | YES                         | YES                    | YES                  |
| <i>N</i>              | 25 246                | 26 736                | 28 207                  | 28 207                         | 28 207                      | 28 207                 | 28 207               |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8079                | 0.7649                | 0.8068                  | 0.8062                         | 0.8044                      | 0.8122                 | 0.7385               |

#### 6. 增加城市层面控制变量

由于繁简分流改革冲击处于城市层面,所以为进一步控制遗漏变量对本文估计结果的影响,本文在基准回归模型基础上加入如下城市层面的控制变量:政府调控、金融发展水平、社会消费水平、人力资本水平、产业结构高级化<sup>①</sup>。表6第(1)列显示,考虑城市层面控制变量之后,繁简分流改革提高企业创新水平的结论不变。

#### 7. 更换样本地区范围

本文剔除四大直辖市(北京、天津、上海、重庆),并进行重新回归。表6第(2)列显示,*Reform*的估计系数仍在1%水平上显著,结论不变。

#### 8. 延伸样本时间范围

基准回归中考虑到立案登记制改革始于2015年,此后“人案矛盾”较为突出(王钟阳和唐松,2024),因而本文将样本期起始年份设定为2015年。此部分,本文延伸样本时间范围,考察2010—2023年样本期内繁简分流改革对企业创新水平的影响。表6第(3)列显示,*Reform*的估计系数仍在1%水平上显著,繁简分流改革提高企业创新水平的结论不变。

#### 9. 调整固定效应类型

考虑到不同城市或不同行业的差异对研究结论的影响,本文在企业固定效应、年份固定效

①政府调控,采用地方政府财政支出与GDP的比值表征;金融发展水平,采用金融机构存贷款余额与GDP的比值表征;社会消费水平,采用社会消费品零售总额与GDP的比值表征;人力资本水平,采用ln(图书馆图书总藏量)表征;产业结构高级化,采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值表征。

应、省份×年份固定效应的基础上,分别将城市固定效应和行业固定效应纳入基准回归模型。  
表6第(4)、(5)列显示,*Reform*的估计系数均在1%水平上显著,研究结论不变。

#### 10. 调整聚类标准层次

本文分别将稳健标准误进行城市、年份双聚类,以及省份、年份双聚类。表6第(6)、(7)列显示,*Reform*的估计系数均在5%水平上显著,说明繁简分流改革提高企业创新水平的结论具有较强的稳健性。

表 6 其他稳健性检验结果

| 变量                    | (1)<br>增加城市层面控制变量<br><i>Lnpat</i> | (2)<br>更换样本地区范围<br><i>Lnpat</i> | (3)<br>延伸样本时间范围<br><i>Lnpat</i> | (4)<br>调整固定效应类型<br><i>Lnpat</i> | (5)<br><i>Lnpat</i>   | (6)<br>调整聚类标准层次<br><i>Lnpat</i> | (7)<br><i>Lnpat</i>  |
|-----------------------|-----------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------|---------------------------------|----------------------|
| <i>Reform</i>         | 0.0882*<br>(0.0486)               | 0.1304***<br>(0.0426)           | 0.1533***<br>(0.0476)           | 0.1202***<br>(0.0435)           | 0.1332***<br>(0.0423) | 0.1286**<br>(0.0454)            | 0.1286**<br>(0.0422) |
| 控制变量                  | YES                               | YES                             | YES                             | YES                             | YES                   | YES                             | YES                  |
| 企业固定效应                | YES                               | YES                             | YES                             | YES                             | YES                   | YES                             | YES                  |
| 年份固定效应                | YES                               | YES                             | YES                             | YES                             | YES                   | YES                             | YES                  |
| 省份×年份固定效应             | YES                               | YES                             | YES                             | YES                             | YES                   | YES                             | YES                  |
| <i>N</i>              | 21 112                            | 22 561                          | 36 017                          | 28 207                          | 28 205                | 28 207                          | 28 207               |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8328                            | 0.7952                          | 0.7787                          | 0.8059                          | 0.8051                | 0.8042                          | 0.8042               |

#### (四)机制检验

根据前文理论分析,本文从成本节约效应、供应链依赖缓解效应和市场预期效应三个渠道进行机制检验,以期对繁简分流改革影响企业创新水平的逻辑提供证据支撑。

##### 1. 成本节约效应机制检验

根据前文理论分析,企业在参与司法活动过程中不仅会产生诉讼费用、律师代理费等显性交易成本,还会产生信息搜寻、谈判沟通、依法执行等潜在隐性成本。而在当前我国“案多人少”结构性矛盾下,维权周期延长会增加企业的成本支出。繁简分流改革可以有效缩短审理周期,减少企业高昂的法律费用,从而使企业有更多的资金和资源投入到研发活动中。因此,繁简分流改革发挥成本节约效应的主要作用是降低企业的运营成本,从而增加企业可支配的内部流动性。本文从精简企业管理性支出、压缩单位营业收入的成本支出两个方面来表征企业的运营成本。表7第(1)、(2)列汇报了成本节约效应机制的检验结果,可以发现,*Reform*的估计系数至少在10%水平上显著为负,说明繁简分流改革可以显著降低企业管理费用、营业成本与营业总收入的比值。进一步地,根据创新理论和实践,企业倾向使用以内部累积资金为基础的内源资金来开展创新活动(Brown和Petersen, 2011)。这意味着繁简分流改革可以通过成本节约效应来提高企业创新水平,结果与成本节约渠道的理论预期一致,假说2得到经验证据支持。

表 7 机制检验结果

| 变量                    | (1)<br><i>Manage</i>   | (2)<br><i>Cost</i>   | (3)<br><i>Supply_all</i> | (4)<br><i>Supply_up</i> | (5)<br><i>Supply_down</i> | (6)<br><i>Expect1</i> | (7)<br><i>Expect2</i> | (8)<br><i>Fixed</i>  |
|-----------------------|------------------------|----------------------|--------------------------|-------------------------|---------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>Reform</i>         | -0.0436***<br>(0.0130) | -0.0057*<br>(0.0035) | -0.7877**<br>(0.3359)    | -0.6318<br>(0.4288)     | -0.9437**<br>(0.4549)     | -0.0001*<br>(0.0000)  | -0.0041**<br>(0.0020) | 0.0045**<br>(0.0022) |
| 控制变量                  | YES                    | YES                  | YES                      | YES                     | YES                       | YES                   | YES                   | YES                  |
| 企业固定效应                | YES                    | YES                  | YES                      | YES                     | YES                       | YES                   | YES                   | YES                  |
| 年份固定效应                | YES                    | YES                  | YES                      | YES                     | YES                       | YES                   | YES                   | YES                  |
| 省份×年份固定效应             | YES                    | YES                  | YES                      | YES                     | YES                       | YES                   | YES                   | YES                  |
| <i>N</i>              | 27 498                 | 27 114               | 27 198                   | 27 198                  | 27 198                    | 28 006                | 28 006                | 28 207               |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.9674                 | 0.9021               | 0.8642                   | 0.8168                  | 0.8846                    | 0.5365                | 0.5286                | 0.9614               |

## 2. 供应链依赖缓解效应机制检验

根据前文理论分析,企业与供应链合作伙伴之间存在隐性的关系治理成本(王钟阳和唐松,2024),因而为了减少市场化合约下企业纠纷产生的交易成本,企业可能采用重复交易的关系型合约来进行供应链管理,并形成供应链依赖(谷城等,2025b)。繁简分流改革有助于利用司法效能提升快速解决企业与合作伙伴的争议,减少合作不确定性,由此推动企业由关系型合约转向市场化合约,即提升企业与多方供应链合作伙伴建立商业联系的信心和意愿,从而缓解供应链依赖。基于此,本文从集中度视角来衡量企业的供应链依赖程度,具体采用企业的供应链集中度、上游供应商集中度、下游客户集中度三个方面来代理相应的依赖程度。表7第(3)—(5)列汇报了供应链依赖缓解效应机制的检验结果,可以发现,第(3)列中,*Reform*的估计系数在5%水平上显著为负,说明繁简分流改革可以缓解企业的供应链依赖;第(4)、(5)列显示,繁简分流改革仅对缓解企业的下游客户依赖有显著影响,而对缓解上游供应商依赖没有作用,这意味着繁简分流改革主要是通过缓解下游客户依赖来发挥供应链依赖缓解效应。进一步地,已有研究发现,缓解供应链依赖意味着企业与更多的供应商或客户建立联系,企业不仅可以获取更多的外部异质性、多元化的新知识(陈林等,2024),还能够接触到更为广泛的市场需求反馈,继而提高企业创新水平(邬爱其等,2025)。综上,繁简分流改革可以通过供应链依赖缓解效应来提高企业创新水平,形成了“繁简分流改革→(扩大)资源获取渠道→(提高)企业创新水平”的正向路径,假说3得到经验证据支持。

## 3. 市场预期效应机制检验

根据前文理论分析,企业实施创新活动通常依赖于企业对市场的信心和预期。繁简分流改革可以为企业营造高效的法律环境,提高企业对司法公正性的信任,在减少市场中的不确定性和机会主义风险的同时,也将增强企业对市场的信心和预期。为了检验繁简分流改革能否发挥市场预期效应,本文参考已有研究做法,从感知与行为两个维度来评估企业的市场预期,具体采用企业不确定性感知和固定资产投资占比两个方面来代理企业的市场预期(刘贯春等,2019;万海远等,2024)。表7第(6)、(7)列结果显示,*Reform*的估计系数至少在10%水平上显著为负,说明繁简分流改革可以降低企业对市场的不确定性感知程度,即提高企业的市场预期;列(8)结果显示,繁简分流改革可以提高固定资产投资占比,这意味着企业对未来价值的评估高于当期实物资产成本,即对市场具有良好的预期。进一步地,乐观的市场预期可以显著提升创新的预期收益率,有助于刺激企业的研发投入意愿。综合上述结果,繁简分流改革可以通过市场预期效应来提高企业创新水平,形成了“繁简分流改革→(降低)市场不确定性→(提高)企业创新水平”的正向路径,假说4得到经验证据支持。

## 六、进一步分析

### (一)异质性分析

前文的研究得到了有关繁简分流改革提高企业创新水平的主要结论。为了深入探究繁简分流改革对企业创新活动影响,此部分进行异质性分析。

#### 1. 研发能力:企业数据资产化水平异质性

数据资产是企业数字化转型过程中形成的关键生产要素和战略资产,其不仅影响企业经营决策和战略导向,还能推动数据与生产过程相结合,实现数据资产化(何瑛等,2024)。理论上,数据资产化水平高的企业其创新活动根植于数据驱动,这类企业已经建立了成熟的数据采集、治理和分析体系,并将数据视为核心生产要素,其产出多为专利、软件著作权、算法模型或独特数据集等高度依赖知识产权保护的无形资产。数据价值具有极强的时效性,如用户画像或



市场热点数据可能在数月内失效,一旦发生纠纷,必须在数据价值衰减前解决才能获得有效救济。因此,数据资产本身的特性与繁简分流改革形成了独特的“共振效应”,繁简分流改革通过大幅缩短纠纷处理周期,数据价值时效性所提出的快速救济需求。相比之下,数据资产化水平较低的企业,其创新活动更多依赖于传统的资本投入、设备升级或人力扩张,与数据权属、算法侵权等问题的关联度较低。尽管繁简分流改革也能为其带来诉讼便利和成本降低,但这种司法效率改善对其创新活动的边际影响可能较弱。对此,本文与何瑛等(2024)研究相一致,利用文本分析的方法测算企业数据资产化水平,并根据该指数的中位数划分数据资产化水平高、低两组,最后进行分组回归。表8第(1)、(2)列汇报了上述回归结果,在数据资产化水平高的一组中,繁简分流改革对企业创新水平的促进效应更明显,且通过组间差异检验,结果与预期相符。

表 8 异质性分析结果

| 变量                    | (1)<br>企业数据资产化水平<br>较低 | (2)<br>企业数据资产化水平<br>较高 | (3)<br>企业商业信用水平<br>较低 | (4)<br>企业商业信用水平<br>较高 | (5)<br>行业市场竞争程度<br>较低 | (6)<br>行业市场竞争程度<br>较高 |
|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>Reform</i>         | 0.1215*<br>(0.0658)    | 0.1460**<br>(0.0645)   | 0.1395**<br>(0.0669)  | 0.1228**<br>(0.0564)  | 0.0948<br>(0.0637)    | 0.2047***<br>(0.0623) |
| 控制变量                  | YES                    | YES                    | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| 企业固定效应                | YES                    | YES                    | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| 年份固定效应                | YES                    | YES                    | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| 省份×年份固定效应             | YES                    | YES                    | YES                   | YES                   | YES                   | YES                   |
| 组间差异检验P值              | 0.007***               |                        | 0.032**               |                       | 0.074*                |                       |
| <i>N</i>              | 13 539                 | 13 814                 | 13 778                | 13 774                | 13 785                | 13 789                |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8098                 | 0.8290                 | 0.7803                | 0.8388                | 0.8256                | 0.8240                |

注:组间差异检验P值为费舍尔组合检验,Bootstrap模拟次数为1 000次。

## 2. 信用改善:企业商业信用异质性

繁简分流改革对企业创新的影响可能因其商业信用水平的差异而存在异质性。商业信用水平较低的企业,通常面临融资渠道狭窄、经营现金流紧张的困境,而冗长的传统诉讼程序会进一步加剧资金链压力,进而迫使企业搁置或大幅削减研发投入。繁简分流改革有利于简化小额诉讼程序,缩短常见纠纷的解决周期,从而产生“雪中送炭”的强效激励。更重要的是,低信用企业常因历史纠纷或规模限制难以获得合作伙伴和金融机构的信任,而繁简分流改革实现的司法效能提升可以快速解决企业纠纷,并为低信用企业的履行合约能力、权利正当性和法律保障力提供重建市场声誉的跳板。相应的,商业信用水平较高的企业通常具备稳定的供应链关系和市场声誉,因而繁简分流改革对其创新水平提升的激励作用相对受限。对此,本文采用(应付账款+应付票据)/总资产来衡量企业的商业信用水平,并根据该指数的中位数划分商业信用水平高、低两组,最后进行分组回归。表8第(3)(4)列汇报了上述回归结果,无论是商业信用水平较高还是较低的一组,繁简分流改革均能显著发挥创新效应,但在商业信用水平较低的一组中,繁简分流改革对企业创新水平的促进效应更明显,且通过组间差异检验,结果与预期相符。

## 3. 创新动机:市场竞争程度异质性

理论上,如果某一行业的整体规模偏向于头部企业,即行业的集中度较高,那么该行业潜在的市场垄断则会削弱其他企业开展创新活动的动机(孙浦阳等,2025),此时繁简分流改革的创新效应也会有所削弱。具体来说,在市场竞争程度较大行业中,企业面临更大的生存压力,而创新是维持竞争优势的核心手段。繁简分流改革推动的司法效率提升有助于强化企业通过创新“突围”的动机。与之对应的,对于市场竞争程度较小的行业,在市场需求较为稳定的影响下,企业的创新动力可能相对较弱,引致繁简分流改革对企业创新影响的边际作用较小。鉴于此,

本文采用企业所在行业的赫芬达尔指数来衡量行业市场竞争程度,以此划分企业所在行业的市场竞争程度高、低两组,并进行分组回归。表8第(5)(6)列汇报了上述回归结果,在行业市场竞争程度较高的一组中,繁简分流改革对企业创新水平的促进效应更明显,且通过组间差异检验,结果与预期相符。

(二)基于创新特征的再检验

前文已经从理论和实证两个层面考察了繁简分流改革对企业创新的影响、作用机制和异质性表现。但繁简分流改革对企业不同创新类型的影响,以及能否提高企业创新效率?这些影响还不得而知,接下来本文对此加以讨论。

首先,从企业创新类型来看。根据专利对企业技术水平和市场份额的影响,企业创新类型可划分为突破式创新和渐进式创新两种(黄先海等,2024;黎文靖和郑曼妮,2016)。其中,突破式创新属于颠覆性技术或模式变革范畴,通常涉及较为复杂的技术解决方案,能够为企业带来较大的市场竞争力;而渐进式创新则是逐步改进和优化现有产品、服务或技术,其技术含量相对较低。本文认为,繁简分流改革对企业突破式创新的影响更为强烈。具体而言,突破式创新往往带来新的技术和商业模式,这一过程伴随着较高的技术风险、市场不确定性和法律争议,而繁简分流改革则恰好可以满足企业在知识产权、专利等方面获得快速而有效的保护,提升其创新信心。作为对比,渐进式创新一般关注较为成熟的技术和市场,其创新过程相对低风险、稳定,且往往能够在现有法律框架下较为顺利地进行。为了检验上述推断,本文参考已有研究(黎文靖和郑曼妮,2016),采用企业发明专利申请数量来表征突破式创新(*Lnpat\_break*),采用实用新型和外观专利申请数量之和来表征渐进式创新(*Lnpat\_incre*),上述专利数据均对其加1后取自然对数处理。表9第(1)(2)列汇报了基于企业创新类型的回归结果,可以发现,繁简分流改革可以显著提高企业突破式创新和渐进式创新水平,且对突破式创新影响的估计系数和显著性水平更高,这意味着繁简分流改革可以提高企业创新水平,且主要影响企业的突破式创新。

表9 基于创新特征的再检验结果

| 变量                    | (1)                   | (2)                 | (3)                  | (4)                 |
|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|                       | 创新类型                  |                     | 创新效率                 |                     |
|                       | <i>Lnpat_break</i>    | <i>Lnpat_incre</i>  | <i>Inno_Eff1</i>     | <i>Inno_Eff2</i>    |
| <i>Reform</i>         | 0.1625***<br>(0.0481) | 0.0761*<br>(0.0417) | 0.0050**<br>(0.0025) | 0.0055*<br>(0.0029) |
| 控制变量                  | YES                   | YES                 | YES                  | YES                 |
| 企业固定效应                | YES                   | YES                 | YES                  | YES                 |
| 年份固定效应                | YES                   | YES                 | YES                  | YES                 |
| 省份×年份固定效应             | YES                   | YES                 | YES                  | YES                 |
| <i>N</i>              | 28 207                | 28 207              | 26 459               | 26 459              |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8002                | 0.7971              | 0.7477               | 0.7208              |

其次,从企业创新效率来看。创新效率是企业利用有限资源达到创新目标的能力。理论分析部分指出,繁简分流改革可以简化诉讼程序,降低企业因维权诉讼而投入的时间和资金,确保其创新成果不受侵害。更为重要的是,诉讼周期的缩减意味着专利确权、侵权纠纷等法律程序对研发进程的阻滞作用减弱。在此基础上,企业得以提前启动技术转化,抓住市场窗口期。尤其在技术迭代迅速的领域,纠纷解决效率提升直接转化为创新节奏的加速,从而提高企业创新效率。为了检验上述推断,本文将企业专利申请数量与研发投入加1的比值作为企业创新效率的一个表征指标(*Inno\_Eff1*)。然后参考权小锋等(2019)研究,对企业申请的发明、实用新型和外观专利进行主观分配3:2:1的权重,由此测算企业专利申请数量,并将其与研发投入加1的

比值作为企业创新效率的第二个代理指标(*Inno\_Eff2*)。表9第(3)(4)列汇报了基于企业创新效率的回归结果, *Reform*的估计系数至少在10%水平上显著为正,这意味着繁简分流改革不仅可以提高企业创新水平,还有利于增强企业创新成功的概率,即提高企业创新效率。

### 七、结论与政策启示

繁简分流改革是推进全面依法治国、促进国家治理体系和治理能力现代化的重要举措,对于提升司法质量、效率和公信力具有重要意义。本文以民事诉讼程序繁简分流改革试点工作为准自然实验,考察繁简分流改革对企业创新的影响。研究发现:繁简分流改革使企业专利申请数增加约13.72%,说明繁简分流改革可以提高企业创新水平,这一结果经过系列稳健性检验后仍然成立。在理论分析基础上,本文通过机制检验发现,繁简分流改革主要通过成本节约效应、供应链依赖缓解效应、市场预期效应三个渠道来提高企业创新水平。另外,本文还从研发能力、信用改善、创新动机维度进行了异质性分析,发现对于数据资产化水平较高、商业信用水平较低、位于市场竞争程度较高行业的企业,繁简分流改革的创新效应更强烈。进一步分析中,本文发现,繁简分流改革有利于提高企业的突破式创新能力和创新效率。

本文的研究结论为繁简分流改革的后续工作以及相关领域提供了实质性的帮助和启示。首先,对于政府而言,繁简分流改革显著提高了企业创新水平,因而政策制定者应以司法效能提升为抓手,继续加强繁简分流改革试点工作的推广和完善。建议持续完善案件分类、程序转换和司法资源配置机制,各地司法机关通过试点积累经验,推动制度创新,以全面提升司法效能,减少烦琐诉讼程序对企业的负担。同时,繁简分流改革对民事诉讼案件可以进行更加精细化的分类和审理安排,对于涉及企业创新、技术研发等经济活动的案件,可以优先处理,并简化相关流程。此外,为确保繁简分流改革能够持续产生积极效果,应建立系统的改革效果评估机制,定期对改革措施进行评估,及时发现问题并进行调整,保障繁简分流改革试点工作能够随着社会经济发展和司法环境变化不断优化,提升司法效能。其次,对于企业来说,繁简分流改革激励企业创新水平提升的关键是增强创新成果保护力度和压缩司法成本。那么,为最大化利用司法改革红利,企业可主动适配司法规则,系统梳理自身高频法律纠纷类型,并将符合条件的案件导入简易程序或小额诉讼程序。同时,企业还应致力于构建司法成本转研发投入制度,确保将释放资金转化为研发投入。不仅如此,企业还应借助司法效能提升的契机进行信用修复,以司法胜诉作为背书的融资工具,将其同步推送至金融机构、招投标平台及供应链系统,这将有助于企业更有效地获取外部融资。

### 主要参考文献

[1]陈林,陈臻,张玺文,等. 产业链融入与企业创新——基于微观企业数据的产业链测度新方法[J]. 经济研究, 2024, 59(10): 56-74.

[2]陈诗一,张建鹏,刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J]. 金融研究, 2021, (9): 51-71.

[3]方先明,胡丁. 企业ESG表现与创新——来自A股上市公司的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 91-106.

[4]谷城,张树山,袁天荣,等. 高铁开通对制造业企业高质量发展的影响研究[J]. 管理学报, 2025a, 22(12): 2201-2209.

[5]谷城,张树山,张佩雯,等. 数据赋能:数据要素市场化配置与企业韧性塑造[J]. 中国软科学, 2025b, (12): 166-176.

[6]何瑛,陈丽丽,杜亚光. 数据资产化能否缓解“专精特新”中小企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2024, (8): 154-173.

[7]胡诗阳,尹亮,祝继高. 破产法庭设立、债权人保护与地方性商业银行风险[J]. 经济研究, 2023, 58(12): 95-112.

[8]胡增玺,马述忠. 市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法[J]. 经济研究, 2023, 58(6): 155-172.

- [9]黄俊, 陈信元, 赵宇, 等. 司法改善与企业投资——基于我国巡回法庭设立的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(5): 1521-1544.
- [10]黄先海, 孙涌铭, 陈梦涛. 企业数字化转型与颠覆性技术创新——来自专利网络与SBERT模型的微观证据[J]. 中国工业经济, 2024, (10): 137-154.
- [11]黎文靖, 彭远怀, 谭有超. 知识产权司法保护与企业创新——兼论中国企业创新结构的变迁[J]. 经济研究, 2021, 56(5): 144-161.
- [12]黎文靖, 郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [13]刘贯春, 段玉柱, 刘媛媛. 经济政策不确定性、资产可逆性与固定资产投资[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 53-70.
- [14]刘洪愧. 资本市场开放与企业预期改善[J]. 财贸经济, 2025, 46(2): 34-51.
- [15]聂辉华, 阮睿, 沈吉. 企业不确定性感知、投资决策和金融资产配置[J]. 世界经济, 2020, 43(6): 77-98.
- [16]权小锋, 酷卫华, 尹洪英. 高管从军经历、管理风格与公司创新[J]. 南开管理评论, 2019, 22(6): 140-151.
- [17]任曙明, 王梦娜. 科技金融政策能提升科技企业研发投入吗?——来自试点政策的经验证据[J]. 科学学研究, 2024, 42(5): 977-990, 1052.
- [18]孙浦阳, 栾泽华, 于春海. 知识产权维权保护、创新风险和企业研发外包——基于“专利保险试点”政策的微观检验[J]. 管理世界, 2025, 41(2): 142-160, 10.
- [19]万海远, 张尉, 陈基平, 等. 税收政策支持与企业预期转变[J]. 经济研究, 2024, 59(4): 24-42.
- [20]王永贵, 李霞. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, 2023, (2): 131-149.
- [21]王永钦, 董雯. 中国劳动力市场结构变迁——基于任务偏向型技术进步的视角[J]. 中国社会科学, 2023, (11): 45-64, 205.
- [22]王钟阳, 唐松. 司法程序效能提升与供应链配置: “繁简分流”改革的证据[J]. 世界经济, 2024, 47(9): 122-151.
- [23]魏建, 薛启航, 王慧敏, 等. 银行监管处罚如何影响企业创新[J]. 中国工业经济, 2024, (7): 105-123.
- [24]邹爱其, 赵晶, 吴波, 等. 供应链集中与“专精特新”企业创新质量[J]. 经济管理, 2025, 47(4): 5-22.
- [25]吴超鹏, 唐菂. 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.
- [26]徐悦, 张亚楠, 卢锐, 等. 环境法治与上市公司权益资本成本——基于环保法庭设立的准自然实验[J]. 会计研究, 2024, (1): 4-20.
- [27]杨金玉, 彭秋萍, 葛震霆. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, 2022, (8): 156-174.
- [28]袁淳, 耿春晓, 从鹄匀, 等. 地区司法水平与产业结构升级——来自巡回法庭设立的证据[J]. 经济研究, 2023, 58(9): 171-189.
- [29]曾国安, 苏诗琴, 彭爽. 企业杠杆行为与技术创新[J]. 中国工业经济, 2023, (8): 155-173.
- [30]张杰, 郑文平, 翟福昕. 竞争如何影响创新: 中国情景的新检验[J]. 中国工业经济, 2014, (11): 56-68.
- [31]甄红线, 王玺, 方红星. 知识产权行政保护与企业数字化转型[J]. 经济研究, 2023, 58(11): 62-79.
- [32]Andersson U, Björkman I, Forsgren M. Managing subsidiary knowledge creation: The effect of control mechanisms on subsidiary local embeddedness[J]. International Business Review, 2005, 14(5): 521-538.
- [33]Beladi H, Hou Q S, Hu M. The party school education and corporate innovation: Evidence from soes in China[J]. Journal of Corporate Finance, 2022, 72: 102143.
- [34]Brown J R, Petersen B C. Cash holdings and R&D smoothing[J]. Journal of Corporate Finance, 2011, 17(3): 694-709.
- [35]Campello M, Gao J. Customer concentration and loan contract terms[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 123(1): 108-136.
- [36]Chen M, Tang X L, Liu H F, et al. The impact of supply chain concentration on integration and business performance[J]. International Journal of Production Economics, 2023, 257: 108781.
- [37]De Bettignies J E, Liu H F, Robinson D T, et al. Competition and innovation in markets for technology[J]. Management Science, 2023, 69(8): 4753-4773.
- [38]Hu G Q, Wang X Q, Wang Y. Can the green credit policy stimulate green innovation in heavily polluting enterprises?



- Evidence from a quasi-natural experiment in china[J]. *Energy Economics*, 2021, 98: 105134.
- [39]Huang X Q, Liu W, Zhang Z, et al. Intensive judicial oversight and corporate green innovations: Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *China Economic Review*, 2022, 74: 101799.
- [40]Kamien M I, Schwartz N L. Self-financing of an R & D project[J]. *The American Economic Review*, 1978, 68(3): 252-261.
- [41]Kianto A, Sáenz J, Aramburu N. Knowledge-based human resource management practices, intellectual capital and innovation[J]. *Journal of Business Research*, 2017, 81: 11-20.
- [42]Lai S J, Yang L F, Wang Q, et al. Judicial independence and corporate innovation: Evidence from the establishment of circuit courts[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2023, 80: 102424.
- [43]Li W, Peng Q. Digital courts and corporate investment in sustainability: Evidence from china[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2023, 88: 102682.
- [44]Lin C L, Zhan S Y. Does the establishment of bankruptcy courts affect the risk of corporate collapse?[J]. *International Review of Financial Analysis*, 2024, 96: 103792.
- [45]Liu B, Li Y F, Liu J P, et al. Does urban innovation policy accelerate the digital transformation of enterprises? Evidence based on the innovative city pilot policy[J]. *China Economic Review*, 2024, 85: 102167.
- [46]Martins H C. The Brazilian bankruptcy law reform, corporate ownership concentration, and risk-taking[J]. *Managerial and Decision Economics*, 2020, 41(4): 562-573.
- [47]Mehlig Sweet C, Eterovic Maggio D S. Do stronger intellectual property rights increase innovation?[J]. *World Development*, 2015, 66: 665-677.
- [48]Peng Y Z, Tao C Q. Can digital transformation promote enterprise performance?-From the perspective of public policy and innovation[J]. *Journal of Innovation & Knowledge*, 2022, 7(3): 100198.
- [49]Porter M E. Capital disadvantage: America's failing capital investment system[J]. *Harvard Business Review*, 1992, 70(5): 65-82.
- [50]Shao S, Hu Z G, Cao J H, et al. Environmental regulation and enterprise innovation: A review[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(3): 1465-1478.
- [51]Shao Y M, Xu K L, Shan Y G. Leveraging corporate digitalization for green technology innovation: The mediating role of resource endowments[J]. *Technovation*, 2024, 133: 102999.
- [52]Subramaniam M, Youndt M A. The influence of intellectual capital on the types of innovative capabilities[J]. *Academy of Management Journal*, 2005, 48(3): 450-463.
- [53]Valeev D, Makolkin N. Digitization of civil legal proceedings in the russian federation[J]. *Russian Law Journal*, 2021, 9(4): 158-175.
- [54]Wang C F, Hu Q Y. Knowledge sharing in supply chain networks: Effects of collaborative innovation activities and capability on innovation performance[J]. *Technovation*, 2020, 94-95: 102010.
- [55]Wang S H, Zhang X. Environmental courts, financing constraints, and corporate green innovation[J]. *Finance Research Letters*, 2025, 75: 106737.
- [56]Xue Y F, He S. Judicial reforms and corporate governance: The contribution of circuit courts to esg performance improvement[J]. *Finance Research Letters*, 2024, 66: 105683.
- [57]Yang H C, Li L S, Liu Y B. The effect of manufacturing intelligence on green innovation performance in china[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 178: 121569.
- [58]Yang S B, Jahanger A, Hossain M R. How effective has the low-carbon city pilot policy been as an environmental intervention in curbing pollution? Evidence from chinese industrial enterprises[J]. *Energy Economics*, 2023, 118: 106523.
- [59]Zhang Y, Wu K. Bankruptcy court establishment and corporate risk-taking[J]. *Finance Research Letters*, 2023, 58: 104490.
- [60]Zhao C F, Chen J. Can digital transformation overcome the enterprise innovation dilemma: Effect, mechanism and effective boundary[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2023, 190: 122378.

# Judicial Effectiveness Enhancement and Corporate Innovation: Evidence from the Reform of the Division between Complex and Simple Cases

Gu Cheng<sup>1</sup>, Zhang Shushan<sup>1</sup>, Zhang Peiwen<sup>2</sup>, Yuan Tianrong<sup>2, 3</sup>

(1. *School of Economics and Management, Northeast Normal University, Changchun 130117, China*;  
2. *School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China*; 3. *School of Accounting, Wuhan College, Wuhan 430212, China*)

**Abstract:** The reform of the division between complex and simple cases is a key measure for advancing the rule of law and promoting the modernization of the national governance system and governance capacity. This paper uses the pilot reform of the division between complex and simple cases as a natural experiment to examine the impact of the reform on corporate innovation and its underlying mechanisms. The results show that, compared with firms in non-pilot regions, firms in pilot regions experience an approximately 13.72% increase in patent applications following the reform. Mechanism testing reveals that this effect is primarily achieved through the effects of cost saving, supply chain dependency relief, and market expectation. Heterogeneity analysis shows that the effect of the reform on corporate innovation is stronger for firms with a higher level of data assetization, those with a lower level of trade credit, and those operating in industries with more intense market competition. Further analysis shows that the reform enhances the breakthrough innovation capability and efficiency of firms. This paper extends the research on the economic consequences of the reform and provides intellectual support and policy insights for promoting innovation-driven development strategies from the perspective of enhancing judicial efficiency.

**Key words:** judicial effectiveness enhancement; reform of the division between complex and simple cases; corporate innovation; supply chain dependence; innovation efficiency

(责任编辑: 王雅丽)