

资本跨区流动与企业全要素生产率提升 ——兼议全国统一大市场建设

彭 婕, 豆建民

(上海财经大学 公共管理学院, 上海 200433)

摘要:促进资本跨区流动是夯实高质量发展基础和建设全国统一大市场的有效路径。文章采用 2013—2023 年中国上市公司及其异地子公司分布数据,实证检验了资本跨区流动对企业全要素生产率的影响及作用路径,并从全国统一大市场视角探讨资本流动的空间尺度与区域一体化的赋能效应。研究发现:资本跨区流动显著提升了企业全要素生产率,并且该效应在较大规模企业、较强风险承担企业以及非高科技行业中更为显著。从要素配置和经营管理视角看,资本跨区流动主要通过优化资本与劳动力配置,拓展知识宽度并突破技术创新边界以及改善经营能力与治理环境有效提升企业全要素生产率。进一步分析显示,资本跨省和跨城市群流动更容易提升企业全要素生产率,并且区域市场一体化与新型基础设施一体化均发挥了强化效果。文章研究揭示了资本跨区流动的微观价值,从要素空间配置视角拓展了全要素生产率的影响因素研究,为推进全国统一大市场与高质量发展提供了政策启示。

关键词:资本跨区流动;全要素生产率;技术创新边界;全国统一大市场

中图分类号:F272 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2025)12-0092-14

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.20251020.401

一、引言

提升全要素生产率是中国突破传统增长瓶颈,增强产业核心竞争力并实现经济高质量发展的关键动力。2024 年政府工作报告强调,要“加快推进新型工业化,提高全要素生产率”。作为构建现代化经济体系的核心要素,全要素生产率对于“效率驱动型”增长和高质量发展至关重要。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》强调,不仅要“健全相关规则和政策,加快形成同新质生产力更相适应的生产关系”,而且应“促进各类先进生产要素向发展新质生产力集聚”。那么,如何在资源有限约束下引导微观主体优化要素配置并提高生产效率是值得思考的问题。在单一区域经营的情况下,企业往往面临本地资源禀赋限制、金融资源配置扭曲、融资渠道单一化等典型问题,从而普遍面临投资回报率下降、抗风险能力弱化、创新能力受制等经营问题(胡芊芊等,2022;戴一鑫和王译潇,2023),这不利于全要素生产率的帕累托改进。为了分散经营风险并寻求新的经济增长点,企业有动力向外拓宽经营边界,例如进行更高效率的资本跨区域配置。

收稿日期:2025-04-17

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71974120);上海市哲学社会科学规划项目(2024BJL001)

作者简介:彭 婕(1997—),女,江苏南通人,上海财经大学公共管理学院博士研究生;

豆建民(1966—)(通讯作者),男,河南安阳人,上海财经大学公共管理学院教授,博士生导师。

依托股权设立异地子公司是国内企业实现资本跨区布局的普遍路径,也是资本跨区流动在微观层面的重要表现。这种资本异地流动策略能够帮助企业获得市场准入资格,降低地区间市场分割的不利影响,通过较低成本获取资源或接近市场来扩大销售,最终改善营业利润(朱凯等,2019)。近年来,全国统一大市场建设正逐步解决制约经济循环的关键问题。制度激励(白俊等,2024)、交通网络(王媛和唐为,2023)和数字经济(刘秉镰等,2025)等有利于加速推进企业资本的空间再配置进程。因此,资本跨区流动已成为我国经济高质量发展的必然趋势。当前国内学者大多探讨资本跨区流动的影响因素,却忽视了其经济后果研究具有同等重要的地位,这是我国推进全国统一大市场建设的根本动力。尽管部分文献开始聚焦资本异地布局对企业财务管理、技术创新等的微观影响(李彬等,2022;戴一鑫和王译潇,2023),但尚未形成基于全要素生产率视角的系统理论框架。提升全要素生产率是中国突破传统要素投入制约、实现增长动能转换的关键,也是构建我国“效率驱动型”增长模式的重要驱动力。深入揭示资本跨区流动对企业全要素生产率的影响效应及作用机理对推动我国统一大市场建设和提高产业核心竞争力具有重要的现实意义。

影响企业全要素生产率的因素可分为两类:一方面,根据新古典增长模型,企业内部要素投入是影响全要素生产率的决定性因素。从劳动力要素维度看,灵活用工制度和员工持股计划能有效降低用工或代理成本,提高创新能力,改善资本配置效率,从而优化企业全要素生产率并使其提质增效(陈嘉滢和李增福,2025;李连伟等,2025)。而以长期导向为特征的耐心资本凭借较强的风险承受能力以及战略性和关系性特征,促使企业加大长期研发投入,保持稳定的战略方向,提升全要素生产率,并且该过程遵循边际报酬递减规律(邱蓉等,2024)。大部分文献聚焦企业数字技术领域,认为数字化转型(Ding等,2025)、人工智能(李健斌和周浩,2025)等能够改善内部组织效率,有助于提高生产效率的稳定性和持续性。但数字化投入对全要素生产率的影响并非线性。黄赜琳和蒋鹏程(2024)表明两者间存在“倒U”形关系:虽然现阶段处于“红利释放期”,但当数字化资产规模超过非数字化资产规模的0.337倍后,数字化投入会抑制企业全要素生产率增长。另一方面,企业经营活动的外部环境,如区域信用环境、数字经济、环境规制等会影响全要素生产率(Chen等,2025;李治国等,2025;张龙耀等,2025)。根据利益相关者理论,媒体、分析师等多主体外部监管也对全要素生产率产生信息效应和治理效应(李芳等,2024)。因此,目前关于全要素生产率影响因素的研究较为成熟,但在全国统一大市场背景下考虑企业经营决策,并系统考察资本跨区流动对企业生产率影响的文献较少。

随着全国统一大市场建设的推进,企业高质量发展问题越来越值得关注。国内已有少数学者从“政府引导”视角出发,探究全国统一票据市场建设和政府引导基金异地投资对企业全要素生产率的影响(贾凡胜和张文瑞,2025;张倩倩等,2025)。这属于金融市场供给侧结构性改革的重要实践,在服务实体经济和区域金融协同发展方面发挥关键作用,其有助于提升企业营运能力和融资能力,通过激励企业技术创新来改善全要素生产率,实现经济利益与政策目标共赢。程晨等(2025)则从“自发扩张”视角出发,认为异地研发中心帮助企业开展跨界搜寻活动和建立异地信任关系,从而获取不同的知识和资源,拓宽现有技术领域并提高创新质量,从而实现全要素生产率的增长。本文从企业异地投资的视角,在既有研究基础上进行拓展研究:一是分析企业通过资本跨区流动对全要素生产率的影响效应,并基于内外环境视角考察要素配置和经营管理的机制路径;二是在全国统一大市场建设背景下,系统分析资本跨区流动的空间尺度与区域一体化的赋能效应。结果表明,资本跨区流动显著提升企业全要素生产率,这一效应在较大规模企业、较强风险承担企业以及非高科技行业中尤为突出。资本跨区流动通过优化资本与劳动力配置、拓展知识宽度并突破技术创新边界以及改善经营能力与治理环境来提升企业全

要素生产率。进一步研究显示，资本跨省和跨城市群流动更容易提升企业全要素生产率，并且区域市场一体化与新型基础设施一体化均发挥了强化效果。

本文可能的边际贡献主要体现在如下三个方面：第一，以企业核心竞争力为切入点，拓展了资本跨区流动的微观经济效应研究，揭示了我国资本要素自由流动的重要价值。既有研究围绕如何推进全国统一大市场建设，考察制度激励、交通网络和数字经济等对资本跨区流动的赋能效应，也有少数文献研究了资本异地配置对本土企业技术创新和财务管理的积极影响。但上述文献忽略了企业核心竞争力的重要价值。提升全要素生产率不仅是中国突破传统增长瓶颈、实现经济高质量发展的关键，更是构建我国效率驱动型增长模式的重要驱动力。本文立足于企业核心竞争力的新视角，验证了资本跨区流动对全要素生产率的提升效果，为资本要素自由流动的经济后果研究提供理论补充和微观证据。

第二，本文不仅综合考虑企业全要素生产率提升的要素配置和经营管理环境，弄清了资本跨区流动影响企业全要素生产率的逻辑机制，也根据企业经营特征和产业属性差异，探究了资本跨区流动影响企业全要素生产率在不同情境下的异质性。本文机制部分验证了基于关键生产要素的资本与劳动力配置、知识宽度与创新边界，也加入了企业经营管理中的经营能力和治理环境，这丰富了资本跨区流动对企业全要素生产率的影响机制研究。同时，本文也从企业和行业维度进行异质性分析，对推进全国统一大市场建设与高质量发展具有重要的政策启示。

第三，本文基于全国统一大市场视角探讨资本跨区流动的空间尺度与区域一体化的赋能效应，不仅涉及资本流动的空间结构优化和区域协调发展等问题，而且本文的研究为全面推动统一大市场建设提供了参考。一方面，本文从空间尺度视角验证发现资本更大范围内流动有利于加速资本要素自由配置，进而显著提升企业全要素生产率；另一方面，作为构建全国统一大市场的“先行试验场”，区域市场一体化与数字基础设施一体化均有助于强化资本跨区流动的全要素生产率提升效果。这拓展了资本跨区流动与企业全要素生产率的研究，也再次强调了全国统一大市场建设、产业核心竞争力塑造以及区域协调发展的重要性。

二、理论分析

(一) 资本跨区流动与企业全要素生产率

资本跨区流动可突破地域资源约束并构建内部资本市场，持续改善资源空间配置，降低外部风险并优化组织效能，最终实现全要素生产率的帕累托改进。

资本跨区配置通过“空间套利”破除区域资源限制并缓解要素错配问题，重新构建企业全要素生产率的增长路径。“空间套利”是指利用区域间资源差异和市场失衡进行资本布局以获取超额收益。本地资源有限性与市场分割导致资本结构性错配，具体表现为成熟区域资本冗余与新兴区域资本短缺并存。根据新古典生产函数理论，封闭经济存在资本边际产出递减规律，而资本跨区流动通过“空间套利”机制突破这一约束：其一，企业依托异地投资网络实现跨区域要素重组，将本地冗余资本转移至资本稀缺区域，结合目标地区的资源，推动生产函数向规模报酬递增区间移动(Hsieh 和 Klenow, 2009)，这有助于提升企业边际产出；其二，企业也可凭借异地股权投资吸纳目标地区的人才、技术和先进管理经验，有效弥补本地资源多样性的不足(戴一鑫和王译潇, 2023)。尽管“空间套利”路径可能伴随协调成本、代理风险等，但异地先进管理经验的引入与数字化赋能可有效缓解这些问题，使得企业资本跨区流动策略的净收益逐步提升。随着更高效率的资本跨区配置，异地子公司的信息获取能力持续增强，进而改善企业的收益能力，提高其投资效率(胡芊芊等, 2022; 朱凯等, 2019)。

资本跨区流动通过激活企业内部资本市场，将跨地交易内部化，在成本削减、风险缓释与组织优化三重协同下提升全要素生产率。新制度经济学指出，异地市场交易的外部性导致信息搜寻、制度摩擦等成本上升，而通过跨区子公司构建内部资本市场可帮助企业依托科层治理结构实现跨地区资源的低成本流通，有效规避信息不对称和契约不完全性（曹春方等，2019）。当遭遇严重外部市场冲击时，拥有异地投资网络的企业可凭借集团内部资本再配置在不同地区间灵活转移和调配资源，以此形成“多钱效应”（Khanna 和 Palepu, 2000）。这能够突破单一企业信贷可得性限制，并利用内部风险对冲机制，从而提高全要素生产率。同时，企业对异地子公司具有信息和监督优势，这种嵌入式管控能够缓解委托代理问题，并激励管理者制定正确战略（陈志军和郑丽，2016）。企业也可通过营造竞争性的内部资本配置环境，改善低效产能和培育新动能，从组织效能层面夯实全要素生产率的微观基础。由此，本文提出以下假说：

假说 1：资本跨区流动显著提高了企业的全要素生产率。

（二）资本跨区流动影响企业全要素生产率的理论机制

根据新古典增长模型，将资本与劳动力要素由低边际产出部门重新配置到高边际产出部门，从而推动知识技术进步，提升单位投入产出与全要素生产率。一方面，在信息不对称情况下，逆向选择与道德风险将引发无效率投资（Biddle 等，2009），形成投资机会集的刚性约束。而企业可通过设置跨区子公司进行异地扩张，在拓宽经营边界的基础上把握当地市场变化情况，实现分散化投资。这一过程显著提升了企业信息处理与风险抵御能力，进而优化全局投资决策效率（胡芊芊等，2022）。在异地投资网络构建的内部资本市场中，企业可以通过缓解融资危机的“多钱效应”和配置高盈利项目的“活钱效应”来驱动资本向边际产出更高的子公司流动，从而改善企业资本配置效率，并提高生产率。另一方面，资本异地流动通常伴随着劳动力要素的跨区域动态匹配。依托异地股权投资，企业既可输出冗余管理资源以缓解代理成本，又可吸纳目标地区的高技能人才。这种双向互动机制不仅弱化了劳动力市场分割导致的技能错配，而且通过人力资本的互补性整合，规避了本地化运营中“技术锁定陷阱”，最终实现劳动力配置的帕累托改进。

除了资本和劳动力要素，资本跨区流动也能构建跨区域知识网络，拓展企业知识宽度并突破创新边界。从知识基础观视角看，跨区投资本质上是企业为获取异质性知识资源的“主动搜寻行为”（Cantwell 等，2010）。通过地理分散化布局形成的“分布式创新网络”，企业可获得各地子公司的“隐性知识”，并将其整合至企业内部。这一过程不仅弥补了本地企业知识池的多样性缺口，更通过知识重组效应打破了既有技术路径依赖，表现为企业创新活动“边界跨越”。此类突破性创新能够通过其产生的规模经济提高企业全要素生产率。因此，本文提出以下假说：

假说 2：资本跨区流动通过改善资本与劳动力配置，拓展知识宽度并突破技术创新边界，显著提升了企业全要素生产率。

资本跨区流动通过改善企业经营能力与治理环境的双重路径，为生产率提升提供系统性支持。从经营改善视角看，企业依托资本跨区流动获得区域间要素价格差异信息，利用“空间套利”重构生产网络，进而降低单位产出的边际成本并提高其边际收益。同时，基于异地投资网络的内部资本市场能够使得跨区信息搜寻与契约执行成本“内部化”，通过减少非生产性资源耗散促使资源向核心生产环节倾斜，将技术效率转化为全要素生产率（Hsieh 和 Klenow, 2009）。随着异地配置效率提升，企业内部资本市场可凭借现金流控制与风险分散功能不仅缓解了单一区域经营所面临的融资约束，也通过“多钱效应”持续提供资本（李焰等，2007）。从治理优化视角看，设置异地子公司使得企业审计监督体系层级化迭代，并通过建立垂直监督与标准化财务流

程,实现了整体信息透明度的提升与隐性代理成本的降低。同时,外界优秀的组织管理经验通过股权投资从异地子公司输送至母公司,帮助企业实现自上而下的管理体系优化改革。根据信号传递机制,跨区布局行为也可向外部市场释放积极治理能力信号。企业借助异地子公司在当地的税收减免、政府补贴与合规经营记录形成“声誉抵押”,缓解外部投资者对管理层道德风险的担忧,从而降低股权融资成本并提高生产率。凭借经营能力与治理环境的持续优化,企业全要素生产率得到提升。因此,本文提出以下假说:

假说 3:资本跨区流动通过改善经营能力与治理环境,显著提升了企业全要素生产率。

三、研究设计

(一)变量设定与描述

1. 解释变量

本文以国内企业异地投资这一重要微观表现为切入点,聚焦企业设立异地子公司实现的资本空间流动。这种资本流动不仅与目的地城市数量有关,更需要考虑不同目的地城市投资的相对重要性。原因在于,目的地的资源禀赋、市场潜力、政策环境及文化特征等存在差异,影响企业的资本配置决策与效益。借鉴 Ascani 等(2020)的做法,本文从地理分散度视角构建资本跨区流动指标($SubG_i$),在异地子公司地理分布的基础上采用熵指数测算,以便更准确地反映企业资本配置的空间布局,具体如下式所示:

$$SubG_i = \sum_{r=1}^m P_i^r \ln\left(\frac{1}{P_i^r}\right), r \neq i \quad (1)$$

其中, r 表示除企业 i 所在城市以外的其他城市; m 表示企业 i 对外投资的目的地城市总数; P_i^r 表示企业 i 在第 r 个城市设立的子公司数占全部异地子公司总数的比例。 $SubG_i$ 值越大,表明参与企业投资网络的城市数量越多,国内企业 i 的资本跨区流动越多元化。

2. 被解释变量

全要素生产率是评估企业运营效率和市场竞争力的重要指标。为缓解内生性问题(宋献中等,2025),本文采用 Levinsohn 和 Petrin(2003)提出的半参数估计法测算我国企业全要素生产率指标(TFP),其优点是可以缓解联立性、同时性与选择性偏误。该方法核心在于使用中间投入品作为代理变量来控制不可观测的生产率冲击。中间投入品计算公式为营业成本、销售费用、管理费用、财务费用之和减去折旧摊销、支付给职工以及为职工支付的现金。另外,本文也采用 Olley-Pakes 方法、固定效应模型(FE)和广义矩估计(GMM)测算国内企业全要素生产率指标。

3. 控制变量^①

由于内部经营特征与外部宏观环境是影响企业全要素生产率的重要因素,所以本文将控制变量分为两类:(1)企业经营特征,包括企业年龄($Lage$)、企业规模($Sale$)、资产负债率(Lev)、固定资产比率($Tang$)、总资产周转率($Patr$)、净资产收益率(Roe)、现金流比率($Cash$)、股权集中度($Top5$)、董事会规模($Board$)与股权性质(Soe);(2)区域发展特征,包括经济发展(Gdp)、产业结构(Str)、网络水平($Inte$)、金融发展(Fin)、对外联系(Fdi)、科技支持($Tech$)与教育基础(Edu)。

(二)计量模型设定

基于异地子公司分布情况,构建如下模型评估资本跨区流动对企业全要素生产率的影响:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 SubG_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 Y_{it} + \sigma_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

^① 限于篇幅,省略控制变量衡量方法,留存备索。

其中, TFP_{it} 表示第 t 年企业 i 的全要素生产率; $SubG_{it}$ 表示第 t 年企业 i 的资本跨区流动程度; X_{it} 和 Y_{it} 分别表示影响企业生产率的企业层面与城市层面控制变量集合; σ_i 和 θ_t 分别表示企业与年份固定效应; ε_{it} 表示影响企业全要素生产率的不可观测因素。

(三) 数据来源与处理

资本跨区流动数据来源于国泰安(CSMAR)数据库和 Wind 数据库。本文剔除直接持股比例在 50% 以下或者持股信息不清晰的异地子公司数据, 借助百度地图等软件获得母子公司所在的地理位置数据。企业专利数据来源于国家知识产权局的中国专利数据库, 全要素生产率、资产负债率等其余企业经营数据来源于 CSMAR 数据库。宏观层面的社会经济数据来源于历年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》及各地方政府工作报告。本文以 2013—2023 年中国 A 股上市企业为研究样本, 剔除金融行业、样本缺失严重数据以及 ST、PT 和*ST 企业, 同时对连续变量进行上下 1% 水平的缩尾处理, 最终获得 71 个行业 3075 家企业的 18812 条企业一年份样本数据。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名	变量定义	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
TFP	全要素生产率	18812	8.6029	8.4890	1.0353	6.4646	11.3685
$SubG$	资本跨区流动	18812	1.1901	1.0986	0.8615	0	3.4727
$Lnage$	企业年龄	18812	2.2677	2.3979	0.7211	0.6931	3.3673
$Sale$	企业规模	18812	11.7994	2.8884	29.6271	0.1808	215.2899
Lev	资产负债率	18812	0.4629	0.4582	0.1886	0.0919	0.8981
$Tang$	固定资产比率	18812	0.3505	0.3382	0.1580	0.0396	0.7543
$Tatr$	总资产周转率	18812	0.6250	0.5391	0.3866	0.1142	2.4121
Roe	净资产收益率	18812	0.0547	0.0671	0.1353	-0.6786	0.3377
$Cash$	现金流比率	18812	0.1835	0.1538	0.1178	0.0232	0.5876
$Top5$	股权集中度	18812	0.5190	0.5139	0.1501	0.1993	0.8766
$Board$	董事会规模	18812	2.1191	2.1972	0.1930	1.6094	2.6391
Soe	股权性质	18812	0.3375	0	0.4729	0	1
Gdp	经济发展	18812	11.8278	11.9060	0.7381	10.0479	13.1558
Str	产业结构	18812	0.4011	0.4118	0.1054	0.1583	0.6184
$Inte$	网络水平	18812	0.5485	0.4932	0.2963	0.0900	1.6416
Fin	金融发展	18812	1.7382	1.8077	0.6569	0.5203	3.4184
Fdi	对外联系	18812	0.3596	0.3079	0.2456	0.0036	1.1424
$Tech$	科技支持	18812	6.5726	6.6798	1.3925	3.1806	9.2573
Edu	教育基础	18812	5.7372	5.8696	0.7969	3.3385	7.0841

四、实证分析

(一) 基准回归

表 2 列示了基准回归结果, 列(1)报告了未加入控制变量的回归结果, $SubG$ 的估计系数在 1% 的水平下显著为正, 初步证实了两者间的正向关系。列(2)中全变量回归结果显示, 资本跨区流动的确可显著提升企业全要素生产率, 说明本文假说 1 成立。因此, 资本跨区流动作为全国统一大市场建设的关键路径, 不仅是企业优化资源配置、提升核心竞争力的重要动力, 更是推动企业实现高质量发展的有效途径。

表 2 基准估计结果

	单变量回归	全变量回归	控制行业趋势	控制地区趋势
	(1) TFP	(2) TFP	(3) TFP	(4) TFP
<i>SubG</i>	0.1171*** (0.0149)	0.0960*** (0.0108)	0.0910*** (0.0099)	0.0885*** (0.0099)
控制变量		控制	控制	控制
企业固定	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制
行业趋势			控制	控制
地区趋势			控制	控制
<i>N</i>	18812	18812	18812	18812
<i>Adj. R</i> ²	0.8971	0.9508	0.9529	0.9533

注：括号内数字是聚类在企业层面的稳健标准误；*、** 和 *** 分别为 10%、5% 和 1% 的显著性水平；下表同。

考虑到不同行业的异质性发展趋势可能加剧组间全要素生产率的差异，本文在全变量回归的基础上控制了行业趋势。列(3)中 *SubG* 的回归系数在 1% 的水平下显著为正，表明基准结论并非源于行业趋势的差异。此外，为了消除地方政策造成的估计偏误，本文也在全变量回归中控制了地区趋势。列(4)结果显示，*SubG* 的回归系数依然显著为正，说明地区趋势差异也无法解释基准结论。上述检验结果表明，资本跨区流动对企业全要素生产率的提升效应并非由行业或地区趋势差异造成，从而验证了基准结论的稳健性。

(二) 内生性分析^①

1. 工具变量法

本文可能存在反向因果问题，即高生产率企业更有可能选择异地投资。尽管本文控制诸多与全要素生产率相关的控制变量，但依然无法避免上述问题。因此，本文采用同城市、同行业内除本企业以外的其他所有企业的资本跨区流动均值(*IV*)作为工具变量。行业与地区层面均值的工具变量构造方式在学术界得到普遍应用(马为彪和吴玉鸣, 2023)。同城市、同行业内其他企业的资本流动行为可能通过示范效应影响本企业投资决策，但这一均值主要由行业和地区的整体趋势决定，与企业个体层面并无直接关系，从而满足相关性和外生性条件。

根据回归分析结果，*IV* 与核心解释变量间存在显著正向关系，并且 *SubG* 的回归系数显著为正。Kleibergen-Paap rk LM 统计量显著拒绝不可识别假设，Cragg-Donald Wald F 统计量表明不存在弱工具变量问题。以上结果表明，资本跨区流动提升了企业全要素生产率，受反向因果问题影响较小。

2. Heckman 两步法

考虑到样本自选择或非随机抽样可能导致估计偏差，本文采用 Heckman 两步法。借鉴潘玉坤和郭萌萌(2023)的做法，本文在第一阶段中采用 Probit 模型估计企业生产率是否得到提升，并加入企业所在行业其他生产率提升企业的百分比(TFP_{-i})作为排他性约束变量。根据第一阶段的估计结果，计算逆米尔斯比率(*IMR*)并将其加入第二阶段模型中进行回归分析，从而纠正样本选择偏差。

根据回归分析结果， TFP_{-i} 系数显著为正，这与预期相符。另外，*IMR* 系数在 1% 的水平下显著，说明样本偏差对原模型的估计结果产生影响，因此使用 Heckman 两步法是必要的。当考虑

① 限于篇幅，省略图表分析结果，留存备索。

到样本偏差后, $SubG$ 的估计系数依然显著为正, 并且估计系数与基准回归中估计系数相差较小, 说明样本选择偏差对本文主要结论和经济含义的影响不大。

3. 遗漏变量检验

尽管本文在基准模型中加入大量企业和地区层面的控制变量以缓解遗漏变量问题, 但仍无法完全排除不可观测因素所引发的内生性偏误。参考吴晓晖等(2023)的做法, 本文构造 $|\beta^F / (\beta^R - \beta^F)|$ 指标来量化遗漏不可观测变量对估计结果的潜在影响。 β^F 是指控制所有企业经营特征和区域发展特征后得到的回归系数, β^R 是指仅加入部分控制变量时的回归系数。该指标值越大, 表示遗漏变量对估计系数的影响越小, 从而说明模型的内生性偏误程度越低。根据回归结果, $SubG$ 的估计系数在 0.0955 和 0.1211 范围内变动, 这种小幅度变动说明增加控制变量对 $SubG$ 和 TFP 间关系的影响较弱。同时, $|\beta^F / (\beta^R - \beta^F)|$ 的最小值和最大值分别为 3.8159 和 1008.0240, 远大于临界值 1。因此, 本文研究结果受遗漏不可观测变量的影响较小。

(三) 稳健性检验^①

第一, 更换测量方法。对于被解释变量, 采用 Olley-Pakes 方法、FE 方法和 GMM 方法重新测算。对于解释变量, 将子公司数占比替换为子公司注册资本占比重新测算, 同时也采用异地子公司占比和异地子公司总数衡量。根据回归结果, $SubG$ 的估计系数均显著为正。

第二, 使用倾向得分与熵平衡匹配方法。本文以资本跨区流动指标的中位数为分界点来构造虚拟变量。一方面, 本文采用 1:2 近邻匹配筛选对照样本; 另一方面, 本文通过最小化协变量的高阶矩差异重新赋权, 从而缓解样本选择偏差的干扰。^②根据回归分析结果, 本文结论保持不变。

第三, 改变聚类方式, 采用企业一年份—地区三维聚类稳健标准误以反映企业内部时间相关性和跨企业的空间相关性。根据回归分析结果, 本文估计系数的大小与显著性依然不变。

第四, 采取样本筛选策略。剔除位于北京、上海、天津和重庆等直辖市公司样本, 以避免其独特政策环境对结果的影响。然后, 排除 2015 年、2020 年数据样本, 以消除特殊事件对企业生产率的干扰。根据回归分析结果, 资本跨区流动对企业全要素生产率的提升效果依然显著。

(四) 异质性分析

1. 企业规模。本文以总资产对数值的中位数为界, 将样本划分为较小规模企业组和较大规模企业组, 并分别进行回归。根据回归分析结果, 尽管 $SubG$ 的估计系数均显著为正, 但较大规模企业组中的生产率提升效果约为较小规模企业组的 2 倍, 组间系数检验也通过了 5% 的统计水平。这说明较大规模企业更能够有效利用内外规模经济来提高全要素生产率。

2. 风险承担。本文以盈利波动性来衡量企业的风险承担能力, 以中位数为界, 对整体样本分组并进行回归。根据回归分析结果, 资本跨区流动对较强风险承担企业的全要素生产率能够起到更强的促进作用。这类企业通常具备更完善的信息筛选机制与风险评估体系, 能精准识别异地投资中的技术溢出与市场机遇, 从而更高效地通过资本空间配置来提升生产率。

3. 科技属性。本文使用石琦等(2020)的做法, 将企业划分为高科技行业和非高科技行业。根据回归分析结果, 非高科技行业的跨区交易成本更低, 也更易吸收区域市场中的显性知识, 这有利于推进资本跨区流动各项工作顺利进行, 以此实现规模经济和全要素生产率提升。

^① 受篇幅限制, 省略稳健性检验结果, 留存备索。

^② 倾向得分匹配与熵平衡匹配中采用的协变量分别为企业年龄、资产负债率、总资产周转率、净资产收益率、现金流比率、股权集中度、董事会规模和股权性质。

五、拓展性研究

(一)机制检验

1. 要素配置视角

在资本要素方面,一是延续 Richardson(2006)的方法,通过分行业、分年份回归所得残差的绝对值来衡量企业资本配置效率(*CapI*),偏离度越小,代表资本配置效率越高;二是以速动资产与负债总额的比值来刻画企业财务冗余(*SurC*),该值过高表示企业资源闲置程度过大,容易导致过度投资或资本浪费风险。在劳动力要素方面,计算企业劳动力配置效率(倪婷婷和王跃堂,2022),具体模型为:

$$Employee_{it} = \pi_0 + \pi_1 Size_{it-1} + \pi_2 Capital_{it-1} + \pi_3 Growth_{it-1} + \gamma_k + \vartheta_t + \varepsilon_{ikt} \quad (3)$$

其中, *Employee* 表示企业雇员数; *Size* 表示资产规模; *Capital* 表示资本密集度; *Growth* 表示主营业务收入增长率。本文以实际雇员数减去残差后的绝对值来刻画企业每年在劳动力方面的偏离度(*LabI*)。该值越小,代表企业劳动力配置效率越高。另外,本文以本科及以上学历员工数量占员工总数的比重来度量企业劳动力结构(*HumS*)(李健斌和周浩,2025)。在技术要素方面,一是选择五年窗口期,若企业当年申请专利的 IPC 分类号未出现在之前五年的“技术池”中(沈坤荣等,2023),则将未被重复出现的专利计数加 1 的对数值来衡量企业创新边界(*InoB*)。二是考虑到创新边界拓展需借助广泛知识基础来突破现有技术局限,本文参考李宏等(2021)的做法,采用赫芬达尔指数测算专利知识宽度(*InoK*)。

表 3 报告了基于要素配置视角的检验结果。列(1)和列(2)中 *SubG* 系数显著为负,表明资本跨区流动可有效缩小企业投资偏离度,并减少财务冗余以减缓资本浪费或过度投资等风险,这成为影响全要素生产率的可能路径。列(3)和列(4)显示,资本跨区流动可提高企业劳动力配置效率并有效改善内部劳动力结构,从而提升全要素生产率。在技术要素层面,列(5)和列(6)中 *SubG* 系数均显著为正,表明企业可通过资本跨区流动来持续拓展知识宽度并突破技术创新边界。其原因在于,资本跨区流动行为打破了本地资源配置局限,促进了企业与外部要素和知识互动,从而改善了资源配置效率。同时,对外投资可更大范围地获取目的地城市的先进技术与管理经验。这种“干中学”过程伴随着新知识出现可以推动企业加快技术研发,在拓展创新边界的基础上提升全要素生产率。该结果证实了假说 2。

表 3 机制检验结果(1)

	资本要素		劳动力要素		技术要素	
	(1) <i>CapI</i>	(2) <i>SurC</i>	(3) <i>LabI</i>	(4) <i>HumS</i>	(5) <i>InoB</i>	(6) <i>InoK</i>
<i>SubG</i>	-0.0045 [*] (0.0026)	-0.0383 ^{***} (0.0129)	-0.0002 ^{**} (3.79e-5)	0.0044 [*] (0.0026)	0.1078 ^{***} (0.0259)	0.0089 ^{**} (0.0043)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业或年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	18 297	18 812	18 086	15 762	14 190	17 172
<i>Adj. R</i> ²	0.3746	0.8651	0.9221	0.8860	0.4614	0.4011

2. 经营管理视角

从经营能力和治理环境视角出发,在经营优势方面,本文借鉴朱金生等(2025)的做法,以营业总收入增长率刻画企业边际收益优势(*BenA*),以营业总成本与营业收入的比值测度边际成本优势(*CostA*)。在融资能力方面,采用 Whited 和 Wu(2006)的方式测算企业的融资约束(*FC*)。

在治理环境方面，基于内部信息不对称视角，采用分年度分行业修正 Jones 模型估算，选取预测残差的绝对值来刻画可操控性应计盈余管理程度(*ABSDA*)（[陈骏和徐捍军, 2019](#)），该值越大表示盈余管理程度越高，企业信息不对称越强。为确保稳健性，同时采用未来三年操控性应计项目绝对值之和(*ABSDA_T*)进行检验。

[表 4](#) 报告了基于经营管理视角的检验结果。列(1)和列(2)中 *SubG* 系数显示，资本跨区流动可显著提升企业边际收益优势，但对边际成本优势的影响并不明显。原因可能为，异地设子公司的固定投入一次性计入，且短时间内供应链重构成本、母子公司协调组织成本较高，这导致边际成本优势不显著。列(3)结果表明，资本跨区流动可有效缓解企业面临的外部融资限制，为生产率提升提供资金支持。对于治理环境，列(4)和列(5)的结果证实了资本跨区流动能够改善企业的治理环境。原因可能为：一是资本跨区流动直接带来新市场、新客户、新产品线或政策红利，收入端弹性大，边际收益优势比较明显，而且多元化投资网络可打破本地融资瓶颈并拓展融资渠道，为企业创造更有利的外部金融环境，以此促进全要素生产率提升；二是资本跨区流动不仅触发企业审计监督体系的层级化迭代，也可吸纳外部优秀管理经验，有利于提高内部信息透明度，为生产率提升提供较为完善的治理环境。该结果证实了假说 3。

表 4 机制检验结果(2)

	经营优势		融资能力	治理环境	
	(1) <i>BenA</i>	(2) <i>CostA</i>	(3) <i>FC</i>	(4) <i>ABSDA</i>	(5) <i>ABSDA_T</i>
<i>SubG</i>	0.0133 [*] (0.0075)	0.0025 (0.0016)	-0.0075*** (0.0011)	-0.0033*** (0.0012)	-0.0094*** (0.0034)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业或年份固定	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	18810	18812	16812	18155	7576
<i>Adj. R²</i>	0.2306	0.7272	0.8085	0.2355	0.5312

(二) 进一步分析：全国统一大市场视角^①

本文进一步探究资本跨区流动的全要素生产率提升效应在不同空间尺度和区域一体化下的具体差异。这不仅涉及资本流动的空间结构优化和区域协调发展等问题，而且是全面推动统一大市场建设的重要内容。

1. 资本跨区流动的空间尺度分析

(1) 行政边界。本文根据行政边界细化企业资本流动类型，采用熵指数分别计算同省异市和跨省际两种可能性下的资本跨区流动指标(*SubG_SameP* 和 *SubG_DiffP*)。根据回归分析结果，可能有两重含义：一是同省异市和跨省际的资本流动对企业全要素生产率均可起到显著提升效果，说明不论何种情境下，资本要素自由流动都是增强企业核心竞争力和推动高质量发展的必由之路；二是相较于同省异市情境，资本跨省际流动对企业生产率的提升效果更强，可能原因是：资本跨省际流动有利于构建本地与异省间的异质性资源共享平台和信息交流网络，通过网络外部性来优化企业资源配置和经营环境，从而提升全要素生产率；省内各城市间的市场环境较相似([孙伟增等, 2024](#))，企业获得的学习效应和外部性优势较为有限。这再次证实了资本跨区流动在全国统一大市场建设和构建产业竞争优势中的关键地位。

^① 限于篇幅，省略图表分析结果，留存备索。

(2)城市群。本文根据我国“十四五”规划中优化提升和发展壮大的十大城市群,从资本同城市群流动(*SubG_SameR*)和资本跨城市群流动(*SubG_DiffR*)视角考察其对企业全要素生产率的影响。根据回归分析结果,尽管两种流动行为均显著提升企业全要素生产率,但跨城市群流动的提升效应更强。原因可能为:同城市群的城市在产业基础、经济发展等方面更相近(余典范等,2023),企业获得新技术、管理经验和市场机会较少,对全要素生产率的提升效果较弱;资本跨城市群流动能够突破地域限制、拓展要素配置空间,使资本从边际生产率较低地区向较高地区或制度环境较优地区转移。跨城市群流动可促进产业转移与区域协调发展,加速推进全国统一大市场建设。

结合上述分析,无论是跨省际流动还是跨城市群流动,资本更大范围的流动趋势均有利于加速资本要素异地配置进程,从而显著提升企业全要素生产率。以上结果反映了拓宽资本流动空间尺度的必要性,也再次表明全国统一大市场建设、产业核心竞争力塑造以及区域协调发展的的重要性。

2. 区域一体化的赋能效应检验

作为全国统一大市场建设的“先行试验场”,区域一体化可有效打破地方保护和市场分割,促进地区间的信息流通与沟通协作,对企业资本跨区流动和全要素生产率提升起到引导或支持的效果。本文从区域市场一体化和新型基础设施一体化视角考察一体化的赋能效应:一是基于全国城市商品消费价格指数数据,^①利用价格法计算企业所在城市的市场分割指数并取其倒数平方根来衡量区域市场一体化程度,然后以中位数为界将整体样本划分为较低市场一体化地区组和较高市场一体化地区组;二是考虑到新型基础设施可突破固有地理限制并实现更大范围内的资源要素流动(刘秉镰等,2025),本文根据智慧城市建设构造非试点地区组和试点地区组,以此刻画企业所在城市的新型基础设施一体化程度。

根据回归分析结果,市场一体化放大了资本跨区配置的全要素生产率提升效果。新型基础设施一体化也能够发挥明显的强化作用,并且加强区域一体化可显著提升资本跨区流动对企业全要素生产率的边际回报,区域一体化水平较低地区则因缺乏统一规章制度、互联互通机制等,边际效应明显低于基准估计结果。上述结果从区域市场和基础设施维度验证了区域一体化在资本跨区流动影响企业全要素生产率中的促进作用。

六、结论与政策建议

在全国统一大市场建设背景下,依靠资本跨区流动提升企业全要素生产率,有利于畅通国内大循环,提升产业核心竞争力并推进高质量发展。本文基于2013—2023年中国A股上市企业及其异地子公司分布数据,实证检验了资本跨区流动对企业全要素生产率的影响,并基于全国统一大市场建设识别资本流动的空间尺度和区域一体化的赋能效应。研究发现,资本跨区流动显著提升了企业全要素生产率,该效应在较大规模企业、较强风险承担企业以及非高科技行业更明显。从要素配置和经营管理视角看,资本跨区流动可通过改善资本和劳动力配置、拓展知识宽度并突破技术创新边界以及持续改善经营能力与治理环境来提升企业全要素生产率。

根据上述结论,本文提出以下政策建议:第一,持续推进资本要素跨区自由流动,提升企业生产率和竞争力。首先,地方政府要积极落实市场准入标准化一体化,实现审批流程标准化和信息互联共享,促进生产要素在区域间流动,激发企业投资动机。其次,要减少行政干预,以缓

^①包括食品、烟酒、衣着、家庭设备、医疗保健和个人用品、交通通信以及文化娱乐。

解区域间市场和制度壁垒，并通过财政补贴和制度保障支持企业异地扩张。最后，对较大规模企业实行搬迁奖励政策，对高风险行业和非高科技行业进行补贴，积极引导资本实现有效空间配置，增加资本流动对全要素生产率的边际效果。第二，优化区域资源配置环境，改善企业经营管理质量，提升资本跨区流动积极性并持续提高生产率。一方面，区域金融监管部门可共建“授信互认”机制，设立跨省市产业并购基金和科技成果转化基金，建立区域互认的“科技创新券”和“人才积分”制度，支持异地科研设备共享与研发合作，支持组建异地联合实验室；另一方面，企业应加强经营管理和内部治理，缓解委托代理冲突和内部信息不对称问题，扩大异地投资，从而实现高质量发展。第三，积极响应国家区域一体化政策，推动资本跨省际和跨城市群流动，增强产业竞争力并推进区域协调发展。一方面，地方政府应抓住统一大市场机遇，持续完善区域协同机制。同时，加强规划与项目建设的跨区域衔接，企业应进一步改善自身经营发展。另一方面，政府应构建医疗、教育、就业等公共服务一体化体系，促进人才要素自由流动。企业应积极利用一体化机遇，通过异地投资来提升全要素生产率。

主要参考文献：

- [1]白俊,袁勋,乔君.放松市场准入管制与企业跨地区投资——基于负面清单制度试点的准自然实验[J].财经研究,2024,(4):64–78.
- [2]曹春方,夏常源,钱先航.地区间信任与集团异地发展——基于企业边界理论的实证检验[J].管理世界,2019,(1):179–191.
- [3]陈嘉滢,李增福.灵活用工与企业全要素生产率[J].外国经济与管理,2025,(5):35–49.
- [4]陈骏,徐捍军.企业寻租如何影响盈余管理[J].中国工业经济,2019,(12):171–188.
- [5]陈志军,郑丽.不确定性下子公司自主性与绩效的关系研究[J].南开管理评论,2016,(6):91–100.
- [6]程晨,穆靖昊,后青松.异地研发中心设立对企业全要素生产率的影响研究[J].经济问题,2025,(3):1–13.
- [7]戴一鑫,王译潇.企业异地扩张、技术获取与企业创新——基于上市公司设立子公司的经验证据[J].中国地质大学学报(社会科学版),2023,(1):102–115.
- [8]胡芊芊,马新啸,栗宇丹,等.企业集团的资本要素异地配置与投资效率优化研究——基于全国统一大市场建设的新时代情境[J].上海财经大学学报,2022,(6):18–31.
- [9]黄赜琳,蒋鹏程.多多益善还是过犹不及:企业数字化投入与全要素生产率[J].中国农村经济,2024,(12):108–128.
- [10]贾凡胜,张文瑞.全国统一票据市场建设与企业高质量发展——来自上市公司的经验证据[J].数量经济技术经济研究,2025,(4):91–112.
- [11]李彬,李海霞,梁艺蓝.母子公司距离对企业税收激进的影响——激励还是抑制?[J].经济管理,2022,(2):159–177.
- [12]李芳,刘洋,王松,等.多主体外部监管合力可以助力企业提升全要素生产率吗?——基于多源监管大数据的视角[J].审计与经济研究,2024,(6):117–126.
- [13]李宏,王云廷,吴东松.专利质量对企业出口竞争力的影响机制:基于知识宽度视角的探究[J].世界经济研究,2021,(1):32–46.
- [14]李健斌,周浩.人工智能、资本-技能互补与企业全要素生产率[J].经济评论,2025,(1):20–36.
- [15]李连伟,林灿祥,吕镯,等.员工持股计划对国有企业全要素生产率的影响研究[J].中国管理科学,2025,(2):347–355.

- [16]李焰,陈才东,黄磊.集团化运作、融资约束与财务风险——基于上海复星集团案例研究[J].管理世界,2007,(12):117–135.
- [17]李治国,王杰,王博瀚.碳排放权交易如何影响企业全要素生产率?[J].管理评论,2025,(2):31–43.
- [18]刘秉镰,袁博,刘玉海.数字基础设施如何畅通区域间资本要素流动——基于企业注册大数据的证据[J].数量经济技术经济研究,2025,(1):72–92.
- [19]马为彪,吴玉鸣.数字化转型重塑了企业地理格局吗?——基于上市公司异地投资的研究[J].经济评论,2023,(6):87–105.
- [20]倪婷婷,王跃堂.区域行政整合、要素市场化与企业资源配置效率[J].数量经济技术经济研究,2022,(11):136–156.
- [21]潘玉坤,郭萌萌.空气污染压力下的企业 ESG 表现[J].数量经济技术经济研究,2023,(7):112–132.
- [22]邱蓉,田子豪,买俊鹏,等.耐心资本与企业全要素生产率提升[J].证券市场导报,2024,(12):3–12.
- [23]沈坤荣,林剑威,傅元海.网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界[J].中国工业经济,2023,(1):57–75.
- [24]石琦,肖淑芳,吴佳颖.股票期权及其要素设计与企业创新产出——基于风险承担与业绩激励效应的研究[J].南开管理评论,2020,(2):27–38.
- [25]宋献中,尹广英,潘婧.红利与鸿沟:数字消费对企业生产率的非对称影响[J].经济学家,2025,(1):25–35.
- [26]孙伟增,张柳钦,万广华,等.政务服务一体化对资本流动的影响研究——兼论政府在全国统一大市场建设中的作用[J].管理世界,2024,(7):46–68.
- [27]王媛,唐为.交通网络、行政边界与要素市场一体化——来自上市公司异地投资的证据[J].经济学(季刊),2023,(4):1461–1476.
- [28]吴晓晖,秦利宾,薄文.企业数字化转型与现金持有——基于经营不确定性视角[J].经济管理,2023,(2):151–169.
- [29]余典范,张家才,陈磊.企业数字化促进了资本跨地区流动吗?——来自上市公司异地设立子公司的证据[J].财经研究,2023,(12):91–105.
- [30]张倩倩,韩洁,张晓玫.逆向效应:政府引导基金异地投资与中小企业高质量发展[J].南开管理评论,2025,(8):148–158.
- [31]朱金生,李文波,王恕立.数字技术创新、竞争新优势与企业对外投资[J].经济学动态,2025,(7):21–38.
- [32]朱凯,潘怡麟,张舒怡,等.管制下的市场分割与租值耗散——基于企业集团跨地区经营的视角[J].财经研究,2019,(4):4–16.
- [33]Ascari A, Bettarelli L, Resmini L, et al. Global networks, local specialisation and regional patterns of innovation[J]. Research Policy, 2020, 49(8): 104031.
- [34]Biddle G C, Hilary G, Verdi R S. How does financial reporting quality relate to investment efficiency?[J]. Journal of Accounting and Economics, 2009, 48(2–3): 112–131.
- [35]Cantwell J, Dunning J H, Lundan S M. An evolutionary approach to understanding international business activity: The co-evolution of MNEs and the institutional environment[J]. Journal of International Business Studies, 2010, 41(4): 567–586.
- [36]Chen H, Yu Z W, Hu S G. Digital economy, human capital accumulation, and corporate green total factor productivity: Based on strategic emerging industries[J]. International Review of Financial Analysis, 2025, 103: 104152.
- [37]Ding X G, Appolloni A, Shahzad M, et al. Digital transformation and total factor productivity in manufacturing firms: Evidence of corporate public responsibilities in China[J]. Technology in Society, 2025, 82: 102874.
- [38]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403–1448.

- [39]Khanna T, Palepu K. Is group affiliation profitable in emerging markets? An analysis of diversified Indian business groups[J]. *The Journal of Finance*, 2000, 55(2): 867–891.
- [40]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317–341.
- [41]Richardson S. Over-investment of free cash flow[J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11(2–3): 159–189.
- [42]Whited T M, Wu G J. Financial constraints risk[J]. *Review of Financial Studies*, 2006, 19(2): 531–559.

Cross-regional Capital Flow and Firm TFP Enhancement: Also on Unified National Market Construction

Peng Jie, Dou Jianmin

(School of Public Administration and Policy, Shanghai University of Finance and Economics,
Shanghai 200433, China)

Summary: Amidst the strategic context of promoting high-quality economic development, enhancing total factor productivity (TFP) has emerged as a central driver of economic growth. As a key production factor, capital allocation plays a decisive role in TFP improvement. In recent years, the Chinese government has actively facilitated cross-regional capital flow through deepening factor marketization reforms and dismantling administrative barriers, thereby supporting high-quality economic development. Within this framework, critical questions remain underexplored: Can cross-regional capital flow enhance firm-level TFP? Through what mechanisms does it operate? Do its effects vary across spatial scales, and how does regional integration moderate this relationship?

Grounded in the unified national market context, this paper systematically examines the impact of cross-regional capital flow on firm TFP and conducts empirical tests using data from Chinese listed firms and their cross-regional subsidiaries from 2013 to 2023. The findings reveal that cross-regional capital flow significantly improves firm TFP, with more pronounced effects among large firms, risk-tolerant firms, and non-high-tech industries. From the perspectives of resource allocation and operations, this paper identifies three primary mechanisms: optimizing capital and labor allocation, expanding knowledge breadth and technological innovation boundaries, and enhancing managerial capacity and governance environment. Further analysis demonstrates that inter-provincial and cross-city-cluster capital flows exert stronger effects on TFP, while regional market integration and new infrastructure integration positively moderate this relationship.

This paper offers three principal contributions: First, it extends the capital flow research to the domain of firm-quality development through a core competitiveness lens, revealing the micro-level value of capital factor liberalization. Second, by employing data from listed firms and subsidiaries, it elucidates the dual mechanisms through resource allocation and operation channels while identifying heterogeneous effects across firm characteristics and industrial attributes, providing targeted policy implications. Third, adopting a unified national market perspective, it dissects spatial-scale effects and the enabling role of regional integration, deepening the theoretical understanding of the relationship between factor flow and high-quality development.

Key words: cross-regional capital flow; TFP; technological innovation boundaries; a unified national market

(责任编辑 顾 坚)