

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2024.05.006

# 资本市场发行制度改革如何提升 企业全要素生产率？

## ——基于推行股票发行注册制的经验分析

陈云桥,李百慧

(延安大学 经济与管理学院,陕西 延安 716000)

**摘要:** 实行股票发行注册制能够提高金融资源配置载体的有效性和资本市场价格信号的准确灵敏性,进而通过优化金融资源配置提升企业的全要素生产率。基于我国逐步推行股票发行注册制的准自然实验,采用沪深A股上市公司2016—2022年的数据进行PSM—多期DID分析,结果显示:相比采用核准制发行股票的企业,采用注册制的企业全要素生产率更高,表明实行注册制能够显著提升企业全要素生产率;实行股票发行注册制可以通过缓解企业融资约束、增加企业创新投入、提高企业投资效率等金融资源优化渠道来提升企业全要素生产率;实行股票发行注册制对非国有企业和竞争程度较高行业的企业具有更显著的全要素生产率提升作用,但注册制影响企业全要素生产率的地区异质性不显著。因此,应继续推动股票发行制度改革走深走实,以市场化、规范化、国际化改革完善资本市场运行机制,通过优化金融资源配置赋能实体经济高质量发展。

**关键词:** 资本市场;股票发行注册制;融资约束;创新投入;投资效率;全要素生产率

**中图分类号:** F832.5;F830.91 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-8131(2024)05-0080-16

**引用格式:** 陈云桥,李百慧. 资本市场发行制度改革如何提升企业全要素生产率? ——基于推行股票发行注册制的经验分析[J]. 西部论坛,2024,34(5):80-95.

CHEN Yun-qiao, LI Bai-hui. How can reform of capital market issuance system improve enterprises' total factor productivity: Empirical analysis based on implementation of stock issuance registration system[J]. West Forum, 2024, 34(5): 80-95.

\* 收稿日期:2024-04-22;修回日期:2024-07-09

**基金项目:** 国家社会科学基金一般项目(23BJY180);陕西省2022年重点课题研究项目(2022HZ1560);延安大学2023年研究生教育创新计划项目(YCX2023058)

**作者简介:** 陈云桥(1971),男,河南西平县人;副教授;博士,主要从事公司金融学研究;E-mail:cyq7882@163.com;李百慧(1999),女,陕西榆林人;硕士研究生,主要从事资本市场研究;E-mail:2447575954@qq.com。

## 一、引言

持续提高全要素生产率是保持经济可持续增长的重要保障,也是衡量经济高质量发展的重要标识(蔡昉,2022)<sup>[1]</sup>。在当下中国经济发展转型升级的关键时期,优化资源配置是提高全要素生产率的重要引擎之一。作为实体经济的血脉,金融的核心作用就是不断地为实体经济输送养料,促进经济转型升级,实现经济高质量发展。但我国金融供给侧存在结构性问题,致使企业普遍面临“融资难、融资贵”的困境,制约了企业的创新发展和全要素生产率提升。为了增强金融服务实体经济的功能,构建间接融资与直接融资并举的多元化融资渠道,形成多层次的资本市场,我国不断深化资本市场制度改革。其中,股票发行的注册制改革是重要举措之一。发行制度对资本市场运行效率具有重要影响,注册制的实施有助于推动资本市场的市场化、规范化和国际化,进而提升资本市场的包容性、开放性和资本配置效率。股票发行注册制不仅提高了资本市场运行的效率和规范性,而且为更多适合上市的企业发行股票创造了更好条件,有利于优质企业获得更多更包容的上市机会,进而通过提高资本配置效率促进全社会的全要素生产率提升。那么,企业采用注册制发行股票是否有助于其自身全要素生产率的提升?是值得深入探究的重要课题。

历史经验表明,不完备的金融机制是阻碍经济效率提升的关键因素之一。企业的发展很大程度上取决于融资状况,而我国资本市场发展相对滞后,金融供给侧存在结构性问题,企业的融资渠道以银行主导的间接融资为主,但银行信贷资源往往过度集中于特定的产业和企业,导致资本错配,不利于企业全要素生产率的提升(Lee et al.,2015;申烁等,2022)<sup>[2-3]</sup>。因此,金融体制改革,尤其是资本市场制度改革会对企业全要素生产率产生重要影响。比如,资本市场开放有助于改善企业信息环境、优化企业投资决策,进而提高资源配置效率(王建新等,2020)<sup>[4]</sup>,并通过提高治理水平和技术创新能力促进企业全要素生产率增长(胡海峰等,2023)<sup>[5]</sup>;资本市场卖空机制(融资融券制度)的引入能够通过提高投资效率、经营效率和研发创新来提升企业全要素生产率(罗宏等,2022)<sup>[6]</sup>。股票发行注册制作为金融供给侧改革的重点措施之一,具有促进科技与资本深度融合、优化金融资源配置的功能(巫岑等,2022)<sup>[7]</sup>,而金融资源的有效配置能够显著减少制造业的全要素生产率损失(欧阳志刚等,2024)<sup>[8]</sup>。然而,在经济实践中,股票发行注册制的实施能否有效促进企业全要素生产率提升,还有待验证。

目前,我国已全面实行股票发行注册制,但在其推行过程中采用的是“试点先行、先增量后存量、逐步推开”的改革路径。自2019年上海证券交易所设立科创板并试点注册制以来,股票发行注册制实施所产生的经济效应逐渐受到学界关注。在实证研究方面,相关研究主要从资本市场运行和企业发展状况两个方面考察实施股票发行注册制的政策效应,例如:注册制改革能够显著降低IPO抑价,促进IPO定价效率提升(张宗新等,2020;梁鹏,2021)<sup>[9-10]</sup>,虽然在短期内提高了股票市场波动性(邓金堂等,2022)<sup>[11]</sup>,但从长期看可以显著降低股票市场波动性(区俏婷等,2024)<sup>[12]</sup>;注册制以加强信息披露为核心的顶层设计及市场化的实施路径降低了信息不对称程度,能够引导资金流向高效实体企业,从而缓解企业的融资约束,提高企业的创新性和成长性(莫国莉等,2023;孔东民等,2024)<sup>[13-14]</sup>。总之,实行股票发行注册制可以强化资本市场的投融资功能和财富管理功能,疏通资金进入实体经济的渠道,进而促进宏观经济和微观企业的高质量发展。因此,深入研究股票发行注册制的各种政策效应有助于更好地认识资本市场制度改革的积极作用和有效路径,从而为进一步深化金融体制改革提供借鉴和启示。然而,鲜有文献深入探究股票发行注册制对企业全要素生产率的影响及其机制,尤其缺乏相关经验证据。

鉴于上述,本文从优化金融资源配置的角度探讨股票发行注册制对企业全要素生产率的影响及其

具体渠道,并以我国股票发行注册制的逐步推进为准自然实验,采用沪深 A 股上市公司 2016—2022 年的数据进行 PSM-DID 模型检验。相比已有文献,本文的边际贡献主要在于:第一,从企业全要素生产率的角度拓展了资本市场发行制度改革的微观经济效应研究,并为实行股票发行注册制的企业效率提升效应提供了经验证据;第二,基于资本市场的金融资源配置功能,探究了股票发行注册制影响企业全要素生产率的具体的金融资源配置渠道(缓解企业融资约束、增加企业创新投入、提高企业投资效率),深化了宏观资本市场制度与微观企业经济效率之间的关系研究,有助于深入认识金融机制改革赋能企业高质量发展的内在机理;第三,从企业产权性质、所在区域、行业竞争属性等方面进一步考察了股票发行注册制影响企业全要素生产率的异质性,为进一步深化金融改革、优化金融资源配置以及提升企业全要素生产率提供了经验借鉴和政策启示。

## 二、制度背景与理论分析

### 1. 股票发行制度改革与影响

在我国资本市场的市场化改革过程中,股票发行制度的演变主要经历了三个阶段:

一是审批制。1993 年 4 月,国务院颁布《股票发行与交易管理暂行条例》,规定股票发行采用统一的审批制度。审批制度要求监管部门对股票发行人进行实质性审核,并采用额度管理或指标管理等行政干预手段严格把控股票发行节奏,虽然强化了金融资源配置的方向性,但容易导致寻租腐败问题。

二是核准制。2000 年 3 月,《中国证监会股票发行核准程序》发布,股票发行制度由审批制转为核准制。在核准制下,虽然取消了发行指标管理、行政推荐等制度,但依然遵循实质管理原则(陈运森等,2023)<sup>[15]</sup>。一方面,拟上市公司的发行条件较为严苛,证监会对其募资用途、人员信息和财务状况等的审核周期也较长;另一方面,在审核发行过程中引入中介机构,以保荐制为主要发行机制。中介机构通过市场化方式招揽拟上市公司,可以通过发挥其专业能力来提升拟上市公司的质量,但在实际操作过程中,中介机构通过关系寻租提高上市概率的现象频发(罗进辉等,2023)<sup>[16]</sup>,滋生出“炒新”“炒概念”“业绩变脸”等市场乱象,造成一定程度上的资源错配,不利于企业生产效率的提升。

三是注册制。2019 年 1 月,证监会发布《关于在上海证券交易所设立科创板并试点注册制的实施意见》,同年 7 月上交所科创板正式开市;2020 年 8 月,深交所创业板正式启动注册制;2023 年 2 月,中国证监会发布全面实行股票发行注册制的相关制度规则。实行股票发行注册制是为了提高资本市场透明度和运行效率,促进金融资源自由流动和合理配置。首先,注册制简化了审批程序,缩短了上市周期,提高了上市效率;其次,注册制放宽了上市条件,降低了发行人及中介机构的寻租动机和虚假报告可能性;再次,注册制以科创属性为前置审核标准,为没有达到盈利标准但具有发展潜力的新型科技企业拓宽了融资渠道;最后,注册制以监管部门、投资者、媒体等参与主体的严格监督形成优胜劣汰的退市机制。这些基本举措,有助于实现金融资源的自由流动和高效配置,提高企业的融资效率,促进企业的创新发展。

实施股票发行注册制的影响是多方面的,不仅直接影响到资本市场的定价和运行效率,还会影响各市场参与者的行为和绩效。信息不对称是影响 IPO 定价效率的重要因素(Boulton et al., 2011)<sup>[17]</sup>,注册制强制要求发行人提高信息披露质量,并以审核问询的方式确保信息披露的一致性、合理性和可理解性(巫岑等,2022)<sup>[7]</sup>,从而能够有效降低资本市场的信息不对称程度,通过改善 IPO 定价来提升资本市场效率(梁鹏,2021)<sup>[10]</sup>。相比核准制,注册制强化了保荐机构的“看门人”职责,有助于提高保荐机构的专业能力(罗进辉等,2023)<sup>[16]</sup>,并通过鉴证功能和监督功能减少发行人和审核机构之间的信息不对称,缩

短 IPO 时间,提高 IPO 效率。注册制对询价对象家数的限制和战略配售制度的引入会抑制询价机构的过度竞争,引导投资者回归理性,从而改进 IPO 定价效率(张宗新等,2020)<sup>[9]</sup>。采用注册制发行股票,能够提高上市公司的上市效率和股票流动性(边江泽等,2022)<sup>[18]</sup>,降低股价同步性和股价崩盘风险(孔东民等,2024;吴锡皓等,2024)<sup>[14][19]</sup>。此外,实行注册制还能够通过降低股权融资成本、缓解融资约束等来提升企业发展质量(巫岑等,2022;莫国莉等,2023;孔东民等,2024)<sup>[7][13][14]</sup>,并通过溢出效应改善同行企业的投资行为,从而提高资本市场的整体资源配置效率(刘瑞琳等,2022)<sup>[20]</sup>。基于相关理论和研究成果,本文进一步探讨实行股票发行注册制对企业全要素生产率的影响。

## 2. 股票发行注册制对企业全要素生产率的影响

全要素生产率是经济系统中各要素的综合生产率,不仅取决于生产技术的先进程度,还受到生产要素流动和匹配的重要影响。即使在技术进步成果得以完全应用的情形下,也可能因为系统运行机制的缺陷导致全要素生产率不升反降,即产生“索洛悖论”(蔡昉,2022)<sup>[1]</sup>,尤其是资本错配会造成全要素生产率的严重损失(韩瑞栋等,2022)<sup>[21]</sup>。因此,影响要素流动和资源配置的宏观政策和微观机制变革都会导致全要素生产率发生变化,而通过优化资源配置来促进全要素生产率提升则是深化经济体制机制改革的重要领域之一。金融是现代经济的血脉,“血脉通,经济发展才顺畅”(李杨,2022)<sup>[22]</sup>,要实现经济系统的高效运行必须构建一个合理有效的金融机制。资本市场是金融机制发挥作用的核心载体,规范透明、有活力、有韧性的资本市场可以使资本在各领域、各经济主体间合理流动和配置,进而带动其他生产要素的流动和配置,进而促进全要素生产率的持续增长。发行制度是资本市场运行的重要制度之一,股票发行从审批制到核准制再到注册制的改革,体现了资本市场改革的市场化、规范化、国际化方向,必然会对资本市场的运行以及企业及相关经济主体的发展产生重要影响。注册制以完善信息披露、减少行政干预为核心,目的是充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,即让市场来决定金融资源的流动和配置。注册制的实行会改善市场信息环境,提高股价信息含量,使资本市场通过合理的价格进行资本配置的有效性增强,从而在优化整体资源配置的同时提高企业的生产效率。具体来讲,实行股票发行注册制可以从金融资源配置的载体和信号两个方面来降低金融市场摩擦,从而提高金融资源配置效率。

一方面,实行注册制能够为金融资源配置提供有效载体,促进资金要素的高效自由流动。在注册制下,更加灵活的上市规定、强制性退市指标以及允许红筹企业和有表决权差异的企业发行上市,不仅为企业提供了更多上市机会,还加速了市场出清,提高了上市公司进入退出的比率和速度,使得新股供求关系逐渐趋于动态均衡,形成流动性市场环境和优胜劣汰的市场生态,从而抑制因新股供求不均衡而引致的“炒新”现象(梁鹏,2021)<sup>[10]</sup>,增强资金和资源的自由流动性,有助于资本市场的健康发展。此外,根据证监会和新《证券法》对中介机构的职责要求,实行注册制会降低市场中的信息不对称程度,不仅保障了投资者的信息知情权,也维护了资本市场安全(梁伟亮,2019)<sup>[23]</sup>。健康安全的资本市场为金融资源自由流动提供了有效载体,减少了金融摩擦所导致的资源错配,使得金融资源能够得到有效配置,从而有助于企业全要素生产率提升。

另一方面,实行注册制能够为金融资源配置提供准确灵敏的信号。注册制采用市场化询价的方式进行定价,取消了价格管制,能够通过市场主体间的充分博弈释放出可以反映企业真实价值的价格信号。在一级市场中,监管部门取消了 23 倍市盈率的发行价格上限,中介机构和投资者可以进行充分的询价报价,使企业估值(定价)更接近于企业真实价值(赖黎等,2022)<sup>[24]</sup>。在二级市场中,前 5 个交易日不设置涨跌幅限制,让投资者有足够的时间就股票价值充分交换意见,进而根据股票价格所反映的信

息进行融合博弈,使企业价格尽快回归企业价值基本面。日常交易涨跌幅由 10%增加到 20%,投资者可以加快吸收市场中所释放的新信息,促进新的合理的价格形成(冯冠等,2022)<sup>[25]</sup>。因此,在注册制下,市场化询价定价机制可以提高股价信息含量,能够更准确地反映企业真实价值,有利于提升金融资源配置的有效性。

总体来看,实行注册制的市场化改革提高了金融资源配置载体的有效性和价格信号的准确灵敏性,进而通过“物跟钱走”的运行机制带动其他要素资源的流动和配置,这将有助于破除资源流动障碍、降低资源错配程度、提高资源配置效率。而资源合理配置意味着资本更多地流向效率较高的、有发展潜力的实体经济,会引导更多要素资源流向更具发展潜力的、更高生产力水平的优质实体企业,这将有效缓解企业的融资困境,并激励企业增加创新投入,最终带来全要素生产率的显著提升。

由此,本文提出假说 H1:实行股票发行注册制能够显著提升企业全要素生产率。

### 3. 注册制通过优化金融资源配置提升企业全要素生产率的渠道

资本市场的市场化改革,关键在于通过建立资本与实体经济有效对接的金融通道来提高金融资源的配置效率,从而增强资本市场服务实体经济的效能,以更有效地助力经济高质量发展。前文分析表明,实行股票发行注册制主要通过优化金融资源配置来促进企业全要素生产率增长,而具体到单个企业,全要素生产率的提升则来源于其自身的金融资源配置改善。企业的金融资源配置状况主要体现在资金的获取、资金的投向、资金的使用效率 3 个方面,而融资约束的缓解、技术研发创新投入的增加和投资效率的提高都能促进全要素生产率提升。在我国资本市场中,存在着多种非市场化因素阻碍金融资源的自由流动和配置,导致企业不仅面临融资约束,而且可能存在创新投入不足、投资效率不高等问题,加剧了企业全要素生产率的损失。实行注册制可以改善企业的信息披露、促进发行定价的市场化、优化企业的融资结构,从而缓解企业融资约束、增加企业的创新投入、提高企业的投资效率。因此,实行股票发行注册制对企业全要素生产率的提升作用需要通过缓解企业融资约束、增加企业创新投入、提高企业投资效率等具体的金融资源配置渠道来实现(参见图 1)。

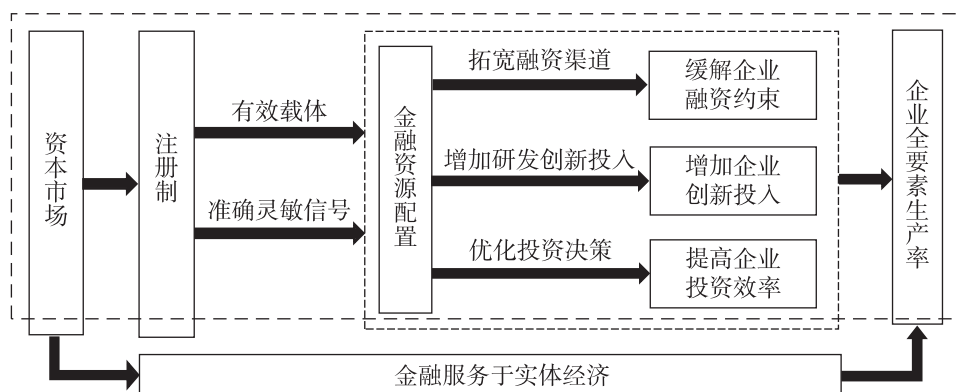


图 1 实行股票发行注册制对企业全要素生产率的影响

信息不对称理论认为,在市场中,信息的供给方和使用者普遍存在信息不对称关系,信息富有的一方可能会利用信息优势在经济关系中获取利益。现实中,不完全竞争市场的信息不对称表现为企业信息披露质量不高、市场信息传递效率低下,这会导致金融资源在高效率企业和低效率企业之间无法自由流动和合理配置,使企业面临融资约束(Barry et al., 1984; 韩瑞栋等, 2022)<sup>[26][21]</sup>。股票发行注册制以

改善企业信息披露为重点,强化了发行人和中介机构的信息披露责任,进而可以通过招股说明书的有效信息披露为投资者提供充分的价值判断和风险预期(余涓等,2023)<sup>[27]</sup>,并以此降低上市公司的融资成本。同时,证监会加大对信息披露的监管和违规惩罚力度,有利于增强企业的财务稳健性,抑制财务风险发生的可能性,促使金融机构和投资者更愿意提供资金支持,有效降低了企业的融资难度(莫国莉等,2023)<sup>[13]</sup>。此外,实行注册制还会对企业的间接融资产生激励效应,扩大银行信贷投放规模,从而缓解企业融资约束。融资约束的缓解使企业有更多资金投用于生产经营的扩张和改善,也为企业全要素生产率的提升提供了更充足的资金保障。

信号理论认为,信息接收方可以对信息提供者传递的信号进行筛选甄别,识别出有价值的真实信息。在我国注册制试点期间,预上市公司的首要审核标准是其科创属性,能够为企业提供启动资金并陪伴企业成长的风险投资会挑选具有创新潜力的公司进行培育。基于精准的上市板块定位,科创板和创业板打开了初创科技型企业 and 成长型创新创业企业的上市渠道,风险投资机构会增加对此类预上市企业的投资,以提高其创新能力,并帮助其符合上市审核标准(彭涛等,2024)<sup>[28]</sup>。与此同时,在科创板和创业板的竞争压力下,主板中的预上市企业会产生危机心理,为了能够获得上市批准,会自愿披露企业创新信息和特质信息,以吸引风险投资为其助力。因此,在注册制下,发行企业披露的信息能够更好地向市场传递创新活动的真实价值,促使股价信息含量增加,股票价格会更加接近于企业实际价值。精确的价格信号会反映企业真实的特质信息,能够引导和推动市场中多元化的社会资本流向具有较高成长潜力和较高发展价值的企业,并为企业研发创新活动提供更多的资金支持,这将激励企业增加创新投入,进而通过技术进步实现全要素生产率增长。

竞争理论认为,为维持竞争现状,竞争对手之间会选择效仿对方。在较好的市场信息环境中,企业会根据同行业或同类型其他企业传递出的信号修正自身的投资决策。实行注册制的强制性信息披露要求,可以改善市场信息环境,增加市场中企业自身和竞争对手的有效信息,使企业间的相互了解更加全面和准确。为保持竞争优势,企业会参考学习竞争对手披露的相关信息,优化自身的投资决策。同时,注册制的融资结构主要以七大类专业机构投资者为主,而其专业的财务分析能力和信息收集能力可以为企业管理层提供更加充分可靠的信息,使管理层的投资决策更加有效。此外,市场中投资者需求的增加也会倒逼企业改善其自身投资策略和行为,提高其投资效率。企业投资效率的提高意味着投资的产出增加,有助于企业全要素生产率的提升。

综上所述,本文提出假说 H2:实行股票发行注册制可以通过缓解融资约束、增加创新投入、提高投资效率等金融资源配置渠道来提升企业全要素生产率。

### 三、实证研究设计

#### 1. 基准模型设定

我国股票发行制度改革采取分批试点、逐步推开的方式进行,注册制的实施在板块与时间上存在差异,具有准自然实验的良好性质。基于此,本文采用多期双重差分模型来考察实行股票发行注册制对企业全要素生产率的影响,构建如下基准模型:

$$TFPI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RSR_{it} + \sum \rho_i CONS_{it} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$

其中, $i, t$  分别代表企业、年份,被解释变量( $TFPI_{it}$ )为企业  $i$  在  $t$  年的全要素生产率,核心解释变量( $RSR_{it}$ )为企业是否实行注册制的政策变量(即双重差分的交互项), $CONS_{it}$  代表一系列控制变量,

$Company_i$  和  $Year_t$  分别表示企业固定效应和年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

(1)被解释变量“全要素生产率”。对企业全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)的估计方法主要有参数法、半参数法和非参数法(聂辉华等,2011)<sup>[29]</sup>。参数法利用 OLS 回归方程对生产函数进行参数估计,将模型中的残差项作为 TFP 的衡量指标,其回归形式简单直观,但无法解决由内生性和样本值缺失等引起的同时性偏差及样本选择性偏差等问题。非参数法包括数据包络法和随机边界法,其通过线性规划技术构造出生产前沿边界,以到生产前沿边界的距离来衡量企业的 TFP,虽然符合现实条件,但没有考虑样本随机因素,容易造成测算偏误。半参数估计法将参数法和非参数法结合起来,主要有 OP 法和 LP 法两种,OP 法以企业当期投资为不可观测因素的代理变量,LP 法以企业中间品投入为不可观测因素的代理变量。相较于 OP 法,LP 法不仅缓解了估计过程中的内生性问题,还减少了样本流失。考虑到中间品投入指标计算的精准性和灵活性,本文参照韩瑞栋等(2022)<sup>[21]</sup>的测算方法,采用 LP 法估计样本企业的 TFP<sup>①</sup>,并采用 OP 法计算的企业 TFP 进行稳健性检验<sup>②</sup>。

(2)核心解释变量“注册制”。样本期间,我国资本市场的股票发行中注册制与核准制并存,借鉴刘瑞琳和李丹(2022)<sup>[20]</sup>、莫国莉等(2023)<sup>[13]</sup>的方法,构建“注册制”哑变量,即  $Treat_i$  与  $Post_t$  的交互项:若企业在科创板或创业板上市  $Treat_i$  赋值为 1,否则赋值为 0;在科创板上市和 2020 年 8 月以后在创业板上市的企业  $Post_t$  赋值为 1,否则赋值为 0。

(3)控制变量。参考申烁等(2022)<sup>[3]</sup>、潘艺和张金昌(2023)<sup>[30]</sup>、陈奉先和封文华(2023)<sup>[31]</sup>的研究,本文选取了 16 个控制变量,详见表 1。

表 1 控制变量选取与测度

变 量	计算方法
企业年龄	$\ln(\text{年份}-\text{企业成立年份})$
资产报酬率	$(\text{利润总额}+\text{财务费用})/\text{资产总额}$
资产负债率	总负债/总资产
成长性	$(\text{本期营业收入}-\text{上期营业收入})/\text{上期营业收入}$
有形资产比率	有形资产/总资产
托宾 Q	公司市值/资产总额
现金比率	现金及现金等价物期末余额/流动负债
资产规模	$\ln(\text{固定资产净额})$
政府补贴	$\ln(\text{政府补助金额})$
第一大股东持股比例	第一大股东持股比例
独立董事占比	独立董事人数与董事规模之比
管理层持股比例	董监高持股数与总股数之比

① 具体计算模型为:  $\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 \ln M_{it} + \sigma_{it} + \pi_{it}$ 。其中,  $Y_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的主营业务收入,  $L_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的员工人数,  $K_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的固定资产账面价值,  $M_{it}$  为企业  $i$  在  $t$  年的中间品投入(总产值减去增加值)。其中,总产值=营业收入+库存-上期库存,增加值=营业利润+各项税费支出+应付职工薪酬+固定资产折旧。同时,为了消除价格波动产生的影响,利用 GDP 缩减指数和生产者出厂价格指数分别对资本投入和总产出及中间品投入进行平减。

② 将模型中的中间品投入替换为当期投资,当期投资包括用于构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金,并采用 GDP 缩减指数进行平减。

续表 1

变 量	计算方法
机构投资者持股比例	机构投资者持股比例
行业竞争度	基于主营业务收入计算的行业赫芬达尔指数
地区贸易开放度	$\ln(\text{企业注册地所在省份进出口总额})$
地区经济增长率	企业注册地所在省份实际 GDP 增长率

## 2. 样本选择与数据处理

本文选用 2016—2022 年沪深 A 股上市公司的微观财务数据和相关宏观经济数据进行实证检验,数据主要来自 CSMAR 数据和 WIND 数据库。为避免极端值和异常值可能产生的影响,进行如下样本筛选和数据处理:剔除关键变量数据缺失的样本,剔除 ST、\* ST、PT 类样本,剔除金融业样本,剔除样本期间只有一个年度观测值的样本,对所有连续变量进行首尾 1% 的缩尾 (Winsorize) 处理。同时,为避免实验组样本与对照组样本之间可能存在的固有差异所带来的内生性问题,进一步通过倾向得分匹配法 (PSM) 进行样本匹配。具体来讲,采用最近邻 1:2 匹配方式为实验组样本匹配具有相似特征的对照组样本,最终得到 9 976 个有效观测值(其中,实验组 2 836 个,对照组 7 130 个)。对各变量的相关性检验结果显示,相关系数均小于 0.6,表明变量之间不存在严重的多重共线性问题。主要变量的描述性统计结果见表 2。对“全要素生产率”进行独立样本 T 检验的结果显示,P 值显著小于 0.05,表明实验组样本与对照组样本的全要素生产率存在显著差异。

表 2 主要变量描述性统计结果

	变 量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	全要素生产率	9 976	15.726 3	0.854 3	14.032 6	19.105 0
核心解释变量	注册制	9 976	0.285 3	0.451 6	0	1
	企业年龄	9 976	2.866 3	0.304 2	2.079 4	3.526 4
	资产报酬率	9 976	0.049 9	0.077 8	-0.283 8	0.245 7
	资产负债率	9 976	0.359 3	0.184 6	0.061 1	0.884 8
	成长性	9 976	0.312 0	0.654 3	-0.683 3	3.920 4
	有形资产比率	9 976	0.917 5	0.094 5	0.539 4	0.999 2
	托宾 Q	9 976	2.176 3	1.257 4	0.834 7	7.755 0
	现金比率	9 976	0.948 4	1.218 0	0.022 7	7.000 0
控制变量	资产规模	9 976	19.667 5	1.265 0	16.082 5	24.656 6
	政府补贴	9 976	16.161 7	1.275 5	6.733 4	21.717 3
	第一大股东持股比例	9 976	0.301 9	0.129 1	0.082 6	0.721 1
	独立董事占比	9 976	0.381 1	0.052 9	0.333 3	0.571 4
	管理层持股比例	9 976	0.220 4	0.208 5	0	0.688 3
	机构投资者持股比例	9 976	0.343 3	0.240 2	0.002 1	0.911 9
	行业竞争度	9 976	0.199 3	0.248 4	0.026 6	1.000 0
	地区贸易开放度	9 976	17.946 0	1.723 5	10.462 3	19.598 3
	地区经济增长率	9 976	5.793 9	2.485 0	-0.200 0	9.500 0



## 四、实证结果分析

### 1. 基准回归

采用双重差分模型进行政策效应分析需要满足平行趋势假设,即在政策实施前实验组与对照组之间不存在显著差异。参考 Amore 等(2013)<sup>[32]</sup>的做法,本文采取事件分析法进行平行趋势检验。设定如下模型:  $TFP_{it} = \beta_0 + \sum_{n=1}^3 \gamma_n Before_{it}^n + \beta_1 Present_{it} + \sum_{n=1}^2 \rho_n Post_{it}^n + \sum \mu_i CONS_{it} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{it}$ 。其中,  $Before^n$ 、 $Present$ 、 $Post^n$  均为政策虚拟变量。平行趋势检验结果如图 2 所示,  $Before^n$  的回归系数均不显著,表明在实行注册制前样本的全要素生产率不存在显著差异,满足平行趋势条件;同时,  $Post^n$  的回归系数显著为正,表明在实行注册制后实验组样本的全要素生产率比对照组样本的全要素生产率更高。

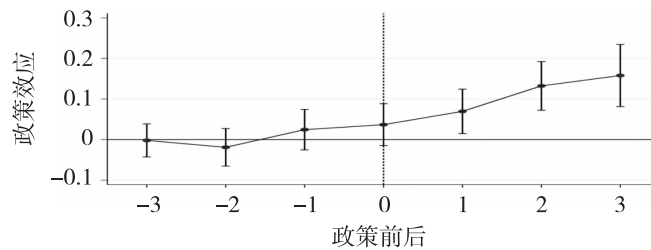


图 2 平行趋势检验结果

采用基准模型进行 PSM-DID 检验的回归结果如表 3 所示。无论是否控制控制变量,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明总体上看,相比股票发行采用核准制的企业,采用注册制的企业比全要素生产率较高,即实行注册制有利于企业全要素生产率提升,验证了假说 H1。

表 3 基准回归结果

变 量	全要素生产率	全要素生产率
注册制	0.078 5***(3.246 6)	0.076 9***(3.715 1)
企业年龄		0.506 6***(3.118 8)
资产报酬率		1.957 9***(15.065 6)
资产负债率		0.804 6***(8.669 5)
成长性		-0.046 7***(-4.280 6)
有形资产比率		-0.206 5(-1.631 4)
托宾 Q		-0.025 5***(-3.500 5)
现金比率		-0.005 4(-0.689 6)
资产规模		-0.007 6(-0.451 6)
政府补贴		0.077 0***(9.332 2)
第一大股东持股比例		-0.608 4***(-2.977 7)
独立董事占比		-0.026 5(-0.147 9)
管理层持股比例		0.214 4***(2.947 4)
机构投资者持股比例		0.665 9***(8.160 9)

续表 3

变 量	全要素生产率	全要素生产率
行业竞争度		-0.019 2(-1.422 4)
地区贸易开放度		0.065 9*(1.669 2)
地区经济增长率		-0.002 2(-0.463 5)
个体/年份固定效应	控制	控制
样本量	9 237	9 237
Adj. R <sup>2</sup>	0.851 3	0.884 3

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著，括号内为 t 值，下表同。

## 2. 稳健性检验

(1) 安慰剂检验。参考莫国莉等(2023)<sup>[13]</sup>的方法,通过随机抽取实验组样本的方式进行安慰剂检验。具体而言,从样本中随机选取 200 个企业作为实验组,剩余企业作为对照组,重新进行回归,重复 500 次,得到的回归系数及对应的 P 值如图 3 所示。可以发现,回归系数集中在 0 值附近且服从正态分布,绝大部分 P 值在 0.1 以上。基准模型的估计系数为 0.076 9,属于右侧的异常值,表明基准模型的分析结果(实行注册制的企业具有较高的全要素生产率)由除注册制之外的其他因素导致的可能性很小。

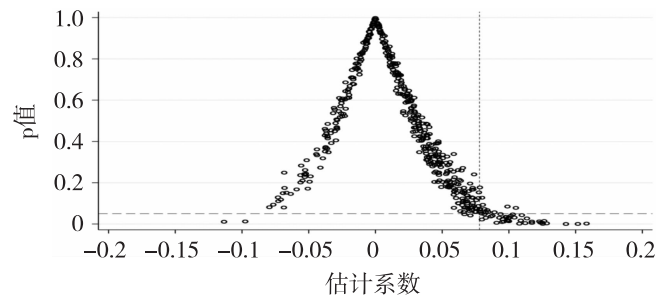


图 3 安慰剂检验结果

(2) 其他稳健性检验。一是替换被解释变量。采用 OP 法计算得到“全要素生产率 1”,将其作为被解释变量重新进行回归,估计结果见表 4 的(1)列。二是增加行业固定效应。在基准模型的基础上,进一步控制行业固定效应,重新进行检验,回归结果见表 4 的(2)列。三是避免极端值影响。为进一步减轻极端值对回归结果的影响,对样本数据进行前后 5%的双侧缩尾处理后重新进行回归,估计结果见表 4 的(3)列。上述检验中,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数均在 1%的显著性下为正,表明本文的分析结果稳健。

表 4 其他稳健性检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)
	全要素生产率 1	全要素生产率	全要素生产率
注册制	0.076 9***(3.715 1)	0.076 9***(3.711 9)	0.075 1***(3.847 4)
控制变量	控制	控制	控制
个体/年份固定效应	控制	控制	控制

续表 4

变 量	(1)	(2)	(3)
	全要素生产率 1	全要素生产率	全要素生产率
行业固定效应	未控制	控制	未控制
样本量	9 237	9 237	9 237
Adj. R <sup>2</sup>	0.884 3	0.884 0	0.878 3

### 3. 机制检验

根据前述理论分析,股票发行注册制的推行可以通过缓解企业融资约束、增加企业创新投入、提高企业投资效率来提升企业全要素生产率。对此,本文借鉴 Baron 和 Kenny (1986)<sup>[33]</sup>、石大千等 (2018)<sup>[34]</sup> 的研究,采用三步法进行中介效应检验,在基准回归模型的基础上设定如下模型:

$$Mediator_{it} = \theta_{it} + \theta_1 RSR_{it} + \sum \theta_i CONS_{it} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$

$$TFPlp_{it} = \delta_0 + \delta_1 RSR_{it} + Mediator_{it} + \sum \delta_i CONS_{it} + Company_i + Year_t + \varepsilon_{it}$$

其中, *Mediator* 为中介变量。根据前文理论分析,选取以下 3 个中介变量:一是“融资约束”,考虑到 KZ 指数和 WW 指数容易导致内生性问题,参考刘莉和杨宏睿 (2022)<sup>[35]</sup> 的做法,采用 SA 指数来衡量企业受到的融资约束程度,其值越大则融资约束越强。二是“创新投入”,借鉴韩瑞栋等 (2022)<sup>[21]</sup> 的做法,采用研发支出的自然对数值来衡量企业的创新投入规模。三是“非效率投资”,借鉴方红星和金玉娜 (2013)<sup>[36]</sup>、郭晓冬等 (2020)<sup>[37]</sup> 的做法,采用 Richardson 投资模型残差项的绝对值测度样本企业的非效率投资水平,以此反向衡量企业的投资效率(企业非效率投资越少意味着其投资效率越高)。

(1)缓解融资约束渠道。以“融资约束”为中介变量的检验结果见表 5 的(1)(2)列。“注册制”对“融资约束”的回归系数在 1%的水平上显著为负,表明采用注册制发行股票能够显著缓解企业的融资约束。在基准模型中加入“融资约束”变量后,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数仍然在 1%的水平上显著为正,但绝对值有所减小(相比基准模型);同时“融资约束”对“全要素生产率”的回归系数在 1%的水平上显著为负,表明融资约束程度的降低有利于企业全要素生产率增长。根据上述结果,融资约束在注册制影响企业全要素生产率中发挥了显著的部分中介作用,即采用注册制发行股票能够通过缓解企业融资约束的渠道来提升企业全要素生产率。

(2)增加创新投入渠道。以“创新投入”为中介变量的检验结果见表 5 的(3)(4)列。“注册制”对“创新投入”的回归系数在 5%的水平上显著为正,表明采用注册制发行股票能够显著增加企业的创新投入。在基准模型中加入“创新投入”变量后,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数仍然在 1%的水平上显著为正,但绝对值有所减小(相比基准模型);同时“创新投入”对“全要素生产率”的回归系数在 1%的水平上显著为正,表明创新投入的增加有利于企业全要素生产率增长。根据上述结果,创新投入在注册制影响企业全要素生产率中发挥了显著的部分中介作用,即采用注册制发行股票能够通过增加企业创新投入的渠道来提升企业全要素生产率。

(3)提高投资效率渠道。以“非效率投资”为中介变量的检验结果见表 5 的(5)(6)列。“注册制”对“非效率投资”的回归系数在 10%的水平上显著为负,表明采用注册制发行股票能够显著提高企业的投资效率(减少非效率投资)。在基准模型中加入“非效率投资”变量后,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数在 5%的水平上显著为正,且绝对值有所减小(相比基准模型);同时“非效率投资”对“全要素生

生产率”的回归系数在 5%的水平上显著为负,表明投资效率的提高(非效率投资减少)有利于企业全要素生产率增长。根据上述结果,投资效率在注册制影响企业全要素生产率中发挥了显著的部分中介作用,即采用注册制发行股票能够通过提高企业投资效率的渠道来提升企业全要素生产率。

由此,假说 H2 得到验证。

表 5 机制检验结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	融资约束	全要素生产率	创新投入	全要素生产率	非效率投资	全要素生产率
注册制	-0.006 8*** (-2.949 8)	0.065 9*** (3.206 0)	0.065 3** (2.417 3)	0.055 0*** (3.098 1)	-0.005 2* (-1.805 8)	0.050 1** (2.318 0)
融资约束		-1.633 0*** (-4.795 2)				
创新投入				0.323 6*** (19.405 4)		
非效率投资						-0.262 2** (-2.482 4)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	9 237	9 237	9 237	9 237	6 834	6 834
Adj. R <sup>2</sup>	0.986 0	0.886 9	0.899 3	0.906 5	0.178 4	0.887 0

#### 4. 进一步讨论:异质性分析

(1)企业产权性质异质性。国有企业与非国有企业在公司治理和运作模式上存在诸多差别,使得实行股票发行注册制对二者的影响可能有所不同。对此,本文将样本企业分为“国有企业”和“非国有企业”两组,分别进行检验,回归结果见表 6 的(1)(2)列。在“国有企业”组,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数为正但不显著;而在“非国有企业”组,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数在 1%的水平上显著为正。可见,实行股票发行注册制可以有效提升非国有企业的全要素生产率,但对国有企业全要素生产率的影响不明显。其原因可能在于:相比非国有企业,国有企业通常具有政策优势,受到的融资约束和竞争压力较弱,采用注册制发行股票对其融资约束程度的缓解作用较弱;同时,国有企业还存在政治晋升等隐形激励,管理层为减少政治晋升阻碍而存在较强的风险规避倾向,加上技术研发创新项目往往具有高风险、长周期的特点(伍中信等,2023)<sup>[38]</sup>,导致实行注册制对其创新投入增长的促进作用不明显。非国有企业则往往面临着较强的融资约束和竞争压力,采用注册制可以有效拓宽其融资渠道,并激励其增加创新投入以获取更大竞争优势,因而会产生显著的效率提升效应。

(2)地区异质性。不同地区之间的经济发展状况与社会环境存在较大差异,可能会导致注册制的实行对不同地区上市企业的影响效果不同。对此,参照沈小波等(2021)<sup>[39]</sup>的做法,将样本划分为“东部地区”和“其他地区”两组,分别进行检验,回归结果见表 6 的(3)(4)列。在两组样本中“注册制”对“全要素生产率”的回归系数均在 1%的水平上显著为正,绝对值大小虽然有所差异,但组间系数差异检验结果不显著(p 值为 0.054),表明实行股票发行注册制影响企业全要素生产率的地区异质性并不显著。

(3)行业竞争度异质性。由于行业属性的差异,不同行业的企业面临的市场竞争程度各不相同,这可能导致注册制对不同行业企业的影响具有异质性。对此,参考孙洁和殷方圆等(2020)<sup>[40]</sup>的方法,采用HHI指数衡量各行业的市场竞争程度,并以其中位数为分界点将样本划分为“竞争度低行业”和“竞争度高行业”两组,分别进行检验,回归结果见表6的(5)(6)列。在“竞争度低行业”组,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数在5%的水平上显著为正;在“竞争度高行业”组,“注册制”对“全要素生产率”的回归系数在1%的水平上显著为正。可见,相比竞争程度较低的行业,实行股票发行注册制对竞争程度较高行业的企业全要素生产率提升作用更显著。其原因可能在于,实行注册制有利于形成“优胜劣汰”的市场生态,进一步加剧了竞争程度较高行业的企业竞争压力,促使其更积极地提高效率以维持和增强自身的市场优势。

表6 异质性分析结果

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	东部地区	其他地区	竞争度低行业	竞争度高行业
注册制	0.063 1 (0.702 3)	0.078 4*** (3.631 1)	0.063 4*** (2.687 2)	0.117 1*** (2.755 8)	0.106 7** (2.238 8)	0.079 1*** (3.270 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	927	8 310	2 031	7 206	5 351	2 516
Adj. R <sup>2</sup>	0.912 9	0.880 4	0.887 9	0.873 9	0.890 5	0.869 4

## 五、结论与启示

我国股票发行从审批制到核准制再到注册制的改革,不仅体现了资本市场改革的市场化、规范化、国际化方向,而且提高了金融资源配置载体的有效性和资本市场价格信号的准确灵敏性,进而通过优化资源配置促进经济系统和各经济主体的全要素生产率增长。实行股票发行注册制对企业金融资源配置的改善渠道包括缓解融资约束、增加创新投入、提高投资效率等,从而可以显著提升企业的全要素生产率。本文将股票发行注册制的逐步推行作为一项准自然实验,以2016—2022年沪深A股上市公司为研究样本,采用PSM—多期DID模型考察实行股票发行注册制对企业全要素生产率的影响及其机制,分析发现:第一,采用注册制发行股票的企业比采用核准制的企业有更高的全要素生产率,表明实行注册制能够显著提升企业全要素生产率;第二,实行股票发行注册制可以通过缓解企业融资约束、增加企业创新投入、提高企业投资效率等渠道来提升企业全要素生产率;第三,相比国有企业和竞争程度较低行业的企业,实行股票发行注册制对非国有企业和竞争程度较高行业的企业具有更显著的全要素生产率的提升效应,但注册制对企业全要素生产率的影响在东部地区和其他地区没有显著差异。

基于上述研究结论,可得到如下启示:第一,继续推动股票发行注册制改革走深走实,进一步完善相关制度设计,更好赋能企业高质量发展。优化发行承销注册机制,加强质量控制和风险防范,营造优良的营商环境,提高企业融资的便利性和灵活性;完善科技创新奖补政策,增强科技信贷服务能力,激发企业创新活力,鼓励企业务实创新,助推企业高质量发展。第二,建立健全体制机制,促进资本市场健康安全发展。首先,要完善全链条信息披露监管制度,促进企业信息共享,并通过有效的竞争机制激励企业不断修正自身经济决策,提升企业发展质量;其次,引入更为严格的退市指标体系,建立有效的上市退市

衔接制度,通过强化优胜劣汰机制提高资本市场资源配置效率;最后,建立和完善立体追责体系,以制度化、法治化和透明化的规范管理进一步压实发行人和中介机构的责任,推动资本市场有效运行,并在加大违规处罚力度的同时加强对发行人和投资者的教育和保护,防止资本流失。第三,深化金融改革,不断提升金融服务实体经济的效能。坚持资本市场改革的市场化方向,加强有效信息披露,减少行政干预,让市场在资源配置中起决定性作用,盘活被低效占用的金融资源;同时,进一步推进资本市场高水平对外开放,完善互联互通机制,通过多样化的融资渠道充分利用国内外金融资源赋能实体经济高质量发展。

#### 参考文献:

- [1] 蔡昉. 提高全要素生产率,推动高质量发展[J]. 金融评论,2022,14(6):8-10.
- [2] LEE C C, CHANG C H. Financial policy and insurance development: Do financial reforms matter and how? [J]. International Review of Economics & Finance,2015,38:258-278.
- [3] 申烁,李雪松,党琳. 融资成本、资源错配与企业全要素生产率[J]. 经济问题探索,2022(9):26-46.
- [4] 王建新,丁亚楠. 沪深港通背景下的资本市场开放与资源配置效率——基于信息透明度的中介效应研究[J]. 云南社会科学,2020(4):122-128.
- [5] 胡海峰,窦斌,王爱萍. 资本市场开放与我国经济高质量发展——基于全要素生产率视角的经验研究[J]. 国际贸易问题,2023(9):19-35.
- [6] 罗宏,梁情文. 资本市场交易制度完善有助于提升企业生产效率吗?——基于融资融券的准自然实验[J]. 南开经济研究,2022(8):84-101.
- [7] 巫岑,饶品贵,岳衡. 注册制的溢出效应:基于股价同步性的研究[J]. 管理世界,2022,38(12):177-202.
- [8] 欧阳志刚,陈奕景,陈熹. 中国制造业金融资源配置效率与全要素生产率[J]. 管理世界,2024,40(4):96-128.
- [9] 张宗新,滕俊樑. 注册制询价改革能否提高 IPO 定价效率?——基于科创板试点注册制改革的研究视角[J]. 上海金融,2020(8):24-30.
- [10] 梁鹏. 注册制改革有助于提升 IPO 定价效率吗——基于科创板的经验证据[J]. 现代经济探讨,2021(10):68-76.
- [11] 邓金堂,段文慧. 股票发行注册制改革对中国股市波动性的影响[J]. 福建论坛(人文社会科学版),2022(7):78-94.
- [12] 区俏婷,林巧龙. 注册制改革与股票市场波动性——来自创业板的证据[J]. 证券市场导报,2024(1):64-79.
- [13] 莫国莉,刘振伟,张卫国,等. 注册制改革缓解中小企业融资约束了吗?——来自改革试点准自然实验的证据[J]. 南方金融,2023(5):55-69.
- [14] 孔东民,季绵绵,刘晨,等. 注册制改革下我国上市公司结构与质量研究[J/OL]. 证券市场导报,1-15(2024-01-10). <http://kns.cnki.net/kcms/detail/44.1343.F.20240108.2132.002.html>.
- [15] 陈运森,王林,姜彤,等. 全面注册制:制度背景、典型特征与研究机会[J]. 财务研究,2023(3):38-49.
- [16] 罗进辉,董怀丽,李璐. 注册制改革是否强化了保荐人专业能力的作用?——基于首次公开发行股票审核进程视角的考察[J]. 管理世界,2023,39(7):140-166.
- [17] BOULTON T J, SMART S B, ZUTTER C J. Earnings quality and international IPO underpricing[J]. The Accounting Review, 2011,86(2):483-505.
- [18] 边江泽,余湄,汪寿阳,等. 注册制改革下的市场反应——基于科创板与创业板的分析[J]. 系统工程理论与实践,2024,44(2):503-534.
- [19] 吴锡皓,张弛. 注册制改革对资本市场定价效率的影响研究——基于 IPO 抑价率的视角[J]. 南开管理评论,2024,27(2):246-258.
- [20] 刘瑞琳,李丹. 注册制改革会产生溢出效应吗?——基于企业投资行为的视角[J]. 金融研究,2022(10):170-188.
- [21] 韩瑞栋,杜那晔,薄凡. 资本错配对企业全要素生产率的影响研究[J]. 宏观经济研究,2022(6):57-72+111.
- [22] 李杨. 金融发展助力构建双循环新格局[J]. 金融评论,2022,14(6):5-7.

- [23] 梁伟亮. 科创板实施下信息披露制度的两难困境及其破解[J]. 现代经济探讨, 2019(8):125-132.
- [24] 赖黎, 蓝春丹, 秦明春. 市场化改革提升了定价效率吗? ——来自注册制的证据[J]. 管理世界, 2022, 38(4):172-184+199+185-190.
- [25] 冯冠, 周孝华, 仁勇. 注册制改革对 IPO 抑价的影响——来自创业板的证据[J]. 改革, 2022(9):66-82.
- [26] BARRY C B, BROWN S J. Differential information and the small firm effect[J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13(2):283-294.
- [27] 余湄, 许再琳, 边江泽. 注册制下我国上市公司招股说明书与 IPO 抑价研究——基于文本分析法[J]. 证券市场导报, 2023(10):3-15.
- [28] 彭涛, 朱冠平, 王俊, 等. 股票发行制度与初创科技型企业估值:基于准自然实验的证据[J]. 南开管理评论, 2024, 27(4):141-152.
- [29] 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.
- [30] 潘艺, 张金昌. 数字金融、融资水平与企业全要素生产率——基于 A 股和新三板制造业上市企业的实证研究[J]. 华东经济管理, 2023, 37(11):59-69.
- [31] 陈奉先, 封文华. 国际资本流动“突然停止”如何影响企业全要素生产率? ——基于准自然实验的考察[J]. 经济社会体制比较, 2023(5):28-42.
- [32] AMORE M D, SCHNEIDER C, ŽALDOKAS A. Credit supply and corporate innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3):835-855.
- [33] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986, 51(6):1173-1182.
- [34] 石大千, 丁海, 卫平, 等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, 2018(6):117-135.
- [35] 刘莉, 杨宏睿. 数字金融、融资约束与中小企业科技创新——基于新三板数据的实证研究[J]. 华东经济管理, 2022, 36(5):15-23.
- [36] 方红星, 金玉娜. 公司治理、内部控制与非效率投资:理论分析与经验证据[J]. 会计研究, 2013(7):63-69+97.
- [37] 郭晓冬, 王攀, 吴晓晖. 机构投资者网络团体与公司非效率投资[J]. 世界经济, 2020, 43(4):169-192.
- [38] 伍中信, 黄滢滢, 伍会之. 专精特新政策会促进中小企业高质量发展吗? ——来自全要素生产率的证据[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2023, 29(3):129-140.
- [39] 沈小波, 陈语, 林伯强. 技术进步和产业结构扭曲对中国能源强度的影响[J]. 经济研究, 2021, 56(2):157-173.
- [40] 孙洁, 殷方圆. 行业竞争、战略差异度与企业金融化[J]. 当代财经, 2020(12):137-148.

## How Can Reform of Capital Market Issuance System Improve Enterprises' Total Factor Productivity: Empirical Analysis Based on Implementation of Stock Issuance Registration System

CHEN Yun-qiao, LI Bai-hui

(School of Economics and Management, Yan'an University, Yan'an 716000, Shaanxi, China)

**Abstract:** To promote high-quality economic development, it is essential to optimize the financing structure, build a robust capital market, fully leverage the operational mechanisms of the capital market, mobilize

financial resources that are inefficiently utilized, and facilitate financing channels for the real economy. Accordingly, China's capital market has undergone the reform of its issuance system, gradually implementing a stock issuance registration system. A review of the literature on the registration system reveals that most scholars have focused their research on the efficiency of the capital market, with little attention paid to its impact on the total factor productivity of enterprises.

This paper employs the PSM-DID model as its research methodology to investigate whether the reform of the capital market registration system can affect the total factor productivity of listed companies, providing empirical evidence that supports the foundational institutional construction of the capital market to facilitate the high-quality development of the real economy. The results indicate that implementing the capital market registration system can enhance the total factor productivity of enterprises. This conclusion remains valid even after conducting robustness checks using various methods to measure enterprise TFP, adding industry fixed effects, and re-selecting the data. The mechanism analysis shows that the implementation of the registration system affects the total factor productivity of enterprises mainly by easing the financing constraints of enterprises and promoting the R&D innovation of enterprises. The further heterogeneity test shows that the implementation of the registration system has a more significant promoting effect on the total factor productivity of non-state-owned enterprises and enterprises with high industrial competition.

Compared with previous literature, this paper may have the following marginal contributions: first, it provides an important reference for the discussion of the advantages and disadvantages of the full implementation of the registration system and opens up a new research direction for the registration system research; second, it enriches the relevant literature on the factors affecting the total factor productivity of enterprises to extend its research space; third, it provides policy inspiration for deepening financial reform and improving the efficiency of financial resource allocation.

The research of this paper reveals the inner logic and mechanism of the service efficiency of the capital market to the real economy to some extent. To give full play to the service efficiency of the capital market and improve the total factor productivity of enterprises, it is necessary to continue to promote the deepening and strengthening of the stock issuance registration system, promote the virtuous cycle development of the capital market, optimize the efficiency of factor resource allocation, and encourage pragmatic innovation of enterprises.

**Key words:** capital market; stock issuance registration system; financing constraints; investment in innovation; investment efficiency; total factor productivity

**CLC number:** F832. 5; F830. 91

**Document code:** A

**Article ID:** 1674-8131(2024)05-0080-16

(编辑:刘仁芳)