

# 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

胡海峰 窦 斌 王爱萍

**摘要：**本文利用“沪深港通”交易机制开通构建双重差分模型，实证检验了资本市场开放对企业全要素生产率的影响。研究发现：（1）整体而言，在“沪深港通”开通后，标的上市企业的全要素生产率水平平均提高11.2%，表明资本市场开放对全要素生产率具有显著且积极的影响。（2）机制检验结果表明，资本市场开放对全要素生产率的积极影响主要通过缓解企业融资约束以及提高其治理水平和技术创新能力等渠道产生。（3）对于经济欠发达、市场质量较低的地区以及竞争较弱行业内的企业而言，资本市场开放推动其全要素生产率更大幅度地提升。上述结论表明，在新发展阶段，我国资本市场开放的制度设计充分体现竞争中性的原则，不仅提升了企业的全要素生产率，而且推动了地区、产业间的平衡发展和包容性增长，为实体经济高质量发展提供了有力的金融支持。

**关键词：**资本市场开放；“沪深港通”；全要素生产率；经济高质量发展

[中图分类号] F124 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 9-0019-17

### 引 言

党的二十大报告指出，高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务。高质量发展是指经济发展能够更高程度体现新发展理念要求，解决发展不平衡不充分问题，满足人民日益增长的美好生活需要，推动质量变革、效率变革、动力变革。在三大重要变革中，质量变革是主体，效率变革是主线，动力变革是基础，关键是切实、持续地提高全要素生产率，体现质量第一、效率优先的原则（金碚，2018）<sup>[1]</sup>。这意味着全要素生产率是经济发展质量的重要标识和衡量，要想实现经济的高质量发展，必须在提高全要素生产率上狠下功夫（蔡昉，2022）<sup>[2]</sup>。

历史经验表明，不完备的金融市场是阻碍经济效率提升的关键因素。渐进式的金融开放历程给我国金融体系提供了适应和调整的空间，金融市场的法律、制度和

[收稿日期] 2023-03-12

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“新发展格局下提高直接融资比重优化金融结构与经济高质量发展研究”（21&ZD111）

[作者信息] 胡海峰：北京师范大学经济与工商管理学院教授；窦斌：清华大学社会科学学院博士研究生；王爱萍（通讯作者）：北京工商大学经济学院副教授，电子信箱：bjwangaiping@126.com

基础设施建设得以普及和完善,为我国经济的飞速增长创造了条件。在新发展阶段,实现高质量的经济增长势必需要更高质量、高层次、全方位的金融开放(胡海峰,2023)<sup>[3]</sup>。资本市场在金融运行中具有牵一发而动全身的枢纽作用,加快资本市场的双向开放,逐渐与国际市场接轨、融合,不断提高资本市场的规范化、市场化水平,对提高资本市场资源配置效率,提升我国金融业的国际竞争力和服务实体经济的能力具有重要作用。基于这一认识,实现经济高质量发展势必要更加坚定、更大力度地推进资本市场的对外开放。

高培勇(2021)<sup>[4]</sup>指出,在新发展理念指引下,开放是实现高质量发展的必由之路,而反过来高质量的发展目标也对经济金融开放提出了更高层次的要求,旨在通过更高水平的对外开放为国内经济赋能,核心要义在于统筹发展和安全的动态平衡,增强我国经济发展的平衡性、协调性和可持续性。这就意味着需要兼顾开放制度的包容性和竞争中性,统筹经济增长与可持续发展的问题,实现更有效率、更为平衡的经济布局(肖红军等,2020<sup>[5]</sup>;张晓晶,2022<sup>[6]</sup>)。因此,从全局协调平衡发展的角度进一步审视资本市场开放的深远影响具有现实性和必要性。基于此,本文聚焦于上市企业在资本市场开放前后全要素生产率的变化情况,从微观层面阐释资本市场开放与经济高质量发展的理论内涵和经济逻辑。

本文的边际贡献有以下三点:其一,在理论层面,本文阐释了资本市场开放推动经济高质量发展的理论内涵。本文指出,资本市场开放不仅显著提升企业全要素生产率,提高实体经济的发展质量,而且为弱势地区和行业注入新的活力,缓解地区和产业间发展不平衡的问题,推动经济的包容性增长。因此,在新发展阶段,资本市场开放的制度设计充分体现了竞争中性和包容性的原则,与经济高质量发展理念高度契合。其二,在实践层面,本文揭示了资本市场开放影响全要素生产率的作用渠道。资本市场开放通过缓解企业融资约束,提高企业的治理水平和技术创新能力,进而推动其全要素生产率的提升。上述机制阐释了资本市场开放强化金融服务实体经济职能的内在逻辑,为进一步深化资本市场对外开放程度,为企业增质提效提供更高质量的金融支持,提供了丰富的经验证据。其三,在研究方法层面,本文将“沪深港通”交易机制启动视为深化资本市场双向开放的外生政策冲击。考虑到“沪深港通”标的证券存在调入和调出的情形,处理组样本受到政策影响的时点存在差异,本文构建了交叠双重差分(DID)模型进行检验。在稳健性讨论部分,本文还针对“沪深港通”标的样本调整、政策效应拆分、异质性稳健估计等问题提供了较为可行的检验思路。

## 一、理论分析与研究假说

### (一) 全要素生产率的影响因素分析

全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)是衡量单位总投入所得总产量的生产率指标,用来反映除去有形生产要素(包括资本、劳动、土地等)以外纯技术进步带来的生产率增长情况(邹薇,2018)<sup>[7]</sup>。在索罗创立的新古典经济增长

理论中,全要素生产率被视为影响长期经济增长的新动力。资本深化、人力资本改善和技术进步是提高全要素生产率的主要因素,并且每一个因素的贡献方式和涵义不尽相同(蔡昉,2022)。资本深化是指资本投入增长快于劳动力投入增长的现象,产生的结果是资本替代劳动力。但是,一旦劳动力无限供给特征消失,在资本报酬递减规律的作用下,这种方式是不可持续的。人力资本的结构和质量都会影响全要素生产率的水平,一般而言,人力资本对全要素生产率的贡献相对稳定。技术进步取决于经济体的研发水平、技术转化能力和创新成果的扩散程度,在传统生产要素收益递减的作用下,技术进步提供了新的增长动力,对全要素生产率的贡献是最为显著且最可持续的。

在微观层面,全要素生产率不仅受限于企业的资本、劳动、技术水平,还会受到企业治理水平、运营能力、组织架构等因素的综合影响,因为这些因素直接影响到各种要素之间的匹配关系,即企业整体治理和运营水平的高低决定了其能否合理配置生产所需的各项要素资源,从而达到规模经济的生产状态。在本文的研究中,根据金融在经济社会中的职能和定位,金融体系的发展会直接通过企业资金状况、治理水平和技术创新能力等渠道来影响企业全要素生产率,本文围绕上述渠道展开进一步分析。

## (二) 资本市场开放的经济效应分析

### 1. 资本市场开放的积极影响

首先,资本市场开放允许境外的金融机构、个人投资者进入国内金融市场,直接增加了国内市场的投资机会,满足国内上市公司经营发展的资金需求,降低企业的融资成本(Bekaert et al., 2011<sup>[8]</sup>; Gehringer, 2014<sup>[9]</sup>)。同时,双向开放意味着国内投资者也能够进入境外资本市场。投资者可以通过构建丰富的投资组合来对冲风险,改善投资效率,保证被投资企业现金流的持续性和稳定性(Boubakri et al., 2013)<sup>[10]</sup>。当企业摆脱资本要素的限制,具备充足的资金来源和稳定的融资渠道时,企业的融资成本会进一步降低。此时,公司有能力且有资金扩大投资范围和投资规模(Henry, 2000)<sup>[11]</sup>,专注于技术改进和效率提升,通过购置固定资产、无形资产来改进机器设备和生产技术,为全要素生产率的提高注入不竭动力(Kose et al., 2009)<sup>[12]</sup>。

其次,资本市场开放意味着国内市场与国际市场接轨,相应的金融交易制度和金融基础设施也得到进一步完善,极大地减小金融交易中的摩擦和障碍(Levine, 2001<sup>[13]</sup>; Baltagi et al., 2009<sup>[14]</sup>)。这将帮助企业避免人力、物力、财力等基础资源的无谓损耗,极大缓解了企业的经营负担,使企业更加专注于生产资源的合理配置(Kose et al., 2009)。并且,资本市场开放也能有效强化企业的内外部治理。境外投资者往往具有较强的股东职责和法律意识,强调企业经营的科学性和企业经营的规范性,注重企业在行业中的发展潜力,也更有意愿行使公司治理过程中的知情权、监督权和决策权(Bae et al., 2006)<sup>[15]</sup>。因此,当境外投资者参与企业经营管理 and 战略规划时,其会督促企业管理层注重提升主营业务的核心竞争力,通过改

善生产效率，巩固企业的发展优势（Bae and Goyal, 2010）<sup>[16]</sup>。

最后，资本市场开放有助于改善国内市场投资环境，激发企业的技术创新潜能。境外机构进入我国资本市场能够明显改善整体的投资者结构，增大长期资本所占比重（张晓燕，2019）<sup>[17]</sup>。国内资本市场以散户投资者为主，其投资经验不足且缺少足够耐心，更倾向于短期的套利投资，不利于企业长久发展。相比之下，较为成熟的境外投资者具备丰富的投资经验和专业的投资分析能力，更加注重价值型投资，真正具有发展潜力和增值空间的企业会获得境外投资者的青睐，从而激发企业家创新热情和企业的创新活力。越来越多的企业开始增加对科技创新的研发投入，从而提高其全要素生产率水平，获得持续增长的新动力（戴鹏毅等，2021<sup>[18]</sup>；杨胜刚等，2022<sup>[19]</sup>）。

综合上述分析，本文提出以下研究假说。

假说1：资本市场开放具有技术激励效应，会促进上市企业全要素生产率的显著提升。

## 2. 资本市场开放的消极影响

资本市场开放同样伴随着风险隐患，对我国金融体系和上市公司均是一种挑战。首先，资本市场开放会带来短期跨境资本大规模外流的风险。尤其是当国内经济下行，经济增长面临不确定性时，人民币存在贬值风险，国内市场的投资收益不足，“热钱”大规模逃离，这会扰乱金融市场秩序，对国内企业产生双重打击。一方面，国内的经济前景并不乐观，消费需求不足，企业面临生存危机，缺乏技术创新动力；另一方面，资本大规模外流降低了市场的流动性，市场的萎缩和低迷又会加重企业的债务负担，制约企业资本的积累和深化，全要素生产率提升严重受阻。

其次，资本市场开放会带来国内市场波动加剧的风险。当国内金融市场与国际金融市场融合时，境内外市场的联动性不断增强，国内市场面临剧烈波动的风险也随之增大。这是因为国际重要资本市场的波动存在较为明显的溢出效应，会影响和波及到与之有密切联系的新兴资本市场（管涛，2019）<sup>[20]</sup>，从而加剧新兴资本市场的脆弱性（Stiglitz, 2000<sup>[21]</sup>；Neumann et al., 2009<sup>[22]</sup>）。此外，当国际资本市场的波动加剧时，投资者的恐慌情绪也会在蔓延中不断放大，投机交易频率增大，股价逐渐偏离其内在价值（胡海峰等，2020）<sup>[23]</sup>。股票市场的波动增加，投资者面临的风险增加，其他经济部门也会受到冲击，从而增加整体宏观经济的不稳定性（Joyce, 2011）<sup>[24]</sup>。此时，投资者会追求更高的风险溢价，导致企业融资成本进一步增大。在资金限制下企业无法维持正常的生产运营，效率提升动力匮乏。

最后，国内企业参与国际金融投融资活动的经验不足。对于发展中国家而言，资本市场仍处于发展阶段，缺少与国际资本的合作经验，缺乏对国际金融市场规则、程序和法律的详尽了解，而且对境外投资者的投资风格、投资目标尚不清楚。在投融资合作过程中，可能会产生金融纠纷，加重企业的财务负担，不利于其长

期可持续发展。与此同时，国内的金融机构会面临更为复杂和不确定的外部环境，如果缺乏合理的风险防控、危机预警机制，将会增大国内金融体系的系统性风险，最终使大多数实体企业受损。当企业面临较大的经营压力时，管理层会更加关注短期利益，甚至会出现机会主义行为，而忽视通过改善全要素生产率来实现长远发展。

综合上述分析，本文提出以下研究假说。

假说 2：资本市场开放具有技术抑制效应，会阻碍上市公司生产效率的提升。

## 二、研究设计

### （一）政策背景——“沪深港通”准自然实验

“沪港通”是指沪港股票市场交易互联互通机制，允许两地投资者通过当地证券公司（或经纪商）买卖规定范围内的标的股票，标志着国内资本市场与国际市场更为深度、多元的融合，对外开放的层次和水平得到进一步提升。

从实证角度来看，“沪深港通”政策实施为研究资本市场对外开放对企业全要素生产率提升、实体经济高质量发展的影响提供了一个有利的自然实验环境。资本市场开放是一个渐进的过程，在“沪港通”政策实施以前，我国资本市场中并不存在两地股票市场联通的交易机制，国外投资者只能通过合格境外机构投资者（QFII）间接持有我国上市公司股票。而在“沪深港通”交易机制下，外资进入内地资本市场的渠道进一步放宽。香港的机构投资者、个体投资者以及借助香港这一平台进入中国内地市场的其他国家（地区）投资者，均能参与内地资本市场的投资。投资方式的便捷以及投资者门槛的降低极大地激发了外资进入 A 股市场的热情。“沪深港通”交易制度的启动实施促进了中国内地与香港资本市场的双向开放和健康发展，是我国资本市场国际化进程中迈出的坚实一步（戴鹏毅等，2021；杨胜刚等，2022）。因此，在“沪深港通”交易机制启动前后，资本市场的开放程度存在时序上的差异。同时，该政策的实施对于企业的生产效率而言是外生的，能够有效缓解实证研究中的内生性问题。

### （二）模型构建

本文将“沪深港通”的政策启动作为提高资本市场开放程度的准自然实验，由此构建了交叠 DID 模型。该模型允许处理组样本受到政策影响的时点存在时序上的差异，在本研究中，适用于 2014 年之后陆续被调入“沪深港通”标的证券的情形。参照 Beck 等（2010）<sup>[25]</sup> 的研究方法，本文将基准模型设定为双向固定效应面板模型：

$$TFP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Open_{it} + \sum_{j=2}^n \lambda_j CV_{it} + \sigma_{i,firm} + \sigma_{i,year} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，DID 交互项简化为  $Open_{it}$ ，表示实验期内的处理组虚拟变量。若公司  $i$  在  $t$  期受到“沪深港通”政策影响且被纳入交易标的股票，则为处理组样本，此后  $Open_{it}$  均取值为 1，否则取值为 0。此外， $TFP_{it}$  为企业全要素生产率的测度指标， $CV_{it}$  为控制变量。 $\sigma_{i,firm}$ 、 $\sigma_{i,year}$  表示控制企业固定效应和年度固定效应，并在企业

层面进行聚类调整。 $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。

本文利用领先和滞后期回归的计量方法对基准模型进行平行趋势检验 (Beck et al., 2010; Cerulli and Ventura, 2019<sup>[26]</sup>):

$$TFP_{it} = \lambda_0 + \sum_{\tau=1}^6 \gamma_{-\tau} Open_{-\tau, i, t-\tau} + \gamma_0 Open_{0, i, t} + \sum_{\tau=1}^4 \gamma_{\tau} Open_{\tau, i, t+\tau} + \sum_{j=2}^n \lambda_j CV_{it} + \sigma_{i, firm} + \sigma_{i, year} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 虚拟变量  $Open_{-\tau}$  用来考察政策启动前, 处理组样本对被解释变量的影响效应。虚拟变量  $Open_{\tau}$  用来考察政策启动后, 处理组样本对被解释变量的影响效应。具体设定为, 在政策实施前第  $\tau$  年, 处理组样本的  $Open_{-\tau}$  赋值为 1, 否则  $Open_{-\tau}$  赋值为 0。特别地, 在政策实施前第 6 年及以前, 处理组样本对应的  $Open_{-6}$  赋值为 1, 否则  $Open_{-6}$  赋值为 0。另外, 设定政策实施后第  $\tau$  年的处理组样本对应的  $Open_{\tau}$  赋值为 1, 否则  $Open_{\tau}$  赋值为 0。若模型 (2) 中  $Open_{-\tau}$  的系数  $\gamma_{-\tau}$  在统计意义上均不显著异于 0, 则表明基准模型 (1) 满足平行趋势假设。

### (三) 变量选取及说明

#### 1. 被解释变量

企业全要素生产率的估计源自柯布-道格拉斯生产函数形式:

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^a K_{it}^b M_{it}^g \quad (3)$$

其中,  $Y_{it}$  表示总产出或总收入,  $A_{it}$  表示全要素生产率,  $L_{it}$  表示劳动要素投入,  $K_{it}$  表示资本要素投入,  $M_{it}$  表示中间品要素投入。

对式 (3) 等号两端同时取自然对数可得:

$$\ln Y_{it} = m_0 + a \ln L_{it} + b \ln K_{it} + g \ln M_{it} + e_{it} \quad (4)$$

该式中, 全要素生产率的对数值包含在残差  $e_{it}$  中, 通过普通最小二乘 (OLS) 回归估计可得  $e_{it}$  的具体取值。传统的 OLS 估计存在同时性偏差和生存性偏差, Oley 和 Pakes (1996)<sup>[27]</sup> 拓展了基于一致半参数的估计方法 (OP 法) 来解决这两个问题。首先, 假定投资是全要素生产率的单调增函数, 利用投资方程控制生产率冲击与中间投入的相关性来解决同时性偏差问题。本文选用企业的资本性投资来衡量, 即购置固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金。其次, 引入生存概率来解决生存性偏差的问题, 当生产效率低于门限值时, 企业会退出市场。本文以退市、借壳上市和主营业务变更来设定公司退出所在行业和市场的情形 (胡海峰等, 2020)<sup>[28]</sup>。

此外, 参考 Yasar 等 (2008)<sup>[29]</sup> 的方法, 用年份值来控制时间趋势, 用主营业务收入度量总产出, 用职工人数度量劳动要素投入, 用固定资产的账面价值度量资本要素投入。同时, 总产出采用地区工业品出厂价格指数 (以 2005 年为基期) 进行平减, 资本要素投入和资本性投资采用地区固定资产投资价格指数 (以 2005 年为基期) 进行平减。由此得到基于 OP 法的全要素生产率估计值 ( $TFP-OP$ )。

#### 2. 控制变量

参考现有文献 (戴鹏毅等, 2021; 杨胜刚等, 2022), 本文从公司盈利能力、治理结构、薪酬体系等方面设定实证模型的控制变量。资产报酬率 ( $ROA$ )、营业

收入增长率 (*Growth*)、息税前营业利润率 (*Profit*) 是反映公司盈利能力的三个指标, 从不同角度揭示企业经营水平和发展潜力。在公司治理结构方面, 主要采用董事会规模 (*Board*)、公司高管两职合一 (*Dual*)、股权集中度 (*Top10*)。在公司的薪酬体系方面, 主要采用公司高管薪酬 (*WageI*)、普通职工工资 (*WageII*)。此外, 在其他公司特征指标方面, 企业社会责任 (*CSR*) 是衡量企业文化和发展理念的关键指标。公司杠杆率 (*LEV*) 用总负债占总资产的比重来衡量。高杠杆公司的经营和财务状况面临更大的不确定性, 其生产率水平往往较低。政府补贴 (*Subsidy*) 会对公司产生积极影响, 保障研发创新投资, 提高公司的生产效率。

#### (四) 数据说明

本文选取 2006—2018 年我国沪深 A 股上市公司作为研究对象。为了保证财务数据的准确性和可获得性, 剔除沪深 A 股中的金融业股票、ST 股票和已经退市的股票。研究数据均来自上市公司年度财务报表和国泰安 (CSMAR) 数据库。为排除极端值的影响, 对连续变量进行前后 1% 的缩尾处理。

在检验过程中, 本文剔除在“沪深港通”交易机制启动后陆续被调出的标的股票。在 2014—2018 年度区间内, 此类样本共计 476 个。在 2006—2018 年度区间内, 共剔除 4 566 个样本。考虑到剔除样本量过大的问题, 在稳健性检验部分, 本文又针对全部样本再次进行检验和分析。同时, 由于样本选择偏误的干扰, 统计中只能观测到一家公司实行“沪深港通”交易机制对其生产效率的影响, 而无法观测到这一样本反事实的情况。因此, 本文采用倾向得分匹配 (PSM) 的方式对样本进行匹配和筛选。具体而言, 参考钟覃琳和陆正飞 (2018)<sup>[30]</sup> 的设计思路, 设定公司资产规模、杠杆率、盈利能力、成长性和流动性指标为 PSM 的协变量, 采用最邻近且无放回的方法对实行“沪深港通”交易机制的公司与非实行公司进行一一匹配, 最终得到本文主要研究样本共计 8 650 个。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准回归结果与分析

表 1 是检验资本市场开放影响全要素生产率的基准回归结果。第 (1) 列仅单独考虑资本市场开放指标的影响, *Open* 的拟合系数为 0.219, 达到 1% 的显著性水平, 表明股票市场开放对 TFP 提升具有显著且积极的影响。第 (2) — (5) 列依次加入反映公司盈利能力、治理结构、薪酬体系等特征的控制变量进行 DID 回归, *Open* 的拟合系数仍在 1% 的水平下显著为正, 并且在第 (5) 列中, 综合考虑全部控制变量的影响之后, *Open* 的拟合系数为 0.112, 证明股票市场开放推动了企业 TFP 水平的明显提升, 对外资开放的企业比未开放企业 TFP 水平更高<sup>①</sup>。

①基准回归的有效样本数为 8 302, 这是由于在采用多维固定效应并控制公司个体效应时, 会剔除掉 348 个单类样本。而第 (6) 列采用行业固定效应进行回归, 不存在剔除样本的情况。考虑到公司个体层面的固定效应更符合政策时点不同 DID 模型的设定, 而且模型的拟合优度更好, 下文均采用基准模型的设定形式进行计量检验。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>
<i>Open</i>	0.219 *** (0.018)	0.139 *** (0.013)	0.132 *** (0.012)	0.111 *** (0.012)	0.112 *** (0.012)	0.171 *** (0.008)
<i>ROA</i>		1.081 *** (0.092)	1.023 *** (0.093)	0.984 *** (0.093)	0.964 *** (0.095)	0.952 *** (0.073)
<i>Growth</i>		0.035 *** (0.007)	0.034 *** (0.007)	0.034 *** (0.006)	0.035 *** (0.007)	0.024 *** (0.007)
<i>Profit</i>		0.411 *** (0.037)	0.417 *** (0.037)	0.421 *** (0.037)	0.423 *** (0.037)	0.528 *** (0.032)
<i>Board</i>			0.001 (0.002)	0.004 * * (0.002)	0.004 * * (0.002)	0.001 (0.001)
<i>Dual</i>			-0.004 (0.006)	-0.000 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.008 (0.005)
<i>Top10</i>			0.159 *** (0.033)	0.142 *** (0.032)	0.128 *** (0.035)	0.153 *** (0.023)
<i>WageI</i>				0.038 *** (0.006)	0.039 *** (0.006)	0.039 *** (0.005)
<i>WageII</i>				0.036 *** (0.008)	0.037 *** (0.008)	0.050 *** (0.006)
<i>CSR</i>				0.013 *** (0.004)	0.012 *** (0.004)	0.018 *** (0.006)
<i>LEV</i>					-0.015 (0.025)	0.007 (0.017)
<i>Subsidy</i>					0.000 (0.002)	0.003 (0.002)
<i>Firmage</i>					-0.009 (0.007)	-0.145 *** (0.004)
常数项	1.941 *** (0.009)	1.855 *** (0.007)	1.759 *** (0.025)	0.871 *** (0.113)	0.897 *** (0.116)	0.972 *** (0.077)
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	否
行业固定效应	否	否	否	否	否	是
N	8 302	8 302	8 302	8 302	8 302	8 650
R <sup>2</sup>	0.772	0.901	0.903	0.906	0.906	0.742
Adj. R <sup>2</sup>	0.706	0.872	0.874	0.878	0.878	0.740

注：括号内为回归系数的稳健标准误，在公司层面进行了聚类调整；\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。下表同。

图1是依据基准检验结果绘制的平行趋势检验图。以 $Open\_6$ 为基期，且在“沪深港通”政策启动之前的处理组样本对应虚拟变量( $Open\_5-Open\_1$ )的回归系数均未显著异于0，证明满足平行趋势假设。在“沪深港通”政策启动之后，处理组样本对应虚拟变量的拟合系数均显著大于0，且均达到了1%的显著性水平，表明资本市场开放对TFP具有显著正向的处理效应。平行趋势检验结果证明了基



准模型设定的合理性。整体而言，资本市场开放对改善企业效率具有积极作用，能够助推上市公司 TFP 平均提升 11.2%，为实体企业提质增效提供有力的金融支持，从而证明本文假说 1 成立。

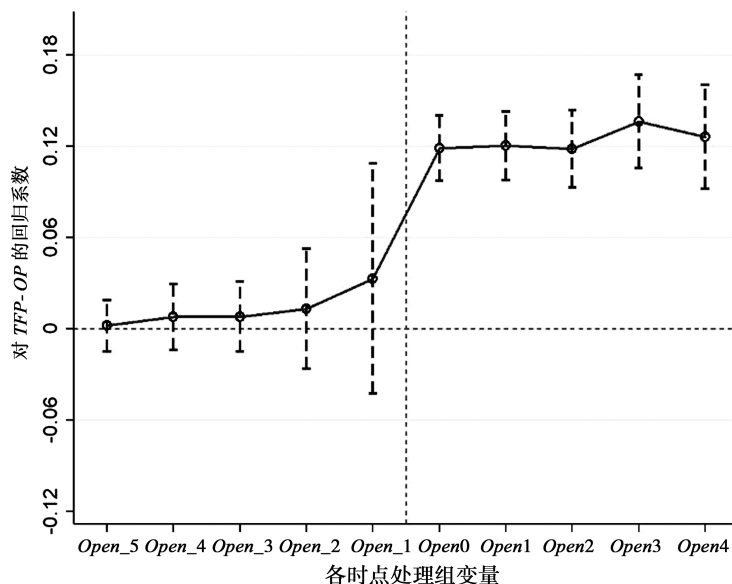


图 1 基准模型的平行趋势检验图

## (二) 分组检验结果

上文证实了资本市场开放对全要素生产率提升的积极作用，那么，这种影响是否会出现“赢家通吃”的局面，即优质的资源全部集中于对外开放企业，其打破原有的市场格局，扩大企业的技术差距，造成经济的失衡和社会福利的损失？为回答该问题，本文依据上市公司的地区、行业特征，从地区经济发展水平、地区资本市场质量、行业竞争程度三个角度对基准回归结果进行分组检验，更为客观地评估资本市场开放的经济效应。

### 1. 基于地区维度的分组讨论

从经济发展水平的角度来看，地区经济状况决定了经济基础设施和金融基础设施的完善程度，在经济发达地区，企业的生产效率往往处于领先水平。从资本市场质量的角度来看，高质量的资本市场能够为实体企业提供高质量的金融服务，提高企业的生产和盈利能力，巩固发展竞争优势。因此，本文基于这两个地区维度差异对资本市场开放的技术激励效应进行分组讨论。地区经济发展水平（GDP）用上市公司所在省份的总产值来衡量，GDP 越大的地区经济发展水平越高。根据 GDP 数值的中位数进行分组，将样本划分为经济发达地区（GDP=1）和经济欠发达地区（GDP=0）。地区资本市场质量（MQ）用地区内上市公司中 ST 股票所占比重来衡量，MQ 越大，该地区 ST 股票所占比重越大，资本市场质量相对越低。根据 MQ 数值的中位数进行分组，将样本划分为资本市场低质量地区（MQ=1）和资本市场高质量地区（MQ=0）。

本文在上述各样本组内进行基准模型检验，同时，在基准模型中引入资本市场开放与地区经济发展水平和资本市场质量的交互项对全样本进行检验。由表2第(1)、(2)列结果可知，在经济水平不同的地区内，*Open*的系数均在1%的水平下显著为正，资本市场开放均能对TFP产生积极影响。在第(3)列中交互项 $Open \times GDP$ 的系数显著为负，说明资本市场开放的技术激励效应在经济欠发达地区更为显著。与经济发达地区相比，资本市场对外开放之后，欠发达地区企业TFP提升的幅度高出1.1%。由表2第(4)、(5)列结果可得，在市场质量不同的地区内，资本市场开放的技术激励效应均显著成立。在第(6)列中交互项 $Open \times MQ$ 的系数显著为正，表明与资本市场高质量地区相比，在市场质量较低的地区内资本市场开放对TFP的作用效果更为显著，TFP的提升幅度平均高出1.2%。

综上，表2结果更为直观地凸显出资本市场开放的重大意义，资本市场开放对不同地区的企业均有积极影响。而且对于经济欠发达和市场质量相对较低的地区，资本市场开放对企业全要素生产率的激励作用更大。推动资本市场开放能够为这些相对落后地区的发展带来新的增长动力，推动资本市场配套运行机制逐渐科学和规范，金融基础设施建设进一步完善，更好地服务于实体经济高质量发展。企业从境外优质投资者募集资金的同时，能够了解和学习境外丰富的经营管理理念和资本运作经验，从而实现效率改进和提升，增强发展潜力与核心竞争力。

表2 基于地区维度的分组检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>GDP</i> =1	<i>GDP</i> =0	全样本	<i>MQ</i> =1	<i>MQ</i> =0	全样本
	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>	<i>TFP-OP</i>
<i>Open</i>	0.101*** (0.014)	0.123*** (0.023)	0.118*** (0.008)	0.133*** (0.019)	0.091*** (0.019)	0.106*** (0.012)
$Open \times GDP$			-0.011* (0.006)			
$Open \times MQ$						0.012* (0.006)
常数项	1.112*** (0.181)	0.908*** (0.165)	0.902*** (0.066)	0.888*** (0.146)	0.924*** (0.219)	0.894*** (0.116)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
N	3 919	4 032	8 302	3 620	3 915	8 302
R <sup>2</sup>	0.928	0.902	0.906	0.904	0.909	0.906
Adj. R <sup>2</sup>	0.898	0.871	0.878	0.876	0.872	0.878

## 2. 基于行业维度的分组讨论

行业的竞争程度反映了企业的生存环境，在竞争程度较低的行业内，企业生存

压力较小,缺乏技术创新和创造的动力。当处于高竞争强度的环境时,企业面临着“优胜劣汰”的竞争机制,会迫切寻求技术升级和效率提升以尽可能地提高管理效率,降低营运成本,增加经营利润,提高在行业中的核心竞争力。因此在不同竞争程度的行业内,资本市场开放的技术激励效应可能存在差异。

本文按照证监会大类行业划分标准,分别用企业的销售收入和资产规模来测算衡量行业竞争程度的 HHI 指数,HHI 数值越小,意味着该行业的竞争程度越强。本文在基准回归模型的基础上引入资本市场开放与行业竞争程度的交互项,回归结果见表 3。第(1) — (3)列是依据  $HHI\_Sale$  进行的分组检验,可以看出在不同竞争程度的样本中, $Open$  的系数显著为正,资本市场开放的技术激励效应在不同分组中均有所体现。第(3)列中  $Open \times HHI\_Sale$  的系数为 0.014,达到 10% 的显著性水平,表明  $HHI\_Sale$  越大,资本市场开放对 TFP 的促进作用越大。这意味着与高竞争行业相比,资本市场开放的技术激励效应在低竞争行业中尤为凸显,资本市场开放对 TFP 的提升作用高出 1.4%。第(4) — (6)列以  $HHI\_Asset$  作为衡量行业竞争的分组指标,仍得出一致的估计结果。在竞争程度较低的行业内,资本市场开放的技术激励作用更大,TFP 的平均提升幅度比高竞争行业样本组高出 1.0%。资本市场开放净化了市场环境,同时资本市场开放程度增大意味着市场更加规范化、透明化、法制化,打破了行业内原有资本和技术等基础资源的垄断,为行业带来一定的竞争压力,激励着实体企业不断变革技术,改进效率以规避被市场淘汰的压力和风险。

表 3 基于行业维度的分组检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$HHI\_Sale = 1$	$HHI\_Sale = 0$	全样本	$HHI\_Asset = 1$	$HHI\_Asset = 0$	全样本
	$TFP-OP$	$TFP-OP$	$TFP-OP$	$TFP-OP$	$TFP-OP$	$TFP-OP$
$Open$	0.138*** (0.019)	0.097*** (0.020)	0.103*** (0.012)	0.142*** (0.019)	0.102*** (0.021)	0.106*** (0.008)
$Open \times HHI\_Sale$			0.014* (0.007)			
$Open \times HHI\_Asset$						0.010* (0.006)
常数项	0.808*** (0.159)	0.944*** (0.166)	0.901*** (0.116)	0.806*** (0.152)	1.125*** (0.165)	0.901*** (0.066)
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
N	4 045	3 807	8 302	4 096	3 821	8 302
R <sup>2</sup>	0.906	0.938	0.906	0.902	0.943	0.906
Adj. R <sup>2</sup>	0.870	0.906	0.878	0.871	0.915	0.878

## 四、稳健性检验<sup>①</sup>

### (一) 全要素生产率的稳健估算

前文实证部分采用 OP 法估算的全要素生产率来衡量实体企业的发展质量。本部分借鉴 Levinsohn 和 Petrin (2003)<sup>[31]</sup>、Petrin 等 (2004)<sup>[32]</sup> 提出的 LP 法和 Giannetti 等 (2015)<sup>[33]</sup> 所采用的 OLS 法对企业的全要素生产率再次进行测算, 得到 *TFP-LP* 和 *TFP-OLS*。将这两个指标分别代入基准 DID 模型中, 检验资本市场开放与 TFP 的关系。结果表明, 在通过平行趋势检验之后, *Open* 的系数均显著为正, 证明采用不同方法估算 TFP 后, 资本市场开放的技术激励效应依然稳健存在, 与假说 1 一致。进一步的分组检验也表明, 资本市场开放推动了地区、行业的均衡发展, 证明了本文研究结论的稳健性。

### (二) 政策效应的拆分与检验

本文对“沪深港通”政策进行拆分和检验, 分别检验“沪港通”和“深港通”政策启动的经济效应。结果显示, 无论采用何种方法估计企业的全要素生产率, *Open* 的系数均在 1% 的水平下显著为正, 资本市场开放能对 TFP 产生显著且积极的影响。

### (三) 政策启动时点的讨论

在基准回归中, 本文将“沪深港通”政策启动年 (2014 年、2016 年) 设定为实验期的起点。由于政策启动的时间节点分别为 2014 年和 2016 年年末, 关于政策启动年的经济效应是否显著存在一定争议。因此, 此处本文将政策启动后一年 (2015 年、2017 年) 设定为实验期的起点, 再次进行 PSM-DID 检验。结果显示, *Open* 的系数均显著为正, 且均通过了平行趋势检验, 再次验证了资本市场开放的技术激励效应稳健成立。

### (四) 样本容量选择问题的讨论

前文在对样本预处理时, 剔除了被调出“沪深港通”标的证券的样本, 这种处理方式可能会导致样本容量缺失的问题。对此, 本文针对包含被调出标的证券的全样本再次进行基准模型检验。对这类样本的具体处理方法如下: 在政策启动前, 将 *Open* 赋值为 0, 在政策启动后, 将被纳入“沪深港通”标的证券样本的 *Open* 赋值为 1, 将再次被调出“沪深港通”标的证券样本的 *Open* 赋值为 0。样本扩容后的 PSM-DID 检验共得到有效拟合样本 9 930 个, 符合平行趋势假设的前提要求。结果显示, *Open* 的系数均显著为正, 资本市场开放存在显著的技术激励效应, 本文的实证结果再次得到验证。

### (五) 更换 PSM 匹配规则

此处分别采用可重复的 1:1 匹配规则和 1:3 匹配规则对样本进行 PSM 筛选。根据各个样本的权重系数将匹配后的样本进行扩充, 再进行基准模型检验。结果显

<sup>①</sup>限于篇幅, 稳健性检验的详细结果可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

示，资本市场开放对 TFP 提升具有积极影响，再次验证假设 1。

#### (六) 异质性稳健 DID 估计

前文针对交叠 DID 模型采用了双向固定效应回归来识别政策冲击的平均处理效应，但处理效应可能存在不同时间点的异质性，导致估计的潜在偏误 (Sun and Abraham, 2021<sup>[34]</sup>; Baker et al., 2022<sup>[35]</sup>)。对此，本文进一步采用 Callaway 和 Sant' Anna (2021)<sup>[36]</sup> 提出的估计方法得到“异质性-稳健”DID 估计量。具体设定“从未被处理”的样本为控制组，分别采用 OLS 法和基于逆概率的 OLS 法得到双重稳健 DID 估计量，进而加总计算各个时期处理组样本的平均处理效应。结果表明，尽管在计算过程中存在样本的删减，两种估计方法得到的平均处理效应均显著为正，说明前文对交叠 DID 模型的检验结果仍较为稳健。

#### (七) 安慰剂检验

本文使用“沪深港通”政策启动前的样本进行安慰剂检验，这段时期内上市公司并未实质性对外资开放，资本市场的对外开放程度没有发生变化，因此预期 DID 项对全要素生产率的提升没有显著效果。由于“沪港通”和“深港通”的启动时间间隔两年，本文分别将政策启动时点向前推移两年 ( $Open\_II$ ) 和四年 ( $Open\_IV$ )，并分别使用这两个资本市场开放指标进行基准模型检验。安慰剂检验结果显示， $Open\_II$  和  $Open\_IV$  的拟合系数均不显著，资本市场开放对 TFP 均未表现出显著影响。安慰剂检验结果验证了前文 DID 检验的有效性。

### 五、进一步讨论

在前文检验的基础上，本文进一步从融资约束、公司治理和技术创新三个视角来探究资本市场开放促进 TFP 提升的传导机制，具体构建如下三个模型：

$$KZ_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Open_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j CV_{it} + \sigma_{i,firm} + \sigma_{i,year} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Risktaking_{it} = \alpha_1 + \beta_2 Open_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j CV_{it} + \sigma_{i,firm} + \sigma_{i,year} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Patent_{it} = \alpha_1 + \beta_3 Open_{it} + \sum_{j=2}^n \alpha_j CV_{it} + \sigma_{i,firm} + \sigma_{i,year} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中，融资约束程度用 KZ 指数 (KZ) 来衡量，KZ 数值越大，说明上市公司面临越大的融资约束困扰。公司治理水平用企业面临的经营风险 ( $Risktaking$ ) 来衡量<sup>①</sup>， $Risktaking$  数值越大，说明上市公司面临越高的经营风险，公司的治理和

①经营风险指标的构建方法如下：第一步计算经过行业调整的盈利水平 ( $Adj\_ROA$ )。企业的盈利水平用税前折旧及摊销前利润 ( $EBITDA$ ) 与当年总资产的比值来表示，扣除行业内全部企业盈利水平的平均值，即得  $Adj\_ROA$ 。第二步计算企业在每一观测时段内  $Adj\_ROA$  的标准差，以此表示企业风险承担水平 ( $Risktaking$ )。 $Risktaking$  数值越大，表明企业承担越高的经营风险。 $Adj\_ROA_{it} = \frac{EBITDA_{it}}{Asset_{it}} - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \frac{EBITDA_{kt}}{Asset_{kt}}$ ，

$$Risktaking = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{i=1}^T \left( Adj\_ROA_{it} - \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T Adj\_ROA_{it} \right)^2}, \quad T = 5.$$

经营水平越低。公司的技术创新能力用该公司当年申请专利数量加 1 后的对数值 (*Patent*) 来表示, *Patent* 数值越大, 说明上市公司具有越强的技术创新能力和创新成效。

表 4 第 (1) 列结果显示, *Open* 的估计系数显著为负, 表明资本市场开放显著降低了企业的融资约束程度。企业会面临更为多元的融资渠道和更低廉的融资成本, 进行研发的融资约束更为宽松, 这直接推动了企业 TFP 水平的显著提升。第 (2) 列中 *Open* 的估计系数显著为负, 说明对外开放企业的经营风险出现了明显下降。资本市场开放强化了企业的治理能力, 降低了出现经营困境的可能。企业治理水平的提升为其生产和运营营造了良好的内部治理环境, 各项要素匹配的机制和效率也得到相应改善, 有助于提升企业的全要素生产率。第 (3) 列中 *Open* 的估计系数显著为正, 表明资本市场开放能够激发企业的创新热情, 显著提升其创新成效。而企业创新能力的提升会为其全要素生产率的改善提供新的动力, 激励企业不断实现效率的突破。综上, 资本市场开放激励全要素生产率的提升可以通过融资约束渠道、公司治理渠道和技术创新渠道加以阐释。资本市场开放缓解企业的融资约束, 增强企业的治理能力和技术创新能力, 进而促进全要素生产率的提升。

表 4 机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>KZ</i>	<i>Risktaking</i>	<i>Patent</i>
<i>Open</i>	-0.504*** (0.064)	-0.007* (0.004)	0.245* (0.128)
常数项	2.722*** (0.520)	0.036 (0.031)	-1.270 (1.298)
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是
N	8 302	8 302	8 302
R <sup>2</sup>	0.796	0.676	0.699
Adj. R <sup>2</sup>	0.735	0.581	0.610

## 六、结论和政策建议

本文基于 2006—2018 年我国沪深 A 股上市公司样本数据, 将“沪深港通”交易机制启动视为资本市场双向开放的准自然实验, 采用 PSM-DID 的方法检验资本市场开放与企业全要素生产率的关系。在对基准模型进行分组讨论、中介检验、稳健性分析后, 仍能得出一致稳健的结论。具体而言, 本文研究结论如下: (1) 由

基准模型的估计结果可得，在通过平行趋势检验之后，模型的 DID 项系数显著为正，表明考虑外生政策冲击效应后，资本市场开放能够显著提高企业 TFP 水平，揭示出资本市场开放的技术激励效应。(2) 分组检验显示，资本市场开放对 TFP 的激励效应在不同地区和不同行业的样本组中均显著成立。而对于经济欠发达、市场质量较低地区以及竞争较弱行业内的企业而言，资本市场开放对其 TFP 水平的提升呈现出更为显著的激励作用。资本市场开放推动地区、行业间的均衡发展和包容性增长，对经济高质量发展产生深远影响。(3) 资本市场开放提升企业 TFP 水平的内在机制体现为融资约束、公司治理和技术创新等三个传导渠道。资本市场开放通过缓解企业的融资约束，提高其治理水平和创新能力，促进企业 TFP 水平的提升。

基于以上结论，本文提出三点政策建议：第一，顺应金融国际化趋势，逐步提高资本市场开放程度。中国资本市场的国际认可度与金融发展、改革目标尚有差距，亟需落实更多举措，提升国际影响力。通过资本市场双向开放加速推进国内资本市场与国际市场的交流与融合，有效改善上市公司治理结构和经营能力，激励上市公司专注于巩固业务发展和改进生产效率，增强核心竞争优势。第二，加强金融基础设施建设，完善资本市场运行体制，提高风险防范和化解能力。资本市场开放对国内市场防范和化解重大金融风险的应对措施和协调能力提出更高的要求。虽然现阶段资本市场开放并未引致重大风险和冲击，但是仍需注重对风险隐患的监测和防控。通过建立长效的风险预警、防范机制，增强资本市场抵抗风险冲击的韧性，保障金融生态环境的稳定性和适宜性，才能更充分地发挥资本市场开放的优势，为上市公司提供高质量金融服务和金融支持。第三，强化监管审查机制，净化金融市场环境。资本市场较高的国际化程度对监管体制有效性、监管信号及时性和监管措施容错性提出了更高的要求。政府和监管机构应明确市场主体和投资者的行为规范，对重点行业的重点领域进行有效、持续监管。同样，金融监管必须坚持公正、公开、透明的原则，做到包容性、独立性、创新性并举，提高稽查效率，提升监管国际化水平。

### [参考文献]

- [1] 金碚. 关于“高质量发展”的经济学研究 [J]. 中国工业经济, 2018 (4): 5-18.
- [2] 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.
- [3] 胡海峰. 高水平对外开放助推高质量发展的理论逻辑与实施路径 [J]. 兰州财经大学学报, 2023, 39 (2): 1-8.
- [4] 高培勇. 构建新发展格局: 在统筹发展和安全中前行 [J]. 经济研究, 2021, 56 (3): 4-13.
- [5] 肖红军, 黄速建, 王欣. 竞争中性的逻辑建构 [J]. 经济学动态, 2020 (5): 65-84.
- [6] 张晓晶. 统筹发展与安全: 韧性理论的视角 [J]. 财贸经济, 2022, 43 (1): 11-14.
- [7] 邹薇. 建设现代化经济体系, 实现更高质量发展 [J]. 人民论坛·学术前沿, 2018 (2): 31-38.
- [8] BEKAERT G, HARVEY C R, LUNDBLAD C. Financial Openness and Productivity [J]. World Development, 2011, 39 (1): 1-19.

- [9] GEHRINGER A. Financial Liberalisation, Financial Development and Productivity Growth: An Overview [J]. *International Journal of Monetary Economics & Finance*, 2014, 7 (1): 40-53.
- [10] BOUBAKRI N, COSSET J C, SAFFAR W. The Role of State and Foreign Owners in Corporate Risk-taking: Evidence from Privatization [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 108 (3): 641-658.
- [11] HENRY P B. Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices [J]. *Journal of Finance*, 2000, 55 (2): 529-564.
- [12] KOSE M A, PRASAD E S, TERRONES M E. Does Openness to International Financial Flows Raise Productivity Growth [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28 (4): 554-580.
- [13] LEVINE R. International Financial Liberalization and Economic Growth [J]. *Review of International Economics*, 2001, 9 (4): 688-702.
- [14] BALTAGI B H, DEMETRIADES P O, LAW S H. Financial Development and Openness: Evidence from Panel Data [J]. *Journal of Development Economics*, 2009, 89 (2): 285-296.
- [15] BAE K H, BAILEY W, MAO C X. Stock Market Liberalization and the Information Environment [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2006, 25 (3): 404-428.
- [16] BAE K H, GOYAL V K. Equity Market Liberalization and Corporate Governance [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2010, 16 (5): 609-621.
- [17] 张晓燕. 中国资本市场开放历程与影响分析 [J]. *人民论坛*, 2019 (26): 74-76.
- [18] 戴鹏毅, 杨胜刚, 袁礼. 资本市场开放与企业全要素生产率 [J]. *世界经济*, 2021, 44 (8): 154-178.
- [19] 杨胜刚, 戴鹏毅, 袁礼, 等. 资本市场开放与全要素生产率: 基于国内金融市场与机制转换的双重逻辑 [J]. *世界经济研究*, 2022 (12): 88-100+132+134.
- [20] 管涛. 在资本市场开放中提高防控涉外金融风险的能力 [J]. *债券*, 2019 (4): 7-9.
- [21] STIGLITZ J E. Capital Market Liberalization, Economic Growth, and Instability [J]. *World Development*, 2000, 28 (6): 1075-1086.
- [22] NEUMANN R M, PENL R, TANKU A. Volatility of Capital Flows and Financial Liberalization: Do Specific Flows Respond Differently? [J]. *International Review of Economics & Finance*, 2009, 18 (3): 488-501.
- [23] 胡海峰, 宋肖肖, 窦斌. 金融危机以来全球资本市场韧性的表现及特征 [J]. *郑州大学学报 (哲学社会科学版)*, 2020, 53 (5): 52-57+127.
- [24] JOYCE J P. Financial Globalization and Banking Crises in Emerging Markets [J]. *Open Economies Review*, 2011, 22 (5): 875-895.
- [25] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65 (5): 1637-1667.
- [26] CERULLI G, VENTURA M. Estimation of Pre- and Post-treatment Average Treatment Effects with Binary Time-varying Treatment Using Stata [J]. *Stata Journal*, 2019, 19 (3): 551-565.
- [27] OLLEY G S, PAKES A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64 (6): 1263-1297.
- [28] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率 [J]. *世界经济*, 2020, 43 (1): 70-96.
- [29] YASAR M, RACIBORSKI R, POI B. Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method [J]. *Stata Journal*, 2008, 8 (2): 221-231.
- [30] 钟覃琳, 陆正飞. 资本市场开放能提高股价信息含量吗? ——基于“沪港通”效应的实证检验 [J]. *管理世界*, 2018, 34 (1): 169-179.
- [31] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.
- [32] PETRIN A, POI B P, LEVINSOHN J. Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *The Stata Journal*, 2004, 4 (2): 113-123.



- [33] GIANNETTI M, LIAO G, YU X. The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China [J]. The Journal of Finance, 2015, 70 (4) : 1629-1682.
- [34] SUN L Y, ABRAHAM S. Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225 : 175-199.
- [35] BAKER A C, LARCHER D F, WANG C C Y. How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144 : 370-395.
- [36] CALLAWAY B, SANT'ANNA P H C. Difference-in-Differences with Multiple Time Periods [J]. Journal of Econometrics, 2021, 225 (2) : 200-230.

## Capital Market Liberalization and High-quality Economic Development of China

### —Empirical Analysis from the Perspective of Total Factor Productivity

HU Haifeng DOU Bin WANG Aiping

**Abstract:** This paper employs a difference-in-differences model to empirically examine the effects of capital market liberalization on corporate total factor productivity (TFP). The results reveal: (1) following the initiation of the “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” and “Shenzhen-Hong Kong Stock Connect” mechanisms, the TFP of listed companies, on average, increased by 11.2%, indicating the significant and positive impact of capital market liberalization on TFP. (2) This positive influence of capital market liberalization is realized mainly through alleviating financing constraints, enhancing corporate governance, and facilitating technological innovation. (3) There exists a more pronounced impact of capital market liberalization on TFP for companies situated in less developed regions, those operating within lower-quality markets, or those operating in industries characterized by weak competition. These conclusions underscore that China’s institutional framework for capital market liberalization in the new stage of development fully reflects the principle of competition neutrality, thereby not only enhancing corporate TFP but also promoting balanced development and inclusive growth across regions and industries, thus providing a potent financial support for the high-quality economic development.

**Keywords:** Capital Market Liberalization; “Shanghai-Hong Kong Stock Connect” and “Shenzhen-Hong Kong Stock Connect”; Total Factor Productivity; High-quality Economic Development

(责任编辑 张晨焱)