

金融开放对经济高质量发展的结构性驱动效应

胡文涛, 戴淑庚

(厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 加深对金融开放与经济高质量发展之间关系的认识对于引导金融开放战略服务社会经济发展大局具有重要意义。文章基于 2005—2021 年 280 个地级及以上城市的面板数据, 考察了金融开放对经济高质量发展的影响及其内在机理。研究发现, 金融开放对经济高质量发展具有显著的“结构性”驱动作用, 对创新发展、协调发展、共享发展的驱动作用尤其明显。与资本流动强度相比, 金融业开放对经济高质量发展的“结构性”促进效应更为显著。金融开放对经济高质量发展的积极效果主要体现在中部、东部地区和中心城市。随着城市经济发展质量的提升, 金融开放对其驱动作用呈依次递增态势。机制分析表明, 金融开放会通过激励产业结构转型升级渠道优化经济发展质效, 推动城市经济高质量发展。调节效应检验发现, 在金融监管强度较高的地区, 金融开放对城市经济高质量发展的促进作用更大, 并且金融监管的调节作用存在非线性门限效应, 当其跨过一定门限值之后, 金融开放对经济高质量发展具有更强的驱动效果。文章的研究结论为深化金融改革开放、提升经济发展质效及完善金融监管框架提供可靠的理论与经验依据。

关键词: 金融开放; 产业结构转型升级; 金融监管; 经济高质量发展

中图分类号: F832; F240 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2024)01-0004-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20230715.201

一、引言

近年来, 随着国际市场环境与国内要素禀赋条件深刻变化, 我国发展过程中的不平衡、不协调、不可持续问题日益凸显, 宏观经济需要由高速增长转为高质量发展这一新阶段。2021 年 3 月出台的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》将推动经济高质量发展作为“十四五”规划乃至未来更长时期经济社会发展主题与关键目标。2022 年 10 月党的二十大报告进一步指出, “推动高质量发展是构建中国特色社会主义现代化国家的首要任务”。经济高质量发展是一项涉及科技、民生、生态等领域的系统性工程与变革, 以实现更加高效、更加公平为发展目标, 其基本特征是在保障经济稳定增长的基础上进一步统筹经济增长的质量、效益和可持续性(宋德勇和张麒, 2022)。这意味着新发展阶段的宏观经济需要更加注重内涵式创新驱动发展, 强化质量意识, 优化要素投入, 提高生产效率, 进而增强发展的可持续性。因此, 经济高质量发展深刻揭示了我国宏观经济运行的基本规律, 集中概括了经济发展的新方向, 对我国无论是加快经济发展方式转变, 还是推动经济质量变化以及不断增强经济创造力和竞争力都具有现实意义。

收稿日期: 2023-03-22

基金项目: 国家社会科学基金项目(22BJY168); 国家社会科学青年项目(20CJY065); 教育部哲学社会科学发展培育项目(11JBG006); 中央高校基本科研业务费重大项目专项培育资金资助(20720191062)

作者简介: 胡文涛(1989—), 男, 河南信阳人, 厦门大学经济学院金融系博士研究生;

戴淑庚(1966—)(通讯作者), 男, 福建长汀人, 厦门大学经济学院金融系教授, 博士生导师。

与此同时,构建全方位对外开放格局是实现经济高质量发展的必由之路(张占斌和毕照卿,2022),而金融开放是我国对外开放的核心,对经济高质量发展十分重要。一直以来,我国的金融开放过程都呈现出阶段性与有序性相统一、重视风险防控等重要特征,这些特征对保障金融市场稳定,促进金融业可持续发展,提高金融服务的效率和质量,推动经济结构调整和优化等均起到积极作用(《径山报告》课题组,2018)。此外,我国的金融开放注重推动技术创新和协调发展,在金融开放中加强对金融科技等新兴领域的支持和引导,促进技术和管理的引进,推动国内企业的技术创新和转型,从而为金融与实体经济的协调发展注入新动能。那么,金融开放能否有效支持经济高质量发展呢?其作用机制又是什么?既有文献主要研究金融开放如何影响双循环新发展格局(刘非和郑联盛,2021)、全要素生产率(Larrain和Stumpner,2017;戴鹏毅等,2021)、资源配置效率(Heathcote和Perri,2004;李青原和章尹赛楠,2021)、经济结构转型(张楠,2015;中国人民大学课题组,2020)以及技术创新(Mishkin,2006;盛斌和王浩,2021)等一系列与经济高质量发展有关的问题,较少有学者直接考察金融开放与经济高质量发展之间关系及其相关机制。在当前我国经济面临转型升级和金融改革深化的背景下,本文系统分析金融开放与经济高质量发展之间的关系,这对推动金融高水平开放、优化经济发展质量与效率以及引导金融开放战略有效服务于经济社会发展大局具有重要的理论与现实价值。

综上所述,本文基于2005—2021年城市层面数据,在构建金融开放指数与经济高质量发展指数基础上,对二者之间的关系、影响机制及异质性进行探讨。研究发现:第一,金融开放对经济高质量发展具有显著的“结构性”驱动作用,对创新发展、协调发展、共享发展的积极作用尤其明显。第二,金融开放对经济高质量发展的积极效果主要体现在中部、东部地区和中心城市。金融危机或金融风险冲击弱化了金融开放的经济高质量发展促进作用,但并未从实质上扭转这一正面驱动效果。此外,经济发展质量处在不同水平的城市,金融开放的影响效果具有显著异质性。随着城市经济发展质量提升,金融开放的作用越发突出。第三,机制检验发现,金融开放会通过促进产业结构转型升级渠道优化经济发展质量与效率,推动城市经济高质量发展。第四,调节效应分析表明,金融开放积极效应的发挥受到金融监管强度的影响,金融监管水平越高的地区,金融开放对城市经济高质量发展的促进作用越大。金融监管的调节作用存在显著的非线性门限效应,当金融监管跨过一定门限值之后,金融开放对经济高质量发展可能具有更强的驱动效果。

与现有文献相比,本文的贡献如下:首先,重点检验金融开放与经济高质量发展的基准关系,判断在不同经济发展质量层次和区域,金融开放影响效应表现出的异质性。其次,在统一框架下讨论了金融开放主要通过何种路径影响经济高质量发展这一核心问题,验证了金融开放对产业结构转型升级具有的促进作用,支持了产业结构转型升级在“金融开放和经济高质量发展”中的路径影响作用。再次,金融开放与金融监管能力提升相辅相成,随着金融开放稳步推进,金融监管也需要与金融开放程度相匹配,这可能使金融开放对经济的作用发生变化。因此,本文在“金融开放和经济高质量发展”关系中进一步引入金融监管元素,探寻不同金融监管强度在金融开放与经济高质量发展关系之间的调节作用。最后,在实证过程中,本文尝试运用工具变量来克服变量内生性。同时,本文综合运用变量替换法、样本分期法等多种方式来检验计量结果的稳健性。

二、文献回顾与研究假说

从理论角度看,金融开放能够从多个维度对经济高质量发展产生积极影响。首先,金融开放可以促进资本的自由流动和跨境投资,为实体经济提供更多的资金支持与资源配置机会

(Adeniyi 等, 2015)。这种资本流动有助于提高资源的配置效率, 促进优质资本的流入并不断优化企业的资本结构(李青原和章尹赛楠, 2021)。通过吸引外国直接投资和引入外资金融机构, 金融开放能够改善国内资本市场的深度和广度(《径山报告》课题组, 2018), 提升企业的融资能力和投资效率, 为经济高质量发展提供动力。其次, 金融开放为经济体带来更广泛的技术创新和知识溢出机会(Adeniyi 等, 2012), 而外国直接投资可以带来跨国公司的技术、管理和组织经验, 推动本国企业技术升级和研发创新。再次, 金融开放还有助于加强国内金融机构与国际金融市场的联系, 带动金融产品和服务创新(盛斌和王浩, 2021), 增强国内金融市场活力和运行效率, 提升金融部门信息归并、整理、解析及资源调配能力, 为经济高质量发展提供更多的支持和驱动力。最后, 金融开放扩大了市场规模和范围, 增强了市场竞争压力。这种竞争推动企业提高生产效率和产品质量, 激发创新动力, 促进资源配置效率和市场效率的升级(Varela, 2018)。此外, 金融开放还可以带来更多的金融机构和产品选择, 提供更加便捷和多样化的金融服务, 满足不同主体金融需求, 促进金融中介效率提升(Lin, 2011), 从而促进经济高质量发展。

大量研究表明金融开放与产业结构升级之间有着密切的联系。金融开放可以通过融资渠道、投资环境、技术创新及公司治理等多种渠道影响产业结构转型升级。首先, 金融开放能够有效推动资本流动、技术发展、人才交流以及商品贸易等(Bumann 等, 2013), 加速优势产业资本积累, 优化产业间资源配置效率, 进而使产业结构朝着更加协调、高级的方向迈进(《径山报告》课题组, 2018)。从微观视角看, 金融业对外开放领域不断扩大有助于提高国内企业的治理水平和透明度, 增强企业的国际化程度和市场竞争能力, 刺激企业技术创新, 推动全要素生产率进步(Moshirian 等, 2021), 从而导致整体产业结构升级(黄凯南和乔元波, 2018)。其次, 金融开放有助于引进更多的国际投资和金融机构。一方面, 这能够促进投资结构的优化和调整, 提高投资效率和质量(Wu 等, 2010), 对资源配置产生明显的改善作用(Klein 和 Olivei, 2008), 从而助推产业结构转型与优化; 另一方面, 这可以为实体经济提供更加多元化和灵活的融资渠道与融资方式, 在降低金融市场资金成本、抑制信息不对称、缓解融资约束等方面发挥积极作用(李青原和章尹赛楠, 2021), 这有利于优化产业结构。再次, 金融开放增加了对东道国的直接技术溢出和经验溢出, 促进东道国国内的技术升级, 进而提高产业的技术含量和附加值(Kose 等, 2009)。国际资本的进入还可以通过提高国内价值链地位对产业结构优化产生显著的正向影响(郭娟娟等, 2022)。与此同时, 发展经济学理论认为, 产业结构选择关系到一个国家或地区经济发展效率与质量。产业结构转型升级的实质是一个国家或地区国民经济的优势产业部门依次变化以及整体产业结构发生质变。在这过程中, 资本、劳动等生产要素由低生产率部门逐步转移到高生产率部门, 并伴随着技术、组织等方面的创新(张培刚, 2001), 这被认为是经济可持续增长的主要驱动力之一(林毅夫, 2011)。当经济非均衡时, 实体经济只有在更高水平的产业结构基础上才能实现高质量发展(刘志彪和凌永辉, 2020)。在我国经济结构发生战略转型和发展环境面临变化的时代背景下, 加快实现产业结构转型升级既是我国为适应新发展阶段与国内、外形势变化的必然选择, 也是跨越“中等收入陷阱”(毛盛志和张一林, 2020)以及保证经济不断迈向更高层级的重要保障(张占斌和毕照卿, 2022)。干春晖等(2011)认为, 产业结构合理化和高级化进程均对经济增长产生明显的阶段性影响, 政府在制定产业政策过程中应积极突破制约产业结构高级化的限制条件, 大力推动产业结构高级化, 有效发挥产业结构升级对经济增长的带动作用。基于以上分析, 本文提出如下假说:

假说 1a: 金融开放有利于促进经济高质量发展。

假说 1b: 产业结构转型升级是金融开放发挥经济高质量发展促进效应的重要渠道。

高水平的金融开放必然以高质量金融监管为前提(《径山报告》课题组, 2018)。金融对外开放过程中必然伴随着各类风险与冲击, 比如在金融开放条件下, 宏观基本面、国家经济政策或市场预期的非理性变化均可能导致大规模资本流动, 引发市场、信用及外汇等一系列风险, 对国内金融市场造成不利影响, 进而波及经济体各领域, 增加实体经济的脆弱性。这进一步凸显出完善金融监管体系、防范系统性金融风险在推动金融开放过程中的重要性。因此, 作为深化金融改革、完善金融体制机制的重要战略规划, 金融开放也只有在合理金融监管框架内才能产生应有的经济效益(中国人民大学课题组, 2020)。现有多数研究已经表明, 金融开放的收益与金融监管强度紧密相关(Stiglitz, 2000; Forbes, 2005; Naghavi 等, 2018; 温兴春和梅冬州, 2020)。首先, 金融开放方便了国际资本流动, 大量资本进出的频率与危害程度也会与日俱增, 金融机构将承担更多风险, 这不利于金融稳定与经济增长(Mishkin, 2006; Magud 等, 2018)。短期国际资本的异常流动还会借助金融部门的放大效应扭曲私人部门投、融资决策, 加剧金融系统脆弱性(De la Torre 和 Ize, 2013)。其次, 金融开放后所引入的前沿金融技术、金融产品及金融业态等能够成为国内金融机构进行更多金融创新的重要激励, 以规避金融监管, 而过度金融创新则是导致金融体系风险积聚乃至最终爆发金融危机的重要诱因(黄国平, 2014)。最后, 丰富国内金融产品和资金池, 缓解国内企业融资与信贷约束, 从而促进企业技术创新与全要素生产率提高是金融开放支持实体经济发展的一个重要方面。但是金融开放导致的资金流入也有可能直接进入国内股市、房地产等部门, 这或许会加速企业“金融化”, 从而推动资产“泡沫化”, 使得实体经济“脱实向虚”。基于以上分析, 本文提出如下假说:

假说 2: 金融监管在金融开放与经济高质量发展之间具有调节作用, 金融监管强度较高的区域更有助于发挥金融开放的经济高质量发展驱动效应, 且这一调节作用的发挥存在门限效应。

三、计量模型、变量与数据

(一) 计量模型设定

基于前文理论分析与已有文献研究, 本文检验金融开放影响经济高质量发展的基准计量模型如下所示:

$$ehqd_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 foindex_{it} + \sum_{k=2}^r \alpha_k control_{it}^k + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $ehqd_{it}$ 为城市经济高质量发展水平, 核心解释变量 $foindex_{it}$ 为省份金融开放度指数。为尽可能缓解遗漏变量造成的估计偏误, 本文纳入了多个城市层面控制变量, 分别从宏观经济、金融体系和社会人口等方面对影响城市经济高质量发展的相关因素进行控制。主要包括: 政府规模($gover$)、贸易开放度($ecopen$)、工业化水平($indus$)、城镇化水平($urban$)、资本存量对数($phcapit$)、金融发展(fd)、人力资本(hc)、经济发展水平($ecodev$)、劳动力投入($labor$)以及市场化程度($marketiz$)。 μ_i 、 θ_t 分别为城市与年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

(二) 变量设定与数据来源

1. 经济高质量发展水平测算。本文在参考相关文献基础上, 结合城市层面数据和研究主旨, 设定了包括创新发展、协调发展、可持续发展、共享发展 4 个子系统, 总共含有 37 个基础指标的综合指标评价体系。^①本文还借鉴了宋德勇和张麒(2022)的研究思路, 运用主观赋权(层次

^① 限于篇幅, 省略经济高质量发展指数的详细基础指标, 读者若是感兴趣可向作者索取。

分析, *AHP*)与客观赋权(熵权, *Entropy*)相结合的 *AHP-Entropy* 组合评价法, 对 2005—2021 年全国 280 个地级及以上城市的经济高质量发展及其下属分项指数进行测度,^①从而得到经济高质量发展综合指数、创新发展指数、协调发展指数、可持续发展指数、共享发展指数, 分别记为 *ehqd*、*innod*、*coord*、*sustd*和 *shard*。各类指数的取值均介于 0 和 1 之间, 值越大表明发展质量水平越高。

2. 金融开放度测算。基于资本流动强度和金融业对外开放两个维度测算各省(市)实际金融开放水平。为衡量各省(市)资本流动强度, 参照郭桂霞和彭艳(2016)以及 Feldstein 和 Horioka(1980)的思路, 在储蓄和投资相关性(*F-H* 条件)框架内构造时变状态空间模型进行测算, 记为 *foca*。关于各省(市)的金融业开放指标, 借鉴诸竹君等(2020)、盛斌和王浩(2021)的思路, 采用外资银行与外资保险业金融机构进入总数作为其代理指标。国家金融监督管理总局(原中国银保监会)提供了关于外资银行和外资保险业金融机构历年的许可证信息状态(主要包括持有、新设立、失控和退出四种状态), 通过汇总外资银行与外资保险业金融机构信息, 以批准设立日期为进入年, 以退出或失控日期为退出年, 从而计算出省级层面外资银行和外资保险金融机构总数 *fbs*(包括外资法人、分公司、支公司等), 进一步构造连续型变量 $fbsn = \ln(1 + fbs)$, 并将其作为金融业开放代理指标, 记为 *foind*。在获取资本流动强度指标 *foca*和金融业对外开放指标 *foind*基础上, 进一步运用客观赋权法即熵权法来合成各省(市)年度金融开放指数, 记为 *foindex*。

3. 控制变量。(1)政府规模(*gover*), 用政府财政支出占 *GDP* 比重度量。(2)贸易开放度(*ecopen*), 用进出口总额占 *GDP* 比重测算。(3)城镇化水平(*urban*), 用城镇非农人口占总人口比重计算。(4)工业化水平(*indus*), 采用工业增加值与当年 *GDP* 之比测度。(5)资本存量对数(*phcapit*), 在利用永续盘存法测得固定资本存量基础上取自然对数。(6)金融发展(*fd*), 用机构存贷款余额比地区生产总值表示。(7)人力资本(*hc*), 通过计算城市本专科及以上人口数占城市常住人口比重获取。(8)经济发展水平(*ecodev*), 用实际 *GDP* 自然对数作为其代理变量。(9)劳动力投入(*labor*), 采用城市就业人数占总人数比例计算得来。(10)市场化程度(*marketiz*), 用私营与个体商户就业人数占总就业人数之比代表。

4. 中介变量与调节变量。中介变量为产业结构转型升级, 参考袁航和朱承亮(2020)、干春晖等(2011)的处理方法, 从产业结构合理化与产业结构高级化两个维度进行测算。产业结构合理化是指在现有资源、技术等条件约束下, 国民经济各产业以及产业内部之间协调能力不断加强、关联水平持续提高、要素布局趋于合理的动态过程。本文采用国内外广泛认可的泰尔指数法, 并取倒数测度各地级市产业结构合理化程度, 记为 *indstrhl*。产业结构高级化作为产业结构转型升级的核心环节, 是指产业结构在协调、优化基础上不断向更高层次动态演进的过程。参考付凌晖(2010)的研究, 运用向量指数法计算产业结构高级化角度值, 借以表示产业结构高层次进化效果, 记为 *indstrgj*。为考察结果稳健性, 本文在获取产业结构合理化与产业结构高级化指数基础上, 进一步利用熵权法提取综合指数, 以衡量整体产业结构转型升级程度, 记为 *indstrindex*。调节变量为金融监管, 借鉴唐松等(2020)的研究, 将省域金融监管支出与金融业增加值比值作为金融监管的代理指标, 记为 *finsup*。

^① 具体计算步骤为: 首先利用层次分析法和熵权法分别对基础指标赋权, 然后基于最小相对信息熵确定各基础指标的组合权重, 最后根据组合权重计算得到有关经济高质量发展的各类指数。

(三)数据来源^①

本文以中国 280 个地级及以上城市作为研究对象，构造了 2005—2021 年城市面板数据，最终得到 4 760 个“城市和年份”观测样本。为消除价格影响，采用 GDP 平减指数将所有与价格相关变量换算为以 2005 年为基期的实际值。城市层面数据主要来源于历年《中国城市统计年鉴》，同时以《地级市统计年鉴》、CNRDS 数据库和 Wind 资讯数据库作为补充。省级层面数据主要取自《中国统计年鉴》《中国金融统计年鉴》以及国家金融监督管理总局网站。

四、基准实证结果与经济分析

(一)金融开放对经济高质量发展影响的基准回归

为检验“金融开放和经济高质量发展”的基准关系，根据式(1)进行 OLS 估计，基准回归结果如表 1 所示。在回归中，本文还进行了如下处理：首先，采用逐步回归法以克服多重共线性问题；其次，为缓解遗漏变量问题，遵循最经典的“双向固定效应模型”进行检验，结果见表 1 列(3)和列(4)。列(1)和列(2)也给出了未考虑固定效应的混合回归结果。所有回归检验默认采用聚类稳健标准误。结果显示，在列(1)和列(3)中，金融开放对经济高质量发展的回归系数均为正，且都通过了 1% 显著性检验，说明实际金融开放度的上升能够对经济高质量发展产生显著影响。根据列(2)和列(4)结果，在加入相关控制变量组后，金融开放驱动经济高质量发展的研究结论依旧保持不变，假说 1a 得到验证。

表 1 金融开放影响经济高质量发展的基准回归结果

	OLS		FE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>findex</i>	0.184*** (5.319)	0.1373*** (4.519)	0.297*** (5.493)	0.244*** (3.962)
常数项	0.148*** (8.062)	-0.048 (-1.056)	0.435*** (7.623)	0.410*** (5.744)
控制变量		控制		控制
城市固定			控制	控制
年份固定			控制	控制
<i>R</i> ²	0.605	0.659	0.678	0.741
样本量	4 760	4 760	4 760	4 760

注：估计系数的后括号内数值是经过稳健标准误调整 (*cluster* 聚类至城市层面) 的 *t* 统计量；***、**和* 代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著，下表同。限于篇幅，省略控制变量的详细回归结果。

经济高质量发展作为我国的经济发展实践，是一种系统有序、内涵丰富的战略性布局，具有多维、多面、多层的基本特征，集中体现在创新、协调、可持续、共享等发展维度上(高培勇等, 2020)。因此值得研究的问题是：金融开放对经济高质量发展的哪些维度有着更显著的效果? 为解答这一问题，本文进一步检验金融开放对经济高质量发展不同维度的影响，分别以创新发展、协调发展、可持续发展及共享发展为因变量，检验结果汇报在表 2 中。研究表明，金融开放对城市经济高质量发展的助力效应主要集中在创新发展、协调发展与共享发展三个维度。具体而言，金融开放对创新发展和协调发展的回归系数都为正，且在 1% 显著性水平下显著；金融开放对共享发展的回归系数估计值较小，但是在 5% 显著性水平下显著；金融开放对可持续发展的直接影响并不显著。上述的结果表明，金融开放对经济高质量发展具有显著的“结构性”驱动效果。

① 限于篇幅，省略各变量的描述性统计结果，读者若是感兴趣可向作者索取。

表 2 金融开放影响经济高质量发展分项指数的检验结果

	(1) <i>innod</i>	(2) <i>coord</i>	(3) <i>sustd</i>	(4) <i>shard</i>
<i>foindex</i>	0.215*** (5.737)	0.118*** (3.831)	0.046 (0.855)	0.011** (2.227)
常数项	0.057*** (2.953)	-0.498*** (-3.338)	-0.359*** (-7.105)	0.176*** (4.624)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制
R^2	0.425	0.627	0.512	0.705
样本量	4 760	4 760	4 760	4 760

本文进一步将实际金融开放综合指数分解为两个维度，即资本流动强度和金融业开放，以此来考察金融开放的哪个维度在改善城市经济高质量发展上更具优势。表 3 的实证结果表明，资本流动强度指标 (*foca*) 对创新发展和协调发展具有较强的作用，且对两者的驱动作用甚至直接提高整体经济发展质量。但资本流动强度对共享发展的影响功效较弱，甚至还对可持续发展有一定负面效果。原因可能在于，资本流动过度延伸可能会在短期内使国内经济众多领域受到外资影响，国际资本流动牵涉的市场范围随之扩大，其易变性、复杂性、易逆转性等风险特征可能会给国内金融稳定带来潜在威胁，从而降低金融开放效果。尤其是“环境脆弱型”领域的过度开放有可能会引入过多高耗能、高污染外资，从而对经济高质量发展造成负面影响。然而，金融业开放 (*foind*) 对经济高质量发展各维度的驱动效果更为突出。金融业开放对创新发展的促进作用最强，其次是协调发展，而后是共享发展，对可持续发展的促增作用最弱，展现出了显著的“结构性”驱动效果。考虑到当前外资金融机构在中国的业务量、市场占有率等方面均较低，其对经济发展质量的直接影响也会受到限制，因此上述结果的产生可能更多源于金融业开放的市场理念效应这一间接渠道。相较于中资机构，外资金融机构在风险定价与管理、信贷配置、治理结构以及信息处理等方面均具有一定优势，对中资机构起到良好的示范和带动作用，通过引入先进的金融产品和服务、推动金融市场国际化、提升金融服务质量以及推动金融创新，为推动金融回归服务实体经济本源、优化经济发展质量与效率提供了更多动力。

(二) 内生性问题

为避免内生性问题可能导致的基准模型估计结果偏误，借鉴盛斌等 (2020)、Kose 等 (2009) 研究思路，选用各省 (市) 海外市场接近度和 1990 年各省 (市) 法治建设水平作为金融开放工具变量来处理内生性。选择依据具体如下：第一，从政策冲击角度讲，我国对外开放政策实践主要遵循先沿海城市，后沿海地区，再向内陆地区辐射的“点、线、面”战略规划 (李兰冰和刘秉镰，2020)，这是导致我国金融开放强度自东向西逐渐减弱的重要外生政策原因。在地理位置方面，越靠近沿海的区域，交通网络也会越发达，发展港口外运通道也越便利，从而能够以较低成本与海外市场建立便捷、广泛的链接，这为深化金融开放创造了绝佳条件。但这一优势会随着沿海向内陆的伸展而逐渐降低甚至消失，这是各省 (市) 实际金融开放度存在明显差异的区位因素。基于以上论证逻辑，本文认为各省 (市) 的海外市场接近度可以从侧面度量各自金融开放度。^① 第二，学术界普遍认为金融对外开放水平高低与一个国家或地区制度环境的优劣存在密切关系，特别是与法治环境的好坏高度相关 (Kose 等，2009)。所以，一般认为如果拥有较为完善的法制传统或较高的法治水平，则金融开放战略更容易展开，效果也会更好。而各省 (市) 以往的法

^① 具体测算方法参见 Redding 和 Venables (2004)、盛斌等 (2020) 的研究，测算使用原始数据来源于《全国沿海港口布局规划》、谷歌地图及高德地图。

治实践和环境也反映了金融开放的基础环境。因此,可将各省(市)的以往法治建设水平作为金融开放的工具变量。参照卢锋和姚洋(2004)的研究,采用各省(市)的结案数与收案数之比,即结案率作为金融开放的工具变量。测度数据来自于各年度《中国法律年鉴》。第三,海外市场接近度是由自然地理因素决定,1990年法治建设水平为历史数据,它们显然都是外生的,与当前经济发展质量之间的数量关系较小,因而满足排他性原则。考虑到海外市场接近度和法治建设水平两个变量均不随时间变化,为使其具有动态特征,参照Manacorda和Tesei(2020)处理方法,使用反映各省(市)金融开放变化的时间趋势项分别与上述两个变量相乘,并将它们作为金融开放的工具变量,记为foiv1和foiv2。

表3 不同金融开放维度影响经济高质量发展的检验结果

Panel A: 资本流动强度指标					
	(1)ehqd	(2)inmod	(3)coord	(4)sustd	(5)shard
foca	0.066*** (3.680)	0.154*** (3.929)	0.117*** (3.651)	-0.022(-1.573)	0.054*(1.786)
常数项	0.3731(0.677)	0.4220(0.583)	0.483*(1.775)	0.976*(1.825)	-0.253(-0.320)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.784	0.549	0.647	0.501	0.732
样本量	4 760	4 760	4 760	4 760	4 760
Panel B: 金融业对外开放指标					
	(1)ehqd	(2)inmod	(3)coord	(4)sustd	(5)shard
foind	0.146*** (5.103)	0.210*** (3.325)	0.171*** (4.865)	0.061** (2.307)	0.101*** (4.265)
常数项	0.662*(1.821)	1.060(1.003)	0.722*(1.884)	1.893*** (3.381)	-0.291*(-1.856)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.616	0.600	0.477	0.612	0.596
样本量	4 760	4 760	4 760	4 760	4 760

工具变量两阶段最小二乘(2SLS)估计结果显示,^①在采用工具变量法缓解内生性问题后,金融开放对经济高质量发展的结构性驱动作用依然显著,并且各组回归中的估计系数皆比基准回归有较大幅度提升,说明金融开放的内生性使得OLS估计产生明显向下偏误,从而倾向于低估金融开放对经济高质量发展的正向影响。此外,在判断工具变量有效性的一系列统计检验中,K-P rk LM和K-P Wald rk F检验均显著拒绝了工具变量识别不足和弱识别的原假设,表明工具变量与内生变量具有较强关联性,是强工具变量。Hansen J过度识别检验也不能在10%显著性水平上拒绝工具变量为外生的原假设,表明工具变量是严格外生的。上述检验说明本文选取的工具变量具备合理性。

(三)稳健性检验^②

1. 替换核心解释变量。首先,重新测度金融开放度综合指数以克服测量误差。一是关于资本流动强度指标,通过传统F-H框架测算出样本期平均开放水平之后进一步采用递归分析方

① 限于篇幅,省略内生性处理的相关实证结果,读者若是感兴趣可向作者索取。

② 为进一步增强计量结果的稳健性,本文还进行了控制高阶固定效应、模型更换、安慰剂检验等一系列稳健性测试,结果均表明本文主要结论是非常稳健的。限于篇幅,省略稳健性检验的详细结果,读者若是感兴趣可向作者索取。

法,计算出样本期间各省(市)逐年的开放度,记为 $foca2$ 。二是关于金融业开放指标,参照以往文献(Behr 等, 2013)的处理思路,选取省份外资银行、外资保险业资产总额与省份银行及保险业资产总额的比值(即资产份额)作为代理变量,记为 $foind2$ 。三是进一步运用熵权法合成省级年度金融开放指数,记为 $focom$ 。根据检验结果,在使用金融开放度的另一种测算方式后,金融开放对经济高质量发展的促进作用在 1% 显著性水平下显著为正,与基准回归结果较为一致。^①

其次,考虑到金融开放会通过作用于一个国家或地区资本流动数量和投融资环境对实体经济产生影响,而且使用反映资本真实流动数量的事实指标也更能真实地反映经济运行现实。^②因此,本文参考张金清和刘庆富(2008)的指标构建思路,借鉴谢寿琼等(2022)、刘兰凤和袁中国(2021)等学者的测算方式,采用存量国际资本流动法测度我国省级实际金融开放水平,记为 $fozbl_{it}$ 。^③本文替换式(1)中的核心解释变量,并且重新进行了回归。检验结果仍旧证明了本文的主要研究结论。

2. 金融风险冲击的敏感性测试。在本研究的时间序列中,存在 2008 年国际金融危机和 2015 年国内“股市下跌”两个典型的金融风险冲击事件。为刻画以上两种金融风险冲击是否改变了金融开放对经济高质量发展的影响效果,分别引入金融开放与对应 0—1 虚拟变量交叉项。并且,为保证研究结果确当性,在充分考虑到危机事件的波及面和影响深度的基础上,本文还同时删除了上述两类危机事件的影响年份,即删除了 2008—2011 年、2015—2017 年两个时期样本。回归检验数据限定在 2005—2007 年、2012—2014 年及 2018—2021 年。根据检验结果,金融开放与两类风险事件交互项系数都显著为负,说明金融风险冲击的确抑制了金融开放对经济高质量发展的促进效果。与此同时,在三种回归结果中,金融开放的系数估计值仍然显著为正,表明外生金融风险冲击尽管在短期会对“金融开放和经济高质量发展”之间的正向关系产生弱化效应,却未改变金融开放在长期有利于经济高质量发展这一事实。本文核心结论是稳健的。

3. 样本分期。由于金融对外开放是一个相对长期、持续变动的过程,为避免短期经济与金融波动给实证结果带来负面影响,也为检验基本结论对不同数据结构和回归方法的稳健性,本文采用四年平均值的方式构造变量,最终得到 280 个城市 5 期面板数据,对式(1)重新进行估计。根据回归结果,金融开放对经济高质量发展的作用系数仍然为正,并都通过了 1% 显著性检验,表明本文实证结果具有较好的稳健性。

(四)进一步讨论

1. 区域异质性分析。金融开放对经济高质量发展的影响力度可能在地区或城市层面存在异质性,深入讨论这一异质性对确保实证研究的严谨性和稳健性具有重要意义。本文从以下两个方面进行区域划分:首先,按照一般文献划分方式,将样本划分为东部、中部、西部区域;其次,将直辖市、计划单列市、副省级城市及省会城市归为中心城市,普通地级市归为外围城市。根据检验结果,中部地区金融开放对经济高质量发展驱动效应最强;东部地区金融开放对经济高质量发展的驱动作用在 1% 显著性水平下显著,但强度稍弱;在西部地区该作用不显著。与此同时,金融开放对经济高质量发展的驱动效应在中心城市与外围城市均展现出了正向影响效应,但该正向影响在中心城市更加明显。因此,在考虑区域异质性情况下,金融开放对经济高质

① 限于篇幅,省略稳健性检验的具体实证结果,读者若是感兴趣可向作者索取。

② 感谢匿名评审专家对金融开放指标选取的宝贵意见。

③ 限于篇幅,省略具体的计算公式,读者若是感兴趣可向作者索取。

量发展的积极效应在中部、东部地区和中心城市更为显著。本文认为,尽管资本在边际报酬递减和逐利性驱使下倾向于进入落后或欠发达地区,并通过技术转移、经济溢出、竞争示范等效应改善当地经济状况,但这一作用效果显著与否还取决于各地区或城市的对外金融开放程度、自身发展水平、资源流动、技术吸收和投资转化能力等。显然,中部、东部地区和中心城市在经济实力、金融发展水平、人力资本积累等方面优于西部地区和外围城市,因而在利用外资、资源转化及技术吸收等方面同样具备先天优势。^①

2. 分位数检验。为考察金融开放对不同经济发展质量城市的影响,本文借助分位数回归进行检验。根据回归结果,在10%、20%、40%、60%及80%分位数上,金融开放的系数估计值显著为正,且整体呈渐进递增态势。这表明,随着城市经济发展质量的改善,基础实施、金融发展、人力资本、知识扩散等硬件与软件实力得以不断优化,金融开放导致的优质资本流入、技术转移、竞争机制等正向效应会进一步被放大,其对实体经济发展质量和效率的驱动作用也会得到强化。但是,在90%分位数上,金融开放的经济高质量发展驱动效应尽管显著为正,系数估计值有所下降。这一结果产生的可能原因是,在经济发展质量极高的城市,金融市场运行也更加活跃,金融创新、资产投机等活动更加频繁,国外金融市场更容易与国内金融市场形成“共振效应”,从而可能加剧国内金融体系风险积聚,金融风险防范要求随之提高,故金融开放对经济高质量发展助力效果也会有所减弱。

五、金融开放影响经济高质量发展的机制识别检验

上文仅是研究“金融开放和经济高质量发展”之间的整体关系,其中的机制还未进行分析。对此,依据前文的理论分析,选取产业结构转型升级渠道进行验证。本文借鉴江艇(2022)关于中介效应检验的操作思路,机制检验主要侧重于对识别作用渠道和中介变量作用分析进行实证研究。

产业结构转型升级主要包括产业结构合理化(*indstrhl*)、产业结构高级化(*indstrgj*)以及产业结构升级综合指数(*indstrindex*)三个代理指标。详细检验结果参见表4。列(1)–列(3)展示了金融开放对产业结构转型升级指数的回归结果。金融开放对产业结构转型升级变量组(*indstrhl*、*indstrgj*、*indstrindex*)的回归系数均为显著正,说明金融开放不仅可以通过优化资源配置、强化产业关联度等方式驱动产业结构合理化,还能够带动优势产业向更富效率、更具创新的高层次进化,进而激励产业结构高级化,并且其对产业结构高级化的作用甚至直接带动了整体产业结构转型升级。本文认为,一方面,金融开放有利于我国实现金融体系对全球资源配置的服务功能,推动资本流动、技术发展、数据利用、商品贸易以及人才交流,从而加快优势产业资本积累,促进产业发展和结构优化;另一方面,金融开放作为连接国内外市场的重要媒介,能够吸引更多优质资本,推动国际分工和产业转移,提升我国的全球价值链地位,推动我国在全球价值链重构中走向“微笑曲线”中高端。

由上可知,金融开放能够为产业结构转型升级提供“驱动器”式的激励效应,但从经验角度来说,产业结构转型升级是影响经济高质量发展的必要条件吗?为了进一步分析此问题,表4列(4)–列(6)检验了产业结构转型升级指数对经济高质量发展的影响。可以看到,无论是产业结构合理化指数还是产业结构高级化指数,回归系数均在1%显著性水平下显著为正,说明产业结构转型升级的确会对经济高质量发展产生显著的驱动作用。上述结果充分表明,金融开放可

^① 限于篇幅,省略进一步讨论的详细实证结果,读者若是感兴趣可向作者索取。

以通过有效带动产业结构升级为经济高质量发展提供持久动力。故整体而言，产业结构转型升级是金融开放驱动经济高质量发展的重要机制，支持了假说 1b。

表 4 金融开放影响经济高质量发展的作用机制检验结果

	(1) <i>indrhl</i>	(2) <i>indstrgj</i>	(3) <i>indrindex</i>	(4) <i>ehqd</i>	(5) <i>ehqd</i>	(6) <i>ehqd</i>
<i>foindex</i>	0.053*** (4.044)	0.252*** (3.925)	0.149*** (4.767)			
<i>indrhl</i>				0.105*** (3.090)		
<i>indstrgj</i>					0.253*** (5.006)	
<i>indrindex</i>						0.188*** (2.980)
常数项	0.645*** (9.220)	0.296*** (6.292)	1.204*** (11.302)	0.315*** (7.159)	1.022*** (13.874)	0.971*** (5.963)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.456	0.518	0.598	0.415	0.651	0.490
样本量	4 760	4 760	4 760	4 760	4 760	4 760

六、金融开放影响经济高质量发展的调节效应分析

(一) 线性调节效应

本部分针对“金融开放和经济高质量发展”研究，加入金融监管元素进行调节效应检验。研究发现，金融监管与金融开放的交互项系数显著为正，从而证实了“金融监管是金融开放对经济高质量发展发挥驱动效应的基础性条件”这一理论阐释的合理性。事实的确如此，金融监管是实施对外金融开放的重要防护工程，有助于强化金融开放的“靶向性”和“安全性”。在充分发挥金融开放积极导向作用的同时，借助金融监管防范内部风险传染和外部风险输入，从而拓展金融开放广度与深度，有利于强化经济发展质量与效率。因此，假说 2 得到初步证实。^①

(二) 非线性调节效应

本部分采用动态面板门限模型，从金融监管角度探究金融开放与经济高质量发展之间的非线性关系。考虑到核心解释变量(金融开放度)与门限变量(金融监管)的联合内生性可能造成参数估计有偏误，故参考 Seo 和 Shin(2016)的研究，采用能克服门限变量与核心解释变量联合内生性的一阶差分变换广义矩估计方法(*Generalized method of moments approach based on the first-difference transformation, FD-GMM*)对动态面板门限模型进行门限效应检验和模型参数估计。

对金融开放与经济高质量发展之间是否存在基于金融监管的门限效应进行自抽样检验，以确定门限个数。表 5 的检验结果显示，金融监管通过了双门限效应检验，存在双门限值，表明金融开放对经济高质量发展的影响存在基于金融监管的非线性结构转换效应，即门限效应。表 6 进一步展示了以金融监管为门限变量的门限估计值及 5% 置信区间。

对动态面板门限模型的详细估计结果汇报于表 7。根据回归结果，尽管模型具有双重门限效应，但存在负向调节区间。当金融监管处于(0, 0.011] 区间时，金融开放对经济高质量发展起到不显著的负向影响；当金融监管处在(0.011, 0.094] 区间时，金融开放对经济高质量发展的影响方向变为正；而当金融监管数值触及并越过 0.094 时，金融开放对经济高质量发展的边际驱动效应愈加强劲(系数估计值增至 0.314，且通过了 1% 显著性检验)。上述检验结论表明，高水平

^① 限于篇幅，省略线性调节效应检验的实证结果，读者若是感兴趣可向作者索取。

金融开放客观上要求高质量金融监管,金融监管既是平衡金融开放风险与收益的重要工具,也是强化金融开放“靶向性”和“安全性”的核心金融基础设施。理论假说2得到进一步证实。

表5 门限效应抽样检验结果

	门限效应	supW	BS次数	P值	临界值		
					1%显著性水平	5%显著性水平	10%显著性水平
finsup	单门限	28.877***	1 000	0.000	26.133	21.380	17.585
	双门限	25.312**	1 000	0.004	29.882	20.422	16.380
	三门限	18.155	1 000	0.343	31.129	23.323	19.910

表6 门限值估计结果

	门限值1		门限值2	
	门限估计值	95%置信区间	门限估计值	95%置信区间
finsup	0.011	[0.011, 0.012]	0.094	[0.092, 0.097]

表7 动态面板门限模型估计结果

	金融监管	
	系数	P值
ehqd ₋₁	0.441***(7.532)	0.000
findexI(adjuva ≥ ω ₂)	0.314***(3.198)	0.000
findexI(ω ₁ < adjuva < ω ₂)	0.034**(1.996)	0.022
findexI(adjuva ≤ ω ₁)	-0.025(-1.572)	0.113
常数项	0.653*** (3.176)	0.000
控制变量	控制	
Hansen J	39.001(0.217)	
Wald统计量	10 169***	
样本量	4 380	

注: *、**和***分别表示在10%、5%与1%的显著性水平下显著;解释变量系数后方的括号里是对应的z统计量;ehqd₋₁代表被解释变量的一阶滞后;Hansen J检验为动态面板门限回归中工具变量过度拟合的检验统计量,其原假设为工具变量有效,括号内是对应的P值。

七、结论与政策启示

党的二十大报告指出,“要以高水平对外开放引领经济高质量发展”,而作为对外开放战略的关键,金融开放的深入实施无疑会对中国经济发展质量产生重大影响。本文就金融开放带动经济高质量发展问题展开研究,基于中国2005—2021年城市层面数据,在构建金融开放指数与经济高质量发展指数基础上,运用面板固定效应模型、分位数回归模型、动态面板门限模型等计量工具,实证检验金融开放对经济高质量发展的影响、机制及异质性问题,主要得到以下结论:第一,金融开放对经济高质量发展具有显著的“结构性”驱动作用,对创新发展、协调发展、共享发展的作用尤其明显;特别是金融业开放对经济发展质量的“结构性”驱动效应更为显著。第二,金融开放对中部、东部地区经济高质量发展的影响比西部地区更具促进作用,对中心城市的积极作用大于外围城市;在风险敏感性上,金融危机或金融风险冲击弱化了金融开放的经济高质量发展促进作用,但并未从实质上扭转这一正面驱动效果。此外,经济发展质量处在不同水平的城市,金融开放对经济高质量发展具有异质性影响,随着城市经济发展质量提升,金融开

放的作用越发显著。第三,机制检验发现,金融开放会通过促进产业结构转型升级渠道优化经济发展质量,推动城市经济高质量发展。调节效应分析表明,金融开放积极效应的发挥受到金融监管的调节作用影响,在金融监管水平较高的地区,金融开放对城市经济高质量发展的促进作用更大。进一步研究发现,金融监管的调节作用存在显著的非线性门限效应,当金融监管程度超过一定门限值之后,金融开放对经济高质量发展的驱动效果大大增强。

本文的研究为中国实施高水平金融开放战略提供了坚实的理论与经验证据,丰富了有关“金融开放和经济高质量发展”研究,对系统评估金融开放的经济绩效也具有一定贡献。本文根据研究结论提出以下政策建议:

第一,金融开放能够为经济高质量发展发挥建设性作用,因此在国家层面应进行顶层设计与全方位规划,在采取宏观审慎和微观审慎策略、有效防范金融风险基础上,坚持宏观统筹的原则推进全方位、高水平开放,提高金融开放质量和效率。在地区层面,应在国家总体金融开放战略框架内积极推进金融一体化,努力破除阻碍区域实际金融开放度扩大的制度、法规约束及文化障碍,提升实际金融开放水平,进而充分引导外部资金到实体经济关键领域和薄弱环节,为经济高质量发展创造良好条件。此外,考虑到金融开放对西部地区、外围城市经济发展质量产生的积极效应仍有待加强,故应实施差异化、动态化金融开放战略,使其成为支持区域协调发展的重要举措。

第二,积极主动扩大开放领域,更大力度、更大范围地促进跨境资本流动,逐步解除国际资本投资权益类和债权类证券的限制,吸引更多国际资本进入国内经济大循环,提升外部金融资源参与共建中国金融市场力度,从而强化金融资源利用效率和增强国内市场活力。另外,增强外资进入灵活性,降低金融机构外资进入门槛,加快推动外资金融机构经营本土化,以外力促进现有产业结构转型升级和金融体制改革。高水平金融开放不单是“引进来”,更意味着“走出去”,因此,国内金融机构可以依托国内超大规模市场吸引力与金融开放红利,把金融服务推向全球,更好地利用国际、国内两个市场。

第三,金融开放驱动效应的全面发挥离不开金融监管对风险的防范和化解。本文研究发现,金融开放对金融监管更严格地区的城市经济高质量发展有着更加显著的提升作用。因此,监管部门应当在全局统一的前提下健全金融监管体制,实施具有持续性、协调性的监管政策。进一步完善“货币政策和宏观审慎”双支柱调控框架,贯彻激励相容监管原则,注重过程监管,强化事中、事后监管,增强监管信息传递,提高监管的针对性和即时性,从而在防控金融风险的前提下提升金融机构和金融市场的稳定性和安全性,以强化金融资源配置效率,促进实体经济高质量发展。

主要参考文献:

- [1]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, (8): 154-178.
- [2]付凌晖. 我国产业结构高级化与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2010, (8): 79-81.
- [3]干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, (5): 4-16.
- [4]高培勇,袁富华,胡怀国,等. 高质量发展的动力、机制与治理[J]. 经济研究, 2020, (4): 4-19.
- [5]郭桂霞,彭艳. 我国资本账户开放的门槛效应研究[J]. 金融研究, 2016, (3): 42-58.
- [6]郭娟娟,冼国明,徐邦栋. 外资进入与国内价值链地位提升[J]. 金融研究, 2022, (5): 20-37.
- [7]黄国平. 监管资本、经济资本及监管套利——妥协与对抗中演进的巴塞尔协议[J]. 经济学(季刊), 2014, (3): 863-886.

- [8]黄凯南, 乔元波. 产业技术与制度的共同演化分析——基于多主体的学习过程[J]. 经济研究, 2018, (12): 161–176.
- [9]江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022, (5): 100–120.
- [10]《径山报告》课题组. 中国金融开放的下半场[M]. 北京: 中信出版社, 2018.
- [11]李兰冰, 刘秉镰. “十四五”时期中国区域经济发展的重大问题展望[J]. 管理世界, 2020, (5): 36–51.
- [12]李青原, 章尹赛楠. 金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J]. 中国工业经济, 2021, (5): 95–113.
- [13]刘非, 郑联盛. 我国金融高水平开放问题研究[J]. 理论探索, 2021, (3): 84–92.
- [14]卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, 2004, (1): 42–55.
- [15]毛盛志, 张一林. 金融发展、产业升级与跨越中等收入陷阱——基于新结构经济学的视角[J]. 金融研究, 2020, (12): 1–19.
- [16]盛斌, 苏丹妮, 邵朝对. 全球价值链、国内价值链与经济增长: 替代还是互补[J]. 世界经济, 2020, (4): 3–27.
- [17]温兴春, 梅冬州. 金融业开放、金融脆弱性以及危机跨部门传递[J]. 世界经济, 2020, (10): 144–168.
- [18]袁航, 朱承亮. 政府研发补贴对中国产业结构转型升级的影响: 推手还是拖累?[J]. 财经研究, 2020, (9): 63–77.
- [19]Adeniyi O, Omisakin O, Egwaikhide F O, et al. Foreign direct investment, economic growth and financial sector development in small open developing economies[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2012, 42(1): 105–127.
- [20]Adeniyi O, Oyinlola M, Omisakin O, et al. Financial development and economic growth in Nigeria: Evidence from threshold modelling[J]. *Economic Analysis and Policy*, 2015, 47: 11–21.
- [21]Behr P, Norden L, Noth F. Financial constraints of private firms and bank lending behavior[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37(9): 3472–3485.
- [22]Bumann S, Hermes N, Lensink R. Financial liberalization and economic growth: A meta-analysis[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 33: 255–281.
- [23]Kose M A, Prasad E, Rogoff K, et al. Financial globalization: A reappraisal[J]. *IMF Staff Papers*, 2009, 56(1): 8–62.
- [24]Larrain M, Stumpner S. Capital account liberalization and aggregate productivity: The role of firm capital allocation[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72(4): 1825–1858.
- [25]Magud N E, Reinhart C M, Rogoff K S. Capital controls: Myth and reality—A portfolio balance approach[J]. *Annals of Economics and Finance*, 2018, 19(1): 1–47.
- [26]Manacorda M, Tesei A. Liberation technology: Mobile phones and political mobilization in Africa[J]. *Econometrica*, 2020, 88(2): 533–567.
- [27]Moshirian F, Tian X, Zhang B H, et al. Stock market liberalization and innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2021, 139(3): 985–1014.
- [28]Naghavi N, Mubarak M S, Kaur D. Financial liberalization and stock market efficiency: Measuring the threshold effects of governance[J]. *Annals of Financial Economics*, 2018, 13(4): 1850016.
- [29]Redding S, Venables A J. Economic geography and international inequality[J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62(1): 53–82.
- [30]Seo M H, Shin Y. Dynamic panels with threshold effect and endogeneity[J]. *Journal of Econometrics*, 2016, 195(2): 169–186.
- [31]Varela L. Reallocation, competition, and productivity: Evidence from a financial liberalization episode[J]. *The Review of Economic Studies*, 2018, 85(2): 1279–1313.

The Structural Driving Effect of Financial Openness on High-quality Economic Development

Hu Wentao, Dai Shugeng

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Summary: With profound changes in the international market environment and the domestic factor endowment, China's extensive development relying on high investment, high consumption, and high pollution in the early stage is no longer sustainable. The economic development mode urgently needs to transition to "high-quality" development that balances environmental protection and economic efficiency. Meanwhile, building a comprehensive financial openness pattern is not only a necessary path for achieving high-quality development, but also an essential requirement for such new development mode. Therefore, how to release the driving force of financial openness and promote high-quality economic development has become a topic of widespread concern by the government and the society from all walks of life.

This paper focuses on the two major themes of financial openness and high-quality economic development in China, and explores the relationship, influence mechanism and heterogeneity between them based on the city-level data including 280 cities from 2005 to 2021. The results show that: First, financial openness has a significant structural driving effect on high-quality development, especially on innovative development, coordinated development, and shared development. Specifically, compared to capital flow intensity, the structural driving effect of financial openness on high-quality economic development is even stronger. In addition, the positive effect of financial openness on high-quality economic development is mainly reflected in central and eastern regions and key cities; with the improvement of economic development quality, financial openness plays an increasingly important role in its promotion. Second, financial openness is conducive to stimulating the transformation and upgrading of industrial structure, and ultimately providing an important guarantee for high-quality economic development. Third, in regions with higher financial supervision intensity, financial openness has a greater promoting effect on high-quality economic development; the moderating effect of financial supervision has a nonlinear threshold effect.

The marginal contributions are that: First, it focuses on the benchmark relationship between financial openness and high-quality economic development, revealing the heterogeneity of the impact of financial openness on different levels and regions of economic development. Second, within a unified framework, it discusses the promoting effect of financial openness on the transformation and upgrading of industrial structure, supporting the mechanism effect of the transformation and upgrading of industrial structure. Third, it further introduces financial supervision into the "financial openness – high-quality economic development" paradigm to explore the moderating role of financial supervision between financial openness and high-quality economic development. Fourth, in the empirical process, it attempts to use instrumental variables to clearly address endogeneity issues, thereby correcting the underestimation of the impact of financial openness on economic development in the traditional research.

Key words: financial openness; transformation and upgrading of industrial structure; financial supervision; high-quality economic development

(责任编辑 景 行)