



No. 2417

Working Paper

金融开放、技术进步与出口复杂度

马 勇

肖瑞彤

【摘 要】 本文通过构建理论模型，分析了金融开放、技术进步与出口复杂度之间的内在机理，发现金融开放可以通过促进技术进步提升出口复杂度。在理论分析的基础上，本文采用 124 个国家（经济体）的面板数据进行实证检验，发现金融开放确实能促进出口复杂度的提升，且技术进步是金融开放提升出口复杂度的重要中介变量。基于工具变量的回归和一系列稳健性检验进一步证实了上述结论。此外，分国家类型的讨论显示，金融开放对出口复杂度的提升作用在中等收入国家的表现最为明显，这说明在跨越“中等收入陷阱”的过程中，通过推动金融开放来促进技术进步和出口复杂度的提升是一项值得重视的政策措施。协同提高金融体系功能性和公共服务市场化程度提供了理论支撑。

【关 键 词】 金融开放；技术进步；出口复杂度

【文章编号】 IMI Working Paper NO. 2417



微博·Weibo



微信·WeChat

更多精彩内容请登陆

国际货币网

<http://www.imi.org.cn/>

1937

金融开放、技术进步与出口复杂度

马 勇¹ 肖瑞彤²

【摘要】本文通过构建理论模型，分析了金融开放、技术进步与出口复杂度之间的内在机理，发现金融开放可以通过促进技术进步提升出口复杂度。在理论分析的基础上，本文采用 124 个国家（经济体）的面板数据进行实证检验，发现金融开放确实能促进出口复杂度的提升，且技术进步是金融开放提升出口复杂度的重要中介变量。基于工具变量的回归和一系列稳健性检验进一步证实了上述结论。此外，分国家类型的讨论显示，金融开放对出口复杂度的提升作用在中等收入国家的表现最为明显，这说明在跨越“中等收入陷阱”的过程中，通过推动金融开放来促进技术进步和出口复杂度的提升是一项值得重视的政策措施。

【关键词】金融开放；技术进步；出口复杂度

一、引言与文献综述

近年来，国际经济贸易格局愈发复杂，特别是三年疫情给经济全球化和国际供应链带来了巨大挑战，如何在后疫情时代的国际经济竞争中保持并扩大自身优势成为重要的政策课题。在此背景下，党的二十大报告提出要“推进高水平对外开放”和“深度参与全球产业分工和合作”。2024 年两会的政府工作报告也指出，要“主动对接高标准国际经贸规则，稳步扩大制度型开放，增强国内国际两个市场两种资源联动效应，巩固外贸外资基本盘，培育国际经济合作和竞争新优势。”金融开放作为对外开放中关键环节，是深化金融改革的重要途径和经济全球化的必然要求。形成更高水平的金融开放，有助于提高金融资源配置效率，改善企业融资结构，使其更好地参与国际竞争和分工，帮助我国更好地融入世界经济体系和金融治理，进而推动中国经济的可持续增长。

技术进步是提质增效和经济发展的重要引擎，能够推动新产品和新产业的出现，提升出口产品附加值和竞争力，进而推动产业升级和经济结构调整。出口贸易在我国经济发展中一直扮演着重要角色，而随着我国在国际分工中地位提高，出口竞争的重点已经逐步从数量和价格转向质量和附加值。出口复杂度能够衡量出口产品的质量和技术价值，也能够反映一国的产业实力和经济韧性。高技术复杂度的产品具有更高的附加值和竞争力，能够帮助企业在国际贸易中占据更大的市

¹ 马勇：中国人民大学国际货币研究所特约研究员，中国人民大学财政金融学院教授

² 肖瑞彤：中国人民大学财政金融学院

场份额，增加经济收益，提高出口效益，降低因贸易摩擦而导致的经济损失，推动产业升级和转型，提高整体经济竞争力和可持续发展能力。在全球化和技术进步的双重推动下，深化金融开放、推动技术进步是提高出口复杂度、实现高质量发展的重要路径。

金融开放和出口贸易都是全球化的重要一环，探究金融开放和出口复杂度的内在联系是极有必要的。提高金融开放是否能够提高一国的技术实力进而提高出口产品的技术含量，金融开放以什么样的方式影响着出口复杂度，这样的影响有什么样的适用性，这些都是亟待研究的内容。

在金融开放促进生产力发展方面，已有研究表明，金融开放能缓解国内金融抑制，“挤出”非正规融资（张伟俊等，2023）[1]，通过降低融资成本、增加融资规模等路径驱动企业增加创新投资（程新生和刘振华，2024）[2]，提高资源配置效率和企业生产率，最终促进经济增长（李青原和章尹赛楠，2021）[3]。有国内研究显示，金融开放对经济高质量发展具有显著的“结构性”驱动作用（胡文涛和戴淑庚，2024）[4]。但也有国外研究发现，金融开放对经济发展的影响在仅在中低收入国家是正向的（Wang et al., 2023）[5]；欠发达国家的全要素生产率增长必须达到一个制度发展的门槛才能获得金融开放的全部好处（Okunade and Solomon Oluwaseun, 2022）[6]。

金融开放与贸易开放之间具有正向互动性（陈晓珊和刘洪铎，2018）[7]，金融开放通过扩大外商直接投资和推动金融发展两个途径，对出口技术复杂度产生显著的正向影响（潘捷等，2022）[8]，提高经济的复杂性和实际开放程度（Yu and Qayyum, 2023）[9]。同时，也有研究认为，仅在更大的贸易开放或更好的制度下，金融开放才有助于降低贸易成本和提高价格竞争力（Aman et al., 2022）[10]。

近年来，学者们对于出口的研究逐渐从出口数量转向出口结构，出口产品的多元化和技术复杂度成为评判出口竞争力的重要指标。金融发展对出口结构的影响渠道以及数字金融发展的影响受到广泛关注。如有研究表明，金融发展可以通过提高外商直接投资的技术外溢效应提升研发效率（王胜斌和杜江，2019）[11]，或者通过产业升级促进高技术产品出口（杜昕倩，2021）[12]；金融发展程度越高，研发投入对高科技产品出口竞争力的推动作用越强（陈琳和朱子阳，2019）[13]；而数字金融的发展能够促进企业出口技术水平提升（方霞等，2023）[14]、显著提高出口产品质量（张铭心等，2021）[15]，帮助企业突破价值链的“低端锁定”，实现全球价值链的地位跃升（金祥义和张文菲，2022）[16]。此外，技术进步也是影响出口复杂度的重要因素。研究显示，企业研发显著促进了企业出口复杂度的提升，创新型企业拥有更高的出口技术复杂度（毛其淋和方森辉，2018）[17]；进口数字产品能够通过“提升企业生产率”和“促进出口产品多样化”两个渠道提升企业出口技术复杂度（于欢等，2022）[18]。

总体来看，现有文献主要围绕金融开放与生产力发展、金融开放与出口复杂度、金融发展对出口复杂度的影响渠道展开论述，且以实证分析为主，较少围绕金融开放对出口复杂度的中介渠道展开研究，而通过理论建模分析并厘清金融开放、技术进步与出口复杂度三者之间关系的文献就

更为匮乏。此外，已有文献中在使用跨国面板数据进行研究时，往往选取的经济体数量有限，特别是对欠发达地区关注不足，这就使得已有研究很少考虑金融开放和金融发展对生产力和出口复杂度的影响是否会对处于不同发展阶段的国家产生异质性影响。为此，本文尝试先对金融开放、技术进步与出口复杂度进行理论和模型分析，进而通过实证数据验证相应假说。较之已有文献，本文的主要边际贡献在于：（1）通过理论建模证明金融开放对技术进步的影响，厘清金融开放、技术进步与出口复杂度之间的内在机理；（2）通过实证分析证明技术进步在金融开放促进出口复杂度中的中介作用；（3）采用新的工具变量，以平均关税税率和性别歧视作为金融开放的工具变量，以更好地解决潜在的内生性问题；（4）得出了新的极具政策启示含义的结论，比如在跨越“中等收入陷阱”的过程中，通过推动金融开放来促进技术进步和出口复杂度的提升是一项重要的政策措施。

本文其余部分的组织结构如下：第二部分构建理论模型和提出研究假说，第三部分介绍研究数据和方法，第四部分呈现实证结果并进行分析，第五部分进行总结并提出简要的政策建议。

二、理论分析与研究假说

在本部分，我们通过构建一个包括金融开放与技术进步、技术进步与出口复杂度、金融开放与出口复杂度之间关系的理论模型，为理解金融开放如何通过技术进步影响出口复杂度提供一个理论框架，并通过模型推导提出相关待检验的假说。本文模型由最终生产部门、中间品部门、研发部门、金融部门和消费部门构成，模型的基本假定和推导过程如下。

（一）最终生产部门

最终生产部门在一定的技术水平条件下，通过雇佣人力资本（劳动投入）和从中间品部门购买中间产品作为投入要素组织生产，其生产函数为：

$$T = Z_T^\eta \left[\int_0^Q a A_i^{1-\eta} di \right] \quad (1)$$

其中， T 为最终产品的产量， Z_T 为人力资本投入量（劳动投入）， A_i 为第 i 种中间产品的数量， η 为有效中间产品参数， Q 为中间品类型数， a 为技术水平参数。

设中间产品 i 的单位售价为 P_A ，最终产品单位价格为 1，部门单位劳动报酬为 W_T ，则最终生产部门的利润为：

$$\Pi_T = 1 \times T - W_T Z_T - \int_0^Q P_A A_i di \quad (2)$$

求解使上述利润函数最大化的最优人力资本和中间品投入量，要求： $\frac{\partial \Pi_T}{\partial Z_T} = 0$ ， $\frac{\partial \Pi_T}{\partial A_i} = 0$ 。

将上述条件代入由（1）和（2）式可得：

$$W_T = \eta Z_T^{\eta-1} \left[\int_0^Q a A_i^{1-\eta} di \right] = \frac{\eta T}{Z_T} \quad (3)$$

$$A_i = Z_T a^{\frac{1}{\eta}} (1-\eta)^{\frac{1}{\eta}} P_A^{-\frac{1}{\eta}} \quad (4)$$

（二）中间品部门

中间品部门的活动是生产供最终生产部门使用的中间品。由于中间品的生产数量由最终生产部门的需求数量 A_i 决定，因此，中间品部门的主要目标是通过设定最优化的中间品价格 P_A 使其自身的利润水平最大化。

为简化起见，假设中间品的数量和最终品数量之比为 1:1，且生产一单位中间产品的平均成本为 1。基于上述假设，容易得到第 i 类中间产品的利润函数为：

$$\Pi_A = A_i (P_A - 1) = Z_T a^{\frac{1}{\eta}} (1-\eta)^{\frac{1}{\eta}} P_A^{-\frac{1}{\eta}} (P_A - 1) \quad (5)$$

中间品部门的利润最大化要求： $\frac{\partial \Pi_A}{\partial P_A} = 0$ ，代入（5）式可得：

$$P_A = \frac{1}{1-\eta} \quad (6)$$

将（6）式代入（4）式可得：

$$A_i = Z_T a^{\frac{1}{\eta}} (1-\eta)^{\frac{1}{\eta}} \left(\frac{1}{1-\eta} \right)^{\frac{1}{\eta}} = Z_T a^{\frac{1}{\eta}} (1-\eta)^{\frac{2}{\eta}} \quad (7)$$

结合（1）式可知，当中间品部门利润达到最大化时，最终生产部门的生产函数为：

$$T = Z_T^{\eta} \left[\int_0^Q a A_i^{1-\eta} di \right] = a^{\frac{1}{\eta}} Z_T (1-\eta)^{\frac{2(1-\eta)}{\eta}} Q \quad (8)$$

同时，结合（5）式可知，中间品部门最大化的利润为：

$$\Pi = \left(\frac{1}{1-\eta} - 1 \right) Q Z_T a^{\frac{1}{\eta}} (1-\eta)^{\frac{2}{\eta}} \quad (9)$$

（三）研发部门

研发部门的生产活动是在一定的人力资本条件下，通过从金融部门获得研发所需的资金，在维持已有的生产技术水平的基础上，通过吸收外商直接投资（FDI）的技术溢出来提升技术的产出。由于当地企业吸收 FDI 技术的前提是金融开放（即允许外商在当地投资），因此，研发部门的生产函数与当地的金融开放程度直接相关。

假设当地企业对 FDI 技术溢出的吸收能力为 ζ ，外企技术水平为 Q^* ，已有技术为 Q ，人力资本为 Z_Q ，从金融部门获得的资金为 K ，FDI 技术外溢效应为 ζQ^* ，研发部门产品价格为 P_Q ，研发部门单位劳动报酬为 W_Q ，企业贷款利率为 r^B ，研发部门效率参数为 θ ，研发部门技术水平参数为 λ ，金融部门无风险利率为 r ，金融开放度为 ω 。于是，研发部门的生产函数可表示为：

$$Q = \lambda Z_Q^\theta K^{1-\theta} [Q + \zeta \omega Q^*] \quad (10)$$

相应地，研发部门的利润为：

$$\Pi_Q = P_Q Q - W_Q Z_Q - (1+r^B)K \quad (11)$$

研发部门的利润最大化要求 $\frac{\partial \Pi_Q}{\partial Z_Q} = 0$ ，于是可得：

$$W_Q = \lambda \theta Z_Q^{\theta-1} K^{1-\theta} [Q + \zeta \omega Q^*] P_Q \quad (12)$$

假设研发部门是完全竞争的，价格会被提升至与中间品部门使用研发产品的净收益现值相等的水平，于是有 $P(t) = \int_t^\infty e^{-\int_t^\tau r ds} \Pi(\tau) d\tau$ ，化简后得： $\Pi(t) = rP(t)$ ，带入中间品部门利润 Π 可进一步得到：

$$P_Q = \frac{1}{r} Z_T a^{\frac{1}{\eta}} (1-\eta)^{\frac{2}{\eta}} \left(\frac{1}{1-\eta} - 1 \right) \quad (13)$$

（四）金融部门

在金融开放的情况下，金融部门的“生产”主要依赖原有的资本存量 K 和人力资本投入 Z_K ，以及从国外引入的资本 K^* 和人力资本 Z_K^* ，假定实际引入的资源量与金融开放度 ω 成正比，于是其生产函数可写为：

$$K = \varepsilon_1 K^m Z_K^{1-m} + \omega \varepsilon_2 K^{*m} Z_K^{*1-m} \quad (14)$$

其中， ε_1 和 ε_2 分别为国内和国外的金融发展水平， W_K 为单位劳动报酬， m 为金融部门的技术水平参数。同时，假定国外引入的金融资源与国内金融资源的价格相同，于是金融部门的利润函数为：

$$\Pi_K = (1+r^B)K - W_K Z_K - \omega W_K Z_K^* - (1+r)K - (1+r)\omega K^* \quad (15)$$

金融部门的利润最大化要求： $\frac{\partial \Pi_K}{\partial K} = \frac{\partial \Pi_K}{\partial K^*} = \frac{\partial \Pi_K}{\partial Z_K} = \frac{\partial \Pi_K}{\partial Z_K^*} = 0$ ，于是得到相应的最优化条件

为：

$$1+r = (1+r^B) m \varepsilon_1 K^{m-1} Z_K^{1-m} \quad (16)$$

$$W_K = (1+r^B) (1-m) \varepsilon_1 K^m Z_K^{-m} \quad (17)$$

$$1+r = (1+r^B) m \varepsilon_2 K^{*m-1} Z_K^{*1-m} \quad (18)$$

$$W_K = (1+r^B) (1-m) \varepsilon_2 K^{*m} Z_K^{*-m} \quad (19)$$

（五）消费部门

消费者问题由一个经典的两阶段跨期消费效用的最大化给出。为简化起见，假设全体人口均参与生产，即 $WZ = W(Z_T + Z_Q + Z_K + \omega Z_K^*)$ ，同时将全部收入用于两阶段的消费（当期消费 C_1 和延迟一期的消费 C_2 ），于是有： $W(Z_T + Z_Q + Z_K + \omega Z_K^*) = C_1 + C_2$ 。此外，假设工人在各个行业之间可以自由流动，即 $W_T = W_Q = W_K = W$ 。

基于上述假设，消费者的两阶段最优化问题由以下目标函数给出：

$$\begin{aligned} \max U(C_1, C_2) &= \ln(C_1) + \beta \ln[(1+r)C_2] \\ \text{s.t.} \\ WZ &= W(Z_T + Z_Q + Z_K + \omega Z_K^*) = C_1 + C_2 \end{aligned} \quad (20)$$

通过构造拉格朗日函数，易得最优化的两阶段消费为： $C_1^* = \frac{WZ}{1+\beta}$ ， $C_2^* = \frac{\beta WZ}{1+\beta}$ 。同时，注

意到 C_2^* 代表延迟的消费，而延迟的消费会转化为金融部门的存款，于是有： $K = C_2^* = \frac{\beta WZ}{1+\beta}$ 。

（六）均衡分析

基于对消费部门的相关假设，在劳动力市场、消费市场、资本市场同时出清的情况下，可以得到以下条件：

$$W = W_T = W_Q = W_K \quad (21)$$

$$W(Z_T + Z_Q + Z_K + \omega Z_K^*) = W \times Z = 1 \times T \quad (22)$$

$$K = \frac{\beta}{1+\beta} WZ = \frac{W(Z_T + Z_Q + Z_K + \omega Z_K^*) \beta}{1+\beta} = \frac{\beta T}{1+\beta} \quad (23)$$

设技术差距为 $\mu = \frac{Q^*}{Q}$ ，同时结合前文相关均衡条件，可得技术增长率为：

$$g_Q = \frac{\lambda(1+\zeta\omega\mu)Z^{1-m(1-\theta)}(1-\eta)\theta^\theta(1-\theta)^{(1-\theta)}(1-m)^{(1-m)(1-\theta)}\varepsilon_1^{1-\theta}m^{m(1-\theta)}(\omega K^*)^{m(1-\theta)}}{(1-m+m\theta)\left[\frac{m(1-\eta)(1-\theta)}{1-m+m\theta} - \frac{[1+(1-m+m\theta)\eta]\beta}{1+\beta}\right]^{m(1-\theta)}} \quad (24)$$

对于 (24) 式，容易证明¹， $g_Q > 0$ 。

基于上述结果，用金融发展参数 ε_1 和 ε_2 分别对技术增长率 g_Q 求导，可得： $\frac{\partial g_Q}{\partial \varepsilon_i} = \frac{(1-\theta)g_Q}{\varepsilon_i}$

($i=1,2$)，由于 $g_Q > 0$ ，故： $\frac{\partial g_Q}{\partial \varepsilon_1} > 0$ ， $\frac{\partial g_Q}{\partial \varepsilon_2} > 0$ ，这意味着本国和外国的金融发展均可通过提供研发资金、缓解企业融资约束、拓展集资渠道来促进一国的技术进步。

同时，用金融开放度 ω 对技术增长率 g_Q 求导，可得：

$\frac{\partial g_Q}{\partial \omega} = \frac{g_Q[\zeta\omega\mu[1+m(1-\theta)]+m(1-\theta)]}{(1+\zeta\omega\mu)\omega} > 0$ ，这说明金融开放可以通过拓展金融部门融资渠道等方式来促进一国的技术进步。

然后，用 FDI 技术溢出吸收能力 ζ 对技术增长率 g_Q 求导，可得： $\frac{\partial g_Q}{\partial \zeta} = \frac{\omega\mu g_Q}{1+\zeta\omega\mu} > 0$ ，由

幂函数性质，金融发展参数 ε_i 增加， $\frac{\partial g_Q}{\partial \zeta}$ 增加，这意味着金融发展水平的提高可以促进当地企业对 FDI 技术溢出的吸收能力。

最后，用总人力资本 Z 对技术增长率 g_Q 求导，可得： $\frac{\partial g_Q}{\partial Z} = \frac{[1-m(1-\theta)]g_Q}{Z} > 0$ ，金融发

展参数 ε_i 增加， $\frac{\partial g_Q}{\partial Z}$ 增加，即金融发展水平的提高可以促进人力资本积累。

综上所述，金融开放能够通过拓展融资渠道、缓解融资约束、提高企业对 FDI 技术溢出的吸收能力、促进人力资本积累等途径提高技术增长率。于是，我们提出假说 H1。

H1：金融开放能促进技术进步。

¹ 由于篇幅限制，具体证明过程此处略去，需要可向作者索取。

技术进步可以通过多种方式提升出口复杂度。首先，技术进步能够促进生产效率和产品质量的提高，增加产品竞争力；其次，技术进步有助于企业降低成本，优化供应链管理，扩大进入国际市场的竞争优势；第三，技术进步能够促进产品升级换代，通过不断开发更高端、复杂的产品，提高产品附加值；第四，更高的技术实力可以帮助企业提升品牌价值和知名度，提高市场占有率和盈利能力；此外，技术进步可以帮助企业更好地适应市场需求的变化，不断调整和优化产品结构，在宏观层面则推动产业转型升级、促进产业结构优化等等来提升出口复杂度。目前，已有较多文献论证了技术进步或生产力提高对出口复杂度的正向作用。

若金融开放能推动技术进步，技术进步促进出口复杂度的提升，那么更高水平的金融开放则会带来更高的出口复杂度。金融开放能够使企业获得更广泛的融资渠道和更多的国际投资，降低融资的难度和成本，有助于企业采用先进技术、更新更换设备、加大研发投入和进行新产品开发，从而提高生产效率、扩大生产规模、拓展产品种类、提高产品质量和拓展细分市场，提升企业的国际竞争力，最终提升出口复杂度。所以，金融开放有助于提升出口复杂度，对经济复杂度和发展可持续性有积极的正向影响。

综上，提出假说 H2 和假说 H3。

H2：金融开放能促进出口复杂度的提升。

H3：技术进步是金融开放提升出口复杂度的中介变量。

图 1 展示了金融开放、技术进步和出口复杂度之间的关系：随着金融开放的政策调整和限制放开，国际资本流动加强，金融市场的开放和发展推动技术进步，促进出口复杂度的提升。现通过实证分析证明以上假说。

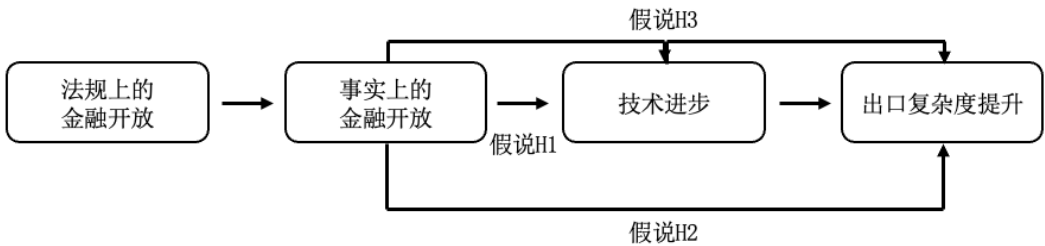


图 1 理论分析关系图

三、研究设计与模型建立

（一）样本的选取与数据的来源

本研究使用 2004-2019 年的国家间样本数据，其中出口复杂度数据来自于哈佛大学国际发展中心（CID）的哈佛增长实验室公布的《经济复杂性图集》（Atlas of Economic Complexity）[19]；金融开放变量的主要指标来源于 Alfaro（2014）[20]等学者根据主权国家、上游资本流动和全球

失衡的方法编制的年度外部资本流动数据，选取经援助调整的金融开放指标，稳健性检验使用 Gygli 等 (2019) [21] 构建的全球金融开放度指数 (KOF) 数据库中的事实金融开放度指数 (Kofdf)。技术进步、经济发展、商业发展、营商环境、商业税率和劳动力总数等数据来自世界银行数据库，由世界知识产权组织、世界银行、经济合作与发展组织、世界贸易组织、国际劳工组织等核算估计。全要素生产率、总投资、ICT 投资数据来源于 The Conference Board 经济数据库 (Total Economy Database) [22]。工具变量中平均关税税率来自世界银行数据库，性别歧视来自联合国开发计划署 (UNDP) 的《人类发展报告》(HDR) 中的性别社会规范指数 (GSNI)，该指数根据《世界价值观调查》(World Values Survey) 统计得到，可以反映带有偏见的性别观念。回归中，商业发展水平、ICT 资产贡献为千分比，全要素生产率和资本增长为百分比，技术进步、经济发展、营商环境和劳动力总数均进行取对数处理；工具变量中，平均关税税率为百分比，性别歧视为千分比。此外，针对单个缺漏值进行取均值处理，对核心变量存在缺漏值或数个变量数据为缺漏值的样本进行删除。最终，本文的实证样本为 124 个国家或地区的 2004-2019 年的年度观测值。

(二) 模型的构建

为考察金融开放、技术进步与出口复杂度之间的关系，本文参考潘捷 (2022) 和 Yin et.al. (2022) [23] 构建模型如下。

$$Export_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 Finopen_{i,t} + \alpha_3 Controls + \xi_{i,t} \quad (25)$$

如果 (25) 式中 $\alpha_2 > 0$ 通过显著性检验，则说明金融开放对出口复杂度有正向影响，假说 H2 成立。根据假说 H2 和 H3，金融开放能通过促进技术进步提高出口复杂度，本文建立回归方程 (26) (27) 来检验中介效应是否成立。

$$Tech_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 Finopen_{i,t} + \beta_3 Controls + \xi_{i,t} \quad (26)$$

$$Export_{i,t} = \gamma_1 + \gamma_2 Finopen_{i,t} + \gamma_3 Tech_{i,t} + \gamma_4 Controls + \xi_{i,t} \quad (27)$$

本文采用 Baron and Keny (1986) 提出的检验流程 [24] 来检验中介效应，在本文建立的模型中，如果满足 $\alpha_2 > 0$ ， $\beta_2 > 0$ ， $\gamma_3 > 0$ ， $\gamma_2 = 0$ 或 $|\gamma_2| < |\alpha_2|$ ，且通过显著性检验，则模型的中介效应成立，假说 H1、H2 和 H3 得到验证。其中， α_2 为总效应， $\beta_2 \cdot \gamma_3$ 为间接效应， γ_2 为直接效应。如果 γ_2 不显著，则技术进步是金融开放对技术进步的完全中介，如果 γ_2 显著，则技术进步是金融开放对技术进步的中介。

上述 3 个方程中，被解释变量 $Export_{i,t}$ 为国家 i 在第 t 年的出口复杂度，解释变量 $Finopen_{i,t}$ 为国家 i 在第 t 年的金融开放度，中介变量 $Tech_{i,t}$ 表示国家 i 在第 t 年的技术进步。 $Controls$ 为其他控制变量， $\xi_{i,t}$ 为随机误差项。

（三）变量的选取

1. 被解释变量和解释变量

出口复杂度 ($Export$)：出口复杂度选取哈佛增长实验室公布的《经济复杂性图集》数据，该数据库根据国家出口篮子的多样化和复杂度对国家的经济复杂程度（Economic Complexity Index，简称 ECI）进行排名。该指标能够较客观地反映一个国家或地区的出口复杂度，并对其经济发展和收入水平有很好的预测作用。本文选取根据 HS 四位数分类贸易统计数据计算得到指数作为出口复杂度变量的指标。

金融开放 ($Finopen$)：金融开放指标一般分为法规金融开放度（De Jure）和事实金融开放度（De Facto）两类，前者更能体现政策和制度上对金融开放的管束或鼓励，后者则具体从资金数量上反映金融开放的实际效果。近年来学者更广泛采用的指标是事实金融开放度（De Facto）。

本文选取事实金融开放度（De Facto）指标，主要采用 Alfaro（2014）的数据库和计算方法，选取“经援助调整的净资本流量”指标，其中援助数据来自经合组织发展合作局发展援助委员会（DAC）。笔者认为，在调整金融援助后，该事实指标能够更加客观地反映该国家（经济体）的金融开放程度，特别是在分析发展中国家时更为准确。

2. 中介变量

技术进步 ($Tech$)：使用当年该国居民提交的专利申请量，单位为个，经取对数处理，代表国家或地区的技术进步水平。该指标能直接反映该国家（经济体）取得的技术创新成果，其值越大，说明该国的技术进步越快。

3. 控制变量

本文参考已有研究并结合前文分析，选取控制变量如表 1 所示，表 2 列示了主要变量的描述性统计结果。

表 1 变量的定义

变量名称	变量符号	变量定义
出口复杂度	$Export$	ECI 指数。
金融开放	$Finopen$	Alfaro_dac 指数；KOF 指数（事实）。
技术进步	$Tech$	专利申请量取对数。

经济发展水平	<i>Gdppc</i>	现价美元的人均 GDP，取对数处理，代表该国家或地区的经济发展水平。
商业发展水平	<i>Mertrade</i>	使用当年商品贸易总额占 GDP 的千分比，衡量当地的商业贸易的重要程度。
营商环境	<i>Tpsb</i>	将创办企业所需时间（天数）与企业注册的启动程序（数量）相加取对数，能够衡量在该地区创办企业的便利程度，代表当年当地的营商环境的好坏。
商业税率	<i>Tax</i>	使用企业应缴纳税款占商业利润的百分比，用以衡量企业的税收负担。
劳动力数量	<i>Laforce</i>	使用该地区当年的劳动力总数，能够衡量当地的劳动力市场规模，在一定程度上也能够代表该地区人口的多寡。
资本增长	<i>Capital</i>	资本总额的增长速度，百分比。
ICT 资产贡献	<i>ICT</i>	衡量 ICT 资产在资本总额增长中的贡献程度，千分比，代表经济体的信息通信技术资本的发达程度。
全要素生产率	<i>TFP</i>	全要素生产率的增长水平，该指标衡量除了资本要素、劳动力要素和技术进步之外的有利于经济发展的要素。

表 2 变量的基本统计特征

变量	观察值个数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Export</i>	1931	0.11	1.00	-3.11	0.06	2.57
<i>Finopen (Alfaro)</i>	1931	-0.80	8.64	-45.45	0.29	53.06
<i>Finopen (Kofdf)</i>	1931	64.04	19.40	10.93	64.49	99.78
<i>Tech</i>	1520	5.64	2.72	0.00	5.56	14.15
<i>Gdppc</i>	1931	8.80	1.48	4.90	8.78	11.73
<i>Mertrade</i>	1931	6.92	4.56	1.02	5.78	42.00
<i>Tpsb</i>	1800	3.23	0.79	0.41	3.22	5.27
<i>Tax</i>	1800	0.41	0.18	0.07	0.39	1.97
<i>Laforce</i>	1931	15.66	1.52	11.97	15.5	20.48
<i>Capital</i>	1931	4.95	3.61	-4.97	4.24	22.60
<i>ICT</i>	1915	1.61	1.28	-1.68	1.44	29.08
<i>TFP</i>	1931	0.04	4.24	-65.48	0.06	66.10

四、实证分析结果

（一）基本回归结果

本文回归模型的实证估计可采用可行广义最小二乘法（FGLS）和固定效应（FE）模型。FGLS 和 FE 的区别在于：FGLS 更有效，FE 更稳健。由于本文需要估计中介效应，所以为保证回归估计

的有效性，在基本分析中采用 FGLS 估计方法以处理异方差等问题，在稳健性检验部分采用双向固定效应（two-way FE）模型以确保回归结果的稳健性。

在 FGLS 的具体估计上，根据 Greene（2000）的检验方法和卡方检验的结果，估计具有显著的异方差性；使用 Pesaran（2004）的方法，无法拒绝不存在截面相关的原假设；根据 Wooldridge（2002）和 F 检验结果，估计方程序列相关。综上，对 3 个方程均采用 FGLS 估计，并同时考虑异方差和自相关。

表 3 实证回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Export</i>	<i>Tech</i>	<i>Export</i>
<i>Finopen</i>	0.002** (0.001)	0.010*** (0.002)	-0.000 (0.001)
<i>Tech</i>			0.144*** (0.006)
<i>Controls</i>	是	是	是
观测值	1784	1411	1411
国家个数	123	113	113
异方差	是	是	是
自相关	是	是	是
Wald chi2	2538.93	34789.85	6996.41

注：*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著，括号内为标准误差。

表 3 报告了 3 个方程的回归结果及显著性。由第（1）列，金融开放变量对出口复杂度的影响显著为正，假说 H2 成立；由第（2）列，金融开放变量对技术进步的影响显著为正，假说 H1 成立；由第（3）列，技术进步对出口复杂度的影响显著为正，可知假说 H3 成立，中介效应得到验证。此外，使用 Sobel 检验，P 值小于 1%，也说明中介效应成立。需要注意的是，在（3）中， γ_2 不显著，即技术进步是金融开放对出口复杂度的完全中介，此处存在两种可能性：一是技术进步的中介效应极强，以至于不存在其他的中介变量或者其他中介变量的作用相对不显著，可以看到这里间接效应在总效应中的占比为 $(\beta_2 \times \gamma_3) / \alpha_2 \approx 0.72$ ，即技术进步在金融开放促进出口复杂度的提升中占到了 72% 的影响；二是回归存在一定的内生性问题，下文将通过工具变量处理这一问题。

（二）内生性问题与工具变量估计

考虑到本研究涉及的核心变量为重要的宏观要素，受到众多因素影响，故模型可能存在遗漏变量、互为因果、选择偏误、测量误差等问题，为减轻潜在的内生性影响，本文选取适当的工具变量进行两阶段二乘法（2SLS）和广义矩估计（GMM）来对本文假说进行验证。

在金融开放的工具变量选取上，以往学者较多采用滞后一期作为工具变量进行两阶段二乘法估计，如潘捷等（2022）、李梓旗等（2022）[25]；此外，窦钱斌等（2020）[26]采用政府的法治程度，张莹等（2020）[27]采用“同侪压力”作为工具变量。本文选取平均关税税率和性别歧视作为金融开放的工具变量。上述工具变量选择的具体含义和原因如下：

平均关税税率：按每个伙伴国对应的产品进口份额加权的有效适用税率的平均值，单位为百分比。因为关税税率和金融开放均反映一国政府对国内产业经济的保护程度，都能衡量一国对外开放整体水平，具有正相关性；而这里的关税针对进口而非出口，与出口复杂度的相关性极低，一国出口产品能够具有的附加值并不受关税直接影响，关税更不会直接影响到技术进步，所以平均关税税率与干扰项不相关。

性别歧视：衡量性别歧视的指标来自调查问卷《世界价值观调查》，单位为千分比，采用至少从两种角度（共有政治、经济、教育和身体健康 4 个角度）有性别偏见的人所在比例来衡量，该指标越大，说明性别歧视越严重，该指标越小，说明该国的性别平等程度越好，即该指标与性别歧视正相关，与性别平等负相关。往往在越开放的国家，性别平等观念越深入人心，所以性别歧视与金融开放具有负相关性，但性别是否平等不会直接影响出口复杂度，也不会直接对技术进步造成影响，所以认为与干扰项不相关。

表 4 使用工具变量的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Export</i>		<i>Tech</i>		<i>Export</i>	
<i>Finopen</i>	0.068*** (0.010)	0.066*** (0.010)	0.148*** (0.029)	0.156*** (0.028)	0.036*** (0.009)	0.035*** (0.009)
<i>Tech</i>					0.219*** (0.015)	0.218*** (0.015)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
观测值	1008	1008	900	900	900	900
估计方法	2SLS	GMM	2SLS	GMM	2SLS	GMM
R-squared	0.415	0.425	0.648	0.635	0.654	0.659
LM 统计量	50.832 [0.000]	50.832 [0.000]	35.598 [0.000]	35.598 [0.000]	38.241 [0.000]	38.241 [0.000]
Cragg-Donald Wald F	43.787	43.787	37.592	37.592	29.824	29.824
Kleibergen-Paap rk Wald F	24.730	24.730	19.215	19.215	19.654	19.654
Hansen-J 统计量	4.134	4.134	1.167	1.167	5.905	5.905

	[0.042]	[0.042]	[0.280]	[0.280]	[0.015]	[0.015]
--	---------	---------	---------	---------	---------	---------

注：*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平显著，（）内为标准误差，表中回归均采用稳健的标准误，[] 为 p 值，Stock-Yogo 弱识别检验的 10%临界值为 19.93。

工具变量的回归估计结果和相关检验如表 4 所示。可以看到，根据 LM 统计量所有模型均显著拒绝原假设，不存在识别不足的问题；根据 Wald F 统计量，Cragg-Donald Wald F 均大于 Stock-Yogo 临界值表中 10%的临界值，且 Kleibergen-Paap rk Wald F 均大于 10，故不存在弱工具变量的问题，工具变量和内生变量具有相关性；根据 Hansen-J 统计量，第（3）（4）列无法在 10%的显著性水平下拒绝原假设，其余回归则无法在 1%的显著性水平下拒绝原假设，总体上可以认为工具变量是合理的。

在系数估计方面，符号和显著性与前文是基本一致的，关于核心变量的结论依然成立，金融开放通过技术进步促进了出口复杂度的提升。由于内生性问题得到解决，在方程（27）的回归中金融开放变量恢复了显著性，说明在解决内生性问题的情况下，金融开放是部分中介，该结论更符合实际。2SLS 估计中 $(\beta_2 \times \gamma_3) / \alpha_2 \approx 0.48$ ，GMM 估计中 $(\beta_2 \times \gamma_3) / \alpha_2 \approx 0.52$ ，较之基本回归，中介效应虽然有所下降，但是在总效应中仍然占据近一半，再次验证了技术进步是金融开放促进出口复杂度提升的重要中介变量。

（三）异质性分析

为检验不同地区和发展程度的经济体对于模型的适用度，进行如下分组实验。根据 Alfaro 在建立数据库时对地区的划分，将经济体分为非洲、亚洲（不包含中西亚）、欧洲和中西亚、拉丁美洲和富裕国家（Rich OECD），对于这 5 个不同的组别，分别进行模型进行回归，结果如表 5。

可以看到，金融开放对出口复杂度在非洲、亚洲、拉丁美洲、欧洲和中西亚均有显著的正向影响，但其在特殊的最富裕国家反而有显著的负向影响，这或是由于富裕国家均有成熟的金融开放度和较高的出口复杂度，而其中人均 GDP 最高的国家制造业比例相对更低，人均 GDP 稍低的国家反而有更高的制造业比例和多样的出口产品。从系数的显著性来看，在除去富裕国家的欧洲和亚洲地区，金融开放的对出口复杂度的促进作用更明显，拉丁美洲和非洲地区的促进作用稍弱。

有趣的是，在金融开放促进技术进步方面，拉丁美洲和非洲的系数最高、也最显著，亚欧地区较弱；但在技术进步带来更高的出口复杂度方面，亚洲地区的正向作用更大，拉丁美洲和非洲稍弱，而在最富裕国家，技术进步推动出口复杂度提升是最明显的。所以，在发展程度更低的地区，金融开放促进技术进步的作用更明显；在发展程度更高的地区，将技术进步转化为更高出口复杂度的可能性更大。

中介效应方面，在非洲、欧洲和中西亚、拉丁美洲均是显著的，亚洲地区的（2）式虽然显著性较差，但置信区间大致为正，故总体上可以认为，基本上除去全球最富裕的国家，金融开放均能通过促进技术进步提升出口复杂度。而从间接效用的占比 $(\beta_2 \times \gamma_3) / \alpha_2$ 来看，非洲为 83%，亚洲为

6%，欧洲和中西亚为 11%，拉丁美洲为 23%，说明在非洲和拉丁美洲地区，技术进步在金融开放提升出口复杂度的过程中起到更重要的作用。值得注意的是，通过对方程（27）的回归发现，非洲和拉美地区的技术进步是完全中介，但是在欧洲和西亚，技术进步变为部分中介，这说明落后地区金融开放促进出口复杂度提升更加通过技术进步，而发展到一定程度后，金融开放会通过更多途径来提升出口复杂度。

表 5 分地区回归结果

不同地区	变量	(1)	(2)	(3)
		<i>Export</i>	<i>Tech</i>	<i>Export</i>
非洲	<i>Finopen</i>	0.005** (0.002)	0.046*** (0.008)	-0.004 (0.003)
	<i>Tech</i>			0.090*** (0.019)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	476	241	241
	Wald chi2	253.49	1548.59	256.13
亚洲 (不包含中西亚)	<i>Finopen</i>	0.008*** (0.003)	0.002 (0.007)	-0.006*** (0.002)
	<i>Tech</i>			0.231*** (0.011)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	296	237	237
	Wald chi2	1331.51	15685.88	2311.89
欧洲和中西亚	<i>Finopen</i>	0.016*** (0.002)	0.012*** (0.004)	0.013*** (0.002)
	<i>Tech</i>			0.140*** (0.017)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	447	411	411
	Wald chi2	1914.56	5816.30	2038.42
拉丁美洲	<i>Finopen</i>	0.006* (0.004)	0.041*** (0.011)	-0.002 (0.004)
	<i>Tech</i>			0.034* (0.020)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	233	207	207
	Wald chi2	240.57	2081.66	255.96
富裕国家 (Rich OECD)	<i>Finopen</i>	-0.026*** (0.004)	-0.015*** (0.005)	-0.015*** (0.004)
	<i>Tech</i>			0.452***

				(0.019)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	332	317	317
	Wald chi2	758.39	4123.84	2342.48

注：*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著，括号内为标准误差。

为进一步验证猜想，本文还根据经济体的收入等级进行了分组实验。根据世界银行 2019 年对经济体的收入等级划分标准，人均国民总收入在 1035 美元以下的为低收入经济体，人均国民总收入在 1036 美元与 4045 美元之间的为中等偏下收入经济体，人均国民总收入在 4046 美元与 12535 美元之间的为中等偏上收入经济体，人均国民总收入在 12536 美元以上的为高收入经济体。对于这 4 个不同的组别，分别进行回归，结果如表 6。

可以看到，金融开放对出口复杂度的促进作用在中等偏上收入经济体和高收入经济体中是显著的，在中等偏上收入经济体系数更高；而在低收入经济体和中等偏下收入经济体则失去了显著性，其中中等偏下收入经济达到 15%的正显著性，而低收入经济体的系数甚至不再为正。金融开放对技术进步的促进作用则只在低收入经济体不显著，在中等偏下收入经济体、中等偏上收入经济体和高收入经济体都是正向且显著，其中中等收入经济体的系数略大于高收入经济体。技术进步对出口复杂度的促进作用也在中等和高收入经济体显著，在低收入经济体不显著。模型在人均收入低于 1035 美元的收入经济体失去显著性的原因可能是样本过少而失真，也可能是对于低收入经济体模型的确不成立。结合前文对地区的异质性分析，在温饱难以满足的极端欠发达地区，关于金融开放和出口复杂度的假说确实是不成立的。但在大部分中等及以上的国家，模型的结论是成立的。

值得注意的是，在对方程（27）的回归中可以发现，相对来讲，技术进步对于中低收入经济体是完全中介，但是在中等偏上收入经济体中，技术进步是部分中介。再次证明，对于中低收入国家金融开放促进出口复杂度提升更加通过技术进步，而收入提升到中等以上后，金融开放会通过更多途径来提升出口复杂度。

表 6 分收入等级回归结果

不同收入经济体	变量	(1)	(2)	(3)
		<i>Export</i>	<i>Tech</i>	<i>Export</i>
低收入经济体	<i>Finopen</i>	-0.005 (0.003)	-0.007 (0.016)	-0.000 (0.003)
	<i>Tech</i>			-0.033 (0.024)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	189	103	103
	Wald chi2	55.83	56.19	58.06

中等偏下收入经济体	<i>Finopen</i>	0.004 (0.003)	0.045*** (0.010)	-0.002 (0.004)
	<i>Tech</i>			0.297*** (0.014)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	357	209	209
	Wald chi2	381.88	813.46	1081.84
中等偏上收入经济体	<i>Finopen</i>	0.022*** (0.002)	0.033*** (0.007)	0.017*** (0.002)
	<i>Tech</i>			0.081*** (0.009)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	516	435	435
	Wald chi2	1435.75	1405.36	1705.40
高收入经济体	<i>Finopen</i>	0.012*** (0.002)	0.025*** (0.004)	-0.007*** (0.002)
	<i>Tech</i>			0.300*** (0.010)
	<i>Controls</i>	是	是	是
	观测值	722	666	666
	Wald chi2	1367.04	7014.84	3209.09

注：*，**，***分别表示在 10%、5%和 1%的水平下显著，括号内为标准误差。

五、主要结论与政策建议

本文通过构建理论模型和基于全球 100 多个国家（经济体）的实证检验，系统分析了金融开放、技术进步与出口复杂度之间的内在联系和作用机制。研究表明，金融开放对技术进步具有显著的促进作用，而技术进步又是金融开放提升出口复杂度的关键中介变量，基于工具变量的分析和稳健性检验进一步证实了上述结论。此外，分国家类型的讨论显示，金融开放对出口复杂度的提升作用在中等收入国家表现得最为明显，这说明在跨越“中等收入陷阱”的过程中，通过推动金融开放来促进技术进步和出口复杂度的提升是一项值得重视的政策措施。

据世界银行的“按收入水平划分的国别分类”数据，2023 年高收入国家的人均 GNI 门槛约为 13845 美元，中国的人均 GNI 为 12597 美元，接近高收入国家门槛，但距离 2 万美元的发达国家门槛仍有一段距离。这说明中国目前正处于从中高收入阶段向高收入阶段迈进的关键时期，是否能成功跨越“中等收入陷阱”备受世界各国瞩目。与此同时，在全球科技创新和产业链更迭的竞争过程中，2023 年中央金融工作会议提出要着力推进金融高水平开放，坚持“引进来”和“走出去”并重，吸引更多外资金融机构和长期资本来华展业兴业。同时，2024 年习近平总书记在中共中央政治局第十一次集体学习时强调，要大力发展“新质生产力”，使其成为高质量发展的强劲推动力

和支撑力。这些都说明，未来中国在跨越“中等收入陷阱”的过程中，要坚定不移地走科技创新之路，而金融开放和技术进步将为此提供重要的推动力。

基于上述现实和政策背景，同时结合本文的相关分析结论，我们提出以下几方面针对性的政策建议：（1）将金融开放作为“金融强国”和跨越“中等收入陷阱”的重要抓手，高水平的金融开放可以通过降低企业融资成本和提高融资效率等途径加速实现产业结构的升级和优化，同时利用全球化的资源可以培育自身产业优势，从而更好地融入全球产业链和提升产业竞争力；（2）鉴于近年来全球贸易保护主义抬头导致出口受阻，曾经作为“三驾马车”之一的出口对经济增长的贡献显著下降，在这一背景下，可通过金融高水平开放加强与其他国家和地区在金融和贸易等领域的广泛交流和合作，一方面为出口企业提供良好的政策便利和优质的金融服务，另一方面进一步打开国际市场，挖掘新的出口增长点；（3）加强金融开放和技术创新的互动，一方面通过加大对科技创新和出口升级的金融支持力度，鼓励更多的资本流向科技创新企业和用于产品研发升级，将资本有效转化为技术优势，进而转化为竞争优势，另一方面推进出口企业和产业的优化升级，提高出口产品的质量和附加值，将金融高水平开放背景下的出口竞争力提升作为推动国家科技创新和“新质生产力”发展的重要突破口。

[参考文献]

- [1]张伟俊, 陈云贤, 黄新飞.金融开放与商业信用配置[J].财贸经济, 2023 (9): 75-90.
- [2]程新生, 刘振华.金融开放、融资约束与企业创新投资[J].南开经济研究, 2024 (2): 64-82.
- [3]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.
- [4]胡文涛, 戴淑庚.金融开放对经济高质量发展的结构性驱动效应[J].财经研究, 2024 (1): 4-18.
- [5]WANG D K, CHA H E, SETH N. How does financial openness affect economic growth at different stages of economies?[J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2023, 3: 1-24.
- [6]OKUNADE S O. Institutional threshold in the nexus between financial openness and TFP in Africa: A dynamic panel analysis[J]. Social Sciences & Humanities Open, 2022, 5 (1): 100245.
- [7]陈晓珊, 刘洪铎.金融开放与贸易开放的互动性[J].首都经济贸易大学学报, 2018 (4): 29-37.
- [8]潘捷, 杨永聪, 刘丽冰.金融开放对出口技术复杂度的影响研究——基于跨国面板数据的检验[J].国际经贸探索, 2022 (7): 86-103.
- [9]YU Y, QAYYUM M. Impacts of financial openness on economic complexity: Cross-country evidence[J]. International Journal of Finance and Economics, 2023, 28 (2): 1514-1526.
- [10]AMAN Z, GRANVILLE B, MALICK S K, NEMLIOGLU I. Does greater financial openness promote external competitiveness in emerging markets? The role of institutional quality[J]. International Journal of Finance and Economics, 2024, 29 (1): 486-510.
- [11]王胜斌, 杜江.金融发展与出口技术复杂度提升——基于影响渠道的研究[J].经济问题探索, 2019 (10): 175-183.
- [12]杜昕倩.金融发展、产业升级与高技术产品出口——基于空间杜宾模型和中介效应的实证研究[J].经济问题探索, 2021 (4): 51-67.
- [13]陈琳, 朱子阳.金融发展、金融结构与高科技产品的出口竞争力——国际经验及启示[J].世界经济文汇, 2019(3):

57-72.

- [14]方霞, 李秀珍, 胡锦涛, 唐海燕.中国数字金融发展与企业出口技术水平提升: 基于出口技术复杂度的研究[J]. 国际贸易问题, 2023 (10): 109-125.
- [15]张铭心, 汪亚楠, 郑乐凯, 石悦.数字金融的发展对企业出口产品质量的影响研究[J].财贸研究, 2021 (6): 12-27.
- [16]金祥义, 张文菲.数字金融发展能够促进企业出口国内附加值提升吗[J].国际贸易问题, 2022 (3): 16-34.
- [17]毛其淋, 方森辉.创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度[J].世界经济与政治论坛, 2018 (2): 1-24.
- [18]于欢, 姚莉, 何欢浪.数字产品进口如何影响中国企业出口技术复杂度[J].国际贸易问题, 2022 (3): 35-50.
- [19]The Growth Lab at Harvard University. Growth Projections and Complexity Rankings, V2[DB]. 2019. <https://doi.org/10.7910/dvn/xtaqmc>
- [20]ALFARO L, SEBNEM K O, VADYM V. Sovereigns, Upstream Capital Flows and Global Imbalances[J]. Journal of European Economic Association, 2014, 12 (5): 1240-1284.
- [21]GYGLI S, HAELG F, POTRAFKE N, et al. The KOF globalization index-revisited[J]. The Review of International Organizations, 2019, 14 (3): 543-574.
- [22]The Conference Board. The Conference Board Total Economy Database™[DB]. 2015. <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>
- [23]YIN H, XIE Q, ZHOU D. Does a Stronger Business Environment Increase Export Variety?[J]. Emerging Markets Finance & Trade, 2022, 58 (12): 3395-3415.
- [24]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): 120-140.
- [25]李梓旗, 陈冬宇, 石蓉荣.加大金融开放度提升企业创新能力了吗? ——基于企业治理的中介效应检验[J].财经问题研究, 2022 (6): 120-129.
- [26]窦钱斌, 周宇, 孙美露.金融开放与技术进步——后发国家技术赶超的两个阶段[J].商业研究, 2020 (12): 10-20.
- [27]张莹, 符大海, 向鹏飞.金融开放与收入不平等: 一个倒 U 型关系[J].首都经济贸易大学学报, 2020 (6): 59-82.



中国人民大学国际货币研究所

INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn