

# 金融开放、货币政策与企业出口

马 勇, 姜伊晴

**[摘要]** 本文将金融开放因素引入Melitz(2003)的异质性企业贸易模型,并基于该模型考察了金融开放和货币政策对企业出口的影响。理论分析表明,随着金融开放水平的提高,更多的外资金融机构进入本国,同时更多的本国金融机构“走出去”,这将增加企业的外部融资来源并提高金融业的竞争程度,从而推动企业的外部融资成本下降、出口规模上升;金融机构之间的竞争与合作改善了信贷资金的配置效率,使得生产率较高的企业在获取外部融资方面更具竞争优势;货币政策通过改变企业的内部和外部融资成本影响企业的出口规模。进一步,基于2007—2017年中国A股上市公司数据的实证检验表明,金融开放度的提高确实能促进企业出口规模的增长,且该效应随企业外部融资依赖度的上升而逐渐增强。机制分析表明,金融开放主要通过降低企业的外部融资成本推动企业出口规模增长,且该机制在生产率更高或外部融资依赖更强的企业中表现得更为明显。同时,对于那些更加依赖外部融资的企业而言,紧缩性的货币政策将对其出口规模产生更为显著的负面影响。本文为理解金融开放条件下的企业出口提供了一个新的理论分析框架,并为优化金融开放条件下旨在稳定出口的货币政策提供了重要的政策启示。

**[关键词]** 金融开放; 货币政策; 企业出口

**[中图分类号]** F120 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2025)01-0005-19

## 一、引言

近年来,随着全球主要国家经济增速放缓,各种贸易保护主义和“逆全球化”思潮重新抬头。在此背景下,党的二十大报告提出,坚持高水平对外开放,加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。这旗帜鲜明地向全世界彰显了中国坚持开放发展的政策取向。作为全球经济总量排名第二和贸易总量排名第一的大国,中国要在世界经济舞台上发挥更大的作用和影响力,就必须坚持全球化的定位,推进国际贸易的持续发展。与此同时,2023年10月,中央金融工作会议强调,要着力推进金融高水平开放,稳步扩大金融领域制度型开放,吸引更多外资金机构和长期资本来华展业兴业。在当前国际贸易和金融关系日渐紧密和复杂的背景下,金融开放如何作用于企业的出口行为,以及货币政策在这一过程中发挥何种调节作用,均是亟待深入研究的重

**[收稿日期]** 2023-09-10

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“中国建设现代中央银行调控制度研究”(批准号21ZDA044)。

**[作者简介]** 马勇,中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授,博士生导师,经济学博士;姜伊晴,中国人民大学财政金融学院博士研究生。通讯作者:姜伊晴,电子邮箱:Jiangyq\_2017@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

要问题。针对这些问题,本文尝试从微观企业行为的角度,考察金融开放和货币政策对企业出口的影响及其作用机制。

考察金融开放对企业出口的影响,首先要明确金融开放的具体内涵。中国自2001年加入世界贸易组织(World Trade Organization, WTO)以来,积极履行相关承诺,采取“渐进求稳”的策略逐步推进金融开放。2008年国际金融危机后,中国金融开放的步伐明显加快,相继在汇率市场化、金融市场开放、资本账户开放和人民币国际化等方面取得重要进展。其中,在汇率市场化改革方面,中国于2017年形成了“收盘价+一篮子货币+逆周期因子”的中间价报价机制,完善了人民币汇率的形成机制。在金融市场开放方面,中国不断放宽外资金融机构的准入和业务限制,完善了外商投资准入和负面清单制度,取消了外资对银行和保险机构的持股比例限制。在资本账户开放方面,中国先后推出了沪港通、深港通、债券通、沪伦通等一系列国内外金融市场“互联互通”的机制,并于2019年取消了合格境外机构投资者(Qualified Foreign Institutional Investor, QFII)和人民币合格境外机构投资者(RMB Qualified Foreign Institutional Investor, RQFII)的投资额度限制以及RQFII试点的国家和地区限制。目前,在国际货币基金组织(International Monetary Fund, IMF)所规定的“资本与金融项目”下的40个子项中,不可兑换的项目仅剩3项,而可兑换的项目占比高达92.50%。在货币国际化方面,人民币自2016年加入特别提款权(Special Drawing Rights, SDR)货币篮子以来,在国际支付、结算、投融资以及储备货币等方面的功能不断加强。

现有文献主要从法定(De jure)和事实(De facto)两个角度衡量一个国家的金融开放水平。在法定指标方面,目前发展较为完善且应用较广的金融开放指标包括Chinn and Ito(2006)编制的Chinn-Ito指数、经济合作与发展组织(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)编制的外商直接投资监管限制指数(FDI Regulatory Restrictiveness Index, FDI RRI)和服务贸易限制指数(Service Trade Restrictiveness Index, STRI)等。其中,Chinn-Ito指数主要用于衡量一个国家的资本账户开放程度,FDI RRI主要关注一个国家是否给予外资国民待遇,而STRI则重点关注一个国家的银行和保险市场是否存在针对外资机构的限制壁垒。在事实指标方面,Lane and Milesi-Ferretti(2007)使用一个国家对外金融资产和负债占国内生产总值(GDP)的比值来衡量其金融开放水平,而Kraay(1998)则使用一个国家的国际资本流动状况来衡量其金融开放水平。从法定金融开放指标和事实金融开放指标的比较看,前者通常基于相关法律、法规和官方制度构建,具有很强的政策导向性质,便于从制度视角对不同国家之间的金融开放程度差异进行比较分析;而后者重点从相关经济或金融指标的变化来对实际的金融开放程度进行测度,是一种基于客观指标且侧重从“结果”的角度来测度金融开放程度的做法。

理论上,法定的金融开放指标虽然能直观显示一个国家对于跨境资本流动的态度和限制,但难以及时捕捉真实的资本流动状况。相比之下,事实的金融开放指标能更及时地反映一个国家在国际金融市场中的实际参与程度。这是由于,无论是外资金融机构进入本国开展业务,还是本国金融机构到海外拓展业务,又或是个体投资者从事跨境投资,都会产生相应的跨境资本流动,从而反映在事实的金融开放指标之中。基于上述考虑,本文首先从国际资本流动角度对金融开放如何影响企业出口进行理论分析,然后基于事实的金融开放指标对相关理论假说进行实证检验。此外,考虑到货币政策会通过影响企业的融资约束对企业出口产生影响,本文还进一步讨论了货币政策的立场(扩张或紧缩)如何作用于不同融资约束状态下的企业出口,并产生相应的差异性影响。本文为理解金融开放条件下的企业出口提供了一个新的理论分析框架,并为优化金融开放条件下的货币政策调控提供了政策启示。

与现有文献相比,本文的边际贡献主要体现在三个方面:①在理论建模方面,本文在Melitz(2003)模型的基础上引入金融开放因素,从国际资本流动视角研究了金融开放对企业出口的影响,并为理解金融开放与企业出口之间的关系提供了一个新的分析框架;②在实证分析方面,本文选取外部融资依赖度作为出口企业受金融开放影响的表征变量,并使用金融开放与企业外部融资依赖度的交乘项来估计金融开放对企业出口规模的影响,这为考察金融开放与企业出口行为之间的关系提供了新的实证检验思路与经验证据;③在货币政策与企业出口关系方面,本文基于拓展后的Melitz(2003)模型分析了货币政策对企业出口的理论影响,并在此基础上利用现实数据检验了货币政策对企业出口的实际影响,丰富了相关研究领域。

余文结构安排如下:第二部分梳理相关文献;第三部分为理论分析;第四部分介绍实证研究设计;第五部分为实证结果及分析;第六部分进一步分析货币政策对企业出口的影响;第七部分为结论与启示。

## 二、文献综述

与本文相关的一支文献从不同角度考察了金融开放对出口的影响。在汇率市场化方面,部分文献研究了中国历次汇率改革对出口的影响,例如,Du et al.(2021)考察了2005年汇率改革的宏观影响,发现改革后人民币持续升值,显著抑制了中国的出口规模增长。对此,项后军和许磊(2013)从微观角度提供了一种可能的解释,即出口商需要以压缩自身利润的方式吸收汇率升值所带来的影响。卢冰等(2020)发现,2012年汇率改革后汇率波动幅度的增加抑制了出口企业通过虚假贸易行为所进行的跨境套利。在金融市场开放方面,侯欣裕等(2019)基于中国金融服务业对外资的限制程度构建金融开放指标,发现金融开放能提升下游制造业企业的出口倾向和出口利润。采用类似的指标,李宏亮等(2021)的研究表明,金融开放有助于企业出口国内增加值率的提高。另外,由于中国的金融体系具有典型的银行主导型特征,银行业的开放更为重要,并且在开放阶段上也更为成熟。为此,部分研究以外资银行分批进入中国各城市作为准自然实验,采用双重差分(DID)法展开实证分析,发现外资银行的进入提升了企业的出口产品质量(盛斌和王浩,2021)、出口国内附加值率(铁瑛和何欢浪,2020)、出口倾向和出口规模(Lyu et al.,2023)。在人民币国际化方面,甄筱宇和戴金平(2023)的研究显示,人民币国际化能够促进企业的出口规模增长。最后,在资本账户开放方面,大多数文献参考Kraay(1998)、Lane and Milesi-Ferretti(2007)等的做法,根据实际的跨境资本流量或存量构建金融开放指标,发现金融开放对一个国家的出口产品多样化(Jangam and Akram,2021)和出口规模增长(Liang and Lin,2022)具有正向影响,但对出口企业的风险承担具有负向影响(顾海峰和卞雨晨,2022)。还有文献考察了特定资本市场开放对出口的影响,Defever and Suedekum(2014)的研究发现,资本市场开放能促进那些密集使用关系专用性投入行业的出口,但会抑制使用标准化投入行业的出口。

与本文密切相关的另一支文献是基于Melitz(2003)模型的关于融资约束与企业出口之间关系的研究。Melitz(2003)通过对企业异质性与贸易决策之间关系的考察,提出了经典的企业“自选择效应”理论。后续研究在此基础上,通过加入企业的融资约束,考察了各种金融因素对企业出口的影响。例如,Manova(2013)认为,金融市场和金融制度的不完善是企业融资约束的重要来源,特别是在金融体系更为发达的国家,那些对金融依赖程度较高的行业和企业通常具有更好的出口表现。Chaney(2016)考察了进入国外市场的流动性约束对企业出口行为和出口规模的影响。于洪霞

等(2011)基于中国企业的研究发现,出口固定成本是出口企业所面临的一种重要融资约束,因此,旨在降低出口固定成本的相关政策能有效提升企业的出口能力。张杰(2015)研究发现,政府干预及其导致的金融抑制扭曲了不同所有制企业所面临的融资约束,最终导致融资约束与出口产品质量之间呈现出“倒U型”关系。吕越等(2015)研究发现,融资约束会降低企业参与全球价值链的倾向,而生产效率则主要影响企业参与全球价值链的程度。

对于货币政策与出口之间的关系,虽然从宏观角度看,该问题是国际金融领域的一个经典问题,但从微观角度看,相关文献并不多见。从已有的少量文献看,Imura and Shukayev(2019)的研究发现,宽松货币政策所导致的低利率和货币贬值能提升企业出口参与的收益,但同时产生的通货膨胀效应将削弱出口企业的竞争力,从而抑制企业的出口参与度。2008年国际金融危机后,一些研究开始关注非常规货币政策对出口的影响(Fukuda and Doita, 2016; Rose, 2021)。在基于中国数据的研究中,现有文献主要聚焦于外国货币政策对中国出口的溢出效应(聂菁和金洪飞, 2015; Feng et al., 2024),或分析货币政策对净出口的影响(张辉和黄泽华, 2011),鲜有文献直接讨论货币政策对企业出口的影响。

通过上述文献梳理,已有文献存在以下不足:①从国际资本流动视角考察金融开放对出口的影响,现有文献主要集中于国家或行业层面,直接从企业层面展开研究的文献目前还非常少;②尽管已有文献对出口企业的融资约束问题进行了多方面探讨,但鲜有研究通过建立具有微观基础的理论模型来刻画金融开放如何对企业的融资约束和出口行为产生影响;③尽管货币政策与出口之间的关系是国际金融领域里的一个经典议题,但从微观角度考察货币政策对企业出口影响的理论和实证文献较少。为弥补上述不足,本文尝试将金融开放因素纳入Melitz(2003)的异质性企业贸易模型,从国际资本流动角度分析金融开放对企业融资约束的影响,进而探讨金融开放与企业出口之间的关系。通过对理论模型进行拓展,本文还考察了货币政策如何通过影响融资成本而作用于企业出口。

### 三、理论分析

本部分在Melitz(2003)异质性企业贸易模型的基础上引入金融开放因素,为理解金融开放对企业出口的影响提供一个基础性的理论框架。与Melitz(2003)的模型相比,本文构建的理论模型主要存在以下三个方面的不同:①假设企业不只是在支付固定成本时才需要外部资金,而是在整个生产过程中都需要外部资金;②在模型中同时引入了外部与内部融资成本,以更好地分析金融开放和货币政策对企业出口的影响;③假设异质性企业在金融开放条件下不仅存在着价格竞争,而且在获取外部融资方面 also 存在着竞争。

#### 1. 居民

假定存在本国与外国(外国经济变量由带有\*的符号表示)两个国家,每个国家各有两个生产部门,其中一个部门生产同质性产品,另一个部门生产异质性产品,劳动力是唯一的生产要素。本国的人口规模为 $N$ (外国的人口规模为 $N^*$ ),代表性居民拥有1单位劳动力禀赋且具有以下形式的效用函数:

$$U = q_0^{1-\mu} \left( \int_{i \in \Lambda} q_d(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中,  $q_0$  为本国居民对同质性产品的消费;  $q_d(i)$  为本国居民对  $i$  类异质性产品的消费;  $\mu$  为异质性产品消费在居民总消费中的份额;  $1 - \mu$  为同质性产品消费在居民总消费中的份额;  $\Lambda$  为所有异质性产品(包括本国产品和外国产品)的集合;  $\sigma$  为不同种类异质性产品之间的替代弹性,  $\sigma > 1$ 。

## 2. 企业

同质性产品在完全竞争的市场中出售交易, 将其作为计价单位并将其价格标准化为 1。每单位劳动力投入能够产出固定单位的同质性产品, 在工资水平为  $w$  (外国工资水平相应表示为  $w^*$ ) 时,  $n_0$  单位劳动力投入能够产出  $q_0$  单位同质性产品, 即  $q_0 = wn_0$ 。

本国异质性产品市场是具有准入门槛的垄断竞争市场, 每家企业生产一种异质性产品  $i$ , 并拥有对该产品的垄断定价权, 价格用  $p_d(i)$  表示, 于是, 本国异质性产品部门的总价格指数为:

$$P = \left( \int_{i \in \Lambda} p_d(i)^{1-\sigma} di \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (2)$$

给定本国居民对异质性产品的总消费为  $\mu w N$ , 可以得到异质性产品  $i$  的国内需求函数为:

$$q_d(i) = \mu w N \left( \frac{p_d(i)}{P} \right)^{-\sigma} \quad (3)$$

相应地, 异质性产品  $i$  的国内收入为:

$$r_d(i) = \mu w N \left( \frac{p_d(i)}{P} \right)^{1-\sigma} \quad (4)$$

类似地, 外国异质性产品部门的总价格指数、异质性产品  $i$  的出口需求函数以及出口收入函数可分别表示为:

$$P^* = \left( \int_{i \in \Lambda} p_f(i)^{1-\sigma} di \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

$$q_f(i) = \mu w^* N^* \left( \frac{p_f(i)}{P^*} \right)^{-\sigma} \quad (6)$$

$$r_f(i) = \mu w^* N^* \left( \frac{p_f(i)}{P^*} \right)^{1-\sigma} \quad (7)$$

本文主要考察异质性企业的出口行为, 假定异质性企业  $i$  从累积分布函数为  $F(A)$  的生产率集合中随机获取生产率  $A_i$  ( $A_i > 0$ ),  $A_i \in [A_{\min}, A_{\max}]$ , 其中,  $A_{\max}$  和  $A_{\min}$  分别为企业生产率的最大值与最小值。企业每生产 1 单位产品, 需要支付固定的边际成本  $w/A_i$ ,  $A_i$  越高的企业面临的边际成本越低。出口企业不仅需要支付一笔昂贵的准入固定成本  $C_f$ , 还需要在边际生产成本的基础上支付额外的“冰山”运输成本  $\tau$  ( $\tau > 1$ )。因此, 出口企业  $i$  的总生产成本函数为:

$$c_f(i) = q_f(i) \frac{\tau w}{A_i} + C_f \quad (8)$$

假定企业的内部资金(如留存盈余)只能支付  $1 - \chi$  比例的生产成本, 余下的  $\chi$  比例 ( $0 \leq \chi \leq 1$ ) 需要由外部融资覆盖。企业的外部融资成本为  $R^E$  ( $R^E > 1$ ), 内部融资成本为内部资金的机会成本, 用货币政策利率  $R^D$  ( $R^D > 1$ ) 表示。在考虑了资金成本后, 出口企业  $i$  的总成本函数为:

$$TC_f(i) = [\chi R^E + (1 - \chi) R^D] \left( q_f(i) \frac{\tau w}{A_i} + C_f \right) \quad (9)$$

在垄断竞争的市场环境下,以利润最大化为目标的企业将在边际成本上收取固定的价格加成 $\sigma/(\sigma - 1)$ ,由此得到出口产品*i*的价格函数为:

$$p_j(i) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} [\chi R^E + (1 - \chi) R^D] \frac{\tau w}{A_i} \quad (10)$$

结合式(6)、式(7)、式(9)和式(10),可以得到出口企业*i*的利润函数为:

$$\pi_j(i) = \frac{\mu w^* N^*}{\sigma} \left\{ \frac{\sigma}{\sigma - 1} [\chi R^E + (1 - \chi) R^D] \frac{\tau w}{A_i P^*} \right\}^{1-\sigma} - [\chi R^E + (1 - \chi) R^D] C_f \quad (11)$$

### 3. 金融开放与企业出口

本部分在前文模型的基础上引入金融开放因素。理论上,随着金融开放的推进,跨境资本流动更加自由,金融市场开放程度提高,外金融机构可以在本国设立分支机构并向居民和企业提供金融服务,本国金融机构也能够进入海外市场进行国际化经营。在这种情况下,金融开放可以从以下两个方面影响企业出口:一方面,随着更多外金融机构进入本国,以及更多本国金融机构“走出去”,出口企业的外部融资来源增加,在资金需求基本稳定的情况下,这会降低出口企业的外部融资成本(李青原和章尹赛楠,2021)。此外,外资与本国金融机构还可能通过降低借款利率的方式展开竞争,从而降低出口企业的外部融资成本(张伟俊等,2023)。另一方面,无论是外金融机构进入本国,还是本国金融机构走向海外,金融机构之间的竞争与合作都将提升其在业务、技术和管理等方面的能力,从而改善信贷资金的配置效率(铁瑛和何欢浪,2020),最终导致金融资源向生产率更高的企业倾斜。上述两种影响都将随着金融开放度的提高而增强。

因此,考虑上述金融开放的影响后,出口企业*i*的总成本函数式(9)可进一步改写为:

$$TC_j(i) = [\chi(1 - \lambda g(A_i)) R^E + (1 - \chi) R^D] \left[ q_j(i) \frac{\tau w}{A_i} + C_f \right] \quad (12)$$

其中, $\lambda(0 \leq \lambda \leq 1)$ 为金融开放度参数。 $\lambda$ 越大,表示金融开放度越高。 $g(A_i)$ 为 $A_i$ 的增函数,设定为Min-Max函数, $g(A_i) = \frac{A_i - A_{\min}}{A_{\max} - A_{\min}}, 0 \leq g(A_i) \leq 1$ 。式(12)表明,随着金融开放度的提高,企业的外部融资成本将趋于下降。同时,在同等的金融开放度下,生产率更高的企业将面临更低的外部融资成本。

进一步地,可将出口产品*i*的价格函数式(10)改写为:

$$p_j(i) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} [\chi(1 - \lambda g(A_i)) R^E + (1 - \chi) R^D] \frac{\tau w}{A_i} \quad (13)$$

在本文构建的理论模型中,出口企业的异质性主要体现在不同企业的生产率差异上。式(13)反映了异质性企业在价格和外部融资两方面的竞争:在价格竞争方面,生产率较高的企业面临更低的边际成本,因而可以设定更低的出口产品价格以增强自身竞争优势,这与Melitz(2003)模型一致;在外部融资竞争方面,生产率较高的企业能以更低的成本获得外部融资,从而更容易覆盖出口所需的一系列成本,进而赚取更高的出口利润。

将式(13)代入式(6),可以计算出纳入金融开放影响后的企业出口需求函数:

$$q_j(i) = \frac{\mu w^* N^*}{P^{*1-\sigma}} \left\{ \frac{\sigma}{\sigma - 1} [\chi(1 - \lambda g(A_i)) R^E + (1 - \chi) R^D] \frac{\tau w}{A_i} \right\}^{\sigma} \quad (14)$$

为考察金融开放对企业出口规模的影响,计算式(14)对金融开放度 $\lambda$ 的一阶偏导,得到:

$$\frac{\partial q_j(i)}{\partial \lambda} = \sigma^2 \chi R^E g(A_i) \frac{\tau w \mu w^* N^*}{(\sigma - 1) A_i P^{*1-\sigma}} \left\{ \frac{\sigma}{\sigma - 1} [\chi(1 - \lambda g(A_i)) R^E + (1 - \chi) R^D] \frac{\tau w}{A_i} \right\}^{-\sigma-1} \quad (15)$$

根据式(15)可知  $\frac{\partial q_i(i)}{\partial \lambda} > 0$ , 这表明随着金融开放度的提高, 更多的外资金融机构进入本国金融市场, 同时更多的本国金融机构开展国际化经营, 而外部融资来源的增加和金融业竞争程度的提高将降低出口企业所面临的外部融资成本, 从而激励企业增加出口规模。由此, 本文认为, 金融开放度的提高可以促进企业出口增长。

为验证上述模型推论的可靠性, 本文基于式(14)对企业出口规模与金融开放度之间的关系进行了数值模拟, 如图1所示。<sup>①</sup>从图1可以看出, 在其他条件不变的情况下, 金融开放度提高将伴随企业出口规模的上升, 与前述理论模型的预期一致。

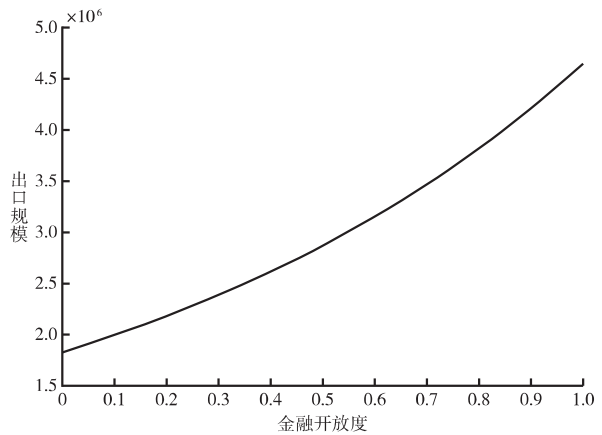


图1 企业出口规模与金融开放度的关系

#### 四、研究设计

##### 1. 模型设定与估计策略

为考察金融开放对企业出口规模的影响, 本文设立如下形式的基准回归方程:

$$\ln Exp_{i,t} = \beta_1 FO_t \times EFD_{i,t} + \beta_2 EFD_{i,t} + \beta_3 X_{i,t-1} + \sum Firm + \sum Year + \sum Ind + \sum IndYear + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

其中,  $i, t$  分别表示企业、年份;  $\ln Exp_{i,t}$  为企业出口总额的自然对数;  $FO_t$  表示金融开放度, 参考 Lane and Milesi-Ferretti(2007)的做法, 本文使用中国国际投资头寸表中的对外总资产和总负债占 GDP 的比值衡量, 数值越大表明金融开放度越高;  $EFD_{i,t}$  表示企业长短期借款之和与营业收入的比值, 衡量企业实现每单位营业收入所需要借入的外部资金, 数值越大表明企业经营活动对外部融资的依赖程度越高;  $X_{i,t-1}$  为企业控制变量, 为减轻潜在的内生性, 所有控制变量均滞后一期;  $\sum Firm$ 、 $\sum Year$  和  $\sum Ind$  分别表示个体、时间和行业固定效应; 为控制随行业和时间变化的产业政策的影响, 本文还加入行业—时间固定效应  $\sum IndYear$ ;  $\varepsilon_{i,t}$  为误差项。

需要注意的是, 由于金融开放度 ( $FO_t$ ) 是一个仅在时间维度上变化的宏观变量, 在控制时间固定效应的情况下会产生完全共线性问题, 从而无法估计其系数。此外, 使用宏观层面的变量也难以捕捉不同出口企业对金融开放反应的差异性。根据前文的理论模型, 金融开放主要通过改变企业的外部融资成本进而对其出口规模产生影响。因此, 本文在式(16)中加入金融开放度 ( $FO_t$ ) 与企业外部融资依赖度 ( $EFD_{i,t}$ ) 的交乘项以解决上述问题, 其中,  $EFD_{i,t}$  为企业对金融开放暴露程度的表征变量, 数值越大表明企业受金融开放的影响越大。在估计过程中, 为减轻多重共线性, 本文对交乘项中各变量进行了中心化处理。根据前述理论模型推论, 本文预期  $FO_t \times EFD_{i,t}$  的系数 ( $\beta_1$ ) 显著为正。主要变量的定义如表1所示。

<sup>①</sup> 数值模拟的相关细节参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

表1 主要变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
金融开放度	<i>FO</i>	(中国国际投资总资产+总负债)/名义GDP
企业出口规模	<i>lnExp</i>	企业出口总额的自然对数
企业外部融资依赖度	<i>EFD</i>	企业长短期借款之和/营业收入
企业规模	<i>Scale</i>	企业总资产的自然对数
企业杠杆率	<i>Lev</i>	企业总负债/总资产
企业年龄	<i>Age</i>	(观测年度年末-企业成立日期)/365
企业盈利能力	<i>ROE</i>	企业资本利润率
企业资本密集度	<i>KL</i>	(企业固定资产/10000)/员工人数
企业股权性质	<i>SOE</i>	企业为国有企业时取1,否则取0
企业融资成本	<i>Fincost</i>	企业财务费用/营业收入
货币政策利率	<i>MP</i>	7天期上海银行间同业拆放利率(Shibor)

## 2. 样本与数据

为验证前文理论分析,本文选取中国A股上市公司2007—2017年的数据作为研究样本。中国在2006年底已经基本兑现开放保险、证券和银行等行业的“入世”承诺,因此,2007年成为研究中国金融开放对企业出口影响的重要起点。由于上市公司的海关进出口数据最新截至2017年,故本文的样本区间止于2017年。

本文对原始样本进行以下处理:①剔除金融业的企业样本;②剔除当年为PT、ST或\*ST的企业样本;③剔除总资产、资产负债率和营业收入等主要财务指标缺失的企业样本;④剔除财务指标不符合一般会计准则的企业样本。在此基础上,本文对所有企业层面的连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理,以排除异常值的影响。经过上述处理,本文最终得到3081家上市公司共计22021个企业一年份观测值,包括1698家出口企业的9590个企业一年份观测值。在数据来源方面,企业出口数据来源于CCD海关进出口贸易数据库,其他上市公司数据则来自CSMAR数据库,中国国际投资头寸表中的相关数据来源于国家外汇管理局,中国名义GDP数据来源于国家统计局,上海银行间同业拆放利率来源于CEIC经济数据库。表2展示了相关变量的描述性统计,其中,Panel A、Panel B分别报告了企业变量、宏观变量的描述性统计。

表2 描述性统计

Panel A: 企业变量						
企业变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>lnExp<sub>t</sub></i>	9590	17.6575	2.6824	8.4009	18.2446	22.1278
<i>EFD<sub>t</sub></i>	9590	0.2957	0.3846	0.0000	0.1860	3.6504
<i>Fincost<sub>t</sub></i>	9590	0.0129	0.0278	-0.0646	0.0092	0.2058
<i>Scale<sub>t-1</sub></i>	9590	21.7185	1.1519	19.5397	21.5631	25.8100
<i>Lev<sub>t-1</sub></i>	9590	0.4065	0.2016	0.0481	0.3982	0.8783
<i>Age<sub>t-1</sub></i>	9590	13.9848	5.1432	3.5397	13.7890	29.1836
<i>ROE<sub>t-1</sub></i>	9590	0.0718	0.0959	-0.5732	0.0713	0.3300
<i>KL<sub>t-1</sub></i>	9590	39.2829	50.2375	1.2676	24.8604	672.7002
<i>SOE<sub>t-1</sub></i>	9590	0.3530	0.4779	0.0000	0.0000	1.0000
Panel B: 宏观变量						
宏观变量	年份	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>FO<sub>t</sub></i>	2007—2017	1.0493	0.0530	0.9764	1.0656	1.1219
<i>MP<sub>t</sub></i>	2007—2017	3.0770	0.8549	1.2755	3.0671	4.1944

注:由于本文在回归过程中将控制变量均滞后一期,本表报告其一阶滞后项(用 $t-1$ 表示)的描述性统计量。



## 五、实证结果及分析

### 1. 基准回归结果

本文根据式(16)估计了金融开放对企业出口规模的影响,结果如表3所示。可以看出,无论是否加入其他控制变量,金融开放度与企业外部融资依赖度的交乘项( $FO_i \times EFD_{i,t}$ )系数均在1%的水平上显著为正。这一结果表明,在其他条件不变的情况下,金融开放度的提高促进了企业的出口规模增长,且这一效应在那些对外部融资依赖程度更高的企业中表现得更为明显。因此,理论分析得以验证。以第(2)列结果为基准,当企业对外部融资的依赖程度处于样本均值水平时,金融开放度每提高1%,将引起企业的出口规模增加1.03% ( $\approx e^{0.2957 \times (3.4715/100)} - 1$ ),这说明从经济意义看,上述估计结果也是显著的。在控制变量方面,由于杠杆率在一定程度上可以体现企业的融资能力, $Lev_{i,t-1}$ 显著为正的估计系数表明,融资能力更强的企业可以为生产经营活动筹集更多的外部资金,进而提升企业出口规模。此外, $ROE_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明盈利能力更强的企业出口规模更高。

表3 金融开放对企业出口规模的影响

变量	(1)	(2)
	$\ln Exp_{i,t}$	$\ln Exp_{i,t}$
$FO_i \times EFD_{i,t}$	3.4655*** (1.0004)	3.4715*** (0.9893)
$EFD_{i,t}$	-0.0656 (0.1017)	-0.1292 (0.0993)
$Scale_{i,t-1}$		0.1127 (0.0864)
$Lev_{i,t-1}$		0.5046** (0.2508)
$Age_{i,t-1}$		-0.0679 (0.0499)
$ROE_{i,t-1}$		0.4985* (0.2862)
$KL_{i,t-1}$		0.0003 (0.0008)
$SOE_{i,t-1}$		0.2231 (0.2298)
Constant	17.7393*** (0.0301)	15.9262*** (2.0434)
个体固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
行业—时间固定效应	控制	控制
观测值	9217	9217
调整 R <sup>2</sup>	0.7658	0.7665

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,括号内为在企业层面聚类的稳健标准误。以下各表同。

## 2. 机制检验

根据前文的理论模型,金融开放主要通过降低企业的外部融资成本进而促进企业出口规模增长。为检验这一影响机制是否成立,本文设立如下形式的回归方程:

$$Fincost_{i,t} = \beta_1 FO_t \times EFD_{i,t} + \beta_2 EFD_{i,t} + \beta_3 X_{i,t-1} + \sum Firm + \sum Year + \sum Ind + \sum IndYear + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

其中,被解释变量  $Fincost_{i,t}$  为企业的外部融资成本,用企业财务费用与营业收入的比值衡量,数值越大表明企业的外部融资成本越高。其余设定与式(16)保持一致。表4第(1)列报告了式(17)的估计结果。 $FO_t \times EFD_{i,t}$ 的系数在1%的水平上显著为负,表明在其他条件不变的情况下,金融开放度提高有助于降低企业的外部融资成本,且这种效应在外部融资依赖程度更高的企业中表现得更为明显。由于大量文献已经证明融资约束是抑制企业出口的重要因素(于洪霞等,2011; Chaney, 2016),而高融资成本是企业融资约束的重要组成部分,因此,根据表3、表4第(1)列的结果,可以得出金融开放通过降低企业外部融资成本进而促进企业出口增长的结论。<sup>①</sup>

表4 金融开放影响企业出口规模的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全样本	低TFP组(OP法)	高TFP组(OP法)	低TFP组(LP法)	高TFP组(LP法)
	$Fincost_{i,t}$	$Fincost_{i,t}$	$Fincost_{i,t}$	$Fincost_{i,t}$	$Fincost_{i,t}$
$FO_t \times EFD_{i,t}$	-0.0954*** (0.0241)	-0.0088 (0.0301)	-0.0810*** (0.0207)	-0.0167 (0.0291)	-0.0726*** (0.0208)
$EFD_{i,t}$	0.0352*** (0.0021)	0.0319*** (0.0034)	0.0217*** (0.0021)	0.0321*** (0.0033)	0.0208*** (0.0022)
Constant	-0.0163 (0.0199)	-0.0573* (0.0301)	-0.0224 (0.0218)	-0.0612** (0.0297)	-0.0153 (0.0229)
$FO_t \times EFD_{i,t}$ 系数差异		0.0480		0.0900	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业—时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9217	4561	3587	4635	3508
调整R <sup>2</sup>	0.7914	0.8106	0.8124	0.8131	0.8109

注:系数差异检验报告抽样500次的费舍尔组合检验P值。

前文的理论模型指出,随着金融开放水平的提高,外资和本国金融机构之间的竞争与合作有助于改善信贷资金的配置效率,从而使生产率较高的企业在获取外部融资方面更具有竞争优势。据此可以推断,金融开放对企业外部融资成本的改善作用在生产率更高的企业中更强。为检验这一结论,本文首先计算企业的全要素生产率(TFP),将其作为企业生产率的代理变量。常见的企业TFP测算方法包括Levinsohn-Petrin(LP)法和Olley-Pakes(OP)法(黄先海和高亚兴,2023),为避免单一测算方法产生的误差,本文同时对两种方法下的TFP进行分析。其中,企业产出用企业增加值衡量,参考欧阳志刚等(2024)的做法,企业增加值定义为营业利润、应付职工薪酬、应交税费和固定

<sup>①</sup> 为了提升文章论证的完整性,本文对金融开放影响企业出口的机制进行了补充分析,参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧之和,劳动用工人数衡量,资本用固定资产净值衡量,投资用资本性支出衡量,中间品投入用购买商品、接受劳务支付的现金衡量。

本文根据企业每年的TFP将样本划分为高TFP和低TFP两组,再分别基于每组样本估计式(17)。表4的第(2)、(3)列分别报告了根据OP法测算的TFP进行分组回归的结果,其中,基于低TFP组样本估计的 $FO_i \times EFD_{i,t}$ 的系数为负但不显著,而基于高TFP组样本估计的 $FO_i \times EFD_{i,t}$ 的系数显著为负,且其系数绝对值明显高于低TFP组。然后,本文参考刘海建和胡化广(2024)的做法,通过比较核心解释变量系数在不同组别的差异来检验金融开放对企业外部融资成本的改善作用是否在生产率不同的企业中具有显著的差异。费舍尔组合检验P值小于0.1,说明金融开放对企业外部融资成本的改善作用在生产率更高的企业中更强。第(4)、(5)列分别报告了根据LP法测算的TFP进行分组回归的结果,基于低TFP组样本估计的 $FO_i \times EFD_{i,t}$ 的系数为负但不显著,基于高TFP组样本估计的 $FO_i \times EFD_{i,t}$ 的系数在1%的水平上显著为负,并且系数绝对值明显高于低TFP组,二者之间的差异在统计意义上也是显著的。综上所述,表4第(2)—(5)列的结果表明,金融开放对企业外部融资成本的改善作用在生产率更高的企业中更强。

### 3. 稳健性检验

为提高基本结论的稳健性,本文还进行了一系列稳健性检验。<sup>①</sup>

(1)内生性问题。一般而言,微观企业的出口行为不太可能对当期国家的金融开放水平产生直接影响,但这无法完全排除反向因果问题存在的可能性。由于出口是拉动中国经济增长的“三驾马车”之一,出于“稳增长”的考虑,政府可能引导外资金融机构进入出口企业集聚的地区,或者鼓励走出国门的本国金融机构增加对出口企业的支持,这将使得金融开放与企业出口之间存在双向因果关系。为此,本文使用工具变量来减轻潜在的内生性问题。

符大海和鲁成浩(2021)使用金砖五国中其他四个国家服务业开放水平的加权平均值作为中国服务业开放水平的工具变量。借鉴这一思路,本文使用其他金砖四国金融服务开放水平的加权平均值作为中国金融开放水平的工具变量。这一工具变量的合理性在于:一方面,包括中国在内的金砖五国均为发展中大国,处于相似的经济发展阶段,彼此之间较为紧密的经济合作关系也使得各国在对外开放政策方面具有一定的相关性;另一方面,其他金砖四国的金融开放进程不会受到中国企业出口行为的影响,满足工具变量的无关性假设。金融开放度工具变量( $FO_{iv_t}$ )的具体构建方法为:

$$FO_{iv_t} = \sum_c weight_{c,t} \times FS\_fdirri_{c,t} \quad (18)$$

其中, $c$ 表示国家,包括印度、俄罗斯、巴西和南非; $FS\_fdirri_{c,t}$ 表示OECD测算的 $c$ 国 $t$ 年的金融服务业外商直接投资监管限制指数,数值越大表明该国金融服务业对外商直接投资的限制程度越高,金融开放水平越低,相关数据来源于OECD统计数据库; $weight_{c,t}$ 表示 $c$ 国在 $t$ 年的权重,用 $c$ 国与中国经济的相似程度衡量, $weight_{c,t} = 1 - \left( \frac{GDP_{c,t}}{GDP_{c,t} + GDP_{China,t}} \right)^2 - \left( \frac{GDP_{China,t}}{GDP_{c,t} + GDP_{China,t}} \right)^2$ , $GDP_{m,t}$  ( $m = c, China$ )表示各国以2015年美元不变价计算的GDP,相关数据来源于世界银行公开数据库(World Bank Open Data)。需要指出的是,由于OECD没有公布2007—2009年的外商直接投资监管限制指数,本文根据2006年以及2010—2017年的指数值,采用内推线性插值方法补齐缺失数据,以确保数据的连续性和完整性。

使用上述工具变量的两阶段最小二乘估计结果显示,在第一阶段估计中, $FO_{iv_t} \times EFD_{i,t}$ 的系

<sup>①</sup> 稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

数在1%的水平上显著为正,表明中国与其他金砖四国的金融开放水平负相关。对此有两点可能的解释:一是从国际资本流动角度看,当部分国家收紧对金融服务业开放的监管时,国际资本会进入其他更为开放的市场,这种市场份额替代效应使得中国与其他金砖四国的金融开放水平呈现此消彼长的态势;二是从政府宏观调控角度看,随着全球金融一体化程度提高,各国金融市场之间的联系加深。为了降低跨境传染风险,促进国内市场稳定发展,中国政府可能在金融开放的过程中主动采取了逆周期调控策略,导致中国金融开放水平与其他金砖四国负相关。

第二阶段估计结果显示, $FO_i \times EFD_{i,t}$ 的系数符号为正,并且在统计意义上显著,与基准结果一致。不可识别检验P值远小于临界值0.1,拒绝“工具变量识别不足”的原假设。弱工具变量检验F统计量大于经验规则10,表明不存在弱工具变量问题。综上所述,在考虑了潜在的内生性问题后,本文的基准回归结果仍然成立。

(2)更换核心解释变量。基准回归中使用的金融开放指标 $FO_i$ 是基于中国国际投资头寸表中的相关数据构建的,是存量的概念。为了检验该指标的可靠性,本文参考Kraay(1998)的做法,根据中国国际收支平衡表中的资金流量构建金融开放的替代性指标 $FO\_bop_i$ 。由于国际收支平衡表中金融账户和资本账户统计的项目与国际投资头寸表中对外资产(负债)统计的项目基本一致,本文将 $FO\_bop_i$ 定义为金融账户和资本账户借贷双方绝对值之和与GDP的比值,数值越大表明中国跨境资本流动规模越大,金融开放水平越高。国际收支平衡表中的相关数据来源于国家外汇管理局。结果显示, $FO\_bop_i \times EFD_{i,t}$ 的估计系数在1%的水平上显著为正,与基准回归结果一致,表明在使用核心解释变量的替代性指标后,金融开放对企业出口增长的促进作用仍显著存在,本文的基本结论仍然成立。

(3)考虑政策时滞效应。考虑到金融开放的传导可能存在时滞效应,本文在式(16)中引入核心解释变量的一阶滞后项,以控制潜在的遗漏变量问题。估计结果显示,核心解释变量滞后项 $FO_{i,t-1} \times EFD_{i,t-1}$ 的系数显著为正,表明金融开放传导的时滞效应确实存在。 $FO_i \times EFD_{i,t}$ 的系数显著为正,与基准回归结果一致,表明在控制了潜在的政策时滞效应后,本文的基准回归结果仍然是稳健的。

(4)控制国际金融危机的影响。由于本文的样本区间包括了国际金融危机时期,需要排除这一外部冲击对基准回归结果的干扰。为此,本文构建表示国际金融危机的虚拟变量 $Crisis_i$ ,当年份为2008年或2009年时, $Crisis_i$ 取1,否则取0,然后在式(16)中加入核心解释变量和 $Crisis_i$ 交乘项。结果显示, $FO_i \times EFD_{i,t}$ 的系数显著为正,与基准回归结果一致,说明在控制国际金融危机的潜在影响后,本文的基本结论仍然成立。

(5)控制区域因素的影响。由于企业的出口行为可能受到所在区域某些因素的影响,为了提高本文结论的可靠性,还需要排除区域因素对实证结果的干扰。为此,本文在式(16)的基础上加入城市固定效应和城市一时间固定效应,以控制不随时间变化和随时间变化的城市因素的影响。此外,考虑到同一城市企业的出口行为之间可能互相关联,本文还使用城市层面的聚类标准误。类似地,本文还控制了省份因素对企业出口规模的影响,即在式(16)的基础上加入省份固定效应和省份一时间固定效应,并使用省份层面的聚类标准误。相应的估计结果表明,在控制了区域因素对企业出口规模的潜在影响后,本文的基本结论仍然是稳健的。

(6)考虑企业出口行为的持续性。考虑到企业的出口行为可能具有持续性,本文在式(16)的基础上加入企业上一期的出口规模( $\ln Exp_{i,t-1}$ )。由于解释变量中包括被解释变量的滞后项,使用固定效应模型估计将产生内生性问题,为了减轻这一内生性,本文采用差分GMM方法进行估计。需要指出的是,在上述估计策略下,控制行业一时间固定效应将引入过多工具变量并导致弱工具变量问

题,进而引发异常估计结果,因此,这里不控制行业一时间固定效应。结果显示, $\ln Exp_{i,t-1}$ 的系数显著为正,说明企业的出口行为具有一定的持续性。 $FO_t \times EFD_{i,t}$ 的系数显著为正,与基准回归结果一致。AR(2)检验P值大于0.1,表明误差项不存在二阶自相关。过度识别检验的Hansen P值也大于0.1,说明工具变量与误差项不相关。上述结果表明,在考虑企业出口行为持续性的情况下,本文的基本结论也是成立的。

(7)考虑样本自选择偏差。由于本文的被解释变量为企业出口规模,只有出口企业的出口数据能够被观测到,未出口企业没有包括在研究样本内,可能存在样本自选择引起的内生性问题。本文使用Heckman两阶段模型来减轻这一潜在内生性问题。在第一阶段的出口决策方程中,被解释变量为企业出口选择虚拟变量( $Exp\_dum_{i,t}$ ),如果企业当期出口总额大于0, $Exp\_dum_{i,t}$ 取1,否则取0。Heckman两阶段模型有效的重要条件是满足排他性约束,即第一阶段方程除了需要包括第二阶段方程中的所有解释变量之外,还应额外加入排他性约束变量,该变量需要满足影响企业出口选择,但不直接影响企业出口规模的条件。参考王孝松等(2022)的做法,本文选取企业上一期的出口选择( $Exp\_dum_{i,t-1}$ )作为排他性约束变量。基于样本期间所有上市公司样本(包括出口企业与非出口企业),本文使用Probit方法估计第一阶段出口选择方程,并计算逆米尔斯比率( $IMR_{i,t}$ ),然后将 $IMR_{i,t}$ 代入第二阶段出口规模方程中(式(16)),以检验和控制样本选择偏差。需要指出的是,在第一阶段Probit回归中,由于企业数量非常大,控制个体固定效应将在模型中加入大量企业虚拟变量,这不仅会显著降低模型的自由度,还可能引起多重共线性问题,导致估计结果不稳定。因此,在第一阶段回归中,本文不控制个体固定效应。

第一阶段的估计结果显示, $Exp\_dum_{i,t-1}$ 的平均边际效应显著为正,表明企业上一期的出口选择对其当期的出口选择具有显著的正向影响。 $FO_t \times EFD_{i,t}$ 的平均边际效应不显著,表明金融开放度提高对企业出口选择没有显著影响。对此可能的解释是,企业出口需要支付高昂的固定成本,尽管金融开放能够提升企业外部融资的可获得性并降低融资成本,但这并不足以使得企业的资金达到能够出口的门槛,因而对企业出口选择的影响较小。第二阶段的估计结果表明, $IMR_{i,t}$ 的系数在1%的水平上显著,说明的确存在样本自选择问题。在控制样本选择偏差后, $FO_t \times EFD_{i,t}$ 的系数仍在1%的水平上显著为正,并且系数大小也与基准回归结果较为接近,这说明本文的基本结论具有较强的稳健性。

## 六、进一步分析：货币政策对企业出口的影响

### 1. 货币政策对企业出口的理论影响

作为宏观调控的基本手段之一,货币政策对企业的微观影响始终是学术界和政策制定者关心的重要问题。通过对相关文献的梳理,本文发现,尽管货币政策与出口的关系是国际金融领域中非常经典的问题,但少有文献从微观角度研究货币政策对企业出口的影响。这可能是因为,货币政策会通过多种渠道(汇率、利率、需求等)影响出口,而这些渠道彼此之间可能存在非常复杂的交互作用,导致实证研究设计和结果解释变得困难。此外,货币政策与出口之间的内生性问题可能也会带来因果识别方面的挑战。

基于前文构建的研究框架,本部分尝试从利率渠道的角度考察货币政策对企业出口的影响,从而对上述问题进行初步回答。首先,本文根据理论模型推导出的考虑金融开放影响后的企业出口需求函数(式(14)),分析货币政策对企业出口的理论影响。从式(14)可以看出,货币政策利率( $R^D$ )变动将直接影响企业内部资金的使用成本。此外,作为整体利率体系的“锚”,货币政策利率的变动

通常还会引起企业外部融资成本( $R^E$ )同向变动,因此,可得 $\frac{\partial R^E}{\partial R^D} > 0$ 。

在此基础上,本文计算企业出口需求函数(式(14))对货币政策利率的一阶偏导:

$$\frac{\partial q_f(i)}{\partial R^D} = -\frac{\sigma^2 \tau w \mu w^* N^*}{(\sigma - 1) A_i P^{*1-\sigma}} \left[ \chi(1 - \lambda g(A_i)) \frac{\partial R^E}{\partial R^D} + (1 - \chi) \right] \times \left\{ \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left[ \chi(1 - \lambda g(A_i)) R^E + (1 - \chi) R^* \right] \frac{\tau w}{A_i} \right\}^{-\sigma-1} \quad (19)$$

根据式(19),不难看出 $\frac{\partial q_f(i)}{\partial R^D} < 0$ ,即货币政策利率的提高将抑制企业出口规模的增长,其背后

的逻辑非常直观:货币政策利率提高将带动整体利率体系上行,导致企业的内部融资成本(内部现金流的机会成本)和外部融资成本同时增加,进而降低企业出口规模。由于提高货币政策利率是常见的紧缩性货币政策操作,因此,上述模型推论实际上表明:紧缩性货币政策将抑制企业出口增长。

为验证上述模型推论的可靠性,本文根据式(14)对企业出口规模与货币政策利率之间的关系进行数值模拟,如图2所示。<sup>①</sup>从图2的数值模拟结果可以看出,在其他条件不变的情况下,货币政策利率提高将导致企业出口规模下降,与前述理论模型的预期结果一致。

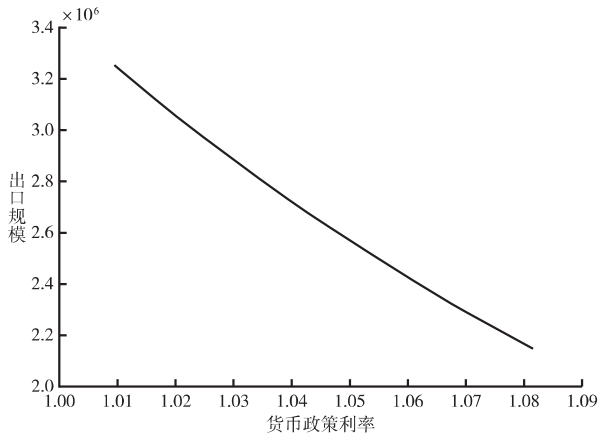


图2 企业出口规模与货币政策利率的关系

## 2. 货币政策对企业出口的实际影响

进一步地,本文检验货币政策对企业出口的实际影响。由于货币政策利率是宏观时间序列,在控制时间固定效应的情况下会产生完全共线性问题,导致无法估计其系数,本文通过引入交乘项对货币政策的影响进行估计。

根据前文的理论分析,货币政策通过改变企业的内部和外部融资成本影响企业出口规模,因此,本文分别采用企业外部融资依赖度( $EFD$ )和内部融资依赖度( $IFD$ )作为企业对货币政策暴露程度的表征变量。此外,已有文献表明(Ma and Lin, 2016),在考察货币政策相关问题时,需要纳入货币政策的时滞并重点考虑货币政策在一段时期内的累积效应。为此,本文引入货币政策利率及其滞后项(滞后1—4期)与企业内、外部融资依赖度的交乘项,并估计以下方程:

$$\ln Exp_{i,t} = \sum_{m=0}^4 \theta_m MP_{t-m} \times EFD_{i,t} + \sum_{m=0}^4 \phi_m MP_{t-m} \times IFD_{i,t} + \beta_1 EFD_{i,t} + \beta_2 IFD_{i,t} + \beta_3 X_{i,t-1} + \sum Firm + \varepsilon_{i,t} \quad (20)$$

其中, $MP_t$ 表示货币政策利率,参考马勇等(2022)的做法,本文使用7天期上海银行间同业拆放利率( $Shibor$ )作为货币政策利率的代理变量, $MP_t$ 增加意味着货币政策趋紧; $EFD_{i,t}$ 表示企业外部融资依赖度,与前文定义一致; $IFD_{i,t}$ 表示企业内部融资依赖度,用企业自由现金流与营业收入的比值衡量,数值越大表明企业对内部融资的依赖程度更高。控制变量 $X_{i,t-1}$ 与式(16)一致。鉴于时间、行

<sup>①</sup> 数值模拟相关细节参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

业固定效应的引入可能会吸收货币政策的大部分影响,削弱货币政策对企业出口规模的解释力,此处只控制企业个体固定效应。

表5第(1)列报告了式(20)的估计结果,除滞后1期的货币政策利率与企业外部融资依赖度的交乘项系数为正之外,其他期限的货币政策利率与企业外部融资依赖度的交乘项系数均为负( $\theta_0$ 、 $\theta_2$ 、 $\theta_3$ 、 $\theta_4$ ),其中, $\theta_0$ 和 $\theta_2$ 在10%的水平上显著为负,而 $\theta_4$ 则在5%的水平上显著为负。货币政策利率及其滞后项与企业内部融资依赖度交乘项的大部分回归系数为负( $\phi_0$ 、 $\phi_2$ 、 $\phi_4$ ),其中,滞后2期的货币政策利率与企业内部融资依赖度的交乘项系数( $\phi_2$ )在10%的水平上显著为负。

表5 货币政策对企业出口的影响

变量	(1)	(2)
	$\ln Exp_{i,t}$	$\ln Exp_{i,t}$
$MP_t \times EFD_{i,t}$	-0.1924* (0.1108)	-0.1738 (0.1074)
$MP_{t-1} \times EFD_{i,t}$	0.0544 (0.0674)	0.0465 (0.0684)
$MP_{t-2} \times EFD_{i,t}$	-0.1383* (0.0717)	-0.1175 (0.0735)
$MP_{t-3} \times EFD_{i,t}$	-0.0012 (0.0615)	0.0002 (0.0617)
$MP_{t-4} \times EFD_{i,t}$	-0.1814** (0.0770)	-0.1629** (0.0785)
$MP_t \times IFD_{i,t}$	-0.2403 (0.1741)	-0.2442 (0.1765)
$MP_{t-1} \times IFD_{i,t}$	0.2309* (0.1294)	0.1743 (0.1353)
$MP_{t-2} \times IFD_{i,t}$	-0.2297* (0.1174)	-0.1932 (0.1214)
$MP_{t-3} \times IFD_{i,t}$	0.1936* (0.1008)	0.1685 (0.1044)
$MP_{t-4} \times IFD_{i,t}$	-0.1316 (0.0941)	-0.1097 (0.0981)
$EFD_{i,t}$	-0.1197 (0.1552)	-0.1151 (0.1552)
$IFD_{i,t}$	0.1929* (0.0999)	0.1935* (0.1042)
Constant	21.8125*** (3.1947)	19.7348*** (3.1116)
F 检验: $\sum_{m=0}^4 \theta_m$	-0.4588* (0.0413)	-0.4074* (0.0662)
F 检验: $\sum_{m=0}^4 \phi_m$	-0.1771 (0.5121)	-0.2044 (0.4634)
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
行业固定效应	不控制	控制
观测值	5467	5463
调整 R <sup>2</sup> 值	0.7711	0.7760

注:模型拟合系数的F检验的括号内为P值。

关于货币政策对企业出口的影响,参考 Ma and Lin(2016)的做法,本文主要关注货币政策对企业出口规模影响的累积效应。为此,本文计算各期货币政策利率与企业外部(内部)融资依赖度的交乘项系数之和  $\sum_{m=0}^4 \theta_m (\sum_{m=0}^4 \phi_m)$ ,将其作为货币政策累积效应的代表,然后通过对  $\sum_{m=0}^4 \theta_m = 0 (\sum_{m=0}^4 \phi_m = 0)$  进行显著性检验来考察相关累积效应是否显著。根据表5中第(1)列的检验结果,  $\sum_{m=0}^4 \theta_m$  在5%的水平上显著为负,  $\sum_{m=0}^4 \phi_m$  为负但不显著。这意味着,紧缩性货币政策对那些依赖外部融资的企业出口具有显著的负面影响,但对主要依靠内部融资的企业出口规模并无显著影响。

为提高上述结论的稳健性,本文在式(20)的基础上进一步控制行业固定效应,估计结果如表5的第(2)列所示。在多数情形下,货币政策利率及其滞后项与企业外部融资依赖度的交乘项的系数符号为负( $\theta_0, \theta_2, \theta_4$ ),其中,滞后4期的货币政策利率与企业外部融资依赖度的交乘项系数( $\theta_4$ )在5%的置信水平上显著为负。相比之下,货币政策利率及其滞后项与企业内部融资依赖度的交乘项系数符号大多为负( $\phi_0, \phi_2, \phi_4$ ),但统计上均不显著。进一步地,针对  $\sum_{m=0}^4 \theta_m = 0$  和  $\sum_{m=0}^4 \phi_m = 0$  的假设检验(F检验)显示,  $\sum_{m=0}^4 \theta_m$  在10%的水平上显著为负,显著性水平较第(1)列的结果有所下降,而  $\sum_{m=0}^4 \phi_m$  仍然为负且不显著。

## 七、结论与启示

本文将金融开放因素引入 Melitz(2003)的异质性企业贸易模型,为考察金融开放和货币政策对企业出口的影响提供了一个基础性的理论框架。基于该框架,本文的理论分析得到了以下结论:①随着金融开放度的提高,更多的外资金融机构进入本国,同时更多的本国金融机构“走出去”,这将增加出口企业的外部融资来源并提高金融业的竞争度,从而使出口企业的外部融资成本下降、出口规模上升;②在金融机构“走出去”和“引进来”的过程中,金融机构之间的竞争与合作可以改善信贷资金的配置效率,从而使那些生产率高的企业在获取外部融资方面更具竞争优势;③作为利率体系的“锚”,货币政策利率的调整可以通过改变企业的内外部融资成本而对企业出口产生影响。基于2007—2017年中国A股上市公司数据的实证结果表明,金融开放度的提高确实能促进企业出口规模的增长,且该效应随企业外部融资依赖度的上升而逐渐增强;金融开放主要通过降低企业的外部融资成本推动企业出口规模增长,且该机制在生产率更高或外部融资依赖更强的企业中表现得更加明显;对于那些更加依赖外部融资的企业而言,紧缩性的货币政策将对其出口规模产生更为显著的负面影响。

当前,中国正值推进高水平对外开放的关键时期,为更好地协调贸易与金融开放,统筹利用国内外两个市场、两种资源,增强金融服务实体经济的能力与效率,本文提出以下政策启示:

(1)以金融高水平开放促进经济高质量发展。本文的研究结果显示,金融开放度的提高能显著降低企业的外部融资成本,进而促进企业出口规模的增长。因此,未来中国应稳步推进金融业的双向开放,继续放宽金融服务业的准入限制,提高跨境投融资的便利化程度,吸引更多外资金融机构与国外长期资本进入中国,同时积极鼓励中资金融机构“走出去”,为出口企业提供更大的金融支持,促进实体经济的持续发展。与此同时,要继续鼓励金融机构之间的有效合作和有序竞争,进一步提升金融资源的配置效率,从资金供给端“倒逼”企业加强研发创新,推动实体经济转型升级。



(2)增强货币政策的灵活性,改善出口企业的风险管理能力。根据本文的分析结果,紧缩性的货币政策对外部融资依赖程度较高的企业会产生出口抑制作用。因此,在紧缩周期中,可以考虑针对出口企业制定和实施差异化的货币政策,以尽可能地降低相关政策对企业出口的负面影响。与此同时,还可以通过积极的政策引导和金融培训,增强出口企业对利率和汇率风险的管理能力,使其能更好地应对政策调整和市场波动,提升生产经营的稳定性和安全性。

(3)统筹金融开放与金融安全。面对世界百年未有之大变局,国际金融体系正在加速重构,中国应牢牢抓住这一战略机遇,以制度型开放为重点,持续推动金融业的高水平开放。特别是在建设“金融强国”的背景下,中国应积极参与全球金融治理,增强自身在国际金融规则制定中的话语权,同时进一步健全法律法规体系,不断优化金融制度环境,吸引更多的“耐心资本”进入中国。此外,在推进金融开放的过程中,中国还应持续完善金融监管能力,防范短期资本“大进大出”和风险跨境传染所引发的金融波动,夯实金融开放的安全底线。

最后,需要指出的是,关于金融开放和货币政策对企业出口的影响,本文主要是从融资成本的角度展开的,但现实中,金融开放和货币政策对企业出口的影响渠道可能是多元化的。例如,除融资成本外,金融开放还可能通过跨境金融服务的便利性、外汇市场的稳定性等渠道对企业出口产生影响。同时,货币政策对企业出口的影响并不只限于融资成本,还可能通过其对汇率、资本流动和投资预期等的影响而发挥作用。此外,后续研究还可以从企业出口产品的种类、质量、附加值以及出口目的地等多个角度切入,进一步对金融开放、货币政策和企业出口三者之间的关系展开更为细致的讨论。

#### 〔参考文献〕

- [1]符大海,鲁成浩.服务业开放促进贸易方式转型——企业层面的理论和中国经济[J].中国工业经济,2021,(7):156-174.
- [2]顾海峰,下雨晨.跨境资本流动、银行竞争与出口企业风险承担[J].国际金融研究,2022,(11):64-74.
- [3]侯欣裕,陈璐瑶,孙浦阳.金融服务、外资政策调整与企业出口——基于中国微观数据的验证[J].金融研究,2019,(11):94-111.
- [4]黄先海,高亚兴.数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究[J].中国工业经济,2023,(11):118-136.
- [5]李宏亮,谢建国,杨继军.金融业开放与中国企业的出口国内增加值率[J].国际贸易问题,2021,(7):54-73.
- [6]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.
- [7]刘海建,胡化广.政府环境治理如何“以点带面”——基于自愿型环境规制的非约束性机制研究[J].中国工业经济,2024,(8):80-98.
- [8]卢冰,王雅琦,洪圣杰.人民币预期汇率变动与虚假贸易——基于套汇视角的分析[J].金融研究,2020,(1):9-27.
- [9]吕越,罗伟,刘斌.异质性企业与全球价值链嵌入:基于效率和融资的视角[J].世界经济,2015,(8):29-55.
- [10]马勇,尹李峰,吕琳.货币政策、财政补贴与企业创新[J].会计研究,2022,(2):56-69.
- [11]聂菁,金洪飞.美国量化宽松货币政策对中国行业出口的溢出效应研究[J].国际金融研究,2015,(3):3-12.
- [12]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,(4):96-128.
- [13]盛斌,王浩.金融开放、自主创新与企业出口产品质量——来自外资银行进入中国的经验分析[J].财贸研究,2021,(11):1-15.

- [14]铁瑛,何欢浪. 金融开放、示范效应与中国出口国内附加值率攀升——基于外资银行进入的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2020,(10):160-174.
- [15]王孝松,陈金至,武院,闫帅. 汇率波动、全球价值链嵌入与中国企业出口[J]. 中国工业经济, 2022,(10):81-98.
- [16]项后军,许磊. 汇改后的人民币汇率传递、出口商品价格与依市定价(PTM)行为研究[J]. 金融研究, 2013,(8):16-29.
- [17]于洪霞,龚六堂,陈玉宇. 出口固定成本融资约束与企业出口行为[J]. 经济研究, 2011,(4):55-67.
- [18]张辉,黄泽华. 我国货币政策的汇率传导机制研究[J]. 经济学动态, 2011,(8):53-57.
- [19]张杰. 金融抑制、融资约束与出口产品质量[J]. 金融研究, 2015,(6):64-79.
- [20]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.
- [21]甄筱宇,戴金平. 人民币国际化与企业出口增长[J]. 国际贸易问题, 2023,(6):68-85.
- [22]Chaney, T. Liquidity Constrained Exporters[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2016, 72:141-154.
- [23]Chinn, M. D., and H. Ito. What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions[J]. *Journal of Development Economics*, 2006, 81(1):163-192.
- [24]Defever, F., and J. Suedekum. Financial Liberalization and the Relationship-Specificity of Exports[J]. *Economics Letters*, 2014, 122(3):375-379.
- [25]Du, Z., J. Li, and P. Pei. The Impacts of China's Exchange Rate Regime Reform in 2005: A Counterfactual Analysis[J]. *Review of Development Economics*, 2021, 25(1):430-448.
- [26]Feng, L., T. Pei, and Z. Zhou. The Impact of U.S. Monetary Policy on Chinese Firms' Innovation[J]. *International Review of Economics & Finance*, 2024, 92:1097-1111.
- [27]Fukuda, S., and T. Doita. Unconventional Monetary Policy and Its External Effects: Evidence from Japan's Exports[J]. *Developing Economies*, 2016, 54(1):59-79.
- [28]Imura, Y., and M. Shukayev. The Extensive Margin of Trade and Monetary Policy[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2019, 100:417-441.
- [29]Jangam, B. P., and V. Akram. Does Financial Integration Drive Export Diversification? Evidence from a Cross-Country Analysis[J]. *Journal of Financial Economic Policy*, 2021, 13(1):45-61.
- [30]Kraay, A. In Search of the Macroeconomic Effect of Capital Account Liberalization[R]. World Bank Working Paper, 1998.
- [31]Lane, P. R., and G. M. Milesi-Ferretti. The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970—2004[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73(2):223-250.
- [32]Liang, C. Y. C., and P. C. Lin. Financial Integration and the Comparative Advantage of Exports [J]. *Journal of International Trade & Economic Development*, 2022, 31(8):1127-1148.
- [33]Lyu, C., Z. Xiao, and Y. Pu. Financial Openness and Firm Exports: Evidence from Foreign-Owned Banks in China[J]. *International Review of Financial Analysis*, <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102614>, 2023.
- [34]Ma, Y., and X. Lin. Financial Development and the Effectiveness of Monetary Policy[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2016, 68:1-11.
- [35]Manova, K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade[J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 80(2):711-744.
- [36]Melitz, M. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71(6):1695-1725.
- [37]Rose, A. K. Currency Wars? Unconventional Monetary Policy Does Not Stimulate Exports[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2021, 53(5):1079-1096.

## Financial Openness, Monetary Policy and Firm Exports

MA Yong<sup>1,2</sup>, JIANG Yi-qing<sup>1</sup>

(1.School of Finance, Renmin University of China;

2.China Financial Policy Research Center, Renmin University of China)

**Abstract:** With increasingly complex international trade and financial relations, the relationship between financial openness and trade openness—representing the outward extension of finance and the real economy under open economic conditions—requires thorough investigation. This paper examines the impact of financial openness on firms' export and its underlying mechanisms from a micro-level perspective. Furthermore, as monetary policy serves as a cornerstone of macroeconomic regulation, analyzing its theoretical and practical effects on firm exports is crucial for enhancing the effectiveness of macroeconomic regulation in an open economy.

Incorporating financial openness into the heterogeneous firm trade model developed by Melitz (2003), this paper analyzes the effects of financial openness and monetary policy on firms' export behavior. The following conclusions are derived. Firstly, as financial openness deepens, foreign financial institutions increasingly enter the domestic market, while domestic financial institutions expand abroad. This enhances external financing sources for exporting firms and intensifies competition within the financial sector, thereby reducing firms' external financing costs and increasing their export scales. Secondly, in the process of financial institutions "going global" and "bringing in" foreign counterparts, competition and cooperation among these institutions improve the efficiency of capital allocation. Consequently, more productive firms gain a competitive edge in accessing external financing. Lastly, as the "anchor" of the interest rate system, changes in monetary policy rates affect firms' export scale by altering internal and external financing costs.

Using a sample of Chinese A-share listed companies from 2007 to 2017, this paper tests the model propositions and reaches the following conclusions. Firstly, increased financial openness promotes the growth of firms' export scale, with this effect being more pronounced for firms highly dependent on external financing. Secondly, financial openness primarily facilitates export growth by reducing external financing costs, with the effect being stronger for firms that rely more heavily on external financing or exhibit higher productivity. Lastly, after accounting for the lagged effects of monetary policy, contractionary monetary policy significantly reduces the export scale of firms heavily dependent on external financing.

The conclusions of this paper provide several policy implications to enhance macroeconomic regulation under open economic conditions. Firstly, China should advance the two-way financial openness in a steady and orderly manner by attracting more foreign financial institutions to enter the domestic market, while supporting domestic financial institutions in "going global." Secondly, the central bank should enhance the flexibility of monetary policy. During contractionary cycles, differentiated monetary policies targeting exporting firms should be implemented to mitigate the adverse effects of such policies on firm exports. Furthermore, policy guidance and training for exporting firms should be strengthened to help them better manage interest rate and exchange rate risks. Lastly, China should accelerate the establishment of financial market regulatory frameworks aligned with international standards, actively participate in global financial governance, and enhance its influence on international financial rules. Simultaneously, it is essential to strengthen financial regulatory capabilities to ensure that financial openness proceeds steadily and prudently, balancing financial openness with financial security.

**Keywords:** financial openness; monetary policy; firm export

**JEL Classification:** F62 F23 E52

[责任编辑:李鹏]