

出口非出口企业债务融资成本倒挂之谜

陈卓宇 徐铭桢 余森杰

内容摘要：降低融资成本、加大信贷投放，以金融助力外贸提质增效至关重要。针对这一议题，文章构造局部均衡模型并结合实际数据进行分析，发现同一行业内出口企业融资成本更低，但同一企业出口后融资成本上升，即“出口非出口企业债务融资成本倒挂”。机制分析证实了模型的推论，指出风险溢价和融资供求都是企业融资成本的重要影响因素。一方面，出口通过增加目的地降低非系统性风险，降低融资成本；另一方面，出口带来的融资需求和贸易信贷的相对大小则通过供求机制影响其融资成本，使不同样本间出现差异。

关键词：债务融资成本 风险溢价 融资供求

一、引言

融资难、融资贵问题历来是制约中国企业发展的重大问题。近年来，这一问题更为严峻，对中国企业的生存、发展和出口决策产生直接影响。世界银行企业调查数据显示，调查涉及的中国民营企业使用银行融资作为营运资金或投资的比例低于受调查经济体的平均水平，大量公司认为获得融资困难是公司发展的最大障碍^①。《2023 中国民营企业 500 强调研分析报告》显示，填报企业中 25.99% 的企业表示融资难、融资贵问题仍未得到改善^②。中国企业债务融资模式和债务融资成本的决定机制值得学界的进一步探究。

与此同时，越来越多的企业参与国际贸易，连接国内国际两个市场、两种资源，为更好促进国内国际双循环，助力构建新发展格局贡献力量，民营企业更是在其中发挥了重要作用。2023 年，我国有进出口记录的外贸经营主体首次突破 60 万家，民营企业为 55.6 万家，外贸企业规模不断扩大，以“中

小微”为主的民营外贸企业在我国外贸发展中仍然占据重要地位^③。因此，明确企业融资和进出口决策之间的关系、分析国内企业融资成本决定机制具有重要的理论和现实意义。

现有国内外文献显示，企业在特定国家（地区）的债务融资成本由该国（地区）金融体系和该企业的异质性特征共同决定。前者取决于融资所在区域金融市场发展水平和该区域特定的信贷政策（Brandt et al., 2007; Ge et al., 2007; 李广子等, 2009）；而后者则包含如企业资产规模、企业总资产收益率、企业负债水平和结构等公司财务特征（Yu, 2005; Bradley et al., 2011），以及企业领导的个人特质、机构投资者占比、董事会独立性等公司治理结构特征（Elyasiani et al., 2010; Bradley et al., 2011）。此外，在我国企业债务融资成本研究中，还存在一些特有的影响因素，如企业所有制和企业贸易类型。相较于国有企业，民营企业中这一问题更为突出（Brandt et al., 2007; 李广子等, 2009; Harrison et al., 2003），并将影响其出口和投资行为（孙灵燕等，

[作者信息]陈卓宇，北京大学国家发展研究院博士研究生；徐铭桢，北京大学新结构经济学研究院助理教授、博士生导师；余森杰，辽宁大学党委副书记、校长、教授、博士生导师。通讯作者：余森杰，电子邮箱：mjyu@nsd.pku.edu.cn。作者感谢匿名审稿专家们的宝贵意见和建议，当然文责自负。

① 世界银行：《企业调查：中国国家亮点 2012》（Enterprise surveys: China country highlights 2012）。

② 全国工商联经济服务部：《2023 中国民营企业 500 强调研分析报告》，2023 年 9 月。

③ 国新办举行 2023 年全年进出口情况新闻发布会，<http://www.scio.gov.cn/live/2024/33162/index.html>，2024-01-12。

2012; 曹珂, 2018; Chen et al., 2019), 促使民营企业更多选择延长应付账款支付时长, 实现替代性外部融资(Ge et al., 2007; 阳佳余, 2012)。企业贸易类型方面的研究较为有限, Li et al. (2023)指出加工贸易企业信贷约束更为宽松, 因此在金融脆弱性较强的行业, 加工贸易企业比一般贸易企业的出口表现更好。整体来说, 这部分文献主要关注民营企业信贷歧视现象以及公司财务和公司治理结构特征对企业融资成本的影响, 尚未关注进出口状态对企业债务融资成本的影响。

国际贸易中有一支文献关注企业信贷与其进出口行为的关系, Chaney (2016)将流动性约束引入Melitz (2003)的异质性企业模型, 发现企业资金流动性越强, 企业面临的融资约束越低, 越容易实现出口。后续研究主要从金融异质性的视角解释企业贸易行为, 发现融资约束对企业的出口倾向、出口参与率和出口总量都会产生影响(Muuls, 2008; Manova, 2013), 企业在出口后面面临更严的信贷约束, 融资成本更高(Manova, 2013; Feenstra et al., 2014)。虽然有极少数文献关注出口对企业融资约束的影响, 指出出口企业通过参与开放国际金融市场、提高贸易信贷能力、增进银行等金融机构对其信任的方式增强融资能力(Ge et al., 2007; 阳佳余, 2012)、降低其融资成本(Campa et al., 2002; Ranciere et al., 2003), 但这些研究被指出可能存在内生性问题(Manole et al., 2010), 且并未提供与前述主要文献的对比性分析。

为明确出口和非出口企业债务融资成本差异, 本文基于Manova (2013)的研究建立了一个简单的局部均衡模型, 并用2000—2007年中国工企—海关匹配数据库、2000—2015年中国上市企业—海关匹配数据库展开分析。两个不同时间跨度、不同企业类型的数据库得到了相同的结果, 即出口企业平均债务融资成本显著低于非出口企业, 但同一企业在由不出口转为出口的最初几期内债务融资成本显著增加, 随着出口时间的增加存在不显著的下降趋势。本文将其称作“出口非出口企业债务融资成本倒挂之谜”。机制分析证实了模型的推论, 即风险溢价

和融资供需是影响企业融资成本的重要途径。一方面, 出口企业可以通过多目的国销售分散非系统性风险, 从而享有更低债务融资成本; 另一方面, 出口状态的改变将影响企业短时间内融资供求, 进而影响企业融资成本。

相较已有文献, 本文的研究贡献如下: (1) 本文运用模型和数据, 明确刻画了债务融资成本的两种影响因素, 即风险溢价和融资供需。此外, 本文首次明确提出了企业出口状态这一新的影响因素, 并分析其如何通过现有影响因素改变企业融资成本。(2) 本文回应了内生性问题, 主要结果在更换数据集、被解释变量、解释变量、控制变量及机制变量等多种情况下均成立, 扩展了现有债务融资成本的影响因素, 解释了“出口非出口企业债务融资成本倒挂之谜”, 实现了理论文献和特征事实的统一。

二、特征事实、理论分析及模型假说

(一) 特征事实

1. 出口企业平均融资成本低于非出口企业

仿照李志军等(2011)、陈学胜等(2017)的做法, 本文用利息支出/调整后的负债(调整后的负债=负债总计-企业所有无息负债之和)构建债务融资成本的衡量指标, 分别计算各类企业在各年间的平均债务融资成本。图1显示, 出口企业的平均债务融资成本显著低于非出口企业, 且与宏观融资成本保持相似的变化趋势。

考虑到企业生产率和固定资产净值可能影响企业债务融资成本, 且同一行业内的出口企业生产率更高、固定资产净值更多, 本文分别以企业生产率对数值和企业固定资产净值对数值为横轴, 比较相同生产率(固定资产净值)出口非出口企业的平均债务融资成本差异。最后, 进一步采用倾向性匹配(PSM)的方式分析出口非出口企业融资成本差异。图2显示, 出口企业整体生产率更高、固定资产净值更多, 在生产率和固定资产净值相同的情况下, 出口企业债务融资成本仍显著低于其匹配的非出口企业, 且该结论在根据PSM得分为出口企业选择相应非出口企业后仍然成立。

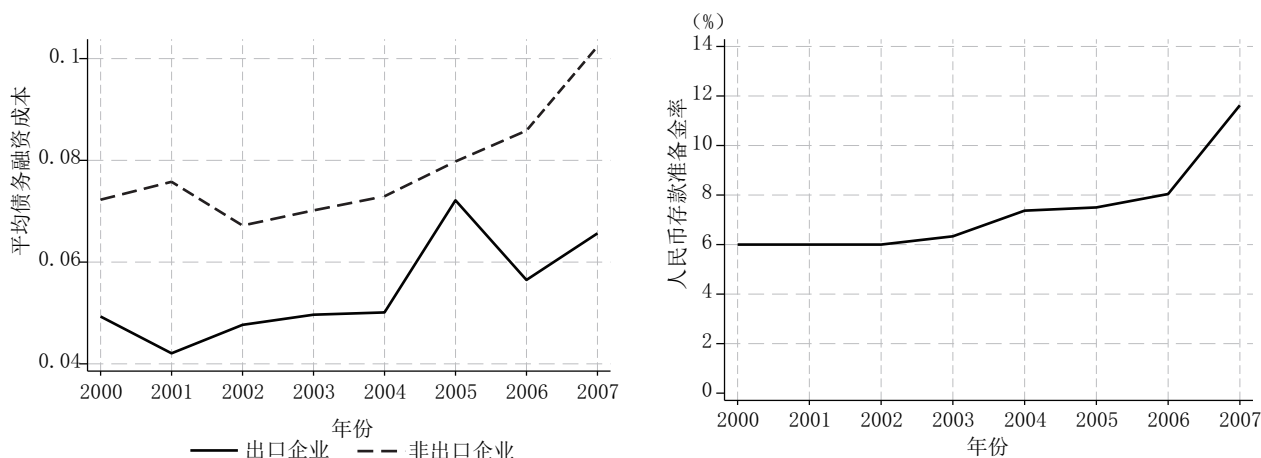


图1 不同出口状态企业债务融资成本及存款准备金率逐年变化图

资料来源: Wind 数据库和本文合并后的工企—海关数据库。

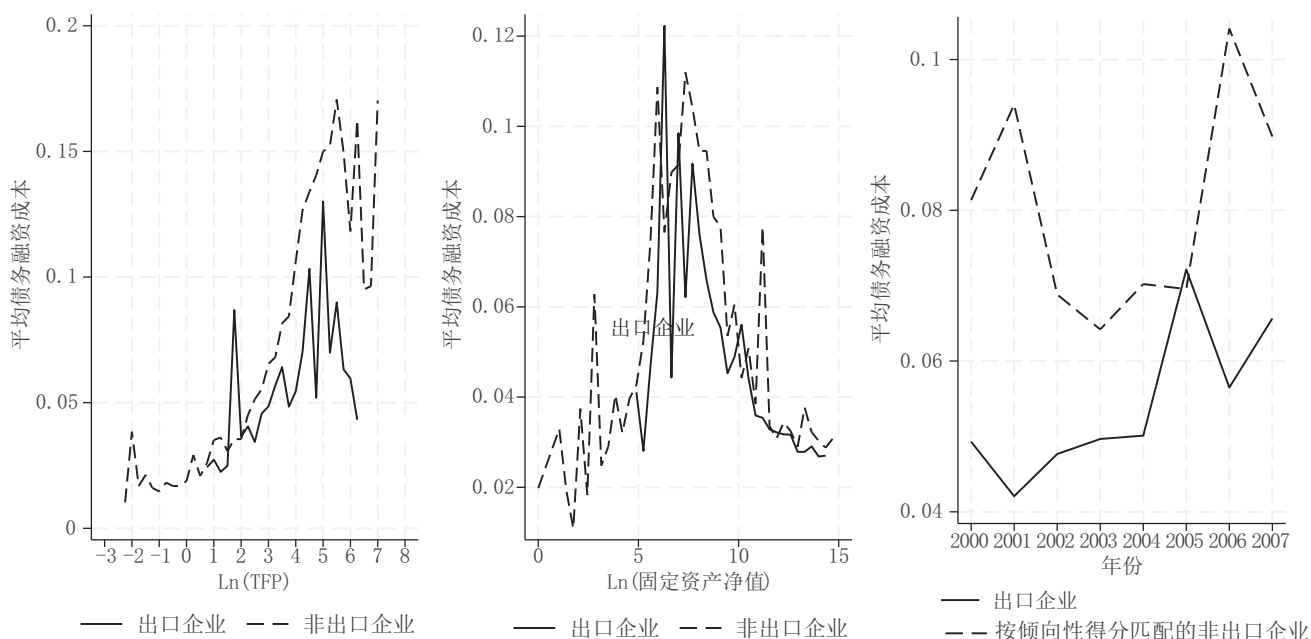


图2 不同生产率、资产水平及倾向性匹配后出口非出口企业平均债务融资成本差异图

借鉴李广子等(2009)、Minnis(2011)的方法,使用2000—2015年上市公司—海关数据库,构造企业利息费用指标和企业财务费用指标,并根据企业所有制、企业贸易类型绘制不同出口状态企业的逐年债务融资成本变化图^①。在不同所有制、不同贸易类型、更换数据库和考虑融资相关财务费用的情

况下,上述事实仍然成立。由此得到第一个特征事实,即出口企业债务融资成本显著低于非出口企业。

2. 同一企业出口后的最初几期融资成本上升

关注同一企业出口决策调整前后融资成本的变化趋势,仅考虑从不出口转为出口的企业,绘制其平均债务融资成本的变化趋势图。纵轴为调整后融

^① 参见中国知网网站附加材料中的图A1至图A3。

资成本的对数值,横轴为时期数,出口当期记作第1期,出口前一期记作第0期,依此类推。其中,实线代表全样本均值,虚线为平均债务融资成本90%的置信区间,由Bootstrap随机抽样500次后构造。图3显示,企业出口后,债务融资成本显著上升,在出口3期后有所下降。

类似地,本文也使用2000—2015年间出口状态发生变化的上市公司—海关数据分析这一问题,出口后企业债务融资成本变化趋势仍然成立^①。由此得到第二个特征事实,即企业出口的最初3期内债务融资成本将显著上升,但后续债务融资成本的变化情况存在较强的企业异质性,债务融资成本最终的变化方向尚不确定。

(二)文献理论分析

1. 融资约束与企业出口的关系

考虑企业规模差异,分析企业融资与企业进出口关系的研究最早可以追溯到2008年金融危机。Melitz (2003)将Hopenhayn模型引入国际贸易领域,建立了异质性企业模型,证明出口企业比非出口企业生产率更高。Chaney (2016)将流动性约束引入Melitz (2003)的异质性企业模型,发现企业资金流动性越强,企业面临的融资约束越低,越容易克服进入海外市场的出口固定成本壁垒,实现出口。Muuls (2008)同时考虑流动性约束和外部金融合同,构建一般均衡模型,分析信贷约束与企业出口行为之间的关系。Amiti et al. (2011)着重关注贸易融资,用日本和美国的贸易数据证实了贸易融资的重要作用。

后续研究关注不同出口类型企业信贷约束情况的差异,并从模型和实证两个方面同时证明了这一结论。Manova (2013)假设国内厂商无需借贷,出口厂商借贷特定比例以支付出口固定成本,构建了一个简单的贸易模型,发现不同金融脆弱性的出口部门、不同金融发展水平的国家,受到的信贷约束具有系统性差异。Feenstra et al. (2014)引入面临不完全信息的银行部门,银行为了保证激励相容会向企业提供少于企业所需最优数量的贷款,构成企业面临的

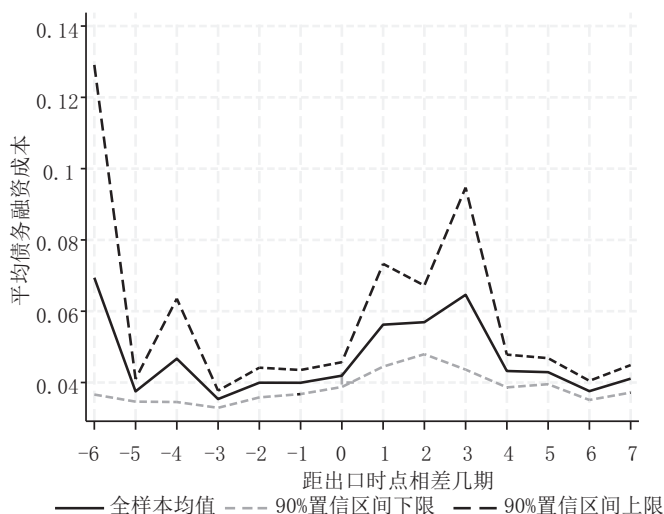


图3 企业出口前后债务融资成本逐年变化图

信贷约束。出口企业的运输时间越长,其将面临相比国内企业更紧的信贷约束和更高的债务融资成本。

整体来说,出口企业面临更长运输时间和更高生产成本,因此面临更严峻的信贷约束。

2. 风险溢价理论

金融经济学中早就存在风险溢价相关理论,但主要集中在股权融资方面。Sharp (1964)、Lintner (1965)几乎同时提出了单期资本资产定价模型CAPM, Merton (1973)则将其从单期扩展到多期,得到跨期资本资产定价模型。这些理论强调,单个证券的期望收益率由该时段市场上的无风险利率、市场风险溢价和该证券的系统性风险共同决定。

在债务融资方面,尽管未明确提出风险溢价相关理论,但实证研究从不同角度证实了这一结论。李志赞 (2002)指出,中小企业异质性、贷款抵押不足和交易成本高是限制中小企业从银行获得贷款的三个主要因素。在存在信息不对称的情况下,银行无法精确制定每个企业的融资方案,企业经营情况和还款风险将直接影响企业债务融资成本。一些文献从信息披露质量的角度解读这一问题。胡奕明等 (2005)发现财务状况、信息披露情况与企业获得的银行贷款利率存在相关性;胡奕明等 (2007)发现聘请高质量审

^① 参见中国知网网站附加材料中的图A4。

计师的企业获得的银行贷款利率较低；李志军等（2011）则直接指出信息透明度较低的企业还款风险大、债务融资成本高。

这一理论机制在具体实践中也得到了验证，固定资产净值较少、信息披露不完全或经营波动较大的企业风险更大，银行等借款机构会要求其承担更高的融资成本。因此，企业还款风险成为影响企业融资成本的因素之一。

3. 融资供需理论

现代中小企业普遍存在着金融资源短缺的问题，中小企业对资金的需求高于金融体系愿意提供的数额，二者之间的差额即所谓的“麦克米伦缺口”。当企业存在缺口时，其融资成本可能出现两种方向相反的变动倾向。一方面，信贷配额的存在将降低融资成本。Stiglitz 等（1981）聚焦存在不完美信息下的银行决策，指出在存在逆向选择和道德风险的情况下，银行为避免信贷流入过高风险的企业和项目，会主动选择低于市场出清利率的最优利率。另一方面，供不应求将迫使高成本资金入场提高融资成本。在融资供需缺口较大时，项目风险较高且抵押品较为匮乏的民营企业很难通过正规信贷渠道完成融资，被迫向高成本、低要求的影子银行等其他融资平台寻求帮助（Pozsar et al., 2010；彭俞超等，2020）。随着高成本的融资平台占比增加，企业平均债务融资成本上升。

（三）模型设定、推论与研究假设

本文参考 Manova（2013）的研究建立了一个静态的局部均衡模型，求解出口非出口企业的债务融资成本，并通过比较静态分析说明上述机制如何影响企业的债务融资成本。

1. 模型设定

消费者设定方面与 Manova（2013）完全一致，假设每个国家内部有 s 个部门，各国各行业中均存在连续的一单位企业生产差异化产品。 i 国的效用函数为 CD 效用函数和 CES 效用函数的叠加。

$$U_i = \prod_s C_{is}^{\theta_s}$$

$$C_{is} = \left[\int_{w \in \Omega_{is}} q_{is}(w)^\alpha dw \right]^{\frac{1}{\alpha}}$$

其中 Ω_{is} 为可选的产品种类， $\varepsilon = 1/(1 - \alpha) > 1$ 为对应的替代弹性。设 i 国总支出为 Y_i ， s 部门在该国总支出中所占的比例为 θ_s 并设 i 国 s 部门的物价总指数为 $P_{is} = \left[\int_{w \in \Omega_{is}} p_{is}(w)^{1-\varepsilon} dw \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ ，则 i 国对于价格为

$$p_{is}(w) \text{ 产品的需求为 } q_{ijs}(w) = \frac{p_{ijs}(w)^{-\varepsilon} \theta_s Y_i}{P_{is}^{1-\varepsilon}}。$$

生产者设定仍然遵循 Melitz（2003），从累积分布函数 $G(a)$ 中抽取生产率水平 $1/a$ ，企业出口需要支付可变成本和固定成本。从 j 国到 i 国的冰山成本为 τ_{ij} ， s 部门从 j 国出口到 i 国的固定成本为 $c_{js}f_{ij}$ ，其中 d_s 比例的固定成本需要从外部完成融资， $d_s \in (0, 1)$ 。生产完成后，企业以 λ_j 的概率偿还总量为 $F(a)$ 的贷款和利息，以 $(1 - \lambda_j)$ 概率违约，损失价值为 $t_s c_{js} f_{ej}$ 的抵押物，其中 $\lambda_j \in (0, 1)$ 。因此出口企业通过求解如下最优化问题实现信贷约束下的最优生产、定价和借贷决策。

$$\max_{p, q, F} \pi_{ijs}(a) = p_{ijs}(a) q_{ijs}(a) - q_{ijs}(a) \tau_{ij} c_{js} a - (1 - d_s) c_{js} f_{ij} - \lambda_j F(a) - (1 - \lambda_j) t_s c_{js} f_{ej}$$

$$\text{s. t. } q_{ijs}(a) = \frac{p_{ijs}(a)^{-\varepsilon} \theta_s Y_i}{P_{is}^{1-\varepsilon}}$$

$$A_{ijs}(a) \equiv p_{ijs}(a) q_{ijs}(a) - q_{ijs}(a) \tau_{ij} c_{js} a - (1 - d_s) c_{js} f_{ij} \geq F(a)$$

$$B_{ijs}(a) \equiv -d_s c_{js} f_{ij} + \lambda_j F(a) + (1 - \lambda_j) t_s c_{js} f_{ej} \geq 0$$

2. 企业出口后债务融资成本上升

此时，出口企业外部融资成本可以用偿还总额 $F(a)$ / 借款总额 $d_s c_{js} f_{ij}$ 衡量，求解该最优化问题并带入，出口企业外部融资成本如下：

$$R_{ijs}^E = \frac{F(a)}{d_s c_{js} f_{ij}} = \frac{1}{\lambda_j} - \frac{(1 - \lambda_j) t_s f_{ej}}{\lambda_j d_s f_{ij}}$$

$$= \left(1 - \frac{t_s f_{ej}}{d_s f_{ij}} \right) \times \frac{1}{\lambda_j} + \frac{t_s f_{ej}}{d_s f_{ij}}$$

国内企业无需借贷，因此国内企业外部融资成本全部标准化为 1，即 $R_{ijs}^H = 1$ 。而出口厂商由于需要额外借贷外部资本且 $\lambda_j \in (0, 1)$ ，故债务融资成本大于 1，即 $R_{ijs}^E > 1$ 。因此，同行业中出口企业信贷约束更紧、融资成本更高，与特征事实 1 相符。

3. 还款概率与企业债务融资成本呈现负相关关系

$$\frac{\partial R_{ijs}^E}{\partial \lambda_j} = - \left(1 - \frac{t_s f_{ej}}{d_s f_{ij}} \right) \times \frac{1}{\lambda_j^2} < 0$$

λ_j 代表 j 国代表性企业可以归还 $F(a)$ 的贷款和利息的概率, 且 $\lambda_j \in (0, 1)$, 为企业还款风险的代理参数。归还概率 λ_j 减小导致出口企业的外部融资成本 R_{ijs}^E 上升。

由此提出本文的第一个研究假说: 企业债务融资成本与还款概率呈现负相关关系。如果出口企业可以通过多市场销售降低经营风险、提高还款概率, 则享有更低融资成本; 如果企业出口后经营风险激增, 则享有更高的融资成本。

4. 债务融资需求与企业债务融资成本呈现正相关关系

$$\frac{\partial R_{ijs}^E}{\partial d_s} = \frac{(1 - \lambda_j) t_s f_{ej}}{\lambda_j f_{ij}} \times \frac{1}{d_s^2} > 0$$

d_s 代表行业 s 中代表性企业固定成本中外部融资所占的比例, 反应融资供需的相对关系, $d_s \in (0, 1)$ 。如果短期内融资需求激增, 在企业内部资金不足的情况下, d_s 显著增加; 而当企业融资能力较强时, 这一参数将由企业偏好、股权债权融资成本等变量决定, 维持在一个相对稳定的水平。比较静态分析的结果显示, 随着外部融资占比 d_s 减小, 出口企业的外部融资成本 R_{ijs}^E 下降。

由此提出本文的第二个研究假说: 企业债务融资成本与债务融资需求呈现正相关关系。如果出口企业整体贸易信贷额更多、新增融资需求较少, 则其将享有更低融资成本; 如果企业在出口的最初几期内融资需求激增, 甚至通过传统融资方式无法满足、需要高融资成本的融资机构介入, 则其将享有更高的融资成本。

三、计量模型、指标构建和数据来源

(一) 计量模型

1. 基准回归一: 行业全样本

设定如下计量模型分析行业全样本内出口状态对企业融资成本的影响。

$$R_{it} = \beta_1 FX_{it} + \beta_2 IMP_{it} + \beta_3 Ln(asset)_{it} + \beta_4 SOE_{it2000} + \mu_i + \alpha_{cj} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$R_{it} = \beta_1 FX_{it} + \beta_2 IMP_{it} + \beta_3 Ln(TFP)_{it} + \beta_4 SOE_{it2000} + \mu_i + \alpha_{cj} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 i 代表企业, c 代表企业所在城市, j 代表企业的 CIC 行业分类, t 代表年份。被解释变量 R_{it} 为企业融资成本, 核心解释变量 FX_{it} 为企业出口状态。主要控制变量为企业所有制状态 SOE_{it2000} 、企业进口状态 IMP_{it} 、企业固定资产净值 $Ln(asset)_{it}$ (或生产率的对数值 $Ln(TFP)_{it}$)。添加企业所在行业 and 所在城市的交乘固定效应以控制城市金融发展水平和企业所在行业融资成本趋势变化的影响; 添加年份固定效应以控制该年度整体无风险利率对企业融资成本的影响。

控制变量选取逻辑如下: 第一, 文献显示中国不同所有制企业融资成本存在差异, 因此控制企业初期所有制 SOE_{it2000} (孙灵燕等, 2012; 曹珂, 2018; Chen et al., 2019); 第二, 进口企业也可能给银行提供更多信息, 因此控制企业进口状态 IMP_{it} ; 第三, 贸易文献认为企业信贷约束和相应推导出的债务融资成本与企业生产率有关 (Feenstra et al., 2014), 因此控制企业生产率水平 $Ln(TFP)_{it}$; 第四, Yu (2005)、Bradley et al. (2011) 均指出企业融资成本受企业资产规模、企业成长性等公司财务特征的影响, 而固定资产净值是出口非出口企业中差异最大的控制变量, 因此控制企业固定资产净值 $Ln(asset)_{it}$ 。值得说明的是, 由于 TFP 计算会使用固定资产净值, 二者同时控制时其系数不再具备分析价值, 因此作为两个平行的回归模型进行分析。我们期望, 上述两个出口状态的回归系数 β_1 基本一致, 证明本文的基准结果不因控制变量的选择而改变。

此时, 样本为工企—海关数据库中所有企业, β_1 代表控制相应固定效应和控制变量的情况下, 同一城市同一行业中出口企业和非出口企业的融资成本利差。本文允许同一城市同一行业的企业在同一年份的融资成本具有相关性, 因此将标准差聚类到行业、城市 and 年份交乘项层面。

2. 基准回归二: 出口状态发生变化的子样本

为了分析同一企业出口前后融资成本的变动趋

势, 本文将样本限制在 2000—2007 年出口状态发生改变的企业, 关注同一企业从不出口转为出口后融资成本的变化情况, 具体计量模型如下。

$$R_{it} = \beta_1 FX_{it} + \beta_2 IMP_{it} + \beta_3 Ln(asset)_{it} + \beta_4 RefundRate_{j2007} + \mu_i + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$R_{it} = \beta_1 FX_{it} + \beta_2 IMP_{it} + \beta_3 Ln(TFP)_{it} + \beta_4 RefundRate_{j2007} + \mu_i + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

此时组间差异来自同一企业出口前后, β_1 即代表同一企业由不出口转为出口后融资成本的变化情况。控制变量基本不变, 额外控制 4 位码行业出口退税比例 $RefundRate_{j2007}$ 以控制政府在不同行业的差异化的出口促进政策, 并控制企业固定效应和年份固定效应以控制各企业、各年份的异质性因素^①。

(二) 指标构建

1. 被解释变量

被解释变量为融资成本 R_{it} 。仿照李志军等(2011)、陈学胜等(2017)的做法, 融资成本 R_{it} 为利息支出/调整后的负债。其中, 调整后的负债=负债总计-应交所得税-应付工资薪酬总额-应付福利费总额-劳动失业保险费-养老保险和医疗保险费-住房公积金和住房补贴。

2. 核心解释变量

核心解释变量为出口状态 FX_{it} 。将海关数据加总到企业层面, 将某年度有海关出口额的企业记作该年度的出口企业, 将其他企业均记作非出口企业。同时, 本文还根据海关数据加总得到各企业出口总额, 对前 1% 和后 1% 的值进行缩尾处理, 在稳健性检验中使用。

3. 主要控制变量

主要控制变量包括进口状态 IMP_{it} 、企业生产率水平 $Ln(TFP)_{it}$ 、企业固定资产净值对数值 $Ln(asset)_{it}$ 、企业初期所有制 SOE_{i2000} 和 4 位码行业出口退税比例 $RefundRate_{j2007}$ 。本文加总海关数据, 将

该年有海关进口实绩的企业记作进口企业。企业生产率参照戴觅等(2014)的做法, 先根据 Brandt et al.(2012)中各年份各行业平减系数进行处理, 再用 OP 法计算(Olley et al., 1996)。企业固定资产净值的对数值来自工企数据库。4 位码行业出口退税比例则来自 2007 年度全国税收调查数据, 构造方式如下。

$$RefundRate_{i,2007} = \frac{\text{出口货物免抵退税额}_{i,2007}}{\text{出口货物免抵退税额}_{i,2007} + \text{已缴纳出口关税}_{i,2007}} \quad (5)$$

$$RefundRate_{j2007} = \frac{1}{N_j} \sum_{i=1}^{N_j} RefundRate_{i,2007} \quad (6)$$

(三) 数据来源及描述性统计

本文通过合并四套数据得到基准回归的研究样本, 即来自国家统计局 2000—2007 年规模以上工业企业调查数据、来自中国海关总署的 2000—2007 年产品层面交易数据、2007 年度全国税收调查数据和来自 WITS 数据库的 2000—2007 年中国 MFN 关税。参照 Cai et al.(2009)和 Feenstra et al.(2014), 结合本文研究问题清理数据^②, 共计得到 1235267 个观测值^③。

对比其他可选择的数据库, 合并后的工企—海关数据库体量大, 出口非出口企业分布、国有企业民营企业分布较为适宜, 能较为全面地反映中国出口非出口企业的融资成本差异; 对比前后其余时段, 2000—2007 年数据质量最高。在中国企业融资体系并未出现重构性发展的情况下, 本文的基准回归选择 2000—2007 年工企—海关数据库。

在稳健性检验中, 考虑到上述数据时代意义不足且部分资产负债表信息存在缺失的问题, 本文合并来自 Wind 的 2000—2015 年中国上市企业数据和来自中国海关总署的同期海关数据, 利用上市企业更加准确、及时的数据, 计算企业债务融资成本等一系列衡量指标, 得到了相同的结论。

① 值得说明的是, 本数据中的企业未改变企业所有制和所在城市, 控制企业固定效应将吸收所有制这一控制变量, 并控制融资成本受行业和城市金融发展程度的影响和公司文化等其他一系列公司内部不随时间变化的因素。

② 数据处理过程如下: (1) 清理核心金融变量(工业总产值、工业中间投入、固定资产合计、固定资产原价合计、全部从业人员年平均人数、资产总计、固定资产净值年平均余额、工业销售产值、应付工资薪酬等)缺失或为负的观测值; (2) 剔除全年从业人员年平均人数小于 8 的观测值; (3) 根据会计准则处理相关不合理数据; (4) 由于跨国公司往往有自身融资渠道和优势(Harrison et al., 2003), 剔除了所有港澳台投资企业和外商投资企业的对应样本。

③ 主要变量的描述性统计参见中国知网网站附加材料中的表 A1。

四、基准回归结果与异质性分析

(一)基准回归一：同一行业内出口企业融资成本更低

对基准回归模型(1)和(2)回归的结果表明(见表1)：第一，对比同一城市同一行业中的不同企业， β_1 均显著为负，说明出口企业融资成本更低，绝对值相比非出口企业低 0.1%到 0.2%。考虑到平均融资成本均值为 7.8%，则在控制其他因素不变的情况下，出口企业比非出口企业融资成本低 1.2%~2.5%。第二，控制其他因素不变，两种方式衡量下的国有企业融资成本均显著低于民营企业(绝对值低 1.2%~1.3%)。第三，控制其他因素不变，随 TFP 水平升高，企业融资成本提升，随固定资产净值增加，企业融资成本降低，符合现有文献结论。

(二)基准回归二：同一企业出口之后融资成本更高

基准回归(3)和(4)的回归结果见表 2， β_1 显著

为正，说明同一企业由不出口转向出口后债务融资成本提升，融资成本绝对值提高了 0.2%。这一结果符合预期，即对比同一企业出口前后，出口需要更多资金扩大生产且还款周期较长，因此融资成本提升。

(三)异质性分析

1. 不同所有制企业中出口非出口企业融资成本差异

国有企业往往有特定国家安全或者政治考虑，且有国家信用为其背书。因此，债务融资成本决定机制可能与民营企业存在差异。为探讨这一问题，本文针对两大基准回归进行不同所有制企业分样本回归的异质性分析^①。回归结果显示，两类基准回归的结果仅在民营企业中显著成立，国有出口非出口企业的平均债务融资成本不存在显著差异^②。

2. 不同贸易类型企业间融资成本差异

加工贸易是我国对外贸易的重要组成部分，其根据已有订单进行加工生产，在促进对外开放、保障就

表 1 行业全样本基准回归结果

变量	R	R
	(1)	(2)
<i>FX</i>	-0.001 ** (0.000)	-0.002 *** (0.000)
<i>IMP</i>	-0.001 *** (0.000)	-0.004 *** (0.000)
<i>Ln(Asset)</i>	-0.002 *** (0.000)	
<i>Ln(TFP)</i>		0.004 *** (0.000)
<i>SOE</i>	-0.013 *** (0.000)	-0.012 *** (0.000)
年份固定效应	是	是
行业—城市固定效应	是	是
样本量	842763	822838
调整 R ² 值	0.091	0.097

注：括号中的数值为稳健回归后的标准差，*** 代表 $p<0.01$ ，** 代表 $p<0.05$ ，* 代表 $p<0.1$ ，下表同。行业层面的所有回归标准差均聚类到行业、城市、年份的交乘项层面。后续基于该基准回归的表格全部遵循该呈现方式和聚类层面。

表 2 出口状态改变的样本基准回归结果

变量	R	R
	(3)	(4)
<i>FX</i>	0.002 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
<i>IMP</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<i>Ln(Asset)</i>	0.000 (0.000)	
<i>Ln(TFP)</i>		0.003 *** (0.000)
<i>RefundRate</i>	-0.019 (0.013)	-0.019 (0.013)
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
样本量	87117	85127
调整 R ² 值	0.546	0.549

① 回归结果参见中国知网网站附加材料中的表 A2。

② 考虑到所有国有企业均有中央或者地方政府背书，违约风险小且融资供给较多，因此出口状态变化不再通过上述两个渠道直接影响企业债务融资成本，不同出口状态企业的融资成本也不存在显著差异。

业等方面发挥了重要作用。工企—海关数据中约有 20% 的企业完全从事加工贸易，约有 50% 的企业涉及加工贸易(戴觅等，2014)。考虑到不同贸易类型的企业经营风险和出口所需资金支持存在较大差异，本文进一步将出口企业划分为一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业，对比其与同行业同城市非出口企业融资成本的差异^①。回归结果显示，三类出口企业的融资成本均显著低于非出口企业。加工贸易企业的融资成本最低，混合贸易企业次之，一般贸易企业的融资成本相较于非出口企业更低，但显著高于其余两类出口企业。此外，从不出口企业转为一般贸易企业或混合贸易企业均会使其债务融资成本显著提升，但转变为加工贸易企业则不存在此类情况。

五、影响机制检验

(一) 风险溢价理论

在工企—海关数据库中，企业的还款风险较难衡量。本文参考李文贵等(2012)的做法，按照如下公式计算企业风险分担系数，用反映企业事后风险差异的指标作为企业还款风险的代理变量。

$$RiskT_i = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{t=1}^N \left(ADJROA_{it} - \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N ADJROA_{it} \right)^2} \mid N = 3$$
 (7)

$$ADJROA_{it} = \frac{EBITDA_{it}}{ASSETS_{it}} - \frac{1}{X_t} \sum_{k=1}^X \frac{EBITDA_{kt}}{ASSETS_{kt}}$$
 (8)

其中， $EBITDA_{it}$ 为税息折旧及摊销前利润， $ASSETS_{it}$ 为固定资产总额， X_t 为所在行业中的企业数目， $ADJROA_{it}$ 为经行业平均值调整后的资产回报率。 $RiskT_i$ 系数越大，企业风险越高。

参照江艇(2022)的做法，本文首先汇报出口状态改变对融资成本的影响，其次综合实证回归结果和现有理论证明风险溢价渠道如何影响两大基准回归结果。基准回归对应的机制分析方程如下(基准回归二则将固定效应和控制变量替换为相应情况)。

$$RiskT_{it} = \beta_1 FX_{it} + \gamma X' + \mu_t + \alpha_{cj} + \varepsilon_{it}$$
 (9)

$$R_{it} = \beta_1 FX_{it} + \gamma X' + \mu_t + \alpha_{cj} + \varepsilon_{it}$$
 (10)

① 回归结果参见中国知网网站附加材料中的表 A3。

表 3 中列(1)和列(2)显示，同一行业内的出口企业在控制其他因素和固定效应后，经营风险较低，进而获得较低融资成本。这一分析得到了文献的认可，即资产量较大、经营风险较小的企业股权及债券融资成本均较低(Merton，1973；李志赞，2002)。列(3)和列(4)则显示，同一企业出口前后，企业风险没有显著变化，但企业融资成本显著提升。这一结论符合现有文献，即出口一方面增加企业还款周期和还款不确定性(Manova，2013；Feenstra et al.，2014)，另一方面也可能提升企业盈利能力和融资能力(Ge et al.，2007)，因此风险没有确定性的变化方向。由此可知，风险溢价是同一行业内不同企业融资成本差异的重要原因，但其不能解释同一企业出口前后融资成本的变化情况。

该结果得到了异质性分析的支持。国有企业由于有政府信用担保，还款风险更低，故其债务融资成本低于民营企业；加工贸易企业生产工序稳定且依托外贸订单，整体风险较小(戴觅等，2014)，因

表 3 风险溢价渠道在不同基准回归中的结果

变量	基准回归一： 行业全样本		基准回归二： 出口状态变化的样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>RiskT</i>	<i>R</i>	<i>RiskT</i>	<i>R</i>
<i>FX</i>	-0.020 *** (0.004)	-0.001 * (0.000)	-0.005 (0.008)	0.001 *** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业—城市固定效应	是	是	否	否
企业固定效应	否	否	是	是
样本量	389914	389914	54647	54647
调整 R ² 值	0.330	0.113	0.626	0.609

注：由于企业风险分担指数为 3 年的波动率，因此数据库中出現年份少于 3 年的数据无法计算其企业风险分担系数，出现年份多于 3 年的数据也会损失至少 2 年的数据(如果企业在这 8 年间进入退出数据库，则会损失更多年份)。因此，风险溢价下，基准回归的观测值大大少于对应基准回归中的观测值数目。

此享有较低的融资成本^①。

那么，为何出口企业经营风险更小？不同贸易类型企业事后风险回归结果证实，同等情况下，企业出口目的地越多，企业事后的经营风险越小。当世界各国经济状况呈现不完全的正相关关系时，出口企业通过多国销售，提高了对单一出口目的地需求冲击的抵抗能力，降低了企业的风险水平。

(二) 融资供需理论

理论机制部分还指出，企业融资供需之间的差异会影响其融资成本。本文用生产经营用资本额的对数值作为融资需求的代理变量，用应收账款金额的对数值作为融资能力的代理变量，分析企业的出口决策如何通过融资供需影响企业最终的融资成本。

仍参照江艇(2022)的做法，用 LnC_{it} 和 $LnAR_{it}$ 分别代表 i 企业在 t 年间的生产经营用资本额的对数值和应收账款金额的对数值，由工企数据库中对应变量直接取对数得到。固定效应和控制变量 X 仍与之前保持一致。基准回归一对应的机制分析方程如下(基准回归二则将固定效应和控制变量替换为相应情况)。

$LnC_{it} = \beta_1 FX_{it} + \gamma X' + \mu_t + \alpha_{ij} + \varepsilon_{it}$ (11)

$LnAR_{it} = \beta_1 FX_{it} + \gamma X' + \mu_t + \alpha_{ij} + \varepsilon_{it}$ (12)

$R_{it} = \beta_1 FX_{it} + \gamma X' + \mu_t + \alpha_{ij} + \varepsilon_{it}$ (13)

表 4 中前三列为基准回归一的结果。前两列显

示，出口企业的生产经营用资本额和应收账款额均显著增加。现有理论证明，融资需求增加、融资供给不变时，企业被迫转向高成本信贷机构、融资成本提升(彭俞超等，2020；Pozsar et al.，2010)；而贸易信贷增加、融资需求不变时，企业融资约束放松、融资成本回落(Ge et al.，2007；Campa et al.，2002)。企业实际融资成本的变动方向由二者的相对大小决定。列(3)显示同一城市同一行业内出口企业融资成本显著更低，说明相较于同行业的非出口企业，出口企业因其更强的融资能力和更多的融资渠道而享有较低融资成本。

后三列为基准回归二的结果。列(4)和列(5)结果与前两列高度一致，列(6)说明同一企业从不出口转为出口后，激增的融资需求主导了整体效应，使其融资成本上升。通过分别对比第(1)列和第(3)列、第(2)列和第(4)列估计系数的相对大小，我们亦可得到这一结论。

六、扩展和稳健性分析

(一) 更换为 2000—2015 年上市公司—海关匹配数据库

在之前的回归中，本文使用 2000—2007 年海关—工企数据库。考虑到上述数据时代意义不足且资产负债表信息不够精确的问题，在这一部分本文

表 4 融资供需渠道在不同基准回归中的结果

变量	基准回归一：行业全样本			基准回归二：出口状态变化的样本		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	LnC	$LnAR$	R	LnC	$LnAR$	R
FX	0.105 *** (0.008)	0.333 *** (0.011)	-0.001 ** (0.000)	0.203 *** (0.013)	0.121 *** (0.014)	0.002 *** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业—城市固定效应	是	是	是	否	否	否
企业固定效应	否	否	否	是	是	是
样本量	842761	840979	842763	87117	86940	87117
调整 R ² 值	0.834	0.264	0.091	0.921	0.736	0.546

① 本文用工企—海关数据也验证了加工贸易风险较低的结论，即在控制相应控制变量和固定效应的情况下，纯加工贸易企业相较于其他各类企业的盈利波动率显著更低、风险最小，混合贸易企业次之，一般贸易企业在出口企业中风险最高，但也显著低于不出口企业。回归结果参见中国知网网站附加材料中的表 A4。

合并了 2000—2015 年上市公司—海关匹配数据库，分析上述特征事实、机制是否仍然成立。

本文借鉴李广子等(2009)、张伟华等(2018)的方法，采用两种方式衡量债务融资成本：一是用总负债衡量的企业利息费用指标(应付利息/企业总负债)；二是用总负债衡量的企业财务费用指标(应付利息、利息手续费和利息相关财务费用之和/企业总负债)。

基准回归一的结果见表 5，其中列(1)和列(3)的控制变量为企业固定资产净值对数值、企业所有制和企业进口状态，列(2)和列(4)的控制变量为企业生产率的对数值、企业所有制和企业进口状态。结果显示，出口企业仍然显著享有更低的债务融资利率，绝对值相比非出口企业低 0.1%，与表 1 结果高度一致。

基准回归二的结果见表 6，企业出口后债务融资成本有所上升，与表 2 结果基本一致，但显著性程度有所下降。上市企业股权融资能力强、自有资金多，可以更好应对出口带来的短期融资需求，因而债务融资成本的上升幅度更低且显著性较弱。

整体来说，本文的所有结论在延长时间段、更换上市公司—海关数据库、采用多种衡量指标后仍然成立。但是，上市企业与中国大部分企业的融资模式存在本质性差异，即其规模较大，且在债务融资成本高、融资量不足的情况下更易使用股权融资方式加以弥补。本文希望探究中国大部分企业的融资模式，因此基准回归仍然采用工企—海关数据库。

表 5 上市—海关数据基准回归一的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	R (利息)	R (利息)	R (财务)	R (财务)
FX	-0.001** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业—城市固定效应	是	是	是	是
样本量	24507	24071	24507	24071
调整 R^2 值	0.312	0.316	0.321	0.315

表 6 上市—海关数据基准回归二的结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	R (利息)	R (利息)	R (财务)	R (财务)
FX	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	2580	2568	2580	2568
调整 R^2 值	0.413	0.480	0.412	0.479

(二) 稳健性分析

1. 内生性处理

融资成本直接决定企业出口成本，倘若只有低融资成本企业才能获得出口所需固定成本、实现出口，则可能存在反向因果问题。为解决这一问题，本文引入工具变量，即企业 i 在 t 年面临的 MFN 出口关税，具体构造方式如下：首先匹配各年度海关数据和各年度中国 MFN 出口关税数据，不出口企业的 MFN 出口税率为其所在 4 位码行业的加权平均值，出口企业的 MFN 出口税率则为其当年各出口产品比例与其出口产品 HS6 位码 MFN 税率的加权平均值。如下两个原因保证这一工具变量有效。第一，MFN 关税与中国企业实际面临的出口关税密切相关，相关性条件成立。第二，MFN 关税由全球宏观因素决定，不会通过其他途径影响中国特定企业的融资成本，外生性条件成立。

表 7 为工具变量的回归结果。列(1)的控制变量为企业进口状态、固定资产净值对数值和企业所有制；列(2)的控制变量为企业进口状态、企业生产率对数值和企业所有制。一阶段回归显示，企业面临的加权关税越高，企业出口概率越低，且不存在弱工具变量和不可识别问题。二阶段回归显示，在使用工具变量后，同一城市同一行业的出口企业仍然面临较低融资成本，即在考虑相关内生性问题后，出口企业融资成本仍然低于同一城市同一行业内的非出口企业。

表 7 基准回归—工具变量回归结果

变量	(1)	(2)
一阶段回归：被解释变量为是否出口 <i>FX</i>		
<i>MFN Tariff</i>	-0.002 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)
不可识别假设 <i>p</i> 值 (LM statistic)	0	0
弱工具变量假设 (<i>F</i> test)	696.94	630.67
二阶段回归：被解释变量为融资成本 <i>R</i>		
<i>FX</i>	-0.023 *** (0.007)	-0.020 *** (0.007)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
行业—城市固定效应	是	是
样本量	697525	681313
调整 <i>R</i> ² 值	-0.005	0.005

值得说明的是，由于该反向因果问题的影响方向与基准回归二中回归系数的影响方向一致，基准回归二中的系数仅可能被低估，故无需对基准回归二进行该内生性问题的探讨。

2. 更换解释变量

在基准回归的基础上，本文用企业一年份层面的出口总额和进口总额代替是否出口和是否进口等虚拟变量^①。在更换解释变量后，同一行业同一城市企业出口额越多，其融资成本越低；而同一企业在出口之后各期出口额越多，融资成本越高，与基准回归结果完全一致。

3. 更换控制变量

本文在稳健性分析中采用多种不同控制变量替代原有的控制变量组合，重复以上回归^②。控制变量包括：反映企业资产增长情况的指标，即总资产增长率；反映企业成长性的指标，即主营业务增长率；反映企业盈利能力的指标，即经行业调整后的企业资产收益率 (ROA)；其他因素，包括企业年龄 [Log(企业年龄+1)] 和对应的行业、企业、年份固定效应。在以上述变量为控制变量的回归中，主要结论均成立且显著性水平未发生变化。

4. 更换机制变量

在稳健性检验中，本文仿照马述忠等 (2020) 的做法，构造了更为简洁的企业风险分担指数，并将其加入对应的机制检验，结果仍然显著^③。

七、结论及政策建议

如何畅通融资渠道、促进外贸稳步增长、为各类企业提供融资支持一直是促进中国经济高质量发展的重点议题之一。本文研究发现，风险溢价和融资供需都是影响企业融资成本的重要因素。企业风险越高，融资成本越高；企业信贷配额问题越严重、融资供需差额越大，则越容易被迫选择其他高成本融资渠道，融资成本提高。因此，出口一方面可以作为抵御风险的蓄水池和彰显企业实力的信号，通过风险溢价机制降低企业融资成本；另一方面又会引起融资供求关系变化，直接影响企业融资成本。上述结论和机制在不同类型企业之间存在差异。分所有制讨论，上述现象仅在民营企业中显著成立，国有企业融资成本有不同的决定机制；分贸易类型讨论，不同贸易类型企业的风险存在显著差异，进而导致其融资成本的差异。最后，本文在更换数据源等多种情况下均得到相同的结论，证明了上述分析的科学性。

基于本文的研究结论，提出以下政策建议：

第一，根据订单、客户、产品结构合理评估企业情况，对优质企业予以更低融资成本支持，并对潜在高风险企业做好风险管理工作。具体来说，融资机构应当充分考虑企业的销售市场结构、产品结构和短期融资供需关系等信息，对于那些订单稳定、客户和产品结构合理但短期内有较大资金需求的企业予以支持；对那些生产经营风险大、产品结构和产品市场单一的企业做好风险管理工作。

第二，重视民营企业信贷歧视问题，改善金融市场结构，保障各类所有制企业公平参与市场竞争。具体来说，对各类所有制企业一视同仁，除关系国

① 回归结果参见中国知网网站附加材料中的表 A5。
② 回归结果参见中国知网网站附加材料中的表 A6。
③ 回归结果参见中国知网网站附加材料中的表 A7。

家安全的领域,使高风险企业承担高融资成本,使低风险企业承担优惠融资成本。同时,考虑企业短期融资供需关系,对转为出口的企业在最初一段时间应予以适当补贴或提供优惠政策。

第三,适当调整对加工贸易企业的优惠政策,鼓励其他出口企业的发展。中国人口红利逐渐消失,产业结构调整势在必行。在追求新质生产力的当下,有限的资金应该更多地支持那些真正有创新能力、国际竞争能力和服务国内国际需求的企业。因此,应适当调整加工贸易企业的支持政策,鼓励有国际竞争力的一般贸易企业和有稳定订单支持的中小企业的发展,降低其融资成本,推动经济转型升级。

参考文献

- [1] 曹珂. 金融发展、融资约束与中国企业出口参与[J]. 中国经济问题, 2018 (03): 23-35.
- [2] 陈学胜, 罗润东. 利率市场化改革进程下企业贷款成本与资本配置效率研究[J]. 经济管理, 2017 (03): 162-173.
- [3] 戴觅, 余森杰, MAITRA M. 中国出口企业生产率之谜: 加工贸易的作用[J]. 经济学(季刊), 2014, 13(02): 675-698.
- [4] 胡奕明, 唐松莲. 审计、信息透明度和银行贷款利率[J]. 审计研究, 2007 (06): 74-84.
- [5] 胡奕明, 谢诗蕾. 银行监督效应与贷款定价[J]. 管理世界, 2005 (05): 27-36.
- [6] 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 (05): 100-120.
- [7] 李广子, 刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视[J]. 金融研究, 2009 (12): 137-150.
- [8] 李文贵, 余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. 中国工业经济, 2012 (12): 115-127.
- [9] 李志军, 王善平. 货币政策、信息披露质量与公司债务融资[J]. 会计研究, 2011 (10): 56-62.
- [10] 李志赞. 银行结构与中小企业融资[J]. 经济研究, 2002 (06): 38-45.
- [11] 马述忠, 房超. 线下市场分割是否促进了企业线上销售——对中国电子商务扩张的一种解释[J]. 经济研究, 2020, 55(07): 123-139.
- [12] 彭俞超, 何山. 资管新规、影子银行与经济高质量发展[J]. 世界经济, 2020, 43(01): 47-69.
- [13] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗?[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(01): 231-252.
- [14] 魏志华, 王贞洁, 吴育辉, 等. 金融生态环境, 审计意见与债务融资成本[J]. 审计研究, 2012 (03): 98-105.
- [15] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(04): 1503-1524.
- [16] 张伟华, 毛新述, 刘凯璇. 利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗?[J]. 金融研究, 2018 (10): 106-122.
- [17] AMITI M, WEINSTEIN D E. Exports and financial shocks[J]. The quarterly journal of economics, 2011, 126(4): 1841-1877.
- [18] BRADLEY M, CHEN D. Corporate governance and the cost of debt: evidence from director limited liability and indemnification provisions[J]. Journal of corporate finance, 2011, 17(1): 83-107.
- [19] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. Journal of development economics, 2012, 97: 339-351.
- [20] BRANDT L, LI H B. Bank discrimination in transition economies: ideology, information or incentives?[J]. Journal of comparative economics, 2007, 31(3): 387-413.
- [21] CAI H B, LIU Q. Competition and corporate tax avoidance: evidence from Chinese industrial firms[J]. The economic journal, 2009, 119(537): 764-795.
- [22] CAMPA J M, SHAVER J M. Exporting and capital investment: on the strategic behavior of exporters [R/OL]. (2002-09-29) [2024-10-16]. <https://www.iese.edu/media/research/pdfs/DI-0469-E.pdf>.
- [23] CHANEY T. Liquidity constrained exporters[J]. Journal of economic dynamics and control, 2016, 72: 141-154.
- [24] CHEN C, TIAN W, YU M J. Outward FDI and domestic input distortions: evidence from Chinese firms[J]. The economic journal, 2019, 129(624): 3025-3057.
- [25] ELYASIANI E, JIA J Y, MAO C X. Institutional ownership stability and the cost of debt[J]. Journal of financial markets, 2010, 13(4): 475-500.
- [26] FEENSTRA R C, LI Z Y, YU M J. Exports and credit constraints under incomplete information: theory and evidence from China[J]. The review of economics and statistics, 2014, 96(4): 729-744.
- [27] GE Y, QIU J P. Financial development, bank discrimination and trade credit[J]. Journal of banking & finance, 2007, 31(2): 513-530.
- [28] HARRISON A E, MCMILLAN M S. Does direct foreign in-

- vestment affect domestic credit constraints? [J]. Journal of international economics, 2003, 61(1): 73–100.
- [29] LI J, OUYANG Z G, ZHANG N X. Processing trade and credit constraints [J/OL]. Journal of corporate finance, 2023, 83[2024–10–17]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0929119923001323>.
- [30] LINTNER J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets [J]. The review of economic statistics, 1965, 47(1): 13–37.
- [31] MANOLE V, SPATAREANU M. Trade openness and income – A re-examination [J]. Economics letters, 2010, 106(1): 1–3.
- [32] MANOVA K. Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade [J]. The review of economic studies, 2013, 80(2): 711–744.
- [33] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695–1725.
- [34] MERTON R C. An intertemporal capital asset pricing model [J]. Econometrica, 1973, 41(5): 867–887.
- [35] MINNIS M. The value of financial statement verification in debt financing: evidence from private US firms [J]. Journal of accounting research, 2011, 49(2): 507–506.
- [36] MUULS M. Exporters and credit constraints: A firm-level approach [R/OL]. (2008–09–22) [2024–10–18]. <https://www.nbb.be/doc/ts/enterprise/press/2008/cp20080922en.pdf>.
- [37] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [38] POZSAR Z, ADRIAN T, ASHCRAFT A, et al. Shadow banking [R/OL]. New York: Federal Reserve Bank of New York, 2010[2024–10–19]. https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr458.pdf.
- [39] RANCIERE R, TORNELL A, WESTERMANN F. Crises and growth: A re-evaluation [R/OL]. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2003[2024–10–20]. <https://www.nber.org/papers/w10073>.
- [40] SHARP W F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk [J]. The journal of finance, 1964, 19(3): 425–442.
- [41] STIGLITZ J E, WEISS A. Credit rationing in markets with imperfect information [J]. The American economic review, 1981, 71(3): 393–410.
- [42] YU F. Accounting transparency and the term structure of credit spreads [J]. Journal of financial economics, 2005, 75(1): 53–84.

Puzzle of Inverted Debt Financing Costs Between Exporters and Non-Exporters

CHEN Zhuoyu^① XU Mingzhi^① YU Miaojie^②

(① Peking University; ② Liaoning University)

Abstract: It is important for the financial system to lower financing costs, increase the supply of credit, and ensure the steady and high-quality growth of foreign trade. Focusing on these aspects, this paper constructs a partial equilibrium model and analyzes it with actual data. The paper finds that exporters within the same industry generally enjoy lower debt financing costs. However, the firms experience a significant increase in financing costs after they start exporting, leading to the phenomenon of inverted debt financing costs between exporters and non-exporters. Mechanism analysis confirms the conclusion of the model and shows that both the risk premium mechanism and the financing supply and demand mechanism are significant factors affecting the debt financing costs of firms. On the one hand, reduced systematic risk resulting from multinational marketing can reduce the debt financing costs of exporters. On the other hand, the relative size of financing needs and trade credit generated by exporting influence their debt financing costs through the supply and demand mechanism, causing variations across samples.

Keywords: debt financing costs; risk premium; financing supply and demand

JEL Classification: F10, E50, G32

(责任编辑:许娜)