

科技金融有助于提高企业出口产品质量吗

黄志刚 张 霆

摘要：本文利用中国海关数据库，基于2011年科技金融试点的准自然实验，探讨了科技金融对出口产品质量的影响。研究表明：科技金融试点提高了企业的出口产品质量，该结论在一系列稳健性检验中依然成立；科技金融试点对出口产品质量的促进效果在高技术企业和位于高行政级别城市的企业中更大；科技金融试点可以通过增加企业的产品转换和中间品进口，提升出口产品质量；企业越年轻、创新能力越强，科技金融试点对其产品转换行为的影响越大；产品转换对出口产品质量的影响存在非线性，小规模产品转换有利于提高产品质量，大规模产品转换可能起到反效果。

关键词：企业出口产品质量；科技金融；产品转换；中间品进口

[中图分类号] F832 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 10-0019-19

一、引言及文献综述

贸易自由化、制度质量、人力资本等诸多因素均会影响出口产品质量 (Hen et al., 2020)^[1]，其中金融支持实体经济的能力扮演了重要角色。企业的生产经营依赖金融环境的支持，作为生产经营的结果——产品质量亦是如此。科技金融作为金融支持实体经济的典型代表，赵昌文等 (2009)^[2] 率先将其定义为促进科技开发、成果转化和高新技术产业发展的一系列金融工具、金融制度、金融政策与金融服务的系统性、创新性安排。但是如何量化科技金融，学术界至今不一而足。2011年中国科技部和“一行三会”联合开展了首批促进科技和金融结合的试点工作，为本文提供了一项准自然试验。本文使用双重差分模型考察了科技金融试点对企业出口产品质量的影响，并在此基础上，从产品转换和中间品进口两个角度探讨了其中的传导机制。

本文主要与两类文献有关：第一类文献是考察科技金融试点工作的效果。现有文献大多关注科技金融在提升创新水平 (张明喜, 2017^[3]；马凌远和李晓敏, 2019^[4])，促进经济增长 (谷慎和汪淑娟, 2018)^[5]，优化产业结构 (胡欢欢和刘传明, 2021)^[6] 等方面的作用，并得出了积极的结论。可见科技金融可以从多个

[收稿日期] 2022-05-22

[作者信息] 黄志刚：中央财经大学金融学院教授；张霆（通讯作者）：中央财经大学金融学院博士研究生，电子邮箱 2019110029@email.cufe.edu.cn

方面促进经济的高质量发展，但是目前却鲜有文献关注科技金融是否有助于提高企业的出口产品质量。第二类文献主要探讨了融资约束或金融发展与出口产品质量的关系。在融资约束与出口产品质量方面，Fan等（2015）^[7]构建内生质量模型，发现融资约束紧张的企业将优先选择生产质量较低的产品。Phillips和Sertsios（2013）^[8]、Ciani和Bartoli（2015）^[9]、Bernini等（2015）^[10]基于美国、意大利以及法国数据的实证研究支持了以上观点。孔祥贞等（2020）^[11]利用中国海关数据库与中国工业企业数据库进行研究，发现融资约束通过降低中间品进口来降低出口产品质量。张杰（2015）^[12]发现融资约束与出口产品质量间存在非线性关系，只有当融资约束程度高于门槛时，才会抑制产品质量。在金融发展与出口产品质量方面，Nguyen等（2021）^[13]考察了128个国家（地区）的数据，发现金融发展与出口产品质量在部分国家（地区）存在显著正相关关系。Berman等（2010）^[14]基于发展中国家微观企业的研究同样得到以上结论。陈清萍和鲍晓华（2014）^[15]发现地区金融发展能改善银行信贷约束和商业信贷约束，并对出口产品质量产生积极影响。刘广威等（2021）^[16]认为，金融发展可通过提升企业创新水平来提高出口产品质量。综上，既有研究普遍认为融资约束与出口产品质量负相关，金融发展通过缓解融资约束、增加中间品进口、促进技术创新等途径提升出口产品质量。

本文的边际贡献包括：第一，目前鲜有文献关注科技金融对出口产品质量的影响，本文的选题有一定新意；第二，现有文献较少从产品转换的视角，探讨科技金融或金融发展对出口产品质量的影响。本文验证了产品转换机制的存在，并对该机制进行了拓展性分析。

二、政策背景与理论机制

（一）政策背景

科技金融试点共计两轮，分别在2011年和2016年展开，为避免第二轮的干扰，本文取第一轮的前后各四年，即2007—2015年为研究样本时间。首批试点的对象涉及16个试点地区。由于“一区多市”，将16个地区进一步细分为41个试点城市^①。试点的目的是将政府以往单独以财政科技投入的方式支持科技发展，改为财政发挥引导作用，带动金融资本和社会资本入场，形成以政府牵头，金融、财政、保险、科技等多部门共同参与的有机整体，从而支持科技型企业特别是科技型中小企业的发展。

科技金融试点涉及城市较多，地方政府的政策各有不同。通过整理试点地区的政府报告和新闻报道，可将措施分为以下几类：一是降低信贷门槛，如设立科技成果转化贷款风险补偿金，用于合作银行为促进科技成果转化所提供贷款发生坏账的

^①41个试点城市包括北京市、上海市、天津市、重庆市、杭州市、宁波市、温州市、苏州市、南京市、大连市、深圳市、绵阳市、东莞市、潮州市、佛山市、广州市、常州市、无锡市、镇江市、扬州市、成都市、合肥市、芜湖市、徐州市、西安市、武汉市、蚌埠市、长沙市、泰州市、淮安市、连云港市、青岛市、宿迁市、宝鸡市、咸阳市、天水市、南通市、盐城市、渭南市、铜川市、商洛市。

损失补偿,引导银行业对科技型企业的资金投放;二是缓解信息不对称,如建立科技专家库、科技型中小企业数据库;三是整合金融资源,如科技金融服务中心整合了风投、银行、证券、保险、担保等金融业务,以满足企业不同阶段的金融需求;四是创新金融工具、建设专营机构;五是鼓励科技创新,如专利保险补贴、科技成果推介、科技成果补助等。综上,科技金融试点以多部门、组合性措施开展,吸引金融资本支持科技型中小企业发展是工作的重点之一。

(二) 理论机制

第一,产品转换机制。科技金融可以通过影响企业产品转换行为,促进资源配置效应,进而提升出口产品质量。产品转换包括出口新产品和淘汰旧产品。首先,科技金融可能有利于企业的产品转换行为,出口企业面临较高沉没成本,相较内销企业更容易陷入融资困境(Amiti and Weinstein, 2011)^[17],而融资困境限制了企业资金使用范围,导致企业无法进行产品转换,实现在效率最大化原则下的资源配置(Secchi et al., 2012)^[18];其次,产品转换影响出口产品质量的逻辑是,产品转换可能通过优化企业内资源配置效率来提升出口产品质量。Bernard等(2010)^[19]认为多产品企业通过增加新产品或者放弃已有产品,甚至改变核心产品等产品转换行为,引导资源在不同产品间重新分配,能够实现企业内资源优化配置。Manova和Yu(2017)^[20]发现多产品企业内的资源再配置与出口产品质量高度相关,产品转换行为能够提升出口产品质量。毛日昇和陈瑶雯(2021)^[21]、韩超和桑瑞聪(2018)^[22]基于中国细分行业、微观企业的研究也支持了这一观点。

第二,中间品进口机制。科技金融可以通过提高企业中间品进口数量和进口质量,提升出口产品质量。首先,科技金融可能会提高企业进口中间品的数量和质量,企业需要为进口行为支付高昂的固定成本,例如搜集潜在供货商、学习国际贸易规则、支付储藏和保险费用等,融资约束紧张的企业只能选择少量进口或不进口(Bas and Berthou, 2012)^[23]。武力超和刘莉莉(2018)^[24]基于世界银行微观企业调查数据的研究表明,融资约束对企业进口中间品的概率和数量存在负面影响。毛其淋和陈乐远(2021)^[25]发现,金融发展通过缓解融资约束提高了企业进口的概率、规模和种类,且在更大程度上促进了中间品和资本品的进口。其次,增加进口中间品数量和质量有利于提高出口产品质量,根据新新贸易理论,出口企业往往是生产率相对较高的企业(Melitz, 2003)^[26],从国外进口的中间品包含别国较高的技术水平(张杰, 2015^[27]; Blalock and veloso, 2007^[28]),因此增加进口中间品的数量,对于出口产品质量可能是有利的。而进口中间品作为出口产品的组成部分,进口中间品质量的提升可以直接提升出口产品质量。此外,进口中间品也能够通过“进口中学”、技术溢出等途径间接提升出口产品质量(刘海洋等, 2017^[29]; 许家云等, 2017^[30])。

综上,本文提出以下假说。

假说1:科技金融有利于提高试点城市企业的出口产品质量。

假说2:产品转换和中间品进口可能是科技金融提高出口产品质量的重要机制。

科技金融试点的对象是科技型中小企业，而科技型企业的界定目前还没有明确标准，我国以企业自主申报、政府审核监督的形式认定。考虑到科技型企业的技术水平较高，政策效果在企业技术水平方面可能存在异质性。此外，试点效果也可能与城市行政级别有关，因为行政级别越高的城市越有能力具体落实。据此，本文提出假说3。

假说3：企业技术水平越高，试点城市行政级别越高，政策对出口产品质量的促进作用越大。

需要额外说明的是，缓解融资约束也是较为重要的机制，但限于数据质量和政策特征，本文并未考察该机制。这是因为：第一，缓解融资约束可以通过影响产品转换和中间品进口，进而影响出口产品质量；第二，2007年后的工业企业数据质量不高，多个年份缺少关键变量，2010年仅有少数财务指标，精确度量融资约束较为困难；第三，政策主要面向科技型中小企业，而中国工业企业数据库包含的是规模以上企业，以中国海关数据库与中国工业企业数据库匹配将损失大量中小企业的信息，影响样本的代表性。

三、计量模型、变量测度及数据说明

(一) 计量模型

本文将41个试点城市的企业作为处理组，238个其他城市的企业作为控制组，构建双重差分模型：

$$Qua_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + X_{it} + \lambda_i + year_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中，下标*i*、*t*分别代表企业和年份，*Qua*代表企业层面的出口产品质量，*DID*为双重差分项， $DID = treat \times time$ 。*Treat*为处理组虚拟变量，如果企业所在城市属于试点城市则取1，否则取0。*time*代表时间虚拟变量，参考胡欢欢和刘传明(2021)的做法，2011年以前取0，2011年及之后取1。*X*为控制变量矩阵， λ 和*year*分别为企业和年份固定效应， μ 为随机扰动项。

(二) 变量测度

1. 出口产品质量

本文用Khandelwal等(2013)^[31]基于需求侧的回归推断法测算出口产品质量，其经济逻辑是用价格和销量信息来测算产品质量，具体公式如下：

$$\ln(q_{ikmt}) = \chi_{mt} - \sigma \ln(p_{ikmt}) + \varphi_k + \varepsilon_{ikmt} \quad (2)$$

其中， χ 代表出口目的地—年份层面固定效应，*q*为*i*企业*t*年对出口目的地*m*出售产品*k*的销量，*p*为对应单价， φ 为产品固定效应。残差 ε 度量的是产品质量。直观意义上，在消费者的消费决策仅取决于产品价格和产品质量的情况下，当两种产品的价格相同，但其中一种产品的销量更高，则意味着这种产品质量更高。 σ 为Broda和Weinstein(2006)^[32]按照SITC.Rev3分类的替代弹性。

对于内生性问题，参考施炳展和邵文波(2014)^[33]的做法进行处理，在控制

变量中添加城市层面 GDP, 以企业 i 在 m 国以外的其他国家的平均出口价格为企业 i 在 m 国出口产品价格的工具变量。以出口价值作为权重, 将产品层面的质量加权平均到企业层面, 并在实证中乘以 100^①。

2. 控制变量

根据现有文献和经济学逻辑, 控制变量包括: (1) 经济发展水平, 用 GDP 取对数表示; (2) 人口密度; (3) 财政科技投入, 用财政科技经费占 GDP 的比重并取对数表示; (4) 基础设施, 用建成区面积占行政区域面积的比例表示; (5) 教育水平, 用在校大学生人数表示; (6) 市场竞争, 采用赫芬达尔指数度量, 用 4 位数行业代码下, 行业内所有企业市场份额的平方和表示, 其中市场份额为企业工业销售产值占行业工业销售产值的比例, 指数越大说明行业垄断程度越高, 越小说明行业竞争程度越高; (7) 企业创新^②, 参考曹希广等 (2022)^[34] 的方法, 用企业累计申请的发明专利数量加 1 取并对数度量, 数据来自中国专利数据库; (8) 总资产, 用企业总资产取对数表示; (9) 劳动生产率, 使用工业总产值除以从业人数取对数表示^③; (10) 政府补贴, 用补贴收入占总资产的比重表示; (11) 企业年龄, 使用样本年份减去开业时间表示。

(三) 数据说明

本文的主要数据是中国海关数据库。将海关数据分为出口数据和进口数据, 前者用于计算出口产品质量, 后者用于机制判断。本文对海关出口数据做了如下处理: (1) HS8 位码后 2 位几乎每年都会调整, 不便跨期匹配, 将 HS8 位码和国际 HS6 位码对齐, 根据联合国贸易数据库 (UN Comtrade) 提供的转换表, 将其统一为 HS1996; (2) 出于计算需要, 剔除出口目的地不详的样本; (3) 将 HS6 位码同 SITC. Rev3 对齐, 匹配 Broda 和 Weinstein (2006) 提供的产品替代弹性; (4) 为了判断企业所在城市是否属于处理组, 删除无法定位到地级市的样本; (5) 为减轻数据噪音的影响, 参考余淼杰和李乐融 (2016)^[35] 的做法, 删除出口数量或出口价值小于等于 1 的样本; (6) 贸易代理商的价格调整行为可能影响出口价格和数量, 参考 Amiti 等 (2014)^[36] 的方法, 删除企业名称带有“贸易”“进出口”“工贸”“国贸”“经贸”“商贸”等字样的样本; (7) 参考 Lall (2000)^[37] 的方法, 将贸易产品分为初级品、资源品以及低技术、中技术和高技术产品, 前两者产品质量主要源于自然资源禀赋, 因此删除初级品和资源品。此外, 在机制判断部分, 本文对海关进口数据也做了类似处理, 并将 HS6 位码和联合国 BEC 标准对齐, 以便获得企业中间品进口信息^④。表 1 显示了海关出口数据处理过程。

①鉴于出口产品质量的测算方法在文献中较为常见, 详细公式未列出, 可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

②研发投入也是度量企业创新的重要变量。而越重视创新的企业, 产品质量通常也越高。但是中国工业企业数据库仅在 2005-2007 年拥有该变量, 这也可能是本文的缺陷之一。

③2011 年缺失的从业人数变量, 使用企业其余年份均值替代。

④BEC 代码为 111、121、21、22、31、322、42、53 的 8 类商品为中间品。

表1 海关出口数据处理过程

处理目的	处理过程	剩余出口价值 (%)
计算产品质量所需	删除无法确定出口目的地的样本	99.98
	删除无法匹配到 BW (2006) 替代弹性的样本	94.43
判断处理组和控制组	删除所在地无法定位到地级市或直辖市的样本	90.53
缓解进出口数据噪音	删除出口数量或价值太少的样本	89.95
存在价格调整行为	删除贸易代理商, 但少数稳健性检验保留	61.76
自然资源禀赋决定质量	删除初级品和资源品	55.44

本文的其他数据来源有中国城市统计年鉴、中国工业企业数据库、中国专利数据库。其中, 城市数据提供了城市层面控制变量, 删除数据缺失严重的城市后, 剩余 279 个城市, 包括 41 个试点城市, 238 个其他城市。合并海关数据与城市数据后, 得到 273 658 家企业和 994 328 个企业层面观测数据作为研究主样本。主样本的出口价值占全国的 55.44%, 具有较强代表性。

鉴于主样本缺少企业财务指标, 本文在少数回归中使用了中国海关数据库、中国工业企业数据库与中国专利数据库的匹配数据。匹配方法如下: 第一步, 参考 Yu (2015)^[38] 的逐步匹配法匹配海关与工业企业数据, 根据年度平均汇率统一货币单位, 删除从业人员小于 8 人、工业总产值、总资产等变量小于等于 0 的样本, 删除开业时间早于 1949 年或存活年限小于等于 0 的样本; 第二步, 将匹配数据按企业名称再次与中国专利数据库匹配, 得到企业发明专利申请数据, 未匹配上专利数据库的企业可能没有该专利, 赋值为 0。三个数据库匹配数据出口价值占主样本的 43.42%, 用以缓解遗漏变量问题。

需要强调的是, 本文的主样本仅使用海关数据和城市数据, 仅少量稳健性检验和进一步分析中使用匹配数据。这是因为科技金融试点主要面向科技型中小企业, 而中国工业企业数据库仅包括规模以上企业, 并且 2007 年以后的工业企业数据质量普遍不高。

(四) 描述性统计

图 1 展示了我国出口产品质量的平均变化趋势, 2007—2008 年间平均出口产品质量可能受金融危机影响而呈下降趋势, 2009 后止住下跌趋势, 进入小幅振荡区间。王雅琦等 (2018)^[39]、卢盛峰等 (2021)^[40] 分别测算了 2005—2010 年和 2010—2015 年间我国出口产品质量的变化趋势, 与本文基本一致。

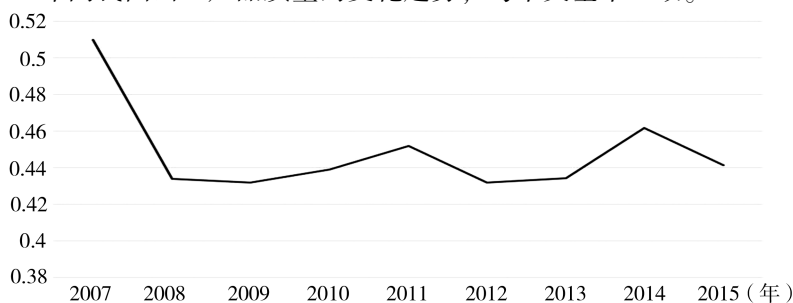


图 1 我国出口产品质量的平均变化趋势

表2显示了一些关键变量的描述性统计。其中, Part A 为本文主样本, 即基准回归、机制判断和大多数稳健性检验所用数据, 包括出口产品质量、科技金融试点以及城市层面控制变量。Part B 为少量稳健性检验、进一步分析使用的数据, 包括行业层面和企业层面控制变量。中介变量的描述请见机制判断部分。

表2 关键变量描述性统计

变量	标识	计算方法	观测值	均值	标准差
Part A. 基于海关数据和城市数据					
出口产品质量	Qua	KSW×100	994 328	44. 698	30. 418
科技金融试点	DID	双重差分交互项	994 328	0. 410	0. 492
经济发展水平	LnGDP	GDP 取对数	994 328	17. 731	0. 941
人口密度	Density	万人/平方公里	994 328	0. 090	0. 056
财政科技投入	Tech	财政科技投入占 GDP 比重并取对数	994 328	-5. 591	0. 726
基础设施	Infra	建成区面积占行政区域面积的比例	994 328	0. 157	0. 122
教育水平	Edu	在校大学生人数 (10 万人)	994 328	2. 211	2. 349
Part B. 基于海关、工业企业和专利匹配数据					
行业竞争	HHI	赫芬达尔指数	237 116	0. 013	0. 023
企业创新	Lnpatents	发明专利申请数量加 1 取对数	237 116	0. 058	0. 295
总资产	Assert	总资产取对数	237 116	10. 895	1. 496
劳动生产率	Pro	工业总产值除以从业人数并取对数	237 116	10. 725	1. 052
政府补贴	Subsidy	政府补贴占总资产比重	237 116	0. 012	5. 043
企业年龄	Age	当期年份减去开业时间	237 116	9. 816	6. 957

四、实证结果分析

(一) 基准回归和平行趋势检验

表3显示了基于海关和城市数据的基准回归结果^①, 从列(1)、列(2)可知, 无论是否加入控制变量, 科技金融试点估计系数均在1%水平上显著为正。说明试点政策实施后, 试点城市企业出口产品质量比非试点城市企业呈现更高的增长, 初步证明了假说1。

表3 基准回归结果

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	1. 226*** (0. 127)	0. 994*** (0. 127)
控制变量	否	是
企业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	994 937	994 328
R ²	0. 684	0. 684

注: 括号内为企业层面聚类稳健标准误; *** 代表在1%水平上显著, 下表同。

^①限于篇幅, 正文表格未列出控制变量回归结果, 可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

基准回归结果显示了科技金融和出口产品质量的相关关系，但是仍需进行平行趋势检验。图2显示，2011年之前处理组和控制组的出口产品质量有相同的发展趋势，科技金融试点于2011年实施后几乎产生立竿见影的效果，并且在实施后的第四年对产品质量仍有显著的促进作用。通过观察地方政府工作报告，可能的原因是，大量试点城市会持续性推进科技和金融结合工作，例如沿海地区已将科技金融结合工作常态化。

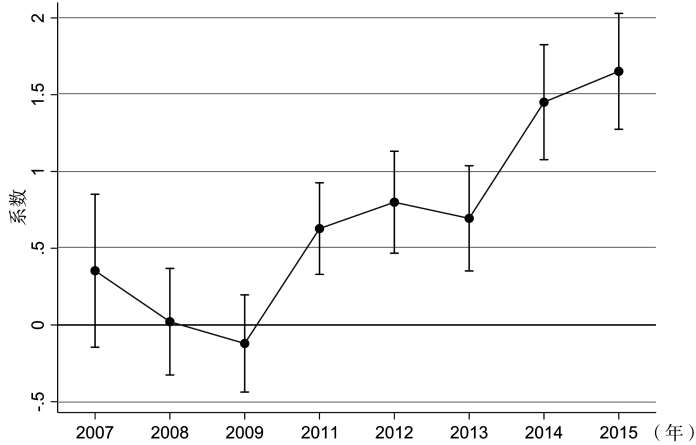


图2 平行趋势检验

(二) 稳健性检验

1. 替换出口产品质量测算方法

参考王雅琦等（2015）^[41]的做法，本文使用了另外两种质量测度方法。首先是 Auer 和 Chaney（2009）^[42]的指标（AC 指标），使用产品出口价格减去均值除以标准差得到：

$$Qua_{ikmt} = (p_{ikmt} - avg(p_{ikmt})) / sd(p_{ikmt}) \quad (3)$$

其次是 Manova 和 Zhang（2012）^[43]的指标（MZ 指标），使用产品出口价格除以均值并取对数表示：

$$Qua_{ikmt} = \ln(p_{ikmt} / avg(p_{ikmt})) \quad (4)$$

在实证中将 AC 和 MZ 指标用出口价值为权重加权到企业层面并乘以 100。表 4 列（1）、列（2）分别汇报了 AC 和 MZ 指标的回归结果，试点政策系数均显著为正，证明了结论的稳健性。需要说明的是，以上两种指标的经济学逻辑是，价格越高的商品质量越好，但由于仅利用了价格信息，测算时无法排除“质优价廉”和国家要素成本差异等因素造成的干扰。

2. 控制试点选择标准

样本选择问题是本文主要的内生性来源，控制试点选择标准或可缓解此类问题。科技金融试点以地方自主申报、中央组织专家评审的方式确定。遗憾的是，科技部没有公布评审标准。本文从陕西省“关中—天水经济区”试点方案的答辩报道中提炼

了两条可以量化的标准^①，即科技基础和政府重视程度。参考 Li 等 (2016)^[44] 的研究，构建科技基础、政府重视程度虚拟变量，并将这两类虚拟变量分别与年份虚拟变量交互，用高维固定效应控制：一是科技基础虚拟变量，如果城市 2010 年拥有国家高新技术产业开发区取 1，否则取 0；二是政府重视程度虚拟变量，如果城市 2010 年财政科技支出占 GDP 比重超过全样本 90 分位数则取 1。从表 4 列 (3) 可知，加入了两项高维固定效应后，试点政策估计系数显著为正，说明本文结论仍然成立。

3. 双重差分倾向得分匹配

考虑到对选择标准的推测可能不够准确，本文将从试点城市选择结果出发，采用双重差分倾向得分匹配 (PSM-DID) 进行补充论证。试点城市往往是经济较发达、人口较多、较为重视科技发展的城市，用经济发展水平、人口密度、财政科技投入作为匹配协变量，前两者用于反映城市的规模，后者用于反映地方政府对科技发展的重视程度。Logistics 回归的 AUC 值为 0.940，说明匹配协变量起到很好的分类效果。PSM 采用共同区间 1:1 最近邻匹配，所有变量标准化偏差在 10% 以内。倾向得分显示 PSM 匹配后的样本满足共同支撑假设^②。表 4 列 (4) 为回归结果，试点估计系数在 1% 水平上显著为正，主要结论依然成立。

表 4 稳健性检验之一

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	AC 指标	MZ 指标	试点选择标准	PSM-DID
<i>DID</i>	1.174 *** (0.372)	1.623 *** (0.494)	1.243 *** (0.149)	1.461 *** (0.309)
选择标准×时间固定效应	否	否	是	否
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	994 328	994 328	988 977	172 376
R ²	0.630	0.789	0.684	0.727

注：科技部的试点选择标准并未明确公布，本文根据陕西省的报道将标准归纳为科技基础和政府重视程度。

4. 改变样本时间长度

为了考察科技金融试点政策对出口产品质量的影响是否会随时间的变化而改变，本文选取政策执行前后 2 年即表 5 列 (1)、3 年即表 5 列 (2) 为样本时间，试点估计系数均显著为正。从系数大小来看，样本时间跨度越长，估计系数越大，说明科技金融试点对产品质量的促进作用随着时间推移而增加。其原因可能是，大多数试点城市会持续推进科技和金融结合工作。

①该报道网址 https://www.most.gov.cn/dfkj/shanx/zxdt/201106/t20110613_87440.html

②限于篇幅，匹配前后倾向得分图表未列出，可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

5. 保留贸易代理商

贸易代理商贡献了全国样本期内 30% 左右的出口份额，本部分稳健性检验保留了贸易代理商。表 5 列 (3) 为对应回归结果，可见试点政策的估计系数仍显著为正，证明了结论的稳健性。

6. 添加行业、企业层面控制变量

为缓解遗漏变量问题，同时考虑数据的可得性，本文基于匹配数据，添加了行业、企业层面控制变量，包括市场竞争、创新能力、总资产、劳动生产率、政府补贴和企业年龄等。从表 5 列 (4) 可知，科技金融试点的系数在 1% 水平上显著为正，说明本文的主要结论依然成立。匹配样本与主样本的数据量差别较大，系数大小不具可比性。控制变量方面，赫芬达尔指数与出口产品质量负相关，说明趋于竞争的市场环境有利于提高出口产品质量。此外，企业创新能力越强、规模越大、生产效率越高、补贴越多，出口产品质量也越高。

7. 考虑其他政策干扰

本文样本期内，多种政策可能影响出口产品质量。例如，2002—2010 年“中国-东盟自贸区”逐渐建成；2008 年国家税务总局提升了大量产品的出口退税率；2012 年“营改增”试点；2013 年“一带一路”倡议的提出；2013—2105 年，上海、广东、福建、天津自贸区相继成立。具体做法上，对于中国-东盟自贸区，剔除了出口目的国是老东盟六国的样本^①；对于出口退税，根据国家税务总局出口退税文件（财税 [2008] 111 号、[2008] 138 号），剔除了属于 HS52-HS62 的产品^②；对于增值税全面改革、“营改增”试点、“一带一路”倡议、上海等地成立自贸区，使用虚拟变量控制。如果企业所在城市受以上政策影响，并且年份大于等于政策实施年份，虚拟变量取值为 1，否则取 0。表 5 列 (5) 为控制其他政策的回归结果，可知科技金融试点系数显著为正，证明了本文结论的可靠性。其他政策方面，“一带一路”倡议和上海等地自贸区的系数显著为正，说明贸易开放有助于提升出口产品质量。

表 5 稳健性检验之二

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	改变样本时间		保留代理商	企业控制变量	控制其他政策
<i>DID</i>	0.652*** (0.135)	0.805*** (0.131)	1.088*** (0.103)	1.786*** (0.233)	0.908*** (0.135)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	560 443	767 434	1 630 011	236 660	867 729
R ²	0.762	0.728	0.675	0.718	0.703

①较早加入自贸区的老东盟六国分别为文莱、印度尼西亚、马来西亚、菲律宾、新加坡、泰国。较晚加入的新东盟四国则包括越南、老挝、柬埔寨和缅甸。

②为应对金融危机冲击，财税 [2008] 111 号提高了 HS52-53 章全部产品的出口退税率，财税 [2008] 138 号提升了 HS54-62 章全部产品的出口退税率，主要涉及产品为棉纱及纺织品等劳动密集型产品。

8. 安慰剂检验

为了检查遗漏变量或随机因素是否对估计结果造成影响，从279个城市中随机抽取41个作为虚假处理组。将虚假处理组与时间虚拟变量相乘，基于模型（1）重复回归500次。如果基准模型设定没有遗漏足够重要的变量，随机抽样得到的估计系数应与0无显著差异。图3显示了500次随机抽样估计系数的分布情况，可知系数均值接近于0（均值为-0.087），与基准回归估计系数0.994有较大差异。综合来看，估计结果没有因遗漏重要变量导致的严重偏误。

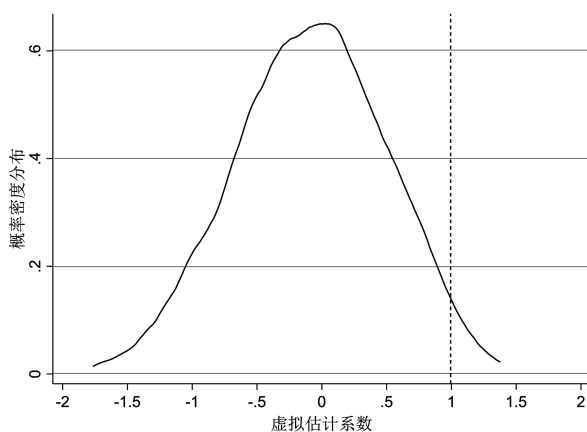


图3 安慰剂检验

（三）异质性分析

1. 企业技术水平的异质性

由于目前没有明确界定科技型企业的标准，而科技企业通常技术水平较高，本文用企业技术水平来判断科技程度的高低。具体而言，企业技术水平以企业样本期内全部出口产品中技术水平占比最多的一类来度量。例如，企业在样本期内同时出口了低技术、中技术、高技术三类不同技术水平的产品，中技术产品占比最大，则将该企业定义为中技术企业。表6的列（1）—列（3），分别代表科技金融试点在低级、中级、高级技术企业间的分组回归结果。可见试点对三类企业出口产品质量均有显著的提升作用。费舍尔组合检验抽样500次，组间系数差异在1%水平上显著。异质性回归结果表明企业技术水平越高，试点提高出口产品质量的效果越明显。这可能是因为，试点主要作用于科技型中小企业，企业技术水平越高，就越容易得到政策支持。而通过企业间的供应链，试点也可能对技术水平较低的企业产生间接促进作用。

2. 城市行政级别的异质性

表6列（4）、列（5）汇报了高行政级别城市和其他城市的回归结果。高行政级别城市包括直辖市、省会和副省级城市。费舍尔组合检验抽样500次，组间系数差异在1%水平上显著，可见科技金融试点在两类城市中均起到了提高出口产品质量

量的作用，但在高行政级别城市的作用效果显著大于在其他城市。这是因为，我国城市间经济发展水平差异较大，高行政级别城市通常来说配套设施更全，政府执行能力更强，也更有能力落实科技金融试点的具体措施。

表6 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	技术水平			城市行政级别	
	低技术	中技术	高技术	高行政级别城市	其他城市
<i>DID</i>	0.530*** (0.181)	0.749*** (0.211)	0.970*** (0.356)	1.284*** (0.247)	0.745*** (0.165)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	464 171	375 457	151 113	430 134	516 724
R ²	0.659	0.700	0.700	0.700	0.694
经验P值	0.000***		0.000***	0.000***	

(四) 机制判断

本文采用中介效应进行机制检验（温忠麟等，2004）^[45]，然而，中介效应检验的第二步可能存在样本选择偏差问题，因为部分企业并未进行产品转换或没有进口过中间品，为此直接采用 Heckman 两阶段法分析。其中，Heckman 一阶段采用 Probit 模型预测产品转换或进口概率，计算逆米尔斯比率 IMR；Heckman 二阶段将 IMR 作为解释变量加入模型，使用 OLS 进行回归。

1. 产品转换机制

为计算产品转换行为，本部分保留多产品且连续出口的企业。此类企业的出口价值占全样本的 84.35%，有较强的代表性。产品转换包括出口新产品和淘汰旧产品，其中，出口新产品（New Products）计算公式为：相对于 $t-1$ 年，企业 t 年新增的产品种类数加 1 并取对数；淘汰旧产品（Old products）计算公式为：相对于 $t-1$ 年，企业 t 年淘汰的产品种类数加 1 并取对数。两类产品转换行为都进行上下 1% 缩尾处理。2007—2015 年，在 124049 家多产品且连续出口的企业中，有 89.68% 的企业出口过新产品，91.60% 的企业淘汰过旧产品，83.48% 的企业同时进行过以上两种行为。由于产品转换行为受当地创新水平的影响，因此使用地级市专利授权数量作为 Heckman 一阶段识别变量^①。

表 7 列（1）—列（3）代表出口新产品的中介效应回归结果。由列（1）可

^①限于篇幅，表 7 的列（2）和列（5）仅汇报了 Heckman 第二阶段结果；由于未进行产品转换的企业较少，OLS 回归的结果与 Heckman 类似；产品转换的量化方法有多种，使用虚拟变量方法度量产品的新增和淘汰行为，定性结论一致。完整结果可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

知, 试点对多产品且连续出口企业的出口产品质量有促进作用。列(2)为 Heckman 第二阶段回归结果, 可知科技金融显著促进了企业出口新产品的行为。列(3)同时加入了科技金融试点和出口新产品行为, 其中出口新产品的系数显著为正, 科技金融试点估计系数相对列1有所下降, 说明存在部分中介效应; 列(4) — 列(6)为淘汰旧产品的回归结果, 情况与出口新产品较类似。因此本文认为, 科技金融促进了企业产品转换行为, 包括出口新产品行为和淘汰旧产品行为, 而产品转换有利于资源再配置 (Bernard et al., 2010), 从而提高出口产品质量 (Manova and Yu, 2017)。

表7 产品转换机制

变量	出口新产品			淘汰旧产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Qua</i>	<i>New Products</i>	<i>Qua</i>	<i>Qua</i>	<i>Old Products</i>	<i>Qua</i>
<i>DID</i>	1.133 *** (0.138)	0.067 *** (0.004)	0.881 *** (0.135)	1.133 *** (0.138)	0.069 *** (0.004)	1.127 *** (0.138)
<i>New Products</i>			4.964 *** (0.040)			
<i>Old Products</i>						0.104 *** (0.040)
<i>IMR</i>		-1.757 *** (0.231)			-2.154 *** (0.190)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	722 478	722 478	722 478	722 478	722 478	722 478
R ²	0.664	0.545	0.674	0.664	0.570	0.664

2. 中间品进口机制

中间品进口行为用中间品进口数量及进口质量表示。中间品进口数量 (*Import_Quantity*), 使用中间品进口价值加1取对数度量。样本企业中有48.51%的企业存在中间品进口行为。中间品进口质量 (*Import_Quality*), 参考施炳展和曾祥菲 (2015)^[46]的方法进行计算, 标准化后加权到企业层面并乘以100。由于大量企业没有中间品进口, 中介效应检验第二步使用OLS可能存在估计偏误, 直接使用Heckman两阶段模型进行论证。参考黄玖立和冯志艳 (2017)^[47]、杨仁发和魏琴琴 (2021)^[48]的方法, 使用熵值法计算2007—2015年省级政策环境作为识别变量, 政策环境在一定程度上反应了地区的营商环境^①。

①限于篇幅, 表8的列(1)和列(2)仅汇报了Heckman第二阶段回归结果。本文还使用OLS、Tobit进行了中介效应第二步的回归, 定性结论基本一致, 完整结果可登陆对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

中间品进口机制的中介效应检验第一步是基准回归，因此仅汇报中介效应检验的第二步和第三步。表8列(1)、列(2)为中间品进口数量回归结果，其中列(1)为Heckman二阶段的回归结果，可见科技金融显著提升了企业进口中间品的数量。列(2)同时加入试点和中间品进口数量，可见两者系数均显著为正，试点估计系数(0.960)相对于基准回归(0.994)有所下降，说明存在部分中介效应；列(3)、列(4)代表进口中间品进口质量对应的回归结果，与中间品进口数量相似。因此本文认为，科技金融促进了企业中间品进口行为，包括提高中间品进口数量以及进口质量，进口中间品是出口产品的组成部分，从而提升了出口产品质量，假说2得到验证。

表8 进口中间品机制

变量	中间品进口数量		中间品进口质量	
	<i>Import_Quantity</i>	<i>Qua</i>	<i>Import_Quality</i>	<i>Qua</i>
<i>DID</i>	0.124*** (0.023)	0.960*** (0.126)	0.306*** (0.103)	0.983*** (0.126)
<i>Total Input</i>		0.768*** (0.009)		
<i>Input Qua</i>				0.145*** (0.002)
<i>IMR</i>	3.405*** (0.493)		9.834*** (2.345)	
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	994 328	994 328	994 328	994 328
R ²	0.851	0.688	0.815	0.687

五、关于产品转换的进一步分析

本文进一步对产品转换机制进行拓展性分析，包括产品转换机制的非线性和异质性问题。

(一) 产品转换对出口产品质量的非线性影响

表9是在基准回归中加入产品转换行为及其平方项的结果。列(1)、列(2)显示，出口新产品和淘汰旧产品的平方项系数显著为负，说明产品转换与出口产品质量间存在非线性关系。考虑平方项系数的显著性仅是判断非线性关系较弱的证据，参考Lind和Mehlum(2010)^[49]的研究，进行Utest检验，Utest检验在1%显著性水平上拒绝不存在“倒U型”关系的原假设。也就是说，如果产品转换规模较小，有助于提高出口产品质量，但如果转换规模过大，反而会产生抑制作用。其经济学原理可能是，产品转换对出口产品质量的影响存在正反两方面渠道：一方面，企业的产品转型行为能够优化企业内资源配置，提升出口产品质量；另一方面，转换产品同时也意味着企业必须放弃在原有产品生产过程中积累的部分经验知

识（“干中学”）。因为旧产品生产中的经验不一定能快速应用于新产品，特别是在大规模产品转换的情况下。因此，产品转换对出口产品质量的影响取决于正反两种力量综合作用的结果，且产品转换规模越大，负向影响的力量就越大。

表9 产品转换的“倒U型”关系

变量	(1)	(2)
	Qua	Qua
<i>DID</i>	0.865*** (0.135)	1.132*** (0.138)
<i>New products</i>	7.740*** (0.085)	
<i>New products</i> ²	-1.260*** (0.032)	
<i>Old products</i>		0.575*** (0.085)
<i>Old products</i> ²		-0.214*** (0.034)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
观测值	722 478	722 478
R ²	0.675	0.664

（二）企业年龄的异质性

本文接着探讨产品转换行为在企业年龄上的异质性。基于匹配数据，分别以出口新产品和淘汰旧产品为因变量，回归中加入创新能力与试点政策的交互项。从表10列（1）、列（2）可知，企业年龄与试点政策交互项的系数均显著为负，说明科技金融试点对产品转换（包括出口新产品和淘汰旧产品）的促进作用随着企业年龄的增加而下降。其经济学原理可能是，企业年龄不同，产品转换的沉没成本不同。首先，消费者关系方面，成熟企业对消费者偏好的掌握较完备（Eaton et al., 2021）^[50]，拥有可以满足消费者偏好的固定产品组合，而年轻企业对消费者了解有限，因此产品转换率相对较高；其次，上下游关系方面，成熟企业经过长时间的经营，和上下游企业已形成固定的产业链，企业如果更换产品，可能要重新搜寻上下游企业并寻求合作，相反，年轻企业产业链尚未固定，更换合作企业的沉没成本较低。

（三）企业创新能力的异质性

产品转换行为在企业创新能力方面也具有一定异质性。表10列（3）、列（4）在回归中加入创新能力与试点政策的交互项，创新能力与试点政策交互项的系数显著为正，说明科技金融对产品转换行为的促进作用会随着企业创新能力的增强而上升。其经济学意义在于，重视科技创新的企业，本身就更有动机和能力进行产品上的推陈出新，所以得到政策支持时，更有可能提高产品转换行为。

表 10 企业层面异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业年龄		创新能力	
	New Products	Old Products	New Products	Old Products
<i>DID</i>	0.125 *** (0.011)	0.155 *** (0.011)	0.067 *** (0.007)	0.043 *** (0.007)
<i>Age×DID</i>	-0.004 *** (0.001)	-0.009 *** (0.001)		
<i>Lnpatents×DID</i>			0.063 *** (0.014)	0.049 *** (0.013)
<i>Age</i>	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)
<i>Lnpatents</i>	0.150 *** (0.020)	0.116 *** (0.019)	0.099 *** (0.023)	0.070 *** (0.021)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	188 691	188 691	188 691	188 691
R ²	0.611	0.608	0.611	0.607

六、结论与启示

本文使用 2007—2015 年中国海关数据库，基于 2011 年科技金融试点的准自然试验，探讨了科技金融对提高企业出口产品质量的作用，结论如下：科技金融提高了企业出口产品质量，主要通过产品转换和中间品进口两条途径发挥作用；科技金融对高行政级别城市中的企业、高技术企业出口产品质量的促进作用更大；拓展性分析结果显示，产品转换对出口产品质量存在“倒 U 型”影响，并且企业越年轻、创新能力越强，科技金融对产品转换的促进作用越强。基于以上结论，本文提出以下政策建议。

第一，推广和深化科技金融结合工作。科技金融结合工作目前已在部分直辖市和沿海城市常态化，可能将持续性改善当地的金融环境，值得借鉴。并且试点城市在落实政策的过程中积累了丰富经验，部分政策措施的实施成本较低，可考虑推广到其他城市，例如创新金融产品、建设科技金融服务中心等。

第二，地方政府需量身打造政策措施。在搜集地级市试点政策的相关报道时，本文发现地方政府对试点工作的重视程度差别较大，越发达的城市越重视试点工作。同时，经济较为落后的城市与经济发达城市推出的政策措施却相似度很高，而前者的落实情况堪忧。其原因可能是，各地区政策相似度较高而经济基础差异大，一些在发达城市中能起到良好效果的措施，经济薄弱的地区即使借鉴也难以取得效果。因此，地方政府应结合本地的资源禀赋和产业特点，制定适合当地的、有能力执行的措施，避免盲目借鉴引起资源浪费。

[参考文献]

- [1] HENN C, PAPAGEORGIOU C, ROMERO J, et al. Export Quality in Advanced and Developing Economies: Evidence from a New Data Set [J]. *IMF Economic Review*, 2020 (68): 421-451.
- [2] 赵昌文, 陈春发, 唐英凯. 科技金融 [M]. 北京: 科学出版, 2009: 26.
- [3] 张明喜. 我国科技金融生态及其绩效实证研究 [J]. *科技进步与对策*, 2017, 34 (16): 14-19.
- [4] 马凌远, 李晓敏. 科技金融政策促进了地区创新水平提升吗? ——基于“促进科技和金融结合试点”的准自然实验 [J]. *中国软科学*, 2019 (12): 30-42.
- [5] 谷慎, 汪淑娟. 中国科技金融投入的经济增长质量效应——基于时空异质性视角的研究 [J]. *财经科学*, 2018 (8): 30-43.
- [6] 胡欢欢, 刘传明. 科技金融政策能否促进产业结构转型升级? [J]. *国际金融研究*, 2021 (5): 24-33.
- [7] FAN H, LAI E L C, LI Y A. Credit Constraints, Quality and Export Prices: Theory and Evidence from China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43 (2): 390-416.
- [8] PHILLIPS G, SERTSIOS G. How do Firm Financial Conditions Affect Product Quality and Pricing? [J] *Management Science*, 2013, 59 (8): 1764-1782.
- [9] CIANI A, BARTOLI F. Export Quality Upgrading under Credit Constraints [R]. *DICE Discussion Paper*, 2015.
- [10] BERNINI M, GUILLOU S, BELLONE F. Financial Leverage and Export Quality: Evidence from France [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015 (59): 280-296.
- [11] 孔祥贞, 覃彬雍, 刘梓轩. 融资约束与中国制造业企业出口产品质量升级 [J]. *世界经济研究*, 2020 (4): 17-29+135.
- [12] 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.
- [13] NGUYEN C P, SU T D. Export Quality Dynamics: Multidimensional Evidence of Financial Development [J]. *The World Economy*, 2021, 44 (8): 2319-2343.
- [14] BERMAN N, HÉRICOURT, JÉRME. Financial Factors and the Margins of Trade: Evidence from Cross-country Firm-level Data [J]. *Journal of Development Economics*, 2010 (93): 206-217.
- [15] 陈清萍, 鲍晓华. 融资约束、金融发展与我国企业出口产品质量——基于银行信贷和商业信贷的双重视角 [J]. *现代财经 (天津财经大学学报)*, 2014, 34 (5): 36-46+83.
- [16] 刘广威, 张铭心, 郑乐凯. 地方金融发展与企业出口产品质量 [J]. *世界经济文汇*, 2021 (4): 105-120.
- [17] AMITI M, WEINSTEIN D E. Exports and Financial Shocks [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (4): 1841-1877.
- [18] SECCHI A, TAMAGNI F, TOMASI C. Exporting under Financial Constraints: Margins, Switching Dynamics and Prices [R]. *Centro Studi Luca d'Agliano Development Studies Working Paper*, 2012, 338.
- [19] BERNARD A, REDDING S, SCHOTT P. Multi-product Firms and Product Switching [J]. *American Economic Review*, 2010, 100 (1): 70 - 97.
- [20] MANOVA K, YU Z. Multi-product Firms and Product Quality [J]. *Journal of International Economics*, 2017 (109): 116-137.
- [21] 毛日昇, 陈瑶雯. 汇率变动、产品再配置与行业出口质量 [J]. *经济研究*, 2021, 56 (2): 123-140.
- [22] 韩超, 桑瑞聪. 环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升 [J]. *中国工业经济*, 2018 (2): 43-62.
- [23] BAS M, BERTHOUS A. The Decision to Import Capital Goods in India: Firms' Financial Factors Matter [J]. *The World Bank Economic Review*, 2012, 26 (3): 486-513.
- [24] 武力超, 刘莉莉. 信贷约束对企业中间品进口的影响研究——基于世界银行微观企业调研数据的实证考

- 察 [J]. 经济学动态, 2018 (3): 63-79.
- [25] 毛其淋, 陈乐远. 地区金融发展如何影响了中国企业进口 [J]. 国际贸易问题, 2021 (6): 48-62.
- [26] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [27] 张杰, 郑文平, 陈志远. 进口与企业生产率——中国的经验证据 [J]. 经济学 (季刊), 2015, 14 (3): 1029-1052.
- [28] BLALOCK G, VELOSO F M. Imports, Productivity Growth and Supply Chain Learning [J]. *World Development*, 2007, 35 (7): 1134-1151.
- [29] 刘海洋, 林令涛, 高璐. 进口中间品与出口产品质量升级: 来自微观企业的证据 [J]. 国际贸易问题, 2017 (2): 39-49.
- [30] 许家云, 毛其淋, 胡鞍钢. 中间品进口与企业出口产品质量升级: 基于中国证据的研究 [J]. 世界经济, 2017, 40 (3): 52-75.
- [31] KHANDELWAL A K, SCHOTT P K, WEI S J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. *American Economic Review*, 2013, 103 (6): 2169-2195.
- [32] BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the Gains from Variety [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (2): 541-585.
- [33] 施炳展, 邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角 [J]. 管理世界, 2014 (9): 90-106.
- [34] 曹希广, 邓敏, 刘乃全. 通往创新之路: 国家创新型城市建设能否促进中国企业创新 [J]. 世界经济, 2022, 45 (6): 159-184.
- [35] 余森杰, 李乐融. 贸易自由化与进口中间品质量升级——来自中国海关产品层面的证据 [J]. 经济学 (季刊), 2016, 15 (3): 1011-1028.
- [36] AMITI M, ITSKHOKI O, KONINGS J. Importers, Exporters and Exchange Rate Disconnect [J]. *American Economic Review*, 2014, 104 (7): 1942-1978.
- [37] LALL S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-98 [J]. *Oxford Development Studies*, 2000, 28 (3): 337-369.
- [38] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. *The Economic Journal*, 2015, 125 (585): 943-988.
- [39] 王雅琦, 张文魁, 洪圣杰. 出口产品质量与中间品供给 [J]. 管理世界, 2018, 34 (8): 30-40.
- [40] 卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据 [J]. 中国工业经济, 2021 (3): 80-98.
- [41] 王雅琦, 戴觅, 徐建炜. 汇率、产品质量与出口价格 [J]. 世界经济, 2015, 38 (5): 17-35.
- [42] AUER R, CHANEY T. Exchange Rate Pass-through in a Competitive Model of Pricing-to-market [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2009 (41): 151-175.
- [43] MANOVA K, ZHANG Z. Export Prices across Firms and Destinations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (1): 379-436.
- [44] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016 (123): 18-37.
- [45] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [46] 施炳展, 曾祥菲. 中国企业进口产品质量测算与事实 [J]. 世界经济, 2015, 38 (3): 57-77.
- [47] 黄玖立, 冯志艳. 用地成本对企业出口行为的影响及其作用机制 [J]. 中国工业经济, 2017 (9): 100-118.
- [48] 杨仁发, 魏琴琴. 营商环境对城市创新能力的影响研究——基于中介效应的实证检验 [J]. 调研世界, 2021 (10): 35-43.

- [49] LIND J T, MEHLUM H. With or Without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2010, 72 (1): 109-118.
- [50] EATON J, ESLAVA M, JINKINS D, et al. A Search and Learning Model of Export Dynamics [R]. National Bureau of Economic Research, 2021.

Does Science and Technology Finance Improve the Quality of Enterprises' Export Products

HUANG Zhigang ZHANG Ting

Abstract: Using the data of China Customs database, based on a quasi-natural experiment of the 2011 pilot project known as “combining technology and finance”, this paper explores the impact of science and technology finance on the quality of export products. The results show that the pilot improves the quality of enterprises' export products, and this finding still holds after a series of robustness tests. The positive effect of the pilot on the quality of export products is more prominent for high-tech enterprises and enterprises in high administrative level cities. The pilot improves the quality of export products by promoting product switching and increasing the imports of intermediate goods. The pilot has a greater impact on product switching of younger enterprises and enterprises with stronger ability for innovation. The effect of product switching on the quality of export products is nonlinear. Small-scale product switching is beneficial to the quality of products, while large-scale product switching may be harmful.

Keywords: Quality of Enterprises' Export Products; Science and Technology Finance; Product Switching; Imports of Intermediate Goods

(责任编辑 王 瀛)