

数字金融是否提升了制造业企业 出口产品质量

——兼论金融脆弱度的调节效应

耿 伟, 王筱依, 李 伟

(天津财经大学 经济学院, 天津 300222)

摘要: 本文实证分析了数字金融对企业出口产品质量的影响, 并验证了其理论机制。研究表明, 数字金融显著促进了企业出口产品质量升级。异质性分析显示, 数字金融对东部地区企业、多产品与低技术产品企业、目的国为发达国家的企业, 其出口产品质量促进作用均更显著。机制检验发现, 缓解融资约束和促进创新是数字金融推动企业出口产品质量升级的两个作用渠道。进一步研究发现, 数字金融对金融脆弱度(外部金融依赖度、存货比重、资产有形性、贸易信用)高的企业出口产品质量促进作用更大。

关键词: 数字金融; 出口产品质量; 融资约束; 创新; 金融脆弱度

[中图分类号] F746.12 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2021)06-00102-19

引 言

数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式(黄益平和黄卓, 2018; 万佳彧等, 2020)。2014年世界银行发布的数字金融报告指出, 数字金融可以有效扩大金融基础服务的覆盖面。数字金融作为金融供给侧结构性改革的关键环节, 其借助大数据、物联网、人工智能和云计算等数字技术已成为普惠金融发展主流。截至2019年, 非银行支付机构发生网络支付业务7 199.98亿笔, 是银行电子支付笔数的3.22倍^①。截至2020年6

[收稿日期] 2021-04-30

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“双重贸易网络、市场拥挤与中国企业出口生存研究”(19BJY191)

[作者简介] 耿伟(1967—), 女, 天津人, 天津财经大学经济学院院长、教授、博士生导师, 研究方向: 中国对外贸易问题; 通讯作者: 王筱依(1986—), 女, 山西太原人, 天津财经大学经济学院博士研究生, 研究方向: 中国对外贸易问题; 李伟(1995—), 女, 内蒙古通辽人, 天津财经大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 中国对外贸易问题

^①数据来源: 中国人民银行公布的《2019年支付体系运行总体情况》, 网址 <http://www.pbc.gov.cn/goutongjiaoliu/113456/113469/3990497/index.html>。

月,我国网络支付用户 8.05 亿,占网民总数 85.7%^①,第三方支付兴盛是数字金融全面崛起的缩影之一。

党的十九大报告指出我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在推动经济发展质量变革的关键时期。产品质量,尤其是出口产品质量,既是中国经济高质量发展的内在推动力,也是中国经济发展质量的外部体现,更是国际环境变化的积极应对之策。本文聚焦于数字金融对企业出口产品质量的影响。数字金融的经济效应体现在诸多维度,已有学者从传统金融市场(Scott等,2017;黄益平和黄卓,2018)、创业(谢绚丽等,2018)、经济发展(张勋等,2019;滕磊和马德功,2020)等视角研究了数字金融的经济效应,但其与微观企业出口行为之间的耦合关系鲜有文献涉及。那么,数字金融是否提升了出口产品质量?其作用机制又是什么?回答这些问题既推进了对数字金融微观层面经济效应的理解,也为中国出口贸易高质量发展提供有益参考。

本文研究边际贡献有:第一,研究视角方面,已有研究多关注数字金融的宏观经济效应,鲜有文献涉及数字金融对微观企业出口行为的影响。本文考察了数字金融对出口产品质量的影响及其作用机制,有助于扩展对金融系统结构性改革的影响研究,丰富了出口质量的相关研究,提出了来自数字金融视角的新解释。第二,本文基于中国工业企业数据库和海关数据库的丰富样本,通过构建中介效应模型从融资约束与企业创新两个角度检验了数字金融影响出口产品质量的渠道,深化对二者内在关系的理解。第三,研究内容方面,本文也考虑到金融脆弱度存在行业差异,将金融脆弱度纳入统一的分析框架,分析了数字金融对出口产品质量影响程度的差异性,有助于深化对数字金融积极效应的认识。

一、文献综述、理论机制和研究假说

(一) 文献综述

与本文密切相关的文献有:一是有关数字金融的经济效应研究。Kapoor(2014)基于印度数据实证检验了数字金融对经济的促进效应。谢绚丽等(2018)则利用新增企业注册信息研究了数字金融与创业的关系。万佳彧等(2020)考察了数字金融对企业创新的影响,发现数字金融能够缓解融资约束,进而促进创新。唐松等(2020)得到与此类似的结论。此外,滕磊和马德功(2020)基于中国2012-2017年30个省份的高质量发展指数,表明数字金融有利于促进经济高质量发展。二是企业出口产品质量的影响因素研究。企业出口产品质量问题一直是国际贸易领域的重要和热点问题。早期研究侧重于对产品质量的精准测算(Hallak和Schott,2011;施炳展,2013)。后续研究中学者们开始聚焦于影响出口产品质量的不同因素。本文将研究视角归纳为两类:一类是企业内部因素,已有学者从中间品

^①数据来源:中国互联网络信息中心(China Internet Network Information Center, CNNIC)发布的第46次《中国互联网络发展状况统计报告》。

进口、企业上市、信息披露质量、企业雇佣结构（许家云等，2017；祝树金和汤超，2020；刘啟仁和铁瑛，2020；陈丽丽和代毅，2021）等角度考察了对出口产品质量的影响。另一类是企业外部环境，涉及以下因素：第一，关注政府层面因素，包括融资约束、最低工资标准、国有企业改制、政府补贴（Manova，2013；许和连和王海成，2016；王海成等，2019；胡国恒和岳巧钰，2021）等；第二，关注市场环境因素，现有研究从产业集聚、市场重合、垄断竞争、互联网化、金融服务开放（王永进和施炳展，2014；苏丹妮等，2018；侯欣裕等，2020；沈国兵和袁征宇，2020；陈明等，2021）等视角展开分析；第三，关注贸易政策变动，Amiti和Khandelwal（2013）、Fan等（2015a）、张明志和季克佳（2018）、李仁宇等（2020）从关税减让、贸易自由化、人民币汇率变动、区域合作等角度研究了对出口产品质量的影响；第四，关注目的国特征，如目的国收入水平、目的国非正式制度、目的国经济政策不确定性（Brambilla和Porto，2016；祝树金等，2019；谢申祥和冯玉静，2020）等。此外，与上述文献不同的是，施炳展和邵文波（2014）在测度出口产品质量的基础上，从生产效率、研发效率、广告效率、政府补贴、融资约束及市场竞争等多方面考察了对出口产品质量的影响。不难发现，尽管已有文献从多个角度分析出口产品质量的影响因素，而对数字金融的讨论大多集中在宏观层面，鲜有从微观层面探析数字金融对企业出口产品质量的影响。

本文在充分挖掘现有文献的基础上探讨数字金融是否以及如何提升企业出口产品质量，拓宽了数字金融对企业出口行为影响的研究范畴。

（二）理论机制和研究假说

数字金融是经济高质量发展的重要手段，一方面，数字金融代表着企业融资渠道的多元化；另一方面，数字金融本身意味着创新水平的提升。因此，根据对已有文献的梳理，数字金融可能会通过融资约束效应和创新效应两条作用渠道影响企业出口产品质量。

1. 融资约束效应

数字金融通过缓解融资约束促进企业出口产品质量提升。融资约束对企业出口产品质量的影响已被大量的理论和实证文献所证实：融资约束倾向于抑制企业出口产品质量（Manova，2013；Fan等，2015b；Crinò和Ogliari，2017；Ciani和Bartoli，2020）。数字金融可能通过以下途径缓解融资约束并促进企业出口产品质量提升：首先，数字金融基于数字感知和大数据分析，解构传统金融体系，以个性化的利基服务、数据驱动的解决方案、创新的文化和灵活的组织（Lee和Shin，2018），降低金融准入门槛与成本，扩大金融服务领域和覆盖范围，为企业提供多层次融资渠道和方式（唐松等，2020），提高金融资源配置效率和风险管理能力，降低金融约束力（张勋等，2019）与融资费用，为企业出口产品质量升级提供金融支持；其次，数字金融依托人工智能、深度学习算法、数字传感、DLT^①等技术

^①DLT：Distributed Ledger Technology，全称分布式账本技术，是一种通过去中心化的数字证书进行数字签名的加密技术（Gomber等，2018）。

(Gomber 等, 2018), 以数据平台为载体, 提供新颖、混合型产品与服务, 吸引大量资金盈余方进入供给体系, 提高资金供给水平(滕磊和马德功, 2020), 补充流动性以弥补资金缺口, 从而降低加杠杆获取资金的动机, 为改善出口产品质量创造有利条件。

2. 创新效应

数字金融可以促进企业创新, 进而提升出口产品质量。企业创新对出口产品质量的影响被已有文献广泛提及。Antoniades (2015) 研究指出质量升级是企业创新活动的结果, 企业创新有利于出口产品质量升级(戴觅和余森杰, 2011; Crowley 和 McCann, 2018; 宋跃刚和郑磊, 2020)。数字金融可能通过以下途径促进企业创新并提升出口产品质量: 首先, 数字金融是扁平化、平台型的金融, 具有广泛的触达能力和服务深度, 极大提高了金融市场运行效率, 同时数字化赋能商业, 涌现出诸多新模式、新业态等(Gomber 等, 2018), 为企业创新提供机遇; 其次, 数字金融内嵌的数字技术, 既为企业收集、整理、分析信息提供了先进的技术工具, 帮助企业识别并优化技术创新演替的路径(唐松等, 2020), 改变传统思维定式造成的创新路径依赖问题, 通过技术积累与知识沉淀, 不断提高创新能力, 也能有效调配各类金融资源, 实现要素跨时空流动, 提高企业资金配置效应, 如果企业位于下游行业, 将会增加高质量中间品的购买, 吸收物化在中间品的技术与知识(毛其淋, 2019), 从而提升自身创新能力; 再次, 数字金融依托大数据实现不同主体间信息的快速匹配(黄浩, 2018), 更好地将资源与企业风险特征相匹配, 有效甄别出具有创新潜力的企业, 并利用机器学习等算法对企业项目, 尤其是创新项目实时跟踪, 从而激发创新活力(李春涛等, 2020), 为改善出口产品质量提供必要条件。

在厘清数字金融影响企业出口产品质量的作用机制后, 考虑到金融脆弱度的行业差异性, 进一步分析数字金融对企业出口产品质量影响程度的差异性。现有文献表明, 中国企业普遍面临较强的融资约束问题(Song 等, 2011), 在金融脆弱高的行业中表现尤为明显。Manova 等(2015)从外部金融依赖度、存货比重、资产有形性、贸易信用四个方面构建金融脆弱度指标, 反映行业对外部资金的依赖度。外部金融依赖度与存货比重越高、资产有形性与贸易信用越低, 金融脆弱度越高。Manova 等利用该指标研究发现, 在金融脆弱度高的部门, 外资企业的出口表现优于国内私营企业。随后, Crinò 和 Ogliari (2017) 研究发现, 金融摩擦的跨国差异与金融脆弱的跨行业差异之间的相互作用是产品质量的重要决定因素。因此, 探讨金融脆弱度与企业出口行为显得尤为重要。金融脆弱度越高, 企业对资金的需求越迫切, 数字金融优化了金融信贷营商环境, 提高了企业金融资源配置效应和创新促进效应, 其对这类型企业出口产品质量的边际促进作用可能更强。综上, 本文提出以下待检验假设:

假设 1 数字金融可以显著促进企业出口产品质量提升, 且这种促进作用在金融脆弱度高的行业更显著;

假设 2 数字金融可以通过缓解融资约束提升出口产品质量;

假设 3 数字金融可以通过创新促进效应提升出口产品质量。

二、计量模型与数据说明

(一) 计量模型

为了考察数字金融对企业出口产品质量的影响效应,参考祝树金和汤超(2020)、唐松等(2020)方法建立如下计量模型:

$$Qua_{ijkt} = \alpha + \beta \ln index_{ct} + \gamma Z + \delta_{ijk} + \mu_{ht} + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

式(1)中, Qua 表示企业出口产品质量, $\ln index$ 表示数字金融指数取自然对数, 下标 i 表示企业, k 表示 HS6 位码产品, j 表示出口目的国; c 表示企业所在地级市, h 表示行业, t 表示年份; Z 表示企业层面和城市层面的控制变量; δ_{ijk} 为企业-产品-国家固定效应, 由于地区固定效应会被企业个体固定效应吸收, 实际上本文也控制了地区固定效应; μ_{ht} 为行业-年份固定效应; ε_{ijkt} 为误差项。 β 为本文关心的回归系数, 预期该系数为正。

(二) 关键变量测度

1. 被解释变量

本文借鉴 Khandelwal 等(2013)、祝树金和汤超(2020)的方法计算出口产品质量。Khandelwal 等(2013)基于包含产品质量信息的效用函数来估算某一产品的出口质量, 并直接利用 Broda 和 Weinstein(2006)估算出的不同产品价格弹性值进行回归, 以缓解价格和质量相关可能引发的内生性问题。具体测算过程如下:

企业 i 在 t 年出口产品 k 到 j 国的需求函数表示为:

$$x_{ijkt} = q_{ijkt}^{\sigma-1} p_{ijkt}^{-\sigma} P_{jt}^{\sigma-1} Y_{jt} \quad (2)$$

式(2)中, x_{ijkt} 、 q_{ijkt} 和 p_{ijkt} 分别代表企业 i 在 t 年出口产品 k 到 j 国的数量、质量和价格, P_{jt} 为进口国 j 在 t 年的总价格指数, Y_{jt} 为进口国 j 在 t 年的总收入, σ 为不同产品间的替代弹性。对式(2)两边取对数并整理获得需求方程:

$$\ln x_{ijkt} + \sigma \ln p_{ijkt} = \ln Y_{jt} + (\sigma - 1) \ln P_{jt} + \xi_{ijkt} \quad (3)$$

式(3)中, $\ln p_{ijkt}$ 表示企业 i 在 t 年出口产品 k 到 j 国价格的自然对数; $\ln Y_{jt} + (\sigma - 1) \ln P_{jt}$ 为出口目的地-年份虚拟变量, 将其表示成 ψ_{jt} , 用以控制出口目的国价格指数和总收入的差异; 同时加入产品固定效应 ψ_k 以控制不同产品种类之间的差异; 方程残差项为 $\xi_{ijkt} = (\sigma - 1) \ln q_{ijkt}$ 。经整理, 式(3)变形为 $\ln x_{ijkt} + \sigma \ln p_{ijkt} = \psi_k + \psi_{jt} + \xi_{ijkt}$ 。定义产品质量:

$$quality_{ijkt} = \ln \hat{q}_{ijkt} = \frac{\hat{\xi}_{ijkt}}{\sigma - 1} \quad (4)$$

式(3)中, σ 数据来自 Broda 和 Weinstein(2006)。

由于不同 HS6 产品的质量绝对值不具有可比性, 参考施炳展和邵文波(2014)的方法, 对式(4)进行标准化处理, 以获得每个 HS6 产品第 t 年企业 i 向 j 国出口的相对质量指数:

$$Qua_{ijkt} \equiv \frac{quality_{ijkt} - \min quality_{kt}}{\max quality_{kt} - \min quality_{kt}} \quad (5)$$

式(5)中, $maxquality_{kt}$ 和 $minquality_{kt}$ 分别表示 t 年所有企业向全部出口目的国出口某 HS6 产品 k 的最高质量水平和最低质量水平。式(5)定义的标准化质量介于 $[0, 1]$ 之间, 没有单位, 可进行比较分析。

2. 控制变量选取

控制变量选取如下: (1) 企业生产率 (tfp), 借鉴 Head 和 Ries (2003) 的方法, 估计方程 $tfp = \ln(y/l) - s\ln(k/l)$, 其中, y 为工业增加值, l 为年均从业人数, k 为固定资产规模, s 为生产函数中资本的贡献度, 设定为 $1/3$ 。参考许和连和王海成 (2016) 的做法, 囿于数据限制, y 以工业总产值近似替代。(2) 企业规模 ($lnsize$), 使用企业职工人数的自然对数表示 (许和连和王海成, 2016)。企业规模越大, 资金实力越雄厚, 创新能力越强, 越有利于产品质量升级。(3) 企业年龄 ($lnage$), 用观测值所在年份减成立年份来测度, 取自然对数 (祝树金和汤超, 2020)。(4) 资产收益率 (roa), 用企业净利润除以总资产衡量 (祝树金和汤超, 2020)。(5) 资本劳动比 ($lnkl$), 用企业固定资产净额与企业雇佣人数比值的自然对数表示 (魏浩和李晓庆, 2019)。(6) 国有企业虚拟变量 (d_{soe}), 国有企业赋值为“1”, 否则为“0”。(7) 外资企业虚拟变量 (d_{foe}), 外资企业赋值为“1”, 否则为“0”^①。企业所有制属性的基准组为民营企业。(8) 经济发展水平 ($lnGDP$), 用城市 GDP 取自然对数表示。经济发展水平越高, 经济活力越强, 企业创新氛围越浓厚, 进而引致产品质量升级。(9) 城市人口规模 ($lnPOP$), 取自然对数。人口较多的城市, 往往拥有大量的高素质人才, 人才流动带来技术与知识溢出, 有利于企业提升出口产品质量。

(三) 数据说明

本研究涉及以下数据: 一是 2011—2013 年中国海关贸易数据库, 用于构建出口产品质量指标; 二是 2011—2013 年中国工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》^②, 分别用于计算企业层面和城市层面控制变量; 三是北京大学数字金融指数, 该指数由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团共同编制, 包含数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度等三个维度, 共计 33 个具体指标; 四是 CNRDS-CIRD 数据库, 用于收集企业年度专利申请数据。

匹配前, 借鉴施炳展和邵文波 (2014)、Fan 等 (2015a)、Cai 和 Liu (2009) 的方法分别对海关数据库^③、工业企业数据库^④进行清理; 借鉴 Yu (2015)、毛其淋和许家云 (2017) 的方法对两套数据库进行匹配, 最终得到 30 002 家企业, 345

^①本文借鉴 Yu (2015) 的方法, 依据《中国城市统计年鉴 (2006)》的企业注册形式代码区分国有 (代码为 110、141、143、151)、外资 (代码为 310、320、330、340、210、220、230、240) 和民营 (其他代码) 企业。

^②数据来源: 国家统计局 <http://www.stats.gov.cn/tjsj/>。

^③由于样本期 2011—2013 年使用不同版本的产品编码, 本文将产品编码的统计口径统一为 HS1996 版本。

^④由于样本期 2011—2013 年使用不同版本的国民经济行业分类标准, 本文将行业代码统一调整到 GB/T 4754—2002 版本。

427个观测值^①。为消除样本中异常值影响,对所有连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理。下文计量分析基于处理后的数据。由于篇幅限制,主要变量的描述性统计备索^②。

三、计量检验与结果分析

(一) 基准回归结果

本文实证回归采用的基准模型为固定效应模型。基准回归结果如表1所示,本文使用逐步加入变量的方式汇报结果。列(1)仅考虑数字金融对出口产品质量的影响,同时控制企业-产品-国家固定效应、行业-年份固定效应。结果显示,lnindex的回归系数在1%水平上显著为正,初步说明数字金融有助于促进出口产品质量升级。列(2)加入企业特征变量,lnindex的估计系数仍显著为正。列(3)加入城市特征变量,发现lnindex的估计系数依然为正且通过了1%水平的显著性检验,即数字金融每增加1个百分点,企业出口产品质量提升0.1748个标准差。这表明控制了企业-产品-国家层面、行业层面影响因素及各个非观测固定效应后,数字金融的确促进了企业出口产品质量提升。

控制变量的回归结果基本符合已有关于出口产品质量的研究结论。以列(3)为例进行说明。企业生产率(*tfp*)的估计系数显著为正,表明生产率越高,越有利于企业出口产品质量升级。这与许和连和王海成(2016)、祝树金和汤超(2020)的研究结论一致。企业规模(*lnsize*)的系数也显著为正,表明规模越大的企业资金越雄厚,拥有更多的资本和人力资源,更有能力进行创新活动(毛其淋,2019),从而促进出口产品质量提升,这与Kugler和Verhoogen(2012)的研究结论一致。企业年龄(*lnage*)的估计系数不显著,与祝树金和汤超(2020)的研究结论一致,这可能与企业年龄的衡量方法有关。资产收益率(*roa*)的估计系数显著为正,表明企业利润越高,经营绩效越好,其出口产品质量往往越高,这一结论与许家云等(2017)的研究一致。资本劳动比(*lnkl*)的估计系数也显著为正,表明资本密集型企业的出口产品质量往往较高,可能是因为资本密集型企业更加重视企业的设备更新和研发投入(毛其淋,2019),从而有助于提升产品质量。国有企业(*d_soe*)、外资企业(*d_foe*)虚拟变量的估计结果显著为正,表明与民营企业相比,国有企业、外资企业的出口产品质量往往较高。究其原因,可能是国有企业存在软预算约束,更容易获得外部融资(Park和Sehrt,2001),有足够的流动性支持创新活动,而外资企业通常掌握先进生产、管理技术及通畅的融资渠道,表现出更高的生产率水平(侯欣裕等,2018),因此出口产品质量相对较高。经济发展水

^①借鉴魏浩和李晓庆(2019)的方法,仅考虑一般贸易方式出口的产品;借鉴Rauch(1999)的方法,对差异化产品进行界定;借鉴寇宗来和刘学悦(2020)的做法,对2013年工业企业数据库中企业从业人数进行调整。

^②凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

平 ($\ln GDP$)、城市人口规模 ($\ln POP$) 的估计系数不显著,表明其对企业出口产品质量的作用不明显。

表1 基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)
$\ln index$	0.147 6*** (4.341 8)	0.174 8*** (3.917 9)	0.174 8*** (3.698 6)
tfp	—	0.015 4*** (3.063 0)	0.015 4*** (3.049 4)
$\ln size$	—	0.015 8** (2.549 0)	0.015 8** (2.568 2)
$\ln age$	—	-0.001 2 (-0.071 8)	-0.001 5 (-0.089 7)
roa	—	0.004 0** (2.134 8)	0.004 0** (2.141 1)
$\ln kl$	—	0.006 4* (1.926 4)	0.006 5* (1.740 6)
d_{soe}	—	0.083 1*** (2.649 0)	0.083 2*** (2.660 4)
d_{foe}	—	0.022 5* (1.872 2)	0.022 5* (1.869 0)
$\ln GDP$	—	—	0.020 3 (0.339 7)
$\ln POP$	—	—	0.037 0 (0.384 5)
常项数	-0.161 0** (-0.976 5)	-0.472 1** (-2.242 8)	-0.873 9* (-1.159 6)
观测值	94 397	67 836	67 821
调整后的 R^2	0.637 0	0.636 4	0.636 2

注:括号内数值为纠正异方差后的t统计量,***、**和*分别表示估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。稳健标准误差类在企业层面,下同。列(3)与列(2)核心系数差别在于第5位小数变小。限于篇幅,若无特殊说明,所有回归均控制企业-产品-国家、行业-年份固定效应。下表同。

(二) 数字金融分解降维后的三个维度

数字金融包括三个维度:覆盖广度 ($\ln coverage$) 是前提条件,通过电子账户数刻画;使用深度 ($\ln usage$) 考察了实际使用金融服务的类型及实际使用人数等;数字化程度 ($\ln digit$) 是潜在条件,刻画了客户被惠及和便利的程度(郭峰等,2020)。基于此来分析数字金融不同维度对企业出口产品质量的影响,限于篇幅,汇报结果备索。

从实证结果看,变量 $\ln coverage$ 、 $\ln usage$ 和 $\ln digit$ 的估计系数基本上显著为正。其中,覆盖广度对出口产品质量的促进作用最大。这可能原因在于覆盖广度

在数字金融体系中占比 54% (郭峰等, 2020), 表明金融服务覆盖率已达到一定程度, 加快了信息交互式流动, 简化了融资流程, 为企业出口产品质量的提升创造了条件。其次, 数字化程度对企业出口产品质量的影响也较为显著, 可能是因为样本期间数字化指数增长较快, 反映了实际借贷成本。数字技术促进信贷服务定价逐渐趋向透明、合理, 切实降低企业融资成本, 激发创新活力, 进而促进产品质量提升。

(三) 稳健性检验

1. 内生性问题讨论

数字金融指数作为一个宏观变量, 受单个企业出口行为的影响较小, 但仍会因为遗漏变量或数字金融指数的测量误差而导致结果出现偏差从而产生内生性问题。本文进一步使用工具变量法和控制遗漏变量来弱化内生性问题。借鉴谢绚丽等 (2018) 的方法, 使用中国互联网络信息中心公布的互联网分省普及率 ($\ln internet$) 作为数字金融的工具变量。其逻辑在于该指标反映一国或地区的信息化发达程度, 普及率越高, 对数字基础设施支撑能力越强, 但与企业出口产品质量关系较小。因此, 互联网普及率可能是一个有效的工具变量。此外, 借鉴李春涛等 (2020) 的做法, 对所有地级市的接壤城市进行整理, 并计算同一年度某一城市接壤城市的数字金融平均值 ($\ln average$), 将其作为另一个工具变量。这是因为: 其一, 地缘上具有邻近性的地级市, 其数字金融发展水平可能相近; 其二, 由于存在区域信贷市场的分割, 邻近地区的数字金融并不会直接影响本地企业出口产品质量。表 2 列 (1) 至列 (2) 汇报了结果。第一阶段回归结果显示, $\ln internet$ 和 $\ln average$ 的估计系数均显著为正。其中, Kleibergen - Paap rk LM 统计量的 p 值为“0”, 在 1% 水平上显著, 表明工具变量与内生变量存在相关性; Kleibergen - Paap Wald rk F 统计量数值为 319.20 大于弱工具变量检验 10% 的上限值, 显著拒绝工具变量无效的原假设; Hansen J 检验的相伴概率为 0.1049, 表明在 10% 的显著性水平下, 不能拒绝工具变量联合有效的原假设, 说明本文选取的两个工具变量均有效。第二阶段结果表明, 在控制了企业-产品-国家层面、行业层面影响因素及各个非观测固定效应后, 数字金融对企业出口产品质量的影响依然显著为正, 从而初步反映本文核心结论的稳健性。此外, 考虑到出口目的国市场规模和人均收入可能会影响出口产品质量, 借鉴祝树金和汤超 (2020) 的方法进一步控制这两个变量, 分别用 GDP 和人均 GDP 衡量, 结果表明核心结论依然成立。

2. 更换质量测算方法

为保证估计结果的稳健, 这里将更换其他 σ 来测度出口产品质量。贸易与质量相关文献中使用多种方法为替代弹性赋值, 这里借鉴 Fan 等 (2015a) 的方法, 将 σ 替换成 5 或 10。回归结果如表 2 所示, 列 (4) 至列 (5) 显示数字金融估计系数的符号和显著性与基准回归一致。

表2 稳健性检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	内生性			更换测算方法		样本选择偏差		更换模型
	工具变量 第一阶段	工具变量 第二阶段	遗漏变量	$\sigma = 5$	$\sigma = 10$	<i>export</i>	<i>Heckman</i>	<i>Tobit</i> ^①
<i>lnindex</i>		0.199 5** (2.179 5)	0.178 9*** (3.730 1)	0.052 2** (2.506 9)	0.052 2** (2.506 9)	0.798 9*** (9.515 7)	0.161 6*** (10.335 2)	0.065 7*** (12.956 1)
<i>lninternet</i>	0.338 6*** (10.511 5)	—	—	—	—	—	—	—
<i>lnaverage</i>	0.371 9*** (12.577 5)	—	—	—	—	—	—	—
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>lnFPGDP</i>	—	—	0.159 2** (2.316 5)	—	—	—	—	—
<i>lnFGDP</i>	—	—	-0.195 3*** (-2.853 3)	—	—	—	—	—
<i>L. export</i>	—	—	—	—	—	2.157 6*** (82.853 5)	—	—
<i>imr</i>	—	—	—	—	—	—	-0.013 9** (-2.371 3)	—
常数项	1.357 2*** (3.724 6)	—	0.078 78 (0.805 4)	-0.119 8 (-0.335 4)	-0.119 8 (-0.335 4)	-4.286 9*** (-10.272 5)	-0.243 9*** (-3.277 5)	0.352 4*** (15.074 0)
观测值	67 829	67 821	66 066	67 821	67 821	35 334	35 334	277 864
调整后的 R ²	0.992 9	0.003 8	0.634 6	0.775 5	0.775 5	—	—	—

注:工具变量回归使用 Stata 命令 *ivreghdfe*, 该命令暂无法汇报常数项估计结果。限于篇幅,未汇报控制变量结果。列(6)、列(7)和列(8)未控制企业-产品-国家固定效应。

3. 样本选择性偏差

基准回归中,仅选取出口企业为样本,但是否进入出口市场的行为也会影响出口产品质量,因此基准回归可能由于样本选择偏差而导致估计偏误。这里,使用 Heckman 两步法对模型进行再估计。具体地,第一步构建企业是否出口 (*export*) “0-1” 虚拟变量,若出口额大于零赋值为“1”,否则为“0”。借鉴王海成等(2019)的方法,使用企业上一期出口决策 (*L. export*) 作为额外控制变量,然后用 Probit 模型计算逆米尔比率 *imr*; 第二步,将计算出的 *imr* 加入模型(1)重新估计,表2列(6)和列(7)报告了回归结果, *imr* 的估计系数在5%的水平上显著,表明有必要考虑样本选择偏差问题。同时, *lnindex* 的回归系数显著为正,意味着考虑样本选择偏差的影响后,本文核心结论依然稳健。

4. 更换计量模型

由于本文被解释变量的取值范围介于 [0, 1] 之间,使得该变量存在双向截尾性质,若采用线性回归,可能会导致回归产生偏差,而 Tobit 模型可以有效解决

①由于 Tobit 非线性回归模型没有类似线性模型 *reghdfe* 吸收高维度固定效应的命令,若用虚拟变量的方式在方程中加入固定效应,变量个数会超出 stata 软件设定的最大值,故没有加入企业-产品-国家层面固定效应。

受限因变量的回归问题。本文利用 Tobit 模型对基准方程重新估计,回归结果见表 2 列 (8), $\ln index$ 的估计系数在 1% 水平上显著为正,再次验证本文核心结论,即数字金融显著促进企业出口产品质量提升。

此外,本文还使用单位价值量、企业层面出口质量分别作为被解释变量,采用分位数回归法进行估计等多种方法进行稳健性检验,均未改变本文的核心结论^①。

(四) 异质性分析

本文借鉴沈国兵和袁征宇(2020)的方法,引入异质性虚拟变量与数字金融的交叉项讨论不同分类样本下,数字金融对企业出口产品质量的影响。

1. 企业所在区位的差异

根据企业所在城市位置,将样本分为东部地区和中西部地区^②,若样本位于东部地区赋值“1”,用 *east* 表示,否则为“0”。回归结果如表 3 列 (1) 所示,交互项系数在 10% 水平上显著为正,表明相对于中西部地区,数字金融对东部地区企业出口产品质量的提升作用更明显,这可能是因为东部地区经济发展水平高,数字金融指数普遍较高(郭峰等,2020),为企业融资、创新创造了良好的环境,企业拥有更大的吸收物化知识与技术的能力和分配资源的能力,从而有利于出口产品质量提升。

2. 单产品和多产品出口企业^③的差异

根据中国海关数据库中企业出口产品信息,将样本划分为单产品和多产品出口企业,若企业生产多种产品赋值“1”,用 *multi* 表示,否则为“0”。表 3 列 (2) 显示,交互项系数显著为正,表明与单产品企业相比,数字金融对多产品出口企业的促进作用更显著。究其原因,可能是多产品企业生产产品种类多,不同产品处于生命周期的不同阶段,采取的创新扩散策略不同,数字金融既缓解了流动性障碍,内嵌的数字技术又激发创新活力,进而引致出口产品质量提升。

3. 高技术产品和低技术产品企业的差异

参考魏浩(2016)若企业生产高技术产品^④赋值“1”,用 *high* 表示,否则为“0”。表 3 列 (3) 发现,交互项系数显著为负,表明生产低技术产品企业利用数字金融获得的质量提升作用更明显。可能的原因是,一方面高技术产品生产复杂度高,产品已处于质量阶梯前沿,数字金融对其质量提升空间有限;另一方面数字金融降低了低技术产品企业的融资约束程度,其他条件不变情况下,企业利润水平增

①限于篇幅,结果备索。

②东部地区包括北京(1100)、天津(1200)、河北(1300)、上海(3100)、江苏(3200)、浙江(3300)、福建(3500)、山东(3700)、广东(4400)、海南(4600)、辽宁(2100),中部地区包括山西(1400)、吉林(2200)、黑龙江(2300)、安徽(3400)、江西(3600)、河南(4100)、湖南(4300)、湖北(4200),西部地区包括内蒙古(1500)、广西(4500)、重庆(5000)、四川(5100)、贵州(5200)、云南(5300)、西藏(5400)、陕西(6100)、甘肃(6200)、青海(6300)、宁夏(6400)、新疆(6500)。

③出口产品种类数大于或等于 2 的企业,产品定义为 HS6 位码层面。

④欧洲统计局(Eurostat)提供了 9 大类约 200 多种 SITC 四位码的高新技术产品名单(魏浩,2016),据此将样本划分为高技术产品和低技术产品出口企业。

加,创新活力增强,进而促进产品质量提升。因此,数字金融对低技术产品的边际促进作用更大,这与谢绚丽等(2018)的结论一致。

4. 目的国经济发展水平的差异

若目的国为发达国家^①赋值“1”,用 *developed* 表示,否则为“0”。表3列(4)显示,交互项系数显著为正,说明企业向发达国家出口产品时,数字金融对产品质量的提升作用更显著。可能原因在于发达国家对产品质量要求高,这会促使企业提高其产品平均质量,数字金融有利于企业提高资金配置效率,充分发挥创新促进效应,进而提高出口产品质量。

表3 数字金融对出口产品质量影响的异质性分析

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	地理位置	产品数量	技术含量	经济发展水平
<i>lnindex</i>	0.170 0*** (3.613 4)	0.168 1*** (3.586 9)	0.180 8*** (3.561 4)	0.170 4*** (3.816 1)
<i>lnindex×east</i>	0.018 3* (1.205 2)	—	—	—
<i>lnindex×multi</i>	—	0.008 1* (0.998 1)	—	—
<i>lnindex×high</i>	—	—	-0.062 1*** (-3.010 9)	—
<i>lnindex×developed</i>	—	—	—	0.013 6*** (2.810 8)
控制变量	是	是	是	是
常数项	-0.886 3* (-1.181 9)	-0.847 9* (-1.122 8)	-0.807 5** (-1.079 6)	-0.912 1* (-1.208 8)
观测值	67 821	67 821	67 821	67 821
调整后的 R ²	0.636 3	0.636 3	0.636 5	0.636 3

(五) 影响机制检验

上述回归揭示了数字金融对企业出口产品质量的作用,但没有回答数字金融如何影响出口产品质量的问题。这里,将构建中介效应模型检验其作用机制。结合前文理论分析,选取融资约束与创新作为中介变量。为了从不同角度刻画融资约束特征,一是借鉴 Hadloc 和 Pierce (2010),运用 SA 指数测度融资约束, $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$, SA 指数侧重从长期经营角度描述融资约束状况,其绝对值越大,融资约束越强;二是借鉴唐松等(2020)运用财务费用率 *Fr* 指标(财务费用占营业收入比重),从当期现金支出角度反映企业债务负担,财务费用

^①根据 OECD 国家收入划分标准,将高收入国家定义为发达国家,其他收入水平国家定义为发展中国家。

率越高,企业债务负担越重,融资约束越严重;三是借鉴程玲等(2019)选取企业杠杆率 *Lev* 指标(总负债与总资产的比率),从财务杠杆角度侧面反映企业还款能力,杠杆率越高,融资约束越高。

已有文献多采用研发投入作为创新的代理指标,但研发活动投入资金多,周期长,内在固有的风险使其充满不确定性,而创新产出则是资源有效利用的结果,能充分体现企业的创新水平(Cornaggia等,2015)。因此,本文以发明专利、实用新型专利和外观设计专利三类专利申请数量的总和加1取自然对数来表征企业创新 *patent*^①。参考温忠麟和叶宝娟(2014)的方法,构建完整的中介效应模型:

$$Qua_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 \lnindex_{ct} + \alpha_2 Z + \delta_{ijk} + \mu_{ht} + \varepsilon_{ijkt} \quad (6)$$

$$Mediator_{it} = \beta_0 + \beta_1 \lnindex_{ct} + \beta_2 Z + \varphi_i + \mu_{ht} + h_{it} \quad (7)$$

$$Qua_{ijkt} = \gamma_0 + \gamma_1 Mediator_{it} + \gamma_2 \lnindex_{ct} + \gamma_3 Z + \delta_{ijk} + \mu_{ht} + \zeta_{ijkt} \quad (8)$$

式(6)、式(7)和式(8)中,*Mediator_{it}*表示中介变量, φ_i 为企业固定效应,其他变量定义如前文所述。

影响渠道检验结果如表4所示。其中表4列(1)至列(3),*lnindex*对融资约束 *SA*、财务费用率 *Fr*、杠杆率 *Lev* 的回归系数均显著为负,意味着数字金融能够从不同角度缓释企业融资约束状况,这与谢绚丽等(2018)、唐松等(2020)的研究结论一致。可能的原因是,数字金融扩大了金融服务领域和覆盖范围,降低金融约束力(张勋等,2019)与融资费用。此外,数字金融能够吸引大量资金盈余方进入供给体系,提高资金供给水平(滕磊和马德功,2020),增加流动性进而降低对杠杆资金的需求。表4列(4)以创新为因变量,发现 *lnindex* 的估计系数依然显著为正,表明数字金融确实促进了企业创新。对此可能的解释是:第一,数字金融凭借广泛的触达能力和服务深度,催生大量商业新模式,为企业创新提供了机遇;第二,数字金融内嵌的数字技术优化了企业技术创新演替路径(唐松等,2020),通过技术积累与知识沉淀,不断提高创新能力;第三,数字金融依托大数据实现不同主体间信息的快速匹配(黄浩,2018),并利用机器学习等算法实时跟进项目,从而激发企业创新活力(李春涛等,2020)。表4列(5)至列(8)报告了因变量对基本自变量和中介变量回归的结果,发现中介变量 *SA*、*Fr* 和 *Lev* 的估计系数显著为负,表明融资约束阻碍出口产品质量提升,这与 Ciani 和 Bartoli(2020)的研究发现一致;中介变量 *patent* 的估计系数在1%水平显著为正,表明创新能力的增强有利于出口产品质量提升,这与通常预期相符合。此外,与基准回归列(3)比,控制中介变量 *SA*、*Fr*、*Lev*、*patent* 后 *lnindex* 的估计系数值和显著性出现一定幅度下降,表明融资约束与创新中介效应的存在。为严谨起见,本文也采用 Sobel 方法进行检验,中介变量 *Z* 统计值分别为 2.07、1.90、1.80 和 2.06,分别在 5%、10%、10% 和 5% 水平上显著,进一步验证了中介效应的存在。

^①考虑到很多样本企业的年度专利申请数量为“0”,且专利申请数量的分布存在明显的厚尾现象,需要对专利数量加“1”后取自然对数。

表4 数字金融的影响机制检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	SA 指数	财务费用率	杠杆率	企业创新 ^①	出口质量	出口质量	出口质量	出口质量
<i>lnindex</i>	-0.014 6 *** (3.274 5)	-0.008 0 *** (-3.801 0)	-0.032 3 *** (-3.192 5)	0.073 3 *** (-3.744 2)	0.153 5 *** (2.768 8)	0.123 6 *** (3.573 2)	0.159 1 *** (2.875 5)	0.095 9 ** (7.281 6)
<i>SA</i>	—	—	—	—	-0.092 3 ** (-2.476 6)	—	—	—
<i>Fr</i>	—	—	—	—	—	-0.228 5 ** (-2.351 9)	—	—
<i>Lev</i>	—	—	—	—	—	—	-0.000 7 ** (-2.122 0)	—
<i>patent</i>	—	—	—	—	—	—	—	0.000 2 *** (2.805 5)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-4.046 1 *** (-11.530 1)	-0.005 9 * (-0.135 5)	0.600 5 *** (5.083 9)	0.261 0 *** (0.675 5)	-0.857 5 (-1.290 2)	-0.871 9 * (-0.640 1)	-0.704 0 ** (-2.068 4)	0.093 2 (0.194 9)
观测值	306 052	271 704	272 511	2 219 960	79 538	67 670	79 470	171 894
调整后的 R ²	0.959 5	0.911 6	0.923 4		0.639 7	0.635 5	0.639 7	0.945 9

注：列（1）至列（4）未控制企业-产品-国家固定效应，列（5）至列（8）未控制企业固定效应。

四、拓展分析：考虑金融脆弱度

前文的分析，均未考虑企业所在不同行业金融脆弱度的差异性，由此估计得到的是数字金融对企业出口产品质量的平均影响效应。为考察金融脆弱度在数字金融与出口产品质量关系中的作用，这里将在基准模型式（1）的基础上引入金融脆弱度及其与数字金融的交叉项。

借鉴 Manova 等（2015）的方法，从外部金融依赖度（*exfinance*）、存货比重（*invent*）、资产有形性（*asettang*）、贸易信用（*tradecredit*）四个方面衡量金融脆弱度，并将其匹配至 HS6 位码产品层面，最终得到 307 884 个观测值，并参考 Chen 等（2020）的方法，建立如下计量模型：

$$Qua_{ijkt} = b_0 + b_1 \ln index_{ct} + b_2 \ln index_{ct} \times FinVuln_h + b_3 FinVuln_h + b_4 Z + \delta_{ijk} + \mu_{ht} + \varepsilon_{ijkt} \quad (9)$$

式（9）中，*FinVuln_h* 反映行业 *h* 的金融脆弱度，分别用上述四个指标衡量，其余设定同上所述。实证结果如表 5 所示，*lnindex* 的系数始终显著为正，而交互

^①企业专利数是一个非负的整数，属于典型计数模型，一般在泊松分布假设、负二项分布假设下进行。本文使用泊松拟合优度（*poisgof*）检验发现，偏差拟合优度和皮尔逊拟合优度检验都显示接受泊松分布原假设，即专利取对数后不存在过度分散。此外，由于存在大量零值，考虑零膨胀泊松回归，结果 Vuong 统计量为负且远小于 -1.96，应选择标准泊松回归。

项 $\ln index \times exfinance$ 与 $\ln index \times invent$ 的估计系数显著为正, $\ln index \times assettang$ 与 $\ln index \times tradecredit$ 的估计系数显著为负。这意味着, 在金融脆弱度高的行业, 即外部金融依赖度高、存货比重高、资产有形性低和贸易信用低的行业, 数字金融对企业出口产品质量的促进作用较显著, 金融脆弱度强化了数字金融对出口产品质量的促进作用。对此可能的解释是, 金融脆弱度高意味着企业对资金需求更迫切, 创新能力更弱, 一方面, 数字金融借助数字技术与数字平台, 为金融脆弱度高的企业提供多样化融资渠道, 增加资金供给水平, 由此提高企业议价能力, 有效缓解融资约束, 进而提升产品质量; 另一方面, 数字金融对企业进行数字化赋能, 激发企业创新意愿, 有利于改善产品质量。这进一步解释了为何数字金融对出口产品质量的促进作用在金融脆弱度行业更显著。

表5 金融脆弱度的调节效应

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
	外部金融依赖度	存货比重	资产有形性	贸易信用
$\ln index$	0.232 8 ^{***} (4.733 1)	0.212 9 ^{***} (4.905 2)	0.229 2 ^{***} (4.511 6)	0.231 6 ^{***} (4.832 9)
$\ln index \times exfinance$	0.009 3 [*] (1.653 6)	—	—	—
$\ln index \times invent$	—	0.728 8 ^{***} (4.637 5)	—	—
$\ln index \times assettang$	—	—	-0.155 8 ^{***} (-4.563 6)	—
$\ln index \times tradecredit$	—	—	—	-0.846 9 ^{***} (-5.335 9)
控制变量	是	是	是	是
常项数	-1.728 1 ^{**} (-2.397 5)	-1.517 8 ^{**} (-2.129 7)	-1.673 8 ^{**} (-2.339 8)	-1.110 9 ^{**} (-1.441 0)
观测值	81 502	81 502	81 720	81 720
调整后的 R ²	0.756 5	0.757 4	0.756 8	0.756 7

注: 变量进行了中心化处理。限于篇幅, 未汇报 $exfinance$ 、 $invent$ 、 $assettang$ 和 $tradecredit$ 的回归结果。

五、结论与政策建议

企业出口产品质量是中国经济高质量发展的内在推动力。新一轮信息技术革命背景下, 数字金融已逐步渗透到企业生产经营活动中, 为出口产品质量升级创造了历史机遇。本文利用 2011—2013 年数字金融指数、工业企业数据库、海关数据库的匹配数据, 实证检验了数字金融对企业出口产品质量的影响效应及其作用机制。研究表明: (1) 数字金融显著促进了企业出口产品质量升级。在处理内生性、改

变关键变量的衡量指标、样本选择偏差、改变回归估计方法后,结果依然稳健。异质性分析显示,数字金融对东部地区企业、多产品与低技术产品企业、目的国为发达国家的企业,其出口产品质量促进作用均更显著。(2)机制检验发现,融资约束与创新是数字金融促进进出口产品质量升级的作用渠道。(3)拓展分析发现,数字金融对金融脆弱度高的企业出口产品质量促进作用更大。

基于上述结论,相关政策启示有:数字金融显著促进了企业出口产品质量升级,因此需要进一步规范数字金融的健康发展。一方面,数字金融体系构建过程中要充分考虑到出口企业的影响,要考虑企业所有制、地区间的差异;另一方面,继续落实完善创新激励政策,增强企业发展活力,推进企业自主创新,充分发挥创新的作用渠道,进而提升出口产品质量。本文的另一个发现是,金融脆弱度高的企业,数字金融对其质量促进作用更显著,因此政府在推动数字金融发展的同时,尤其要重视其对民营企业的促进效应,将更多经济主体纳入金融服务体系,享受数字金融发展的红利。

[参考文献]

- [1]陈丽丽,代毅.信息披露质量对企业出口产品质量的影响[J].国际贸易问题,2021(5):64-80.
- [2]陈明,曾春燕,姚洋洋.金融服务开放与制造业企业出口产品质量:影响机制与经验证据[J].南方经济,2021(1):64-82.
- [3]程玲,汪顺,刘晴.融资约束与企业研发操纵的经济学分析[J].财贸经济,2019(8):67-82.
- [4]戴觅,余森杰.企业出口前研发投入、出口及生产率进步——来自中国制造业企业的证据[J].经济学(季刊),2011(4):211-230.
- [5]郭峰,王靖一,王芳,等.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020(4):1401-1418.
- [6]侯欣裕,陈璐瑶,孙浦阳.市场重合、侵蚀性竞争与出口质量[J].世界经济,2020(3):93-116.
- [7]侯欣裕,孙浦阳,杨光.服务业外资管制、定价策略与下游生产率[J].世界经济,2018(9):146-170.
- [8]胡国恒,岳巧钰.政府补贴、产品转换与出口质量[J].国际商务——对外经济贸易大学学报,2021(3):1-16.
- [9]黄浩.数字金融生态系统的形成与挑战——来自中国的经验[J].经济学家,2018(4):80-85.
- [10]黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018(4):1489-1502.
- [11]寇宗来,刘学悦.中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响[J].经济研究,2020(3):83-99.
- [12]李春涛,闫续文,宋敏,等.金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J].中国工业经济,2020(1):81-98.
- [13]李仁宇,钟腾龙,祝树金.区域合作、自由贸易协定与企业出口产品质量[J].世界经济研究,2020(12):48-64+133.
- [14]刘啟仁,铁瑛.企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜[J].管理世界,2020(3):1-23.
- [15]毛其淋.外资进入自由化如何影响了中国本土企业创新[J].金融研究,2019(1):72-90.
- [16]毛其淋,许家云.中间品贸易自由化提高了企业加成率吗——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2017(2):49-88.
- [17]沈国兵,袁征宇.互联网化、创新保护与中国企业出口产品质量提升[J].世界经济,2020(11):127-151.

- [18]施炳展. 中国企业出口产品质量异质性: 测度与事实[J]. 经济学(季刊), 2013(1): 263-284.
- [19]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.
- [20]宋跃刚, 郑磊. 中间品进口、自主创新与中国制造业企业出口产品质量升级[J]. 世界经济研究, 2020(11): 26-44+135.
- [21]苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级[J]. 中国工业经济, 2018(11): 117-135.
- [22]唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020(5): 52-66+59.
- [23]滕磊, 马德功. 数字金融能够促进高质量发展吗[J]. 统计研究, 2020(11): 80-92.
- [24]万佳彧, 周勤, 肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020(1): 71-83.
- [25]王海成, 许和连, 邵小快. 国有企业改制是否会提升出口产品质量[J]. 世界经济, 2019(3): 94-117.
- [26]王永进, 施炳展. 上游垄断与中国企业产品质量升级[J]. 经济研究, 2014(4): 116-129.
- [27]魏浩. 知识产权保护强度与中国的高新技术产品进口[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(12): 23-41.
- [28]魏浩, 李晓庆. 知识产权保护与中国企业进口产品质量[J]. 世界经济, 2019(6): 143-168.
- [29]温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014(5): 731-745.
- [30]谢申祥, 冯玉静. 经济政策不确定性与企业出口产品质量——基于中国工业企业微观数据的经验分析[J]. 当代财经, 2020(5): 100-111.
- [31]谢绚丽, 沈艳, 张皓星, 等. 数字金融能促进创业吗——来自中国的证据[J]. 经济学(季刊), 2018(4): 1557-1580.
- [32]许和连, 王海成. 最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究[J]. 世界经济, 2016(7): 73-96.
- [33]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(3): 52-75.
- [34]张明志, 季克佳. 人民币汇率变动对中国制造业企业出口产品质量的影响[J]. 中国工业经济, 2018(1): 5-23.
- [35]张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019(8): 71-86.
- [36]祝树金, 段凡, 邵小快, 等. 出口目的地非正式制度、普遍道德水平与出口产品质量[J]. 世界经济, 2019(8): 121-145.
- [37]祝树金, 汤超. 企业上市对出口产品质量升级的影响——基于中国制造业企业的实证研究[J]. 中国工业经济, 2020(2): 117-135+111-118.
- [38]AMITI M, KHANDELWAL A. Import Competition and Quality Upgrading[J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95(2): 476-490.
- [39]ANTONIADES A. Heterogeneous Firms, Quality, and Trade[J]. Journal of International Economics, 2015, 95(2): 263-273.
- [40]BRAMBILLA I, PORTO G G. High-income Export Destinations, Quality and Wages[J]. Journal of International Economics, 2016, 98(1): 21-35.
- [41]BRODA C, WEINSTEIN D E. Globalization and the Gains from Variety[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2): 541-585.
- [42]CAI H, LIU Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. The Economic Journal, 2009, 119(537): 764-795.
- [43]CHEN Z, PONCET S, XIONG R. Local Financial Development and Constraints on Private-firm Exports: Evidence from City Commercial Banks in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2020, 48(1): 56-75.
- [44]CIANI A, BARTOLI F. Export Quality Upgrading Under Credit Constraints[J]. The World Economy, 2020(1): 1398-1433.

- [45] CORNAGGIA J, MAO Y, TIAN X, WOLFE B. Does Banking Competition Affect Innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 115(1): 189-209.
- [46] CRINÒ R, OGLIARI L. Financial Imperfections, Product Quality, and International Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104(1): 63-84.
- [47] CROWLEY F, MCCANN P. Firm Innovation and Productivity in Europe: Evidence from Innovation-driven and Transition-driven Economies[J]. *Applied Economics*, 2018, 50(11): 1203-1221.
- [48] 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*, 2015b, 43(2): 390-416.
- [49] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality, and Export Prices[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2015a, 97(5): 1033-1051.
- [50] GOMBER P, KAUFFMAN R J, PARKER C, WEBER B W. On the Fintech Revolution: Interpreting the Forces of Innovation, Disruption, and Transformation in Financial Services[J]. *Journal of Management Information Systems*, 2018, 35(1): 220-265.
- [51] HADLOCK C J, PIERCE J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [52] HALLAK J C, SCHOTT P K. Estimating Cross-country Differences in Product Quality[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(1): 417-474.
- [53] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI versus Export Decision of Japanese Manufacturers[J]. *Journal of the Japanese and International Economics*, 2003, 17(4): 448-467.
- [54] KAPOOR A. Financial Inclusion and The Future of the Indian Economy[J]. *Futures*, 2014, 56(2): 35-42.
- [55] KHANDELWAL A, SCHOTT P, WEI S J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(6): 2169-2195.
- [56] KUGLER M, VERHOOGEN E. Prices, Plant Size, and Product Quality[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(1): 307-339.
- [57] LEE I, SHIN Y J. Fintech: Ecosystem, Business Models, Investment Decisions, and Challenges[J]. *Business Horizons*, 2018, 61(1): 35-46.
- [58] MANOVA K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade[J]. *The Review of Economic Studies*, 2013, 80(2): 711-744.
- [59] MANOVA K, WEI S, ZHANG Z. Firm Exports and Multinational Activity Under Credit Constraints[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2015, 97(3): 574-588.
- [60] PARK A, SEHRT K. Tests of Financial Intermediation and Banking Reform in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29(4): 608-644.
- [61] RAUCH J E. Networks Versus Markets in International Trade[J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48(1): 7-35.
- [62] SCOTT S V, VAN R J, ZACHARIADIS M. The Long-term Effect of Digital Innovation on Bank Performance: An Empirical Study of SWIFT Adoption in Financial Services[J]. *Research Policy*, 2017, 46(5): 984-1004.
- [63] SONG Z, STORESLETTEN K, ZILIBOTTI F. Growing Like China[J]. *The American Economic Review*, 2011, 101(1): 196-233.
- [64] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J]. *The Economic Journal*, 2015, 125(585): 943-988.

Has Digital Finance Improved the Quality of Export
Products of Manufacturing Firms
—On the Moderating Effect of Financial Fragility

GENG Wei, WANG Xiaoyi, LI Wei

(School of Economics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin, 300222)

Abstract: This paper empirically examined the impact of digital finance on export products quality and its mechanism. It shows that digital finance significantly promotes quality upgrading of export products. The heterogeneity analysis shows that the positive effect is more conspicuous for promoting the quality of export products in the eastern region, multi-product, low-tech product firms, and destination countries that are developed countries. The mechanism test finds that alleviating financing constraints and promoting innovation are the two channels for digital finance to promote the quality of export products. Furthermore, the results show a greater effect for promoting the quality of export products of firms with high financial fragility (ie, external financial dependence, inventory proportion, asset tangibility, trade credit). This study not only advances the understanding of the economic effects of digital finance, but also implies for the high-quality development of China's exports.

Keywords: Digital Finance; Export Products Quality; Financing Constraints; Innovation; Financial Fragility

(责任编辑 刘建昌)