

# 数字金融发展能够促进企业出口 国内附加值提升吗

金祥义 张文菲

**摘要：**数字金融发展对企业贸易产生了深远影响，基于此，本文就数字金融与企业出口国内附加值率（DVAR）之间的关系展开研究。研究表明：数字金融发展显著提高了我国企业出口 DVAR 水平，并且该作用存在明显的异质性；渠道检验显示，数字金融发展降低了企业面临的融资约束，进而对企业出口 DVAR 起到提升作用；在考虑核心指标稳健性、内生性等问题后，数字金融对企业出口 DVAR 的促进作用依然显著；出口 DVAR 动态分解结果显示，市场资源重配置效应是影响整体出口 DVAR 增长的主要原因。本文研究证实了数字金融发展的经济效益，是我国企业突破价值链“低端锁定”，实现全球价值链地位跃升的本土化路径。

**关键词：**数字金融；出口国内附加值；融资约束；全球价值链跃升

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 3-0016-19

## 引言

近数十年来，随着信息通讯技术的快速发展和贸易运输成本的下降，全球贸易格局呈现出环环相扣的发展模式，贸易产品的加工生产不再局限于单一国家（地区）之内，而是由不同国家（地区）参与到产品生产的不同环节中去，由此形成了细化和碎片化的全球价值链分工体系，对传统贸易发展带来了深远的影响（Chor et al., 2020）<sup>[1]</sup>。但在全球价值链完整的生产链条上，我国被贴上了“低端锁定”的标签，参与环节集中在价值链微笑曲线的低附加值区域（Shin et al., 2012）<sup>[2]</sup>，无法实现向价值链上游研发和下游销售的攀升。《2019 年全球价值链发展报告》显示，亚洲地区汇集了全球 2/3 信息与通讯技术中间品的加工任务，而这些中间品基本经过中国加工后才向世界各地出口，美国是其中一个主要出口目的地。虽然中国对美国在信息与通讯技术产品上的出口贸易总额十分巨大，但若按贸易增加值进行换算，中国出口的真实贸易利得将大致缩减一半，这也侧面反映了我国企业出口国内

[收稿日期] 2021-02-28

[基金项目] 甘肃省哲学社会科学规划一般项目“甘肃省数字经济发展的对外经济效应研究”（2021YB008）；中央高校基本业务费专项资金基金“‘一带一路’倡议实施与企业创新绩效研究”（211zujbydx027）

[作者信息] 金祥义：兰州大学经济学院副教授，电子信箱 nkjinxy@163.com；张文菲：兰州大学经济学院讲师

附加值率 (Domestic Value Added Ratio, 简称 DVAR) 不高的现实特征。因此, 如何有效实现破旧局、开新局、出困局、促效益, 提高我国企业出口 DVAR, 完成全球价值链跃升, 是我国当前出口贸易发展亟待解决的一大现实问题, 也契合十九届五中全会通过的“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”这一宏伟目标。

在我国企业出口 DVAR 攀升过程中, 融资约束一直是制约出口企业向价值链高附加值区发展的主要因素, 受到融资约束的企业往往被深度锁定在附加值低端区域 (马述忠等, 2017<sup>[3]</sup>; Manova and Yu, 2016<sup>[4]</sup>)。值得欣慰的是, 数字金融的发展为缓解企业融资约束、推动企业 DVAR 跃升提供了一个新的出路。以人工智能、大数据分析、云计算、区块链应用等数字技术的发展为基础, 数字金融这一全新的金融业态开始出现, 成功推动了智能数字金融服务的最后一公里发展, 提高了金融服务实体企业的效率, 有效弥补了传统金融服务难以全面覆盖中小客户融资领域的缺陷, 为解决传统金融服务长尾客户融资不足的难题提出了新的方案 (张勋等, 2019)<sup>[5]</sup>。数字金融的发展能否为提高我国企业出口 DVAR 带来新的机遇, 进而推动企业出口 DVAR 的提高和全球价值链的攀升? 对于该问题的回答不仅能够探寻新时代下增加值贸易的本地升级路径提供有益借鉴, 还能拓展现有文献对于企业层面出口 DVAR 的研究边界, 具有现实和学术上的双重意义。

## 一、文献综述

学界认为金融因素是影响双边贸易开展的重要原因, 早期在宏观国家层面也取得了较为丰富的证据 (Beck, 2002<sup>[6]</sup>; Kletzer and Bardhan, 1987<sup>[7]</sup>)。随着异质性企业贸易理论的发展, 后续学者开始从微观视角探究金融因素对企业出口的作用 (Chaney, 2013<sup>[8]</sup>; Manova, 2008<sup>[9]</sup>)。也有部分学者关注到金融因素对企业出口 DVAR 的作用, 例如, Manova 和 Yu (2016) 研究了融资约束对企业参与全球价值链模式的作用, 发现一般贸易模式和加工贸易模式对外部资金的需求程度不同, 受到融资约束的企业大多从事加工贸易, 贸易附加值被限定在较低的区域之内。张盼盼等 (2020)<sup>[10]</sup> 发现融资约束对企业出口 DVAR 攀升产生了明显的抑制作用, 且金融市场化对企业出口 DVAR 的作用具有双面性。上述文献虽然对金融发展与国际贸易之间的关系展开了分析, 但仅关注传统金融服务模式 (银行信贷、资本市场发展) 对企业出口或企业出口 DVAR 的影响, 并未考虑到数字金融这一新业态在企业出口 DVAR 层面的影响, 尤其缺乏来自中国的直接证据, 这与我国当下数字经济的蓬勃发展是不相符的。

此外, 大量学者对数字金融的经济效益展开了研究, 较为全面地总结了数字金融发展对宏观经济和微观个体决策的作用。例如, 易行健和周利 (2018)<sup>[11]</sup> 研究了数字金融发展与居民消费之间的潜在关联, 发现数字金融发展能够有效降低居民面临的流动性约束, 进而促进了居民消费的良性增长。Li 等 (2020)<sup>[12]</sup> 对数字金融产生的消费促进作用进行拓展, 研究了数字金融发展对家庭消费支出结构的影响, 发现数字金融发展对家庭经常性支出增长的促进作用更为显著。金祥义和张文

菲(2020)<sup>[13]</sup>从对外直接投资视角着手,发现数字金融发展能够显著推动企业对外跨国并购,进而促进了企业开展对外直接投资。张勋等(2019)探究了数字金融发展对宏观经济增长的作用,发现数字金融明显促进了区域经济增长,并且能够降低不同地区之间的收入差距,体现了包容性增长的特征。谢绚丽等(2018)<sup>[14]</sup>研究了数字金融在创业方面的影响,发现数字金融发展能够激发企业的创业热情。唐松等(2020)<sup>[15]</sup>指出数字金融发展还能提高企业的创新能力,主要通过降低企业面临的融资约束来促进创新。由此可见,现有文献从各方面剖析了数字金融发展潜在的经济效应,但忽视了数字金融对出口贸易方面的作用,该过程的具体机理更是研究不够深入,尤其是在企业出口DVAR方面缺乏充分的研究。值得注意的是,在我国新一轮数字技术应用热潮和数字经济飞速发展的背景下,依托于数字技术支撑的数字金融新业态,影响着中国融入全球价值链的分工模式,表现为新一代数字技术的应用能够为我国对外贸易高质量发展提供后发优势,从而实现对外经济发展的弯道超车,从这点来看,应该重视数字金融与企业出口DVAR的研究,数字金融的发展可能是实现出口企业未来价值链攀升的重要本土化路径。

与现有文献相比,本文的边际贡献如下:在研究视角上,本文从数字金融这一视角入手,探究数字金融发展对企业DVAR升级的作用,以契合我国数字经济日益发展壮大的现实背景,以期为寻求我国出口DVAR的本地升级路径提供新的思路,这将为相关领域的研究拓展提供来自中国的经验和智慧;在研究内容上,本文不仅有效辨别了数字金融与企业出口DVAR之间的因果关系,剖析了数字金融发展对企业出口DVAR发挥作用的具体渠道,还探究了数字金融对企业出口DVAR动态分解的规模效应和结构效应,丰富了两之间关系的研究维度。

## 二、理论分析和研究假说

### (一) 数字金融对企业出口DVAR的作用

企业在融入全球价值链生产环节时,首先要解决的问题是出口的前期投入成本,与内销企业相比,出口企业需要支付额外的海外市场进入成本,包括海外市场生产网络布局的费用、前期市场调研费、产品广告宣传费等一系列固定成本的投入,这使得出口企业比非出口企业对外部资金的依赖性更高,面临着更强的融资约束(Manova, 2008)。但是我国传统金融市场以银行信贷服务为主,传统银行业秉承着高端客户服务的“二八定则”,即将80%的信贷资源提供给前20%的优质客户,这导致处于长尾区间的中小企业难以获得生产经营所需的资金融通,大量真正面临融资硬约束的企业被排除在有效供给之外,由此产生了特定阶层受到广泛金融排斥的现象(Mckillop et al., 2007)<sup>[16]</sup>,极大抑制了企业出口DVAR的提升。值得注意的是,数字金融这一新金融业态的出现,有效解决了传统金融服务带来的信贷资源错配问题(Gomber et al., 2017)<sup>[17]</sup>。同时,数字金融服务的传播和覆盖能够为构建现代化数字信用体系奠定扎实的基础,通过动态数据分析和资信评估的实时追踪,准确定位企业融资需求的合理范围,使得数字金融服务具有更强的信贷透明化特征,这对传统金融体系的市场定向和服务模式转变带来了根本性的重塑作用

(Gomber et al., 2017; Lee and Shin, 2018<sup>[18]</sup>)。这意味着,数字金融这一新业态的诞生和发展,能够助力企业解决出口的前期资金投入,提高企业外源资金的可得性,从而使得企业在参与全球价值链生产过程时,能够向更高贸易附加值的区域攀升,最终提高企业的出口 DVAR 水平。基于此,本文提出以下研究假说。

假说 1: 数字金融的发展能够显著促进企业出口 DVAR 的提升。

## (二) 数字金融对企业出口 DVAR 的影响路径

融资贵、融资难导致的融资约束是企业普遍面临的问题,亦是制约企业出口 DVAR 升级的主要因素(马述忠等, 2017; Manova and Yu, 2016)。而数字金融的发展为解决这一问题提供了新的思路,数字金融能够填补传统金融服务有效信贷供给不足的漏洞,降低信贷机构与企业之间信息不对称的问题,促进信贷资源点对点的匹配效率,最终降低企业面临的融资约束水平(黄益平和黄卓, 2018)<sup>[19]</sup>。数字金融带来的融资约束缓解作用可以通过以下两个方面予以实现,即数字金融在传统金融服务基础上增设的“增量补充”和“存量优化”功能(唐松等, 2020)。“增量补充”功能表现为数字金融可以有效服务于传统商业银行难以触及的庞大散户,通过利用便捷的数字资金存储模式和新型的互联网投资模式,可以有效吸收散户群体手中的闲置资金,从而将其转换为出口企业需要的有效资金供给,降低了企业出口时面临的融资约束水平。“存量优化”效应是指数字金融对传统金融体系的重塑作用,数字金融的发展打破了传统商业银行的信贷垄断地位,倒逼传统信贷部门进行技术创新和金融服务改革,进一步推动了数字金融与传统金融服务的有机结合(Lee and Shin, 2018),提高点对点信贷配给效率,从而优化原有信贷资源的匹配质量,对原先未能获得充足金融服务的出口企业带来融资约束的缓解作用(Jagtiani and Lemieux, 2018)<sup>[20]</sup>。因此,当数字金融发展有效解决出口企业面临的融资约束困境后,出口企业能够选择附加值程度更高的贸易模式嵌入到全球价值链中,从而实现企业出口 DVAR 的提高和全球价值链地位的跃升(Manova and Yu, 2016)。基于此,本文提出以下研究假说。

假说 2: 数字金融能够通过缓解企业面临的融资约束水平,对企业出口 DVAR 带来提升作用。

## 三、计量模型与数据来源

### (一) 计量模型的设计

本文的主要目的是检验数字金融对企业出口 DVAR 的具体作用,参考邵朝对和苏丹妮(2019)<sup>[21]</sup>、Kee 和 Tang(2016)<sup>[22]</sup>的做法,构建如下计量回归模型:

$$DVAR_{it} = \alpha + \beta \ln index_{pt} + \gamma Ctrl_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,  $DVAR_{it}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的出口国内附加值率,以企业出口产品国内附加值与出口总额的比值来表示,该指标越大表示企业出口 DVAR 水平越高;  $\ln index_{pt}$  为本文的核心解释变量,表示  $p$  省  $t$  年数字金融发展水平的对数形式,数值越大表示该地区数字金融发展程度越高;  $Ctrl$  表示本文回归中的控制变量;  $\delta_i$  和  $\delta_t$  分别为企业固定效应和年份固定效应,用以控制不同层面非观测因素对本文回归结果



的干扰； $\varepsilon_{it}$  表示随机扰动项。

## (二) 核心指标的构建和说明

### 1. 企业出口国内附加值率

本文被解释变量为企业出口国内附加值率 (DVAR)。随着现有微观企业数据的细化和发展, 借鉴邵朝对和苏丹妮 (2019)、Kee 和 Tang (2016)、张杰等 (2013)<sup>[23]</sup> 对 DVAR 的构建方式, 本文将从企业层面构建出口 DVAR 指标。根据企业出口 DVAR 的定义, 原则上企业出口 DVAR 可以表示为:

$$DVAR_{it} = \frac{DVA_{it}}{Exp_{it}} = \frac{Exp_{it} - Imp_{it}}{Exp_{it}} = 1 - \frac{Imp_{it}}{Exp_{it}} \quad (2)$$

其中, DVA 表示企业出口产品的具体增加值;  $Exp$  和  $Imp$  分别对应企业的产品出口规模和中间品的进口规模。该等式的基本思路是将企业出口产品总额中的中间品进口份额剔除, 即可得到企业出口的 DVAR 指标, 但由于企业存在不同的出口贸易方式, 而一般贸易和加工贸易对中间品投入产出的比重存在差异 (Upward et al., 2013)<sup>[24]</sup>, 因此直接用式 (2) 计算企业层面的出口 DVAR 并不合适。若想获得真实的企业出口 DVAR 数值, 需要处理以下三方面的问题。

第一, 进口中间品的识别问题。由于中国海关数据库并未直接提供进口产品是否为中间品的分类指标, 因此在指标构建上需要解决进口中间品的识别问题, 首先, 本文将 HS6 分位下的出口产品与 BEC 产品分类标准进行转换; 然后, 根据联合国统计司公布的产品 BEC 分类下的中间品代码, 对 HS6 分位下的进口中间品进行识别, 度量企业进口中间品的规模。

第二, 潜在贸易代理商的问题。由于一些企业并非直接通过海关进口中间品, 是通过专门从事中间品进出口服务的贸易代理商进行进口, 而这些数据并未反映在海关数据中, 因此中国海关数据库提供的企业层面进口数据可能存在被低估的问题。为了有效解决上述问题, 首先, 本文根据 Ahn 等 (2011)<sup>[25]</sup> 对贸易代理商的识别方法, 统计贸易代理商的进口规模; 然后, 根据张杰等 (2013) 的处理方法, 倒推出企业真实的中间品进口规模, 企业进口中间品的调整公式如下:

$$Imp_{it}^{adj} = \frac{Imp_{it}}{1 - \sum_k \lambda_k Interate_k} \quad (3)$$

其中,  $Imp^{adj}$  表示经调整后的企业真实的中间品进口规模;  $\lambda_k$  表示不同贸易方式下的进口中间品规模占进口总规模的比重 ( $k$  可以分为一般贸易和加工贸易);  $Interate_k$  表示不同贸易方式下进口总规模占出口总规模的比重。根据式 (3), 可以计算出企业真实的中间品进口规模。

第三, 中间品投入的间接进口和出口附加值返还问题。Wang 等 (2013)<sup>[26]</sup> 指出双边贸易中出口产品可能存在中间品投入的间接进口和出口附加值返还的问题。本文参考邵朝对和苏丹妮 (2019) 的做法, 根据 Wang 等 (2013) 对上述两方面的识别策略, 采用世界投入产出表, 计算出行业层面的中间品投入的间接进口指

标和出口附加值返还指标，将其近似作为企业对应的中间品投入间接进口和出口附加值返还的指标。

在处理完上述三方面的问题后，可以构造以下形式的企业出口 DVAR 等式：

$$DVAR_u^F = \begin{cases} 1 - \frac{\frac{Imp_u^{adj}}{Sale_u} Exp_{ii} + (\mu_1 - \mu_2) Exp_{ii}}{Exp_{ii}}, & F = O \\ 1 - \frac{Imp_u^{adj} + (\mu_1 - \mu_2) Exp_{ii}}{Exp_{ii}}, & F = P \\ \theta_1 \left( 1 - \frac{Imp_u^{adj} + (\mu_1 - \mu_2) Exp_{ii}}{Exp_{ii}} \right) + \theta_2 \left( 1 - \frac{\frac{Imp_u^{adj}}{Sale_u} Exp_{ii} + (\mu_1 - \mu_2) Exp_{ii}}{Exp_{ii}} \right), & F = M \end{cases} \quad (4)$$

其中，上标  $F$  表示不同的企业类型，当  $F$  等于  $O$ 、 $P$ 、 $M$  时，分别表示一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业； $Sale_{ii}$  表示企业  $i$  在  $t$  年的销售收入水平，与 Upward 等（2013）的做法一致，假设一般贸易形式下进口中间品等比例地用于国内市场的销售和出口至海外市场，因此在计算一般贸易企业出口 DVAR 时，需要用到出口总额与销售收入占比这一指标； $\mu_1$  和  $\mu_2$  分别表示中间品投入的间接进口占比大小和出口附加值返还占比大小； $\theta_1$  和  $\theta_2$  分别表示混合贸易企业以加工贸易形式的出口份额和以一般贸易形式的出口份额。

企业出口 DVAR 指标构造过程主要涉及三套数据库：第一套为中国工业企业数据库，涵盖了所有国有企业和规模以上非国有企业的生产销售数据；第二套为中国海关数据库，涵盖了中国企业层面关于各类产品的进出口贸易数据；第三套为世界投入产出表数据库（WIOD），涵盖了世界 43 个国家（地区）的投入产出矩阵信息。

## 2. 数字金融发展指标

本文核心解释变量为数字金融发展水平，用不同省份金融发展水平的对数形式  $lnindex$  表示。数字金融指标来源于北京大学数字金融研究中心对外公布的中国数字金融普惠发展指数（郭峰等，2020）<sup>[27]</sup>，该课题组根据蚂蚁金融服务集团提供的庞大数字消费数据，结合传统普惠金融指标的编制方法，从数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、数字金融数字化程度三个主维度来构建数字普惠金融指标，每个主维度又可细分出众多子指标，编制过程涉及 33 个具体指标，因此该数字金融指标能够较好描绘我国当下数字金融发展的客观事实，是衡量我国数字金融发展情况的重要标尺，该数据已被大量研究数字金融相关问题的文献所引用（唐松等，2020；张勋等，2019；谢绚丽等，2018；易行健和周利，2018），这为本文研究数字金融对企业出口 DVAR 的作用提供了宝贵的数据基础。

## 3. 其他控制变量

在对控制变量的选取和设定上，本文主要参考 Kee 和 Tang（2016）、张杰等

(2013)的做法,重点关注与企业自身特征相关的一些变量,具体包括:(1)企业生产率水平  $tfp$ ,以OP方法进行指标计算,由于样本期间中国工业企业数据库中缺少关键指标工业增加值和中间投入值,本文参考余森杰等(2018)<sup>[28]</sup>的做法,以“中间投入值=产出值×销售成本/销售收入-工资支付-折旧值”和“工业增加值=工业总产值+增值税-中间投入值”来计算上述缺失指标,然后利用OP方法对企业生产率进行估计;(2)企业规模  $size$ ,以企业员工人数的对数来表示;(3)企业年龄  $age$ ,以企业当年年份减去成立年份后取对数表示;(4)企业利润率水平  $profit$ ,以企业总利润与销售收入的比值进行度量,指标越大表明企业盈利水平越高;(5)企业资本密集度  $klr$ ,以企业固定资产总值与员工人数的比值取对数表示;(6)垄断程度  $HHI$ ,用赫芬达尔指数进行衡量,该指标越大,表明企业在行业内的市场占有率越高,企业垄断程度越大;(7)国有企业  $soe$  和外资企业  $foe$ ,本文根据企业实收资本不同部分的组成比例,将国有资本份额大于0.5的企业视为国有企业,将外资资本大于0.5的企业视为外资企业,以控制企业所有制形式对其出口DVAR的影响。

### (三) 数据处理和说明

为了研究数字金融对企业出口DVAR的影响,本文需要企业产品层面的出口数据和企业层面的其他变量,因此要将上述两个数据库进行合并,但是在合并之前需要对中国工业企业数据库进行常规性的样本清洗工作,以剔除数据中不符合常规标准的噪音样本。本文参考Yu(2015)<sup>[29]</sup>的做法,将不符合以下通用会计准则(GAAP)的样本进行删除:(1)删除流动资产大于总资产的数据样本;(2)删除固定资产总值大于总资产的数据样本;(3)删除固定资产净值大于总资产的数据样本;(4)删除企业识别代码缺失的数据样本;(5)删除企业成立年份异样的样本。

在此基础上,本文对上述两个数据库进行合并,参考Yu(2015)对中国工业企业数据库和中国海关数据库的合并方法,用企业名称、邮编、电话号码后七位、企业地址、法定代表人等信息进行组合递进匹配,最终在所得合并样本中,合并企业的数目占清洗样本企业数目的40%,合并企业出口值占出口企业60%以上,这与Yu(2015)的合并结果类似,从而保证了本文合并数据的质量。进一步,本文在计算企业出口DVAR的过程中,借鉴Kee和Tang(2016)对数据处理的方法,删除贸易代理商的样本,并清除过度进口和过度出口的企业样本。根据企业所处省份地理位置的信息,将上述合并数据库与数字金融数据库进行合并处理,并剔除样本中所有回归变量的缺失值,进而得到了本文最终的回归样本。由于数字金融指标从2011年开始统计,而目前本文可得的中国工业企业数据库数据只到2013年,因此本文样本涵盖范围为上述样本重叠区间,即2011—2013年期间企业层面的合并数据。

## 四、基本实证回归与结果分析

## (一) 基准回归

根据本文基准模型设定,可以得到数字金融对企业出口DVAR的回归结果,具体如表1所示。首先,第(1)列着重分析了数字金融对企业出口DVAR的单一作用,结果显示,在考虑企业固定效应和年份固定效应后,数字金融的系数显著为正,这表明随着数字金融发展程度的提高,企业出口DVAR水平得到了显著提升,初步证明了本文假说1的论点;其次,第(2)列进一步增加了企业生产率水平、企业规模和企业年龄这三个控制变量,结果显示,数字金融对企业出口DVAR的积极作用依旧显著,相应回归系数通过了1%水平上的显著性检验;再次,第(3)列进一步考虑了企业利润率水平、资本密集度和垄断程度这几个变量的作用,回归结果表明,数字金融对企业出口DVAR的影响并未发生明显的变化。最后,第(4)列在此基础上加入了所有的控制变量,结果表明,在控制各类固定效应和其他可能的影响因素后,数字金融的系数在1%的检验水平上显著为正,这说明数字金融是影响企业出口DVAR升级的重要因素,从而验证了本文假说1的稳健性。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnindex</i>	0.1508 *** (5.4333)	0.1273 *** (4.8888)	0.1315 *** (4.8791)	0.1612 *** (6.4480)
<i>tfp</i>		0.0286 *** (9.1062)	0.0323 *** (8.8420)	0.0294 *** (8.5870)
<i>size</i>		-0.0224 *** (-3.4853)	-0.0209 *** (-3.7441)	-0.0172 *** (-3.7425)
<i>age</i>		0.0235 *** (5.3577)	0.0228 *** (4.7493)	0.0211 *** (5.2323)
<i>profit</i>			0.0633 * (2.0096)	0.0228 (0.9802)
<i>klr</i>			0.0051 (1.0431)	0.0019 (0.4242)
<i>HHI</i>			-0.1755 ** (-2.1400)	-0.1778 ** (-2.1223)
<i>soe</i>				0.1691 *** (11.1019)
<i>foe</i>				-0.1402 *** (-9.1680)
<i>Constant</i>	-0.0280 (-0.2126)	0.2990 ** (2.3483)	0.2687 ** (2.0766)	0.1219 (1.0272)
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	162 618	162 618	162 618	162 618
R <sup>2</sup>	0.1604	0.1674	0.1678	0.1887

注: *Firm*、*Year* 分别表示企业固定效应和年份固定效应; 括号内数值为修正了异方差后的 t 统计值, 并聚类在企业层面; \*\*、\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。



## (二) 样本异质性分析

如果数字金融发展能够通过缓解企业面临的融资约束水平,进而对企业出口 DVAR 产生促进作用,那么数字金融发展带来的促进作用应该对高融资约束企业样本更为显著,因此数字金融对企业出口 DVAR 的促进作用应该存在明显的样本异质性。为了探究这一问题,本文将样本根据不同准则进行分类,并在此基础上观察数字金融对企业出口 DVAR 的作用是否发生变化。

### 1. 企业所处地理位置的差异

本文根据企业所处地理位置的不同,将样本分为中西部地区和东部地区,当样本企业位于东部地区时,对变量 *Var* 赋值为 1,否则赋值为 0,回归结果报告于表 2 第 (1) 列。观察第 (1) 列结果可知,交互项变量的系数为负,且通过了 1% 水平上的显著性检验,这意味着与中西部地区的企业相比,数字金融发展带来的出口 DVAR 提升作用在东部地区效果更小,这是由于中西部地区比东部地区金融经济的发展水平更低,企业本身面临更大的外部融资阻碍,因此数字金融发展对中西部地区的融资约束缓解作用更为明显,更能推动该地区企业出口 DVAR 水平的提升。此外,该结果还蕴含了另一个重要的结论,即数字金融发展具有明显的包容性和普惠性质,对调节各地区经济发展不平衡,削弱地域之间经济增长的差异性,降低经济整体发展的两极分化有着重要的作用(郭峰等,2020)。

### 2. 企业出口贸易方式的差异

根据样本企业出口贸易方式的不同,对样本数据进行划分,当出口企业进行一般贸易时,对变量 *Var* 赋值为 1,当出口企业进行加工贸易时,对变量 *Var* 赋值为 0,结果报告于表 2 第 (2) 列。分析第 (2) 列结果可以发现,交互项变量显著为正,说明相对于加工贸易这种出口方式而言,当企业采用一般贸易出口方式时,数字金融对企业出口 DVAR 的提升作用更为明显。这背后的经济学原理容易理解,加工贸易企业主要从事海外供应商产品的加工服务,完成加工后以特定的路径进行出口销售,较少支付因原材料进口而产生的一系列成本,同时还享有贸易过程中税收减免的福利,因此比采用一般贸易形式的企业具有更低的融资需求(Manova and Yu, 2016),换言之,出口企业进行一般贸易时面临更大的融资约束,企业此时需要从外部进行融资来支持贸易过程的推进,而数字金融发展有效缓解了企业融资约束,因此采用一般贸易方式的企业的出口 DVAR 将增长更快。

### 3. 行业技术密集度的差异

本文根据周念利(2014)<sup>[30]</sup>对行业技术密集度的分类标准,依据国民经济行业分类代码,将样本分为技术密集型行业和非技术密集型行业,当样本属于技术密集型行业时,对变量 *Var* 赋值为 1,否则赋值为 0,回归结果报告于表 2 第 (3) 列。第 (3) 列结果显示,交互项的系数显著为负,这意味着相对于非技术密集型行业而言,数字金融发展对技术密集型行业中企业出口 DVAR 的促进作用更弱,原因在于,非技术密集型行业在产品生产中更偏向于自然资源和劳动要素的投入,导致该行业普遍面临着较高的融资成本和贸易风险,因此在出口中对资金的需求更高(侯欣裕等,2019)<sup>[31]</sup>,这意味着非技术密集型行业面临更高层次的融资约束,

因此数字金融发展降低企业普遍面临的融资约束问题后，更能促进非技术密集型行业中企业出口 DVAR 的升级。

#### 4. 政府补贴程度的差异

本文根据样本企业受到政府补贴程度的不同，对样本进行分类，当样本企业受到政府补贴的金额高于样本均值时，将其视为高补贴企业，并对变量 *Var* 赋值为 1，否则对其赋值为 0，回归结果报告于表 2 第 (4) 列。结果表明，交互项的系数在 1% 的检验水平上显著为负，这意味着与低补贴企业相比，数字金融发展带来的企业出口 DVAR 的提升作用在高补贴企业中更弱，其背后的经济学逻辑在于，政府补贴一直以来是企业外源资金的重要组成部分，当企业生产经营环节需要投入大量资金时，而企业自身的内源资金又不充足，此时政府补贴能够作为外源资金注入到企业资金池中，这意味着高补贴企业在日常经营过程中受到更低的融资约束，因此数字金融发展为企业带来额外的外部融资渠道后，高补贴企业出口 DVAR 的提升效应就更不明显。

表 2 异质性回归结果

变量	地理位置	贸易方式	技术密集度	补贴程度
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnindex</i>	0.2035*** (7.8595)	0.1506*** (6.0423)	0.1718*** (6.8955)	0.1617*** (6.5235)
<i>lnindex</i> × <i>Var</i>	-0.0096*** (-5.4718)	0.0269*** (20.5537)	-0.0427** (-2.3638)	-0.0093*** (-9.0646)
<i>Other</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	162 618	162 618	162 618	162 618
R <sup>2</sup>	0.1895	0.2125	0.1892	0.1898

注：*Other* 表示回归结果中的控制变量和常数项；\*\*\*、\*\* 分别代表 1%、5% 的显著性水平。

#### (三) 数字金融的渠道检验

为了探究数字金融影响企业出口 DVAR 的渠道，同时对本文研究假说 2 的真实性进行检验，本文将从以下两方面展开实证：一是本文将企业利息支出与固定资产的比值作为企业面临的融资约束水平 (*fr*)，该指标越大表示企业面临的融资约束水平越小；二是企业当前的融资成本可以侧面反映企业面临的融资约束水平，企业融资成本越高，企业面临的融资约束程度越大，因此可以作为企业融资约束的正向替代变量，以检验回归结论的稳健性。本文参考申广军等 (2020)<sup>[32]</sup> 的做法，用财务费用除以总负债来衡量企业面临的融资成本 (*cost*)，该指标越大表示企业的融资成本越高，从而表明企业面临更为严峻的融资约束。最终，依照中介模型的基本思想，构造以下方程：

$$DVAR_{it} = a_0 + a_1 lnindex_{pt} + \theta Ctrl_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$fr_{it} = b_0 + b_1 lnindex_{pt} + \vartheta Ctrl_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$DVAR_{it} = c_0 + c_1 fr_{it} + c_2 lnindex_{it} + \lambda Ctrl_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$DVAR_{it} = d_0 + d_1 lnindex_{it} + \kappa Ctrl_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$cost_{it} = e_0 + e_1 lnindex_{it} + \sigma Ctrl_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$DVAR_{it} = f_0 + f_1 cost_{it} + f_2 lnindex_{it} + \rho Ctrl_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

将变量带入上述方程进行回归，可以得到表3所示的回归结果。其中，第(1) — (3)和第(4) — (6)列分别对应企业融资约束(*fr*)和融资成本(*cost*)的检验过程。首先，在融资约束渠道的分析上，第(1)列回归结果显示，在控制各类影响因素后，数字金融对企业出口DVAR的提升作用保持显著，说明本文研究假说1的观点较为稳健；其次，第(2)列显示了融资约束变量对基本解释变量的回归结果，数字金融的系数在1%的水平上显著为正，这表明数字金融发展能够有效降低企业面临的融资约束水平，这与本文理论部分的分析逻辑相呼应；最后，第(3)列将融资约束变量和其他变量一同加入到基准回归方程中，结果显示，数字金融与融资约束变量的系数均显著为正，这表明随着企业融资约束水平的下降，企业出口DVAR能够得到显著提高，意味着出口企业将参与到全球价值链更高附加值环节中，验证了现有学者认为融资约束抑制企业出口DVAR升级的观点。进一步观察第(1)列和第(3)列数字金融的系数可以发现，第(3)列数字金融的系数有所下降，从而较好证明了融资约束渠道的存在，验证了本文的研究假说2。此外，第(4) — (6)列展示了融资成本中介模型的检验结果，回归结果与前文分析较为类似，也成功验证了数字金融相应渠道的存在，对此不再赘述。

表3 数字金融对企业出口DVAR的渠道检验

变量	DVAR	<i>fr</i>	DVAR	DVAR	<i>cost</i>	DVAR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnindex</i>	0.1669*** (6.5413)	0.9133*** (13.1913)	0.1504*** (6.1356)	0.1766*** (6.8220)	-0.2071*** (-4.2259)	0.1743*** (6.7854)
<i>fr</i>			0.0181*** (11.1430)			
<i>cost</i>						-0.0113*** (-8.1153)
<i>Other</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	117 778	117 778	117 778	145 752	145 752	145 752
R <sup>2</sup>	0.1627	0.1671	0.1670	0.1833	0.1326	0.1847

注：\*\*\*代表1%的显著性水平。

## 五、数字金融作用的稳健性分析

### (一) 不同企业出口DVAR指标的稳健性

本文在检验数字金融发展带来的出口DVAR的提升效应时，均基于综合考虑

各方面因素后的出口 DVAR 指标，为了验证本文结论在不同出口 DVAR 指标构造下是否稳健，重新构造四个企业出口 DVAR 指标：第一个出口 DVAR 指标未考虑贸易代理商对企业进口中间品规模的调整问题，其余步骤与本文基准出口 DVAR 指标的构造思路相同，将其命名为 DVAR1；第二个出口 DVAR 指标，未考虑中间品投入的间接进口问题，将其命名为 DVAR2；第三个出口 DVAR 指标，未考虑出口附加值返还问题，将其命名为 DVAR3；第四个出口 DVAR 指标，未考虑上述三方面的所有问题，将其命名为 DVAR4。在此基础上，对数字金融与企业出口 DVAR 之间的因果关系重新进行检验，具体结果如表 4 所示。不难发现，数字金融发展对企业出口 DVAR 的促进作用未发生明显变化，从而证明了在替换被解释变量的构造方法后，本文结论依旧成立，即本文研究假说 1 具有较强的稳健性。

表 4 出口 DVAR 指标的稳健性

变量	DVAR1	DVAR2	DVAR3	DVAR4
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnindex</i>	0.1660 *** (6.7153)	0.1662 *** (6.7141)	0.1592 *** (6.4225)	0.1639 *** (6.6924)
<i>Other</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	162 618	162 618	162 618	162 618
R <sup>2</sup>	0.1923	0.1933	0.1883	0.1909

注：\*\*\* 代表 1% 的显著性水平。

## (二) 数字金融指标的稳健性考虑

首先，在数字金融替代变量上。前文在回归分析中均基于数字金融发展的多维度加权综合指标，实际上，数字金融发展根据其分支维度的不同，可以分为数字金融覆盖广度、数字金融使用深度、数字金融数字化程度这三个子维度，因此本文以数字金融发展的子维度指标作为数字金融发展水平的替代变量，验证本文结论是否发生变化。结果汇报于表 5 第 (1) — (3) 列。分析可知，在替换数字金融指标后，数字金融发展的贸易增加值效应稳健存在。

其次，在数字金融衡量范围上。本文用地级市层面的数字金融发展指标来替换省级层面的指标，回归结果如表 5 第 (4) 列所示。不难发现，在用地级市层面的指标对数字金融变量进行替换后，数字金融对企业出口 DVAR 的影响并未发生明显变化。

最后，在数字金融作用的独立性上。在数字金融这一金融新业态诞生之前，我国企业进行外部融资的主要方式还是银行信贷，这是因为我国金融结构属于间接融资方式下的银行导向型体系（金祥义和张文菲，2019）<sup>[33]</sup>。为了检验数字金融发展对企业出口 DVAR 的提升效应是独立于传统银行信贷的，即数字金融这一作用的

独立性，本文构造了各省份银行信贷发展规模指标 (*bankscale*)，结果汇报在表 5 第 (5) 列。结果表明，数字金融和银行信贷的系数均在 1% 检验水平上显著为正，表明数字金融发展对企业出口 DVAR 的影响能够独立于银行信贷服务，因此本文研究假说 1 具有较强的稳健性。

表 5 数字金融指标的稳健性

变量	覆盖广度	使用深度	数字化程度	地级市层面	数字金融独立性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnindex</i>	0.0876*** (5.5433)	0.1884*** (7.1905)	0.1010*** (5.6360)	0.1238*** (4.9733)	0.0867*** (4.3150)
<i>bankscale</i>					0.5910*** (8.9540)
<i>Other</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	162 618	162 618	162 618	114 710	162 618
R <sup>2</sup>	0.1871	0.1923	0.1854	0.1927	0.1984

注：\*\*\* 代表 1% 的显著性水平。

### (三) 内生性问题

考虑到出口 DVAR 水平越高的企业在全价值链的嵌入地位越高，越可能通过依托于现代数字技术的数字金融这一途径进行融资，使本文回归结论存在因双向因果导致的内生性问题，从而造成回归结果存在偏差。为了有效解决潜在的内生性问题，本文运用工具变量回归方法对核心结论重新进行检验。在工具变量的选取上，本文参考金祥义和张文菲 (2020)、张勋等 (2019) 的做法，构造了企业经营所在地区与杭州的球面距离变量 (*IV*)，将其作为工具变量进行回归检验。同时本文还汇报了数字金融三个子维度指标的工具变量回归结果，回归结果如表 6 所示。首先，根据表 6 第 (1) 列的结果可知，第一阶段回归结果显示工具变量 (*IV*) 的系数在 1% 水平上显著为负，这表明与杭州距离越近的城市具有越明显的数字技术溢出效应，因此依托于数字技术的数字金融这一新业态能够得到更好的发展，并且 *Kleibergen-Paap* 数值为 200.191，大于弱工具变量检验 10% 的上限值 16.38，显著拒绝了工具变量与原变量无关的假设，说明工具变量选取较为合适；第二阶段的基准回归结果表明，在控制了各类固定效应和其他影响因素后，数字金融的系数依旧显著为正，即随着数字金融的发展，企业出口 DVAR 水平得到明显的提升，进一步证明了本文结论的稳健性。其次，观察第 (2) — (4) 列的回归结果可以得到类似的结论，对此不再赘述。因此，在考虑并解决回归结论中潜在的内生性问题后，数字金融发展对企业出口 DVAR 的提升作用依然显著，这确保了本文研究假说和相关结论的准确性。



表6 工具变量回归

变量	综合指标	覆盖广度	使用深度	数字化程度
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnindex</i>	0.8042*** (7.2581)	0.2313*** (7.4864)	0.4570*** (7.3254)	0.4088*** (7.3634)
第一阶段回归				
<i>IV</i>	-0.0704*** (-14.1539)	-0.0897*** (-13.5752)	-0.1240*** (-26.8307)	-0.1386*** (-17.9311)
<i>Other</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Kleibergen-Paap</i>	200.191	184.519	719.723	321.598
N	110734	110734	110734	110734
R <sup>2</sup>	0.1288	0.1764	0.1897	0.1608

注：\*\*\*代表1%的显著性水平。

## 六、进一步拓展分析：出口DVAR的动态分解

### (一) 出口DVAR分解的微观视角：规模效应与结构效应

本文已经就数字金融对企业出口DVAR的促进作用进行了充足的验证，但尚存一个问题需要进一步探究，即数字金融发展如何影响企业出口DVAR的动态演变，这需要对出口DVAR进行更为细致的内部动态分解。一方面，由于本文研究的出口DVAR是一个比率变量，出口DVAR的增加与分子分母的相对变化速度相关，根据式(2)可知，出口DVAR的增加可能源于出口规模的增长速度高于中间品进口的增长速度，也可能源于中间品进口规模的缩减速度高于出口规模的缩减速度，前者是全球价值链攀升的优化路径，体现为我国企业出口DVAR的良性增长；后者多反映为在外部市场发生需求冲击时，以本土中间品替代进口中间品后，出现企业出口DVAR虚假增长的现象，而这种方式下的出口DVAR提升是以牺牲企业参与全球价值链分工的深度和广度为代价的，并不利于我国全球价值链地位的真正升级(邵朝对和苏丹妮, 2019)。本文将数字金融引起企业中间品和出口规模的变化称之为规模效应。另一方面，企业出口DVAR的增加还与企业贸易方式的转变相关，这与企业采取一般贸易方式比加工贸易方式具有更高的出口DVAR水平的结论是一致的(Manova and Yu, 2016)，因此数字金融发展对企业出口DVAR的促进作用可能源于企业贸易方式的转变，本文将这种情况称之为结构效应。

基于上述分析，本文从规模效应和结构效应对企业出口DVAR进行微观分解，以此探究数字金融发展对企业出口DVAR的动态效应。在规模效应处理上，本文就数字金融对企业出口规模与企业中间品进口规模的影响展开回归分析；在结构效应处理上，本文关注的是数字金融对企业不同贸易方式的转变作用，因此需要构建一个虚拟变量作为被解释变量，当企业出口贸易方式在 $t$ 期为加工贸易，在 $t+1$ 期转变为一般贸易时，对该虚拟变量赋值为1，否则赋值为0。据此，对数字金融发

展带来的规模效应和结构效应进行检验，回归结果见表7。首先，分析第(1)、(2)列结果可知，在控制其他可能影响因素后，数字金融发展不但促进了企业出口规模的增长，而且增加了企业中间品进口的规模，并且第(1)列结果中的系数大于第(2)列的系数，这意味着在规模效应上，企业出口DVAR的提升是因为出口规模增长速度大于中间品进口的增长速度，即该结果是企业深度参与全球价值链后的出口DVAR升级，是本土企业在全价值链攀升的优化情景。其次，观察第(3)列和第(4)列结果可以发现，不论是采用Probit还是Logit的计量分析方法，所有结果均表明数字金融发展能够显著提高企业贸易结构转换的概率，即有助于企业从加工贸易方式转变为一般贸易方式，从而证明了数字金融发展对企业出口DVAR结构效应的存在性。综上，数字金融对企业出口DVAR的提升存在规模效应和结构效应，这两个效应均提高了本土企业参与全球价值链分工所创造的贸易增加值。

表7 规模效应和结构效应的检验结果

变量	规模效应		结构效应	
	出口	中间品进口	Probit	Logit
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnindex</i>	2.8330*** (11.1015)	0.7698*** (2.6735)	0.4692*** (7.9478)	1.0038*** (7.9160)
<i>Other</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Firm</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	162 618	162 618	65 712	65 712
R <sup>2</sup>	0.1984	0.1976	0.0123	0.0122

注：\*\*\*代表1%的显著性水平。

## (二) 出口DVAR分解的宏观视角：行业内资源配置的动态调整

微观视角层面出口DVAR的分解研究证实了数字金融发展优化了企业全球价值链的升级路径，推动了出口DVAR的良性增长。不同企业个体出口DVAR的变化组成了较为宏观的行业层面的出口DVAR的演变，若数字金融促进了企业出口DVAR的升级，那么是否改善了行业层面出口DVAR的资源再配置，进而形成市场资源在配置上的动态优化？为了对行业出口DVAR水平进行动态分解，检验市场资源在行业内部的重配置效应，本文参考Melitz和Polanec(2015)<sup>[34]</sup>的理论分析框架对行业出口DVAR进行动态分解，将其划分为存活企业、新进企业和退出企业的出口DVAR变化，具体的动态分解方程式为：

$$\begin{aligned} \Delta DVAR_{jt} = & \underbrace{\sum_{i \in D} \bar{s}_i \times \Delta DVAR_{it}}_{\text{组内效应}} + \underbrace{\sum_{i \in D} \Delta s_{it} \times (\overline{DVAR}_i - \overline{DVAR}_j)}_{\text{组间效应}} \\ & + \underbrace{\sum_{i \in Enter} s_{it} \times (DVAR_{it} - \overline{DVAR}_j)}_{\text{进入效应}} - \underbrace{\sum_{i \in Exit} s_{it-1} \times (DVAR_{it-1} - \overline{DVAR}_j)}_{\text{退出效应}} \quad (11) \end{aligned}$$

其中,  $i$ 、 $j$ 、 $t$  分别表示企业、行业、年份;  $D$ 、 $Enter$ 、 $Exit$  分别表示存活企业、进入企业、退出企业的样本集合;  $s$  表示权重, 用出口市场份额来衡量; 带上划线的变量表示该变量在  $t$  期和  $t-1$  期的平均值;  $\Delta$  表示该变量  $t$  期与  $t-1$  期的差值。根据式 (11) 可知, 要将行业出口 DVAR 的变化分为四个部分, 四个部分依次称之为组内效应、组间效应、进入效应和退出效应。此外, 将组间效应、进入效应和退出效应进行加总可以得到资源的重配置效应。

据此, 本文对行业出口 DVAR 进行动态分解, 结果如表 8 所示。在行业出口 DVAR 的动态分解中, 组间效应对其变化起到的作用最大, 相应的贡献率为 89.55%; 组内效应对行业出口 DVAR 变化的贡献率位于第二, 贡献程度为 15.45%; 退出效应引起了行业 12.73% 的出口 DVAR 变动; 进入效应对行业出口 DVAR 的增长起到了负向作用。上述结果表明, 行业出口 DVAR 的大部分变化是由存活企业之间的出口市场份额变动所引起的, 存活企业自身出口 DVAR 的增加和低出口 DVAR 企业退出市场的行为, 也使得行业出口 DVAR 出现了增长, 另外, 新进入企业往往具有较低的出口 DVAR, 因此降低了整个行业出口 DVAR 的增长。市场资源重配置效应的贡献率为 84.55%, 这表明整体上市场资源由低出口 DVAR 的企业向高出口 DVAR 的企业进行转移, 进而实现市场资源配置的优化, 最终促进了行业出口 DVAR 的升级。

表 8 行业出口 DVAR 的动态分解结果

变量	总变化	组内效应	组间效应	进入效应	退出效应	资源重配置效应
$\Delta DVAR$ 变化	0.0220	0.0034	0.0197	-0.0039	0.0028	0.0186
贡献率 (%)	—	15.45	89.55	-17.73	12.73	84.55

## 七、结论与政策建议

随着数字技术革命在全球范围内的兴起, 依托于新一轮数字技术的数字金融这一新业态开始蓬勃发展, 为我国企业提升出口 DVAR 水平和提高全球价值链地位提供了新的机遇。结合现有数据库, 本文就数字金融与企业出口 DVAR 之间的关系展开了系统的分析, 结果表明: 数字金融发展显著促进了企业出口 DVAR 的提升, 是促进企业出口 DVAR 增长的重要因素, 并且该促进作用存在着样本异质性; 渠道检验表明, 融资约束是影响企业全球价值链升级的主要障碍, 数字金融发展能够降低企业面临的融资约束, 进而促进企业出口 DVAR 的增长; 数字金融发展对企业出口 DVAR 的动态分解有着重要影响, 微观层面上, 优化了企业出口和中间品进口的规模, 推动了企业贸易方式的转变, 最终促进了企业出口 DVAR 的本地化路径升级; 宏观层面上, 行业内资源重配置效应对整个行业出口 DVAR 的增长起到了关键的作用。因此, 数字金融发展是提高企业出口 DVAR 水平的重要方式, 对提高我国企业在全价值链中的地位具有不可忽视的作用。

根据上述结论,本文就如何利用数字金融发展来推动企业出口DVAR升级提出以下建议:第一,做好数字金融发展的宏观布局,提高数字金融服务于出口贸易的积极作用,赋能我国企业出口新优势。数字金融作为崭新的金融新业态,还处于前期发展之中,但数字金融依托的数字技术能够有效服务于我国实体经济,近年来我国数字经济规模得到了长足发展,这为数字金融创造了良好的发展环境,但数字金融仍有待进一步的发展。对此,政府和相关督导部门应出台相关引导政策,推动数字金融行业扶持政策的落实,促进数字金融发展稳步向前,加强数字金融服务对我国对外贸易的作用,进而提高我国企业出口DVAR的水平。第二,发挥数字金融提升企业外部融资的优势,提升数字金融的价值链跃升效应。数字金融作为结合数字技术的金融新业态,其底层逻辑是基于大数据、人工智能、云计算等现代数字技术的应用,因此,数字金融比传统金融的服务覆盖范围更广,在提供企业外部资金融通上具有一定的优势,这意味着如何有效利用数字金融将关乎未来我国企业DVAR的发展。相关政府部门可以设立数字金融发展创新基地和数字金融监督管理委员会,通过颁布与数字金融发展相关的政策提案,推动我国数字金融行业的平稳发展,尤其需要关注数字金融发展对中小出口企业外部融资的潜在优势,大力推动数字金融等新兴金融产业链的发展,进而真正发挥数字金融发展产生的价值链跃升效应。

#### [参考文献]

- [1] CHOR D, MANOVA K, YU Z. Growing Like China: Firm Performance and Global Production Line Position [R]. NBER Working Paper, 2020, 27795.
- [2] SHIN N, KRAEMER K L, DEDRICK J. Value Capture in the Global Electronics Industry: Empirical Evidence for the “Smiling Curve” Concept [J]. Industry and Innovation, 2012, 19 (2): 89-107.
- [3] 马述忠, 张洪胜, 王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据 [J]. 中国社会科学, 2017 (1): 83-107+206.
- [4] MANOVA K, YU Z. How Firms Export: Processing vs. Ordinary Trade with Financial Frictions [J]. Journal of International Economics, 2016 (100): 120-137.
- [5] 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, 54 (8): 71-86.
- [6] BECK T. Financial Development and International Trade: Is there a Link? [J]. Journal of International Economics, 2002, 57 (1): 107-131.
- [7] KLETZER K, BARDHAN P. Credit Markets and Patterns of International Trade [J]. Journal of Development Economics, 1987, 27 (1-2): 57-70.
- [8] CHANEY T. Liquidity Constrained Exporters [R]. NBER Working Paper, 2013, 19170.
- [9] MANOVA K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms and International Trade [R]. NBER Working Paper, 2008, 14531.
- [10] 张盼盼, 张胜利, 陈建国. 融资约束、金融市场化与制造业企业出口国内增加值率 [J]. 金融研究, 2020 (4): 48-69.
- [11] 易行健, 周利. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据 [J]. 金融研究, 2018 (11): 47-67.
- [12] LI J, WU Y, XIAO J J. The Impact of Digital Finance on Household Consumption: Evidence from China [J].

- Economic Modelling, 2020 (86): 317-326.
- [13] 金祥义, 张文菲. 数字金融与企业跨国并购: 事实考察与机理分析 [J]. 经济科学, 2021 (6): 56-72.
- [14] 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, 17 (4): 1557-1580.
- [15] 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, 36 (5): 52-66+9.
- [16] MCKILLOP D G, WARD A M, WILSON J O S. The Development of Credit Unions and Their Role in Tackling Financial Exclusion [J]. Public money and management, 2007, 27 (1): 37-44.
- [17] GOMBER P, KOCH J A, SIERING M. Digital Finance and Fin Tech: Current Research and Future Research Directions [J]. Journal of Business Economics, 2017, 87 (5): 537-580.
- [18] LEE I, SHIN Y J. Fintech: Ecosystem, Business Models, Investment Decisions and Challenges [J]. Business horizons, 2018, 61 (1): 35-46.
- [19] 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, 17 (4): 1489-1502.
- [20] JAGTIANI J, LEMIEUX C. Do Fintech Lenders Penetrate Areas that are Underserved by Traditional Banks? [J]. Journal of Economics and Business, 2018 (100): 43-54.
- [21] 邵朝对, 苏丹妮. 产业集聚与企业出口国内附加值: GVC 升级的本地化路径 [J]. 管理世界, 2019, 35 (8): 9-29.
- [22] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. American Economic Review, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [23] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制 [J]. 经济研究, 2013, 48 (10): 124-137.
- [24] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41 (2): 527-543.
- [25] AHN J B, KHANDELWAL A K, WEI S J. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. Journal of International Economics, 2011, 84 (1): 73-85.
- [26] WANG Z, WEI S J, ZHU K. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels [R]. National Bureau of Economic Research, 2013, 19677.
- [27] 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, 19 (4): 1401-1418.
- [28] 余森杰, 金洋, 张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算 [J]. 经济研究, 2018, 53 (5): 56-71.
- [29] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. The Economic Journal, 2015, 125 (585): 943-988.
- [30] 周念利. 中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角 [J]. 金融研究, 2014 (9): 84-98.
- [31] 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.
- [32] 申广军, 姚洋, 钟宁桦. 民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题 [J]. 管理世界, 2020, 36 (2): 41-58+217.
- [33] 金祥义, 张文菲. 金融结构与出口持续时间 [J]. 国际金融研究, 2019 (10): 19-29.
- [34] MELITZ M J, POLANEC S. Dynamic Olley - Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit [J]. The Rand Journal of Economics, 2015, 46 (2): 362-375.

(责任编辑 王 瀛)



## Does Digital Finance Development Promote Firm's Export Domestic Value-added?

JIN Xiangyi ZHANG Wenfei

**Abstract:** The development of digital finance has had a profound impact on firm's trade. Based on this, this paper studied the relationship between digital finance and firm's export domestic value-added ratio (DVAR). The research finds that the development of digital finance has significantly increased the level of firm's export DVAR, which has an obviously heterogeneous effect. Channel test shows that development of digital finance has reduced the financing constraints faced by firms, thus promoting firms' export DVAR. Further research shows that after considering the issues such as robustness of the core indicators, the endogeneity, and etc., the role of digital finance in promoting firm's export DVAR is still significant. In addition, the result of dynamic decomposition of export DVAR shows that the market resource reallocation effect is the main reason affecting export DVAR growth. Therefore, the research in this paper confirms the economic benefits of the development of digital finance is the main way for firms to break through value chain "low-end lock-in", and to realize the localization path of the global value chain jump.

**Keywords:** Digital Finance; Export Domestic Value-added; Financing Constraints; Global Value Chain Upgrade