

DOI: 10.19361/j.er.2022.03.07

数字经济对经济“脱实向虚”的影响:来自上市公司的证据

杨名彦 浦正宁*

摘要:数字经济是中国经济发展的新动能。在推动数字经济发展的同时,要促进数字经济与实体经济深度融合并且防止数字经济发展加剧经济“脱实向虚”。本研究以中国沪深A股实体上市公司为研究样本,分析了数字经济对实体企业金融化的影响程度与作用机制。研究发现数字经济发展在整体上对企业金融化具有正向影响。作用机制检验表明,数字经济发展通过缓解融资约束、加剧企业金融化的“传染效应”推进了企业金融化。研究还发现数字经济发展对企业金融化的影响存在产权异质性、政策支持异质性及地区异质性。除此之外,企业对数字技术的投资和使用缓解了数字经济发展对企业金融化的促进作用。本研究拓展了企业金融化的影响因素研究,也为数字经济发展中的风险防范、企业金融化的合理管控提供了依据。

关键词:数字经济;企业金融化;“脱实向虚”;传染效应

中图分类号: F124; F832

一、引言

近年来,数字经济蓬勃发展,成为经济发展的新引擎(许宪春、张美慧,2020)。据统计,2020年中国数字经济规模达到39.2万亿元,占GDP比重达38.6%^①。抓住数字经济发展的机遇,借助数字红利,推动互联网、大数据、人工智能等数字技术在实体经济中的应用,是振兴实体经济,构建双循环新发展格局的有效路径。《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》也提出,“发展数字经济,推进数字产业化和产业数字化,推动数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群”。但在实践中,一些数字经济的发展模式,特别是以互联网产业为代表的数字经济发展模式往往依托于金融资本的高速推动,呈现出金融深化的虚拟经济发展特征。与此同时,中国宏观经济在总体上也呈现出“脱实向虚”的趋势,容易造成高质量实体经济供给不充分,对实体经

*杨名彦,东南大学经济管理学院,邮政编码:211189,电子信箱:yangmingyan@seu.edu.cn;浦正宁(通讯作者),东南大学经济管理学院,东南大学数字经济研究中心,邮政编码:211189,电子信箱:puzhengning@seu.edu.cn。

本文得到国家社会科学基金项目“基于多维大数据融合的中国宏观经济运行预警体系构建研究”(项目编号:19BJL024)的资助。感谢匿名审稿人及编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

①资料来源:中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书(2021)》。

经济发展造成阻碍,是中国实体经济发展的潜在威胁(汤铎铎等,2020)。那么,在中国,数字经济发展与经济“脱实向虚”是否有关联?数字经济发展能否缓解经济“脱实向虚”?回答上述问题有利于廓清数字经济发展对实体经济产生的具体影响,同时也可以进一步认清经济“脱实向虚”的原因。

经济“脱实向虚”多表现为资本流向金融领域,经济活动中心逐渐转移到金融活动中,呈现出经济金融化现象。经济金融化一定程度上可以提高资本转换效率,从而促进实体经济发展(吴少将,2020)。但经济过度金融化容易滋生投机行为,导致资本越来越多地配置到金融部门,从而挤出对工业部门的长期投资,对实体经济的稳健发展产生不利影响,甚至最终导致金融风险的系统性传染与扩散进而引发金融危机(Zheng et al., 2019)。为避免上述状况的产生,引导经济运行从“脱实向虚”走向“脱虚向实”,中国政府多次提出金融的本质是服务于实体经济,金融资源要向实体经济倾斜。2018年习近平总书记在广东视察时明确强调“从大国到强国,实体经济发展至关重要,任何时候都不能脱实向虚”。^①《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》也指出,要推动金融更好服务实体经济,健全现代流通体系。然而从宏观数据判断,改善“脱实向虚”仍需持续发力。图1展示了中国工业、金融业和数字经济发展趋势的对比,依据金融业增加值占GDP比重数据,可以发现中国国民经济对金融部门的直接依赖程度持续上升。从图中可看出,2005年后中国金融业增加值占GDP比重呈现持续增加的趋势,2016—2019年金融业增加值占比短暂下降,2020年出现反弹趋势。而作为实体经济的主要组成部分,工业增加值占GDP比重持续下降。2005年以来,人工智能、区块链、云计算、大数据等数字技术持续完善,互联网用户数连续增长,智能手机不断普及,新业态接连涌现,正是中国数字经济高速发展的时期。从规模数据看,中国数字经济规模由2005年的2.6万亿元增长到2020年的39.2万亿元,年均增长率达到21%。^②从图1也可以直观地看到近年来数字经济的高速发展。上述宏观数据展现出中国的数字经济发展与经济“脱实向虚”呈现了一种同步性的趋势,令人不由思考:数字经济的高速发展是否对经济“脱实向虚”产生了影响?

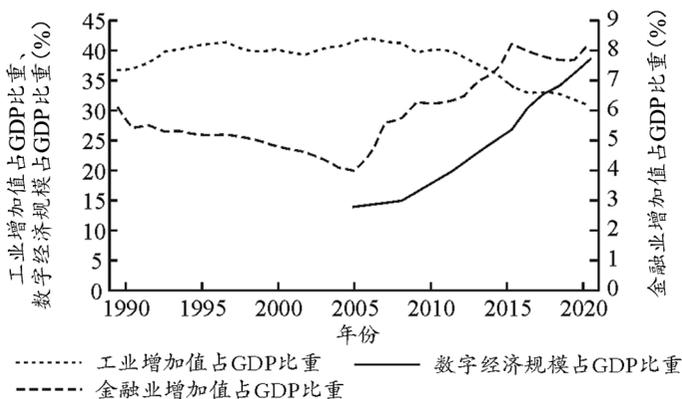


图1 工业、金融业及数字经济发展趋势对比图

^①参见人民网:《经济发展任何时候都不能脱实向虚》,网址 <http://finance.people.com.cn/n1/2018/1102/c1004-30378529.html>。

^②有关数字规模数据来源于中国信息通信研究院发布的《中国数字经济发展白皮书》。

阅读所及,尚无文献就数字经济对经济“脱实向虚”的影响进行直接考察,少数学者考察了数字经济对实体经济的影响。汪亚楠等(2020)使用280个地级市数据考察了数字金融发展对实体经济的影响,研究发现,数字金融能够显著提振中国实体经济发展。姜松和孙玉鑫(2020)基于中国290个城市的截面数据实证考察了数字经济对实体经济的影响后发现,数字经济对实体经济存在“挤出效应”。上述研究丰富了学界对数字经济与实体经济之间关系的认识,但在研究视角和研究数据方面仍具有改进之处。姜松和孙玉鑫(2020)指出,数字经济带来的变革具有“优先序”,金融等第三产业最先改变,对实体经济的影响仍处在“过渡阶段”。在此“过渡阶段”,实体企业是借助数字经济发展契机实现转型升级,还是在数字经济快速发展背景下进行投资获益?为此,本文在机制分析基础上,以沪深A股实体上市公司为样本,基于测算的城市级别数字经济发展水平,考察数字经济发展对企业金融化的影响及其内在机制。相较于现有文献,本文的贡献主要体现在三个方面。(1)拓展了企业金融化影响因素的研究。既有文献忽略了数字经济发展对企业金融化的影响。本文研究发现数字经济发展对企业金融化具有显著的促进作用,这有助于全面揭示企业金融化的影响因素。(2)补充了数字经济发展后果的文献。现有研究多从积极的方面揭示了数字经济发展带来的变化,就数字经济发展对实体企业经营变化,尤其是实体企业金融化的影响缺乏深入研究,本文丰富了数字经济发展对微观企业影响效应的相关研究文献,进一步拓展了对数字经济发展的认识。(3)本文将数字经济与企业金融化纳入同一分析框架,从融资约束、传染效应两个渠道,刻画了数字经济发展对实体企业金融化的影响机制,一定程度上解释了当前数字经济与实体经济融合发展中的阻碍,同时也有助于揭示数字经济发展的潜在风险。本文研究结论为管控实体企业金融化,推动实体经济发展提供了微观经验证据。

二、文献综述与理论分析

(一)文献综述

本文探讨数字经济发展对企业金融化的影响作用,相关研究包含技术发展与企业金融化、个体企业的微观决策选择以及新兴数字经济发展模式变化等三个方向。

在技术与金融化关系方面,Currie和Lagoarde-Segot(2017)指出金融化和技术变革代表着一个硬币的两面,二者相互促进。Lagoarde-Segot(2017)将金融化阐述为经济管制放松、信息技术发展、“股东价值范式”兴起三者在不同层面上作用的结果,可见技术发展在金融化过程中发挥着重要作用。陈波(2018)指出美国信息技术范式的形成过程与经济金融化过程从时间点上具有一致性,信息技术进步成为经济金融化的技术推力,信息技术发展为经济金融化提供了技术基础和物质条件。一方面,信息技术的快速发展带动了计算机、通信等产业发展,基于这些产业的金融衍生品也随之增加,从而推动了金融化发展(陈波,2018)。另一方面,信息通信技术等新型技术在金融领域得以应用,为经济金融化提供了高效率的技术服务和平台支持,金融市场交易规模与交易速度大大提升,这成为经济金融化的重要原因。Drummer等(2017)通过构建信息通讯技术影响金融化的框架分析表明信息通讯技术从根本上推动了银行的“去中介化”,影响了市场微观结构和投资活动,促成了交易量增大、新型金融衍生品产生、市场分割状况发生变化的市场表现,从而对金融化产生影响。Ma和McGroarty(2017)也运用案例分析阐述了高频交易、情感分析、移动智能设备等金融“社交机器”对金融化的促进作用。

在微观企业决策方面,作为经济“脱实向虚”的微观表现,个体企业的“脱实向虚”表现出企业在经营过程中的投资偏向。在实体企业利润下滑、金融和房地产业利润丰厚的背景下,受到资本套利或资金储备等动机驱使,实体企业越来越偏离主营业务收入,将实业资本投入到金融业和房地产业中,出现实体企业金融化现象(王红建等,2017)。作为经济金融化的微观层面,企业过度金融化对实体经济具有不利影响(胡海峰等,2020)。为了有效防范实体企业过度金融化,现有文献从企业的外部经营环境和内部治理环境两个方面对企业金融化的影响因素进行了丰富的研究(于连超等,2021;黄贤环等,2019;杜勇等,2019)。外部因素主要包括经济政策不确定性、产业政策、政府补助、税收政策、社会信任、民间金融发展等,内部因素主要包括企业业绩、企业社会责任、内部控制、高管背景等。同时也有学者指出,实体企业金融化存在“传染效应”(李秋梅、梁权熙,2020)。以上研究为企业金融化影响因素分析提供了广泛的证据,但缺乏数字经济发展对企业金融化影响的研究。

在新兴产业模式方面,数字经济发展给经济发展模式带来巨大的变化,其中最为明显的是,数据成为新的生产要素^①。数据被收集、挖掘并应用在经济活动中,在数字产业化和产业数字化过程中发挥着关键作用。众多学者也就数字经济带来的宏观影响进行了广泛的研究,涉及消费、就业、企业分工、创新、贸易等各个方面(赵涛等,2020;施炳展、李建桐,2020)。也有部分学者关注到数字经济给微观企业层面带来的影响。比如,易靖韬和王悦昊(2021)研究表明企业数字化转型对企业扩大出口具有正向影响。李小忠(2021)基于生命周期理论研究发现,数字经济发展对处于成熟期企业的价值提升具有显著的促进作用,而对处于初创期和成长期企业的价值提升没有显著影响。祁怀锦等(2020)指出,企业数字化程度越高,企业治理水平越高。上述研究从多个方面考察了数字经济发展对当今经济带来的影响,但微观企业层面的研究仍具有可拓展之处。

(二)理论分析与研究假说

企业融资约束和企业间“传染效应”是影响企业金融化的重要因素,而数字经济的发展可以通过以下两种途径促进企业金融化。

第一,缓解融资约束。数字经济拓宽了企业的融资来源。一方面,传统金融服务在数字经济环境下不断转型升级,使用大数据和人工智能等数字技术开发创新型金融产品,提高金融服务效率(王达,2018)。另一方面,数字经济的发展催生出企业发票融资、供应链融资、贸易融资等新型数字金融融资模式(黄锐等,2021)。无论是传统金融业借助数字技术实现金融服务的变革,还是数字经济催生的数字金融,都能够提高金融服务效率,降低企业融资成本。Demertzis等(2018)也指出智能算法、云计算等数字技术可以赋能新的商业模式,有助于降低金融服务成本。数字经济还可以降低银企之间信息不对称性进而缓解融资约束(Goldfarb and Tucker,2019)。企业借助信息技术能够向银行便捷地提供经营的相关数据信息,同时银行能够借助大数据技术与科技金融公司的服务,依据企业经营产生的大数据分析企业的经营状况并做出判断。此外,银行还可以借助互联网实时、全面地了解企业的发展情况,从而大大降低银企之间的信息不对称性。

^①《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》提出,加快培育数据要素市场,明确将数据列为生产要素之一。

在不同动机下,融资约束对企业金融化的影响有所差异。企业金融化的动机主要分为“蓄水池”和“投资替代”(Demir,2009)。依据“蓄水池”动机,当企业融资约束较低时,企业将资金投入主体生产活动中而不会进行金融项目投资。依据“投资替代”动机,当企业融资约束较低时,企业具有更加充裕的资金满足金融投资的需要。企业为了资本套利将资金用于金融资产投资以获得较高的收益率。张成思和张步昙(2016)研究表明,“蓄水池”动机并非中国实体企业金融化的主要原因。杜勇等(2019)、黄贤环等(2019)研究也表明,当企业融资约束较低时,企业金融化程度更高。因此,数字经济的发展对融资约束的缓解作用为企业金融化提供了资金,从而促进了企业金融化。

第二,加剧“传染效应”。企业的金融投资决策过程不仅取决于自身情况,也会受到同群企业决策行为的影响,即企业金融化行为存在同群企业之间的“传染效应”。究其原因,一方面,处于信息不对称环境中的焦点企业会倾向于模仿它们认为具有信息优势的企业的金融化行为以期望获得更高收益,即使它们观察到的信息优势并非事实(Lieberman and Asaba, 2006)。另一方面,当其他企业进行了金融投资时,为了保持相对竞争均势,焦点企业也会做出相同或相似的金融投资决策。此外,金融项目投资往往具有较高的专业性和不确定性,容易造成投资失败的后果,从而给企业管理者的声誉带来损失。企业管理者为了避免做出错误决策会倾向于模仿其他企业管理者的行为。

数字经济发展发挥信息效应,会加剧企业金融化的“传染效应”。根据前文企业金融化“传染效应”成因的分析,企业金融化的“传染效应”依赖于信息不对称性的存在以及信息的传递。数字经济发展产生了大量的信息,同时提高了信息传播速度和传播效率,很大程度上降低了信息的获取成本,使企业间沟通更加畅通。一方面,数字经济发展增强了企业间金融化“模仿”的动机。数字经济时代信息繁杂,尽管企业投资渠道增多,但同时也存在信息辨识困难的现象。加之金融投资具有较强的不确定性,一旦投资失败将给企业带来较大损失。在此情况下模仿其他企业的决策能够有效降低决策成本及风险。另一方面,数字经济发展促进了企业间金融化“模仿”的可能性。数字经济发展使得企业间信息交流更加快捷,焦点企业能够更为迅速地感知同群企业的金融投资信息,并根据同群企业的金融投资行为迅速做出反应。由此,数字经济发展加剧了同群企业之间金融化的“传染效应”,进而促进企业金融化。基于上述分析,本文提出以下研究假设:

H1a:数字经济发展对企业金融化具有促进作用。

作为数字经济中的重要一环,企业数字化转型是数字经济在单个市场主体中的运行情况,具体表现为企业基于互联网和信息技术向企业管理智能化、数字化转变,实现企业经营、生产、创新等模式的革新。简言之,企业数字化转型是新型数字技术在实体企业中的具体应用。实体经济进行数字化转型已然成为趋势,企业进行数字技术投资和使用的需求、必要性逐渐上涨(何帆、刘红霞,2019)。一方面,企业加大对数字技术相关资产的投资,或将对企业的金融投资发挥“挤出效应”,从而抑制企业金融化。企业数字化转型要先进行技术和资源等硬件条件的投资,包括智能财务软件、智能管理系统、云存储技术等。企业购买数字技术并使用需要投入相关购买及使用费用,在企业资金一定的情况下,企业将有限的资金投入数字技术中,将挤占企业进行金融投资的资金,从而对企业金融化产生“挤出效应”。另一方面,新兴数字技术的使用可以促进企业主营业务发展,进而抑制企业金融化。何帆和

刘红霞(2019)以中国沪深A股上市公司为样本考察实体企业数字化变革对业绩提升效应发现,企业数字化转型通过降低成本费用、提高资产使用效率、增强创新能力,显著提升企业的业绩水平。祁怀锦等(2020)从公司治理水平视角考察发现,企业数字化转型能够通过降低信息不对称程度和管理者决策行为的非理性程度进而对公司治理水平产生正向促进作用。上述企业数字化转型给企业主营业务带来的利好影响,能够提高企业生产效率,提升企业主营业务收益率。企业出于追求利润最大化的目的进行金融项目的投资,当企业主营业务收益率提升时,企业将注重发展主营业务,其金融化动机会大大削弱,从而减弱企业金融化程度。基于以上分析,本文提出以下研究假设:

H1b:数字经济发展对企业金融化具有抑制作用。

三、研究设计

(一)实证模型设定

为验证数字经济发展对企业金融化的影响,本文构建如下待检验模型:

$$Fin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{ct} + \alpha Controls + \sum Firmfe + \sum Yearfe + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中:下标*i*为企业,*c*为城市,*t*为年度。 Fin_{it} 表示各上市公司的金融化程度, DIG_{ct} 表示上市公司经营所在城市的数字经济发展水平, $Controls$ 表示控制变量,包括企业层面的控制变量和城市层面的控制变量, $Firmfe$ 为企业固定效应, $Yearfe$ 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。如果 α_1 显著大于0,则表明数字经济发展对企业金融化具有促进作用,假设H1a成立;如果 α_1 显著小于0,则表明数字经济发展对企业金融化具有抑制作用,假设H1b成立。

(二)变量定义

1. 被解释变量

本文主要考察数字经济发展对企业金融化的影响,被解释变量为企业金融化程度。当前衡量上市公司金融化程度的方法主要包括资产衡量法和收益衡量法。本文重点揭示数字经济发展对企业投资行为的影响,金融收益具有不确定性,使用资产衡量法计算的企业金融化程度更能直观地反映企业对金融资产的投资情况。参考戴贇等(2018)的做法,本文使用上市公司金融资产占总资产的比重衡量企业金融化程度(Fin)。金融资产具体包括:货币资金、交易性金融资产、可供出售的金融资产、持有至到期投资、长期股权投资、应收股利、应收利息和投资性房地产。

2. 解释变量

本文解释变量为数字经济发展水平。目前,有关数字经济发展水平的测度主要集中于省级层面,城市级别数字经济发展水平的测度研究较少。本文考察宏观数字经济发展对企业金融化的影响,相较于企业所在省的数字经济发展水平,使用企业所在城市的数字经济发展水平进行分析更为准确。就衡量指标而言,北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数被广泛应用于实证研究中。数字普惠金融指数主要通过消费端的数字金融数据汇总编制,仅以该指标衡量数字经济发展水平过于片面。借鉴赵涛等(2020)的做法,本文从互联网普及率、互联网相关从业人员情况、互联网发展相关产出情况、移动电话普及率和数字普惠金融五个方面对城市级别数字经济发展水平进行测度。具体而言,使用百人中互联网

宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量、百人中移动电话用户数和数字普惠金融指数 5 个指标。本文运用熵权法将以上 5 个指标进行降维处理得到城市级别数字经济发展水平指标 (*DIG*)^①。有关互联网发展、从业人数、电信业务、移动电话指标原始数据来源于《中国城市统计年鉴》,数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心。

3. 控制变量

企业层面的控制变量包括企业规模 (*Size*)、资产负债率 (*Lev*)、资产利润率 (*ROA*)、销售利润率 (*ROS*)、成长能力 (*Growth*)、托宾 *Q* (*Tq*)、流动资产状况 (*Liq*)、董事会规模 (*Board*)、两职合一 (*Dual*)、第一大股东占比 (*Top1*),地区层面的控制变量包括经济发展水平 (*Eco*)、教育水平 (*Edu*)、房地产发展 (*RE*)。

上述变量定义及计算方法见表 1。

表 1 变量定义

变量	含义	测算方法
<i>Fin</i>	企业金融化	金融资产/总资产
<i>DIG</i>	数字经济发展水平	数字普惠金融指数、百人中互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量和百人中移动电话用户数通过熵权法计算得到
<i>Size</i>	企业规模	企业总资产(元)的自然对数
<i>Lev</i>	资产负债率	负债/资产总计
<i>ROA</i>	资产利润率	净利润/总资产
<i>ROS</i>	销售利润率	营业利润/营业总收入
<i>Growth</i>	成长能力	营业收入增长率
<i>Tq</i>	托宾 <i>Q</i>	市值/总资产
<i>Liq</i>	流动资产状况	流动资产/总资产
<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数取自然对数
<i>Dual</i>	两职合一	董事长与总经理是同一个人则为 1, 否则为 0
<i>Top1</i>	第一大股东占比	第一大股东持股比例
<i>Eco</i>	经济发展水平	人均 GDP(元/人)的对数
<i>Edu</i>	教育水平	普通高等学校在校学生数(百万人)
<i>RE</i>	房地产发展	房地产开发投资完成额占地区生产总值比重

(三) 样本选择与数据来源及处理

本文选取中国 2011—2018 年的全部 A 股上市公司作为研究样本,按照以下步骤进行数据清洗:(1)考虑到金融业和房地产业企业在投资数据方面的特殊性,剔除了属于金融行业和房地产行业的上市公司。(2)基于 ST 状态企业的财务数据的特殊性,剔除了处于 ST 状态的上市公司。(3)基于数据可得性剔除了数据缺失严重的上市公司。(4)为减轻极端值的影响,对企业层面所有连续变量进行了缩尾处理。本文所使用的上市公司微观数据来源于中国经济金融研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR),所使用的地区及行业宏观数据来源于中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services Platform, CNRDS),数字普惠金融指数来源于北京大学数字金融研究中心(郭峰等,2020)。

变量的描述性统计见表 2。^②

①实证中将熵权法结果除以 100。

②限于篇幅,主要变量相关性检验结果未列出,备索。

表2 描述性统计

变量	Mean	SD	Min	Max	P5	Median	P95
<i>DIG</i>	0.4126	0.0554	0.2888	0.5383	0.3334	0.4047	0.5238
<i>Fin</i>	0.2527	0.1601	0.0011	0.7729	0.0636	0.2127	0.5796
<i>Size</i>	22.0296	1.2640	14.9416	26.0450	20.3123	21.8677	24.4048
<i>Lev</i>	0.4104	0.2078	0.0071	0.9065	0.0982	0.3984	0.7674
<i>ROA</i>	0.0354	0.0967	-4.9465	0.1856	-0.0506	0.0383	0.1234
<i>ROS</i>	0.0580	0.6315	-54.3894	0.5679	-0.1347	0.0747	0.3225
<i>Growth</i>	0.1875	0.4485	-0.9853	3.0657	-0.2524	0.1120	0.8314
<i>Tq</i>	2.0649	1.3176	0.1528	8.7833	1.0088	1.6343	4.5730
<i>Liq</i>	0.5671	0.2033	0.0000	0.9624	0.1963	0.5847	0.8740
<i>Board</i>	2.1331	0.1992	1.0986	2.7081	1.7918	2.1972	2.3979
<i>Dual</i>	0.2851	0.4515	0	1	0	0	1
<i>Top1</i>	0.0035	0.0015	0.0000	0.0075	0.0014	0.0033	0.0062
<i>Eco</i>	11.3755	0.5191	9.0912	13.0557	10.3978	11.4593	12.0655
<i>Edu</i>	0.3385	0.2849	0.0012	1.1000	0.0241	0.2193	0.8893
<i>RE</i>	0.1464	0.0677	0.0128	1.0707	0.0581	0.1319	0.2573

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表3报告了模型(1)的检验结果。从表3的列(1)可以看出,数字经济发展水平(*DIG*)的回归系数为0.2530,且通过1%水平的显著性检验,说明数字经济发展水平越高,企业金融化程度越高,即数字经济发展促进了企业金融化。为了使检验更加准确,本文控制了一系列企业层面变量,结果如列(2)所示,*DIG*的估计系数依然在1%的水平下显著为正,之后本文进一步加入了地区层面的控制变量,回归结果如列(3)所示,*DIG*的估计系数依然在1%的水平下显著为正,说明数字经济发展对企业金融化的促进作用较为稳健,验证了本文的假设H1a,即数字经济发展对企业金融化具有促进作用。究其原因,如姜松和孙玉鑫(2020)所言,从数字经济与产业经济融合特征看,与数字经济融合发展较好的多为金融、交通等第三产业,当前数字经济与实体经济融合还处于“过渡阶段”,实体经济借助数据资源、数字技术提升生产效率的意识和能力还需进一步加强。这一结果对于推进产业数字化发展具有一定的启示意义。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>DIG</i>	0.2530*** (5.4399)	0.2487*** (5.9073)	0.2098*** (4.4658)
企业控制变量	NO	YES	YES
地区控制变量	NO	NO	YES
Firm FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES
N	20 189	17 914	17 914
<i>R-squared</i>	0.692	0.768	0.768

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平下显著;括号内为*t*统计值。

(二) 稳健性检验

1. 改变企业金融化的计算方法

货币资金因其多用于企业日常生产经营而被认为是特殊的金融资产,部分学者在研究中将其从金融资产中剔除(杜勇等,2019)。本文将货币资金从金融资产中剔除,重新计算企业金融化指标进行稳健性检验。在改变被解释变量计算方法后重新回归,具体回归结果展示在表4的列(1)和列(2)中,可以看出,数字经济发展水平(*DIG*)的回归系数显著为正,结果与基准回归结果一致,说明前文研究结论稳健。

2. 以制造业为研究样本

制造业是实体经济的核心部分,本文使用制造业上市公司作为样本进行稳健性检验,回归结果如表4的列(3)和列(4)所示。可以看出,数字经济发展对企业金融化呈现出显著正向的影响,与前文结论一致。

3. 去掉直辖市样本

考虑到直辖市与省级行政区在行政级别上相同,相较于其他地级市往往具有特殊性。本文剔除了北京、天津、上海和重庆4个直辖市样本重新估计基准模型进行稳健性检验,实证结果如表4的列(5)和列(6)所示。可以看出,数字经济发展水平回归系数的方向、显著性与基准回归结果一致,表明本文研究结论稳健。

表 4 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>DIG</i>	0.0772*** (6.5052)	0.0574** (2.3423)	0.2195*** (3.7053)	0.1660*** (2.8181)	0.2547*** (4.0988)	0.2969*** (4.9565)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Firm FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	20 189	17 914	13 681	12 048	15 890	14 053
<i>R-squared</i>	0.0978	0.8240	0.6454	0.7342	0.6831	0.7596

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;括号内为 *t* 统计值。

(三) 内生性问题处理

企业金融化作为一个微观变量,很难影响到数字经济发展水平这一宏观变量,所以存在反向因果关系的可能性较小。但仍可能存在数字经济发展水平测算误差和遗漏变量等导致内生性问题的可能。为此,本文借鉴吴雨等(2020)、张勋等(2019)的做法,并考虑到以下两点,使用企业所在城市与省会城市之间的距离作为工具变量,采用工具变量法估计模型(1),解决内生性问题。第一,数字经济发展水平随各地级市与省会城市的距离增加而降低(表5第(1)列回归结果也证明了这一点)。省会城市往往数字经济发展水平较高,与省会城市距离越近,获取数字经济资源的可能性更大,数字经济水平发展越好。第二,各地级市到省会城市的距离与企业金融化没有直接关系。因为企业金融化是企业自身的投资行为,各地级市与省会城市的距离对其没有影响。与现有学者使用所考察地区与省会城市的球面距离不同,本文使用的是企业所在城市到省会城市的交通距离。该数据源于高德地图城市间驾车路径规划。与球面距离相比,交通距离更能反映企业所在城市到省会城市的真实距离。工具变量法的回归结果展示在表5中。可以看出,第一阶段企业所在地区到省会城市的距离

与数字经济发展水平显著负相关,第二阶段 *DIG* 的系数在 1%水平下显著为正,表明在解决内生性问题后,数字经济发展对企业金融化的促进作用依旧显著,与前文结果一致。^①

表 5 工具变量法回归

	(1) first stage	(2) second stage
	<i>DIG</i>	<i>Fin</i>
<i>Distance</i>	-0.1290*** (-4.3757)	
<i>DIG</i>		0.7655*** (2.7307)
控制变量	YES	YES
Firm FE	YES	YES
N	18 318	18 318
<i>R-squared</i>	0.2718	0.2348

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著;括号内为标准误。

五、进一步分析

(一) 作用机制检验

1. 数字经济、融资约束与企业金融化

如前文所述,数字经济发展通过资源效应和信息效应给企业带来融资资源,进而使得企业获得能够进行金融投资的资金,即数字经济发展通过缓解融资约束促进企业金融化。为验证这一机制,本文构建如下模型进行实证检验:

$$FC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{it} + \alpha Contrals + \sum Firmfe + \sum Yearfe + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Fin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{it} + \alpha_2 FC_{it} + \alpha Contrals + \sum Firmfe + \sum Yearfe + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,模型(2)用于考察数字经济发展对企业融资约束的影响,模型(3)用于考察融资约束对企业金融化的影响。*FC* 表示融资约束,借鉴鞠晓生等(2013)的做法,本文使用 *SA* 指数的绝对值衡量企业融资约束程度(*FC*)。*SA* 指数克服了内生性问题,相较于其他衡量方法更为稳健,在现有研究中被广泛应用。*SA* 指数计算公式为 $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$,其中 *Size* 表示企业规模,使用总资产的自然对数值进行度量,*Age* 表示企业年龄。*FC* 值越大,表明企业融资约束越强。其他变量含义与模型(1)相同。

表 6 展示了模型(2)和模型(3)的回归结果。列(1)展示了数字经济发展对融资约束的影响,可以看出,*DIG* 的回归系数为-0.0565,且通过了 1%的显著性检验,表明数字经济发展显著缓解了企业的融资约束。列(2)展示了融资约束对企业金融化的影响,*FC* 的回归系数为-0.1919,且通过了 1%水平的显著性检验,由此,融资约束对企业金融化具有显著的抑制作用,融资约束越强,企业金融化程度越低。至此,我们验证了数字经济发展通过缓解融资约束促进企业金融化的作用机制。数字经济发展给企业带来了资金资源,在趋利动机下企

^①本文对弱工具变量问题进行了检验,第一阶段回归的 *F* 值为 40.69,大于经验值判断值。弱工具变量检验得到的 Cragg-Donald Wald *F* 统计值为 639.924, Kleibergen-Paap rk Wald *F* 统计值为 81.601,均大于 10%偏误水平下的临界值,结果表明不存在弱工具变量问题。详细结果备索。

业将资金投资到金融项目中,从而促进了企业金融化。此结果也一定程度上说明中国企业金融化的主要动机是逐利的“投资替代”动机,而非预防性储蓄的“蓄水池”动机。本文也使用 Sobel 检验进行进一步检验,Sobel 统计量为 2.27,在 5%水平下显著,再次表明此机制的存在。

表 6 数字经济、融资约束与企业金融化回归结果

	(1)	(2)
	<i>FC</i>	<i>Fin</i>
<i>FC</i>		-0.1919 *** (-12.2920)
<i>DIG</i>	-0.0565 ** (-2.3120)	0.1989 *** (4.2553)
控制变量	YES	YES
Firm FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
N	17 914	17 914
<i>R-squared</i>	0.9825	0.7705

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著;括号内为 *t* 统计值。

2. 数字经济、传染效应与企业金融化

数字经济发展发挥信息效应,对企业间金融化“模仿”行为的动机及可能性产生促进作用,从而加剧企业金融化的“传染效应”。本文构建如下模型检验这一机制:

$$Fin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{ct} + \alpha_2 T_Fin_{it} + \alpha Contrals + \sum Firmfe + \sum Yearfe + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Fin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{ct} + \alpha_2 T_Fin_{it} + \alpha_3 DIG_{ct} \times T_Fin_{it} + \alpha Contrals + \sum Firmfe + \sum Yearfe + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

模型(4)考察了同群企业间金融化的传染效应。Lieberman 和 Asaba(2006)指出,具有类似资源禀赋和市场地位的企业之间模仿行为最为常见,具体地,企业间的同群效应多表现为地区同群效应和行业同群效应。借鉴李秋梅和梁权熙(2020),本文将与焦点企业 *i* 同地区、同行业、同地区同行业企业定义为焦点企业的同群企业。换言之,模型(4)考察与焦点企业 *i* 同地区、同行业、同地区同行业企业的金融化水平对焦点企业金融化程度的影响。模型(5)考察数字经济发展对企业间金融化“传染效应”的影响。其中,*T_Fin* 表示同群企业的金融化水平,包括与焦点企业同地区、同行业、同地区同行业企业的金融化平均水平,分别用 *Pro_Fin*、*Ind_Fin*、*Proind_Fin* 表示,其他变量含义与模型(1)中各变量的含义相同。

表 7 展示了模型(4)和模型(5)的回归结果。列(1)、(3)、(5)分别考察了同地区、同行业、同地区同行业企业间金融化的“传染效应”。*Pro_Fin* 的回归系数为 0.3122,*Ind_Fin* 的回归系数为 0.7113,*Proind_Fin* 的回归系数为 0.3777,均通过了 1%水平的显著性检验。该结果表明同地区、同行业、同地区同行业企业的金融化水平对焦点企业金融化水平具有显著促进作用,即企业金融化存在显著的“传染效应”。为进一步考察数字经济发展对企业金融化传染效应的影响,将数字经济发展水平与同群企业金融化水平的交乘项纳入模型中进行检验,结果如列(2)、(4)、(6)所示。*Pro_Fin*×*DIG* 的回归系数为 1.3639,*Ind_Fin*×*DIG* 的回归系数为 1.0221,*Proind_Fin*×*DIG* 的回归系数为 2.4518,均通过了 1%水平的显著性检验。可

以看出,数字经济的发展加剧了企业金融化的“传染效应”,从而对企业金融化产生了促进作用。

表7 数字经济、传染效应与企业金融化回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	同地区		同行业		同地区	同行业
	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>	<i>Fin</i>
<i>DIG</i>	0.0752** (2.3583)	0.0565* (1.7334)	0.1670*** (3.8428)	0.1666*** (3.8334)	0.1842*** (6.0742)	0.1515*** (4.9802)
<i>Pro_Fin</i>	0.3122*** (9.4488)	0.3182*** (9.6101)				
<i>Pro_Fin</i> × <i>DIG</i>		1.3639*** (2.7868)				
<i>Ind_Fin</i>			0.7113*** (34.0754)	0.6887*** (30.8533)		
<i>Ind_Fin</i> × <i>DIG</i>				1.0221*** (2.8536)		
<i>Proind_Fin</i>					0.3777*** (25.7826)	0.3689*** (25.1981)
<i>Proind_Fin</i> × <i>DIG</i>						2.4518*** (9.6009)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Ind FE	YES	YES	NO	NO	NO	NO
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pro FE	NO	NO	YES	YES	NO	NO
N	18 318	18 318	18 313	18 313	17 670	17 670
<i>R-squared</i>	0.2782	0.2785	0.2673	0.2676	0.2307	0.2347

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著;括号内为 *t* 统计值。

(二) 异质性分析

1. 企业产权异质性

从企业产权性质角度来看,数字经济发展对不同性质的企业金融化具有差异性影响。国有企业承担着提供就业岗位、维护社会稳定等社会责任,由此面临着明显的预算软约束。国有企业的投资具有计划性,其较少受到市场因素的影响(施炳展、李建桐,2020)。此外,国有企业在经营过程中往往具有资源优势,尤其是在融资方面,较少可能受到融资约束。而非国有企业在融资过程中往往很难获得有效的资金支持,面临较为严重的融资约束,这大大限制了非国有企业的投资。因此,无论是作为市场环境的改变还是融资环境的改善,数字经济的发展对不同产权性质的企业的影响具有差异。

为了分析数字经济发展对企业金融化影响的产权异质性,本文将全样本按照是否为国有企业分为国有企业组和非国有企业组进行分组回归,得到两组分样本的基准模型估计结果,并进行了分组回归系数比较检验(连玉君等,2010),具体的回归结果如表8列(1)和列(2)所示。结果表明,非国有企业组中 *DIG* 的回归系数(0.2793)显著高于国有企业组中 *DIG* 的回归系数(0.1189),这表明数字经济的发展对非国有企业金融化的促进作用

用更为明显。究其原因,一方面,非国有企业面临较强的融资约束,数字经济发展大大缓解了非国有企业的融资约束,使其获得可以进行投资支配的资金。另一方面,非国有企业盈利目的更强,由此导致其具有更强的趋利动机。在强烈的趋利动机驱动下,非国有企业将资金进行金融投资以获得更高的收益,从而数字经济发展对非国有企业金融化促进作用更强。

2. 政策支持异质性

作为企业经营环境中重要的因素,产业政策对企业经营活动具有重要影响。产业政策是政府主要的干预手段,通过引导产业发展,实现特定的经济发展目标。现有研究表明产业政策对企业金融化具有显著的影响作用(于连超等,2021)。为了考察政策支持的异质性,本文将研究样本分为有政策支持组和无政策支持组,分别考察数字经济发展对企业金融化的影响。具体而言,本文使用 CNRDS 数据库中的产业政策数据库,该数据库提取了五年规划纲要中提及的相关产业及规划内容,并依据文中对提及产业的描述语气,归纳了各省份对提及的相关产业的政策态度,分为鼓励、中性和抑制三类,本文将属于政府“鼓励”发展产业的企业归为有政策支持组,否则为无政策支持组。

分别对有政策支持组和无政策支持组进行基准模型估计,并进行分组回归系数比较检验,具体结果如表 8 列(3)和列(4)所示。无政策支持组中 *DIG* 的回归系数为 0.2234,有政策支持组的 *DIG* 的回归系数为 0.3688,均通过了 1%水平的显著性检验。分组回归系数比较检验结果表明两组回归的系数具有显著差别。此结果说明,数字经济的发展对具有产业政策支持的企业的金融化程度促进作用更强。一方面,产业政策的支持往往表现为政府补贴、税收优惠等措施,上述措施会给相关企业带来充足的资金。另一方面,在产业政策支持下,企业更容易获得银行信贷。信贷配给的增加缓解了企业融资约束。无论是产业政策的直接影响还是间接影响,都能使企业有充足的资金进行金融资产投资。在逐利动机下企业将资金投资到收益率更高的金融项目中,从而加深企业金融化程度。

3. 地区异质性

中国各地区之间发展具有较大差异,不同地区的经济发展水平、市场环境、金融环境等相差较大,会对企业金融化产生不同程度的影响。因此,数字经济发展对企业金融化的影响可能存在地区异质性。本文按照企业所处省份,将全样本划分为东部地区^①和中西部地区两个子样本,分别对两个地区的子样本进行基准模型估计,深入考察数字经济发展对企业金融化影响效应的区域差异,具体回归结果如表 8 中列(5)和列(6)所示。可以看出,中西部地区数字经济发展对企业金融化的回归系数没有通过 10%的显著性水平检验,东部地区数字经济发展对企业金融化的回归系数为 0.3450,且在 1%水平下通过了显著性检验。结果表明,数字经济发展对东部地区企业的金融化水平具有显著的正向影响作用,对中西部地区企业的金融化水平不具有显著的影响作用。究其原因,与中西部地区相比较,东部地区经济发展水平较高,与之相伴的是较高水平的金融发展、人才集聚等,上述优质的生产要素为数字经济与企业金融投资提供了先决条件,从而使得东部地区数字经济发展对企业金融化的促

^①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省(市)。

进作用更为显著。

表 8 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国有企业	国有企业	无政策支持	有政策支持	中西部地区	东部地区
<i>DIG</i>	0.2793 *** (7.9612)	0.1189 ** (2.2924)	0.2234 *** (3.2177)	0.3688 *** (11.2623)	0.0756 (0.6307)	0.3450 *** (9.9199)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Ind FE	YES	YES	NO	NO	NO	NO
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	11 638	6 680	4 076	14 242	5 215	13 103
<i>R-squared</i>	0.2845	0.3056	0.1272	0.2440	0.2047	0.2043
回归系数比较检验	0.1604 *** (0.000)		-0.1454 *** (0.006)		-0.2694 *** (0.000)	

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著；括号内为 *t* 统计值。回归系数比较检验中报告的是两组回归中数字经济发展水平的系数之差，括号内是检验的 *p* 值，通过自体抽样 (Bootstrap) 1 000 次得到。

(三) 企业数字技术资产投资的缓解作用

前文分析数字经济发展推动企业对数字技术资产投资，会对企业金融投资产生“挤出效应”，企业使用数字技术有利于提升主营业务收益率，从而抑制企业金融化的动机。由此，企业投资并使用数字技术可以缓解数字经济发展对企业金融化的促进作用。为了检验企业数字技术资产投资的缓解作用，本文构建如下模型：

$$DA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{ct} + \alpha Contrals + \sum Firmfe + \sum Yearfe + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Fin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIG_{ct} + \alpha_2 DA_{it} + \alpha Contrals + \sum Firmfe + \sum Yearfe + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

模型(6)用于考察数字经济发展对企业数字技术资产投资及使用的影响，模型(7)用于考察数字技术资产对企业金融化的影响。其中，*DA* 表示企业数字技术资产拥有水平，使用企业数字技术资产占总资产比重表示。借鉴祁怀锦等(2020)的做法，本文将企业无形资产中与数字经济相关的部分作为企业数字技术资产。具体而言，无形资产明细中包含“软件”“云存储”“网络”“智能平台”“二维码”等与数字经济相关的关键词时，本文认定该项无形资产为数字技术资产，通过对同一企业同一年度各项数字技术资产的加总得到企业的数字技术资产拥有量。其他变量与模型(1)中各变量含义相同。

表 9 展示了模型(6)和模型(7)的估计结果。如列(1)所示，*DIG* 的回归系数为 0.0056，且通过了 1% 水平的显著性检验，说明宏观环境的数字经济发展能够促进企业数字化变革，可以显著促进企业投资并使用数字技术资产。列(2)中 *DA* 的回归系数为 -0.6332，且通过了 1% 水平的显著性检验，表明数字技术资产的投资和使用对企业金融化具有显著的负向影响。以上结果表明，数字经济的发展能够促进企业对数字技术资产的投资及使用，这可以缓解数字经济对企业金融化的促进作用。一方面，在企业资金一定的情况下，企业对数字技术的投资能够减少金融投资的可用资金；另一方面，使用数字技术有利于主营业务能力的提升，进而削弱企业金融化的动机。上述结论对数字经济发展背景下管控企业金融化行为具有一定的启示意义。本文也使用 Sobel 检验对此机制进行检验，Sobel 统计量为 -2.58，在 1% 水平下显著，表明上述结果是稳健的。

表 9 数字经济、数字技术资产与企业金融化回归结果

	(1)	(2)
	<i>DA</i>	<i>Fin</i>
<i>DA</i>		-0.6332*** (-2.8955)
<i>DIG</i>	0.0056*** (5.6923)	0.2024*** (6.9679)
控制变量	YES	YES
Ind FE	YES	YES
Year FE	YES	YES
N	18 152	18 152
<i>R-squared</i>	0.1831	0.2730

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著;括号内为 *t* 统计值。

六、结论与启示

(一) 研究结论

本文以 2011—2018 年沪深 A 股实体上市公司为样本研究了数字经济发展对企业金融化的影响。主要研究结论如下:(1)基准回归结果表明,数字经济发展对企业金融化具有显著的正向影响,即数字经济发展能够促进企业金融化。使用企业所在城市与省会城市的距离作为工具变量控制内生性后重新回归,结果与基准回归一致。使用更换变量、剔除部分样本等方法进行稳健性检验,结论依然成立。(2)作用机制分析结果表明,数字经济发展通过缓解企业融资约束、加剧企业金融化的“传染效应”促进了企业金融化。(3)异质性分析结果表明,数字经济发展对企业产权性质不同、政策支持不同以及经营地区不同的企业金融化水平具有差异性影响。相较于国有企业,数字经济发展对非国有企业的金融化水平促进作用更强。相较于无产业政策支持的企业,数字经济发展对有产业政策支持企业的金融化水平促进作用更强。基于地区异质性,数字经济发展对东部地区企业的金融化水平具有显著的促进作用,对中西部地区企业的金融化水平不具有显著的促进作用。(4)通过对企业数字技术资产投资的缓解作用考察发现,企业对数字技术资产的投资和使用,一定程度上缓解了数字经济发展对企业金融化的促进作用。

(二) 政策启示

本文的研究为推进数字经济与实体经济融合发展,引导经济“脱虚向实”提供了如下政策启示:

1. 在推进数字经济发展的同时要谨防各类实体企业出现过度金融化现象

一方面,要构建更良好的金融环境,借助金融科技的发展,深化金融行业供给侧结构性改革,通过直接金融支持缓解企业融资约束,同时引导资金流向实体经济,防止其流回金融领域形成“空转”。另一方面,强化对企业金融化的监管。如借助大数据、人工智能等数字技术,建立企业金融化程度的识别和预警系统,动态实时监控实体企业金融化水平。重点关注金融化程度较高的企业,从源头开始防止企业金融化的“传染效应”影响到其他企业。

2. 制定针对性政策管控企业金融化行为,提高产业政策的激励效果

(1)数字经济发展对东部地区企业金融化具有显著促进作用,因此要重点关注东部地区企业,因地制宜地制定相关管控政策。(2)需要切实加强加强对非国有企业的金融服务,通过支持性政策引导并激励其提升主营业务经营,防范其金融化倾向及行为。(3)相关部门可考虑

调整其产业支持政策,提高政策针对性,如进一步明确政府补贴和优惠政策等的适用范围,优化政策实施监督实践机制,并对政策的实施效果进行定期评价,提高产业政策的激励效率。

3. 鼓励企业数字化转型,切实推进数字经济与实体经济融合发展

本文研究表明,企业对数字技术资产的投资和使用能够缓解数字经济发展对企业金融化的促进作用。因此,要充分调动企业数字化转型的积极性,通过制定针对性政策,鼓励企业使用大数据、云计算、智能系统等数字技术。同时,应降低数字技术相关产品和服务的市场准入门槛,从而增加数字产业的竞争以降低企业使用数字技术的成本。只有企业数字化转型得以深入推进,才能真正实现企业借助数字技术破解企业发展中的难题,实现数字经济与实体经济深度融合发展并发挥数字经济的赋能引领作用,助推经济“脱虚向实”。

参考文献:

1. 陈波,2018:《经济金融化:涵义、发生机制及影响》,《复旦学报(社会科学版)》第5期。
2. 戴贇、彭俞超、马思超,2018:《从微观视角理解经济“脱实向虚”——企业金融化相关研究述评》,《外国经济与管理》第11期。
3. 杜勇、谢瑾、陈建英,2019:《CEO金融背景与实体企业金融化》,《中国工业经济》第5期。
4. 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。
5. 何帆、刘红霞,2019:《数字经济视角下实体企业数字化变革的业绩提升效应评估》,《改革》第4期。
6. 胡海峰、窦斌、王爱萍,2020:《企业金融化与生产效率》,《世界经济》第1期。
7. 黄锐、赖晓冰、赵丹妮、汤子隆,2021:《数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估》,《中国经济问题》第1期。
8. 黄贤环、王瑶、王少华,2019:《谁更过度金融化:业绩上升企业还是业绩下滑企业?》,《上海财经大学学报》第1期。
9. 姜松、孙玉鑫,2020:《数字经济对实体经济影响效应的实证研究》,《科研管理》第5期。
10. 鞠晓生、卢荻、虞义华,2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第1期。
11. 李秋梅、梁权熙,2020:《企业“脱实向虚”如何传染?——基于同群效应的视角》,《财经研究》第8期。
12. 李小忠,2021:《数字经济发展与企业价值提升——基于生命周期理论的视角》,《经济问题》第3期。
13. 连玉君、彭方平、苏治,2010:《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》第10期。
14. 祁怀锦、曹修琴、刘艳霞,2020:《数字经济对公司治理的影响——基于信息不对称和管理者非理性行为视角》,《改革》第4期。
15. 施炳展、李建桐,2020:《互联网是否促进了分工:来自中国制造业企业的证据》,《管理世界》第4期。
16. 汤铎铎、刘学良、倪红福、杨耀武、黄群慧、张晓晶,2020:《全球经济大变局、中国潜在增长率与后疫情时期高质量发展》,《经济研究》第8期。
17. 汪亚楠、叶欣、许林,2020:《数字金融能提振实体经济吗》,《财经科学》第3期。
18. 王达,2018:《论全球金融科技创新的竞争格局与中国创新战略》,《国际金融研究》第12期。
19. 王红建、曹瑜强、杨庆、杨筝,2017:《实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究》,《南开管理评论》第1期。
20. 吴少将,2020:《金融开放、经济金融化与实体经济发展——基于空间杜宾模型的实证研究》,《新疆社会科学》第5期。
21. 吴雨、李成顺、李晓、弋代春,2020:《数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究》,《管理世界》第10期。
22. 许宪春、张美慧,2020:《中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角》,《中国工业经济》第5期。
23. 易靖韬、王悦昊,2021:《数字化转型对企业出口的影响研究》,《中国软科学》第3期。
24. 于连超、张卫国、毕茜,2021:《产业政策与企业“脱实向虚”:市场导向还是政策套利?》,《南开管理评论》第4期。
25. 张成思、张步县,2016:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。
26. 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾,2019:《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期。

- 27.赵涛、张智、梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期。
- 28.Currie, W., and T. Lagoarde-Segot. 2017. “Financialization and Information Technology: Themes, Issues and Critical Debates-Part I.” *Journal of Information Technology* 32(3): 211-217.
- 29.Demertzis, M., S. Merler, and G. B. Wolff. 2018. “Capital Markets Union and the Fintech Opportunity.” *Journal of Financial Regulation* 4(1): 157-165.
- 30.Demir, F. 2009. “Financial Liberalization, Private Investment and Portfolio Choice: Financialization of Real Sectors in Emerging Markets.” *Journal of Development Economics* 88(2): 314-324.
- 31.Drummer, D., S. Feuerriegel., and D. Neumann. 2017. “Crossing the Next Frontier: The Role of ICT in Driving the Financialization of Credit.” *Journal of Information Technology* 32(3): 218-233.
- 32.Goldfarb, A., and C. Tucker. 2019. “Digital Economics.” *Journal of Economic Literature* 57(1): 3-43.
- 33.Lagoarde-Segot, T. 2017. “Financialization: Towards a New Research Agenda.” *International Review of Financial Analysis* 51: 113-123.
- 34.Lieberman, M. B., and S. Asaba. 2006. “Why Do Firms Imitate Each Other?” *Academy of Management Review* 31(2): 366-385.
- 35.Ma, T., and F. McGoarty. 2017. “Social Machines: How Recent Technological Advances Have Aided Financialisation.” *Journal of Information Technology* 32(3): 234-250.
- 36.Zheng, Z. L., X. Gao., and X. L. Ruan. 2019. “Does Economic Financialization Lead to the Alienation of Enterprise Investment Behavior? Evidence from China.” *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications* 536: 120858.

The Effect of Digital Economy on Transforming the Economy from Substantial to Fictitious: Evidence from Listed Companies

Yang Mingyan and Pu Zhengning

(School of Economics and Management, Southeast University)

Abstract: The digital economy is a new driving force for China’s economic development. While promoting the development of the digital economy, it is important to promote the deep integration of the digital economy with the real economy and prevent the development of the digital economy from exacerbating transforming the economy from substantial to fictitious. This study using A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen in China as a research sample, analyzed the implication and impact mechanism of the digital economy on the financialization of Chinese entity enterprises. It was found that the development of the digital economy had a positive impact on the financialization of enterprises in general. The mechanism of action test showed that the development of the digital economy promotes the financialization of enterprises by alleviating the financing constraints and intensifying the “contagion effect” of the financialization of enterprises. The study also found that the impact of digital economy on corporate financialization was heterogeneous in property rights, policy support and regions. In addition, firms’ investment and use of digital technology mitigates the facilitative effect of the digital economy on the financialization of firms. This study extends the research on the influencing factors of enterprise financialization and also provides a basis for risk prevention and reasonable management and control of enterprise financialization in the development of the digital economy.

Keywords: Digital Economy, Enterprise Financialization, Transforming the Economy from Substantial to Fictitious, Contagion Effect

JEL Classification: O33, G31, D22

(责任编辑:陈永清)