

数字化转型会提升企业商业信用融资吗？

王海芳, 姜道平

(新疆财经大学工商管理学院, 乌鲁木齐 830012)

摘要:在我国金融体系尚未完善的情况下,商业信用融资对企业发展起到至关重要的作用。选取2011—2020年沪深A股上市公司为研究样本,实证检验了数字化转型对企业商业信用融资的影响及其影响机制。研究发现,企业数字化转型可以显著提高商业信用融资。作用渠道检验表明,数字化转型通过降低供应商集中度、提高企业市场地位和增加信息透明度吸引商业信用融资。此外,国有企业、非高科技企业和处于制度环境水平较低地区的企业,数字化转型对商业信用融资的提升作用更明显。本文结论探索了数字化转型缓解融资约束的具体表现,丰富了数字化转型结果因素的研究。

关键词:数字化转型;商业信用融资;供应商集中度;市场地位;信息透明度

中图分类号: F275.5 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)1—0104—13

一、引言

近年来,物联网、大数据、区块链等新兴数字技术不断在传统产业全方位渗透,我国产业数字化规模不断增大,数字化转型成为传统产业增长的主要动力。越来越多的企业开始积极践行数字化转型战略,利用数字技术重塑生产流程、运营模式和营销渠道,寻求自身的高质量发展。鉴于此,探讨微观企业数字化转型的经济后果和影响渠道,是解答数字化转型能否帮助企业打破低效增长窘境的关键,对于数字技术与实体产业融合发展具有重大意义。

已有研究对企业数字化转型影响企业行为进行了广泛并深入的探索,一方面,数字技术可以通过降低成本、提高效率和提升创新水平来提升制造业上市公司的生产效率(Zhang et al, 2021);另一方面,数字化转型还可以通过改善信息不对称、培养企业的创新能力及提升企业短期绩效影响企业的资本市场表现(吴非等, 2021)。但企业在投资数字化转型过程中也出现效果甚微的状况,并未获得预期的业绩增长,甚至导致企业陷入资金短缺的困境(Kohtamäki et al, 2019)。由此可见,数字化转型对企业的方方面面都产生了影响。然而,上游供应商作为企业在日常采购活动中交流最频繁的利益相关者之一,是企业密切的合作伙伴,他们必然会关注企业日常运营过程中的变化。遗憾的是,鲜有文献探讨供应商的决策是否会受到企业数字化转型后的影响。鉴于此,本文将数字化转型的经济后果研究拓展至企业的供应链层面,考察企业的数字化转型能否影响供应商的商业信用决策,探索数字化转型是否影响企业获取商业信用融资的规模,以期拓展数字化转型结果的研究提供新的场景和角度。

商业信用是供应商和企业间因借贷关系产生的短期信用债权,其最大的优越性在于容易获取可以有效满足企业日常生产消费的流动资金需求(Levine et al, 2018)。探究如何获取更多的商业信用融资助力企业高质量发展,国内外学者主要从企业的内部与外部探讨商业信用融资的影响因素。从企业内部因素来看,诚信纳税(耿艳丽等, 2021)、企业资源配置战略(彭爱武和张新民, 2022)、高管特征(Xu et al, 2021)等都会影响企业商业信用融资的规模。总结而言,上述因素影响了企业在市场中的地位,基于买方市场理论,占据市场地位较高的大企业可以获得更多的商业信用融资。从企业外部因素来看,政策变动和地域环境会影响企业所在地区的金融政策,根据外部环境的变化,金融机构会相应地提高信贷门槛。基于替代性融资理论,当企

收稿日期: 2022-09-02

基金项目:新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“‘一带一路’背景下新疆能源企业实施绿色IS战略的对策研究”(19BGL107);新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“新发展理念视域下新疆数字经济与实体经济融合路径研究”(22VZX017);新疆财经大学研究生科研创新项目“环境不确定情境下数字化转型对企业商业信用融资的影响:是风险还是机遇?”(XJUFE2022K32)

作者简介:王海芳,博士,新疆财经大学工商管理学院教授,研究方向:财务管理、企业数字化;姜道平,新疆财经大学工商管理学院硕士研究生;研究方向:财务管理、企业数字化。

业受到银行的信贷歧视时,企业对商业信用融资的需求会大幅提升(Hasan and Habib, 2019)。总而言之,尽管现有研究已经从企业内外部因素做了大量关于影响商业信用融资因素的研究,均证明了企业商业信用融资与不同因素的相互联系,但却忽视了数字化转型这一独特现象和变革对企业商业信用融资产生的影响。

企业数字化转型是将先进数字技术引入生产管理、组织运营和研发创新等环节(Vial, 2019),通过数据的高流动性和易获取性改善资源配置、减少信息不对称,以实现规模增长和效益提高,增强企业的竞争优势(Lin and Kunnathur, 2019)。对于商业信用供给方来讲,向数字化转型后的企业提供更多的商业信用可以保障自身的产品营销,并且数字化转型带来的数据资源可以使供应商充分了解企业的经营情况,打消了供应商提供商业信用的顾虑。对于商业信用的需求方来讲,一方面数字化转型要求企业投入一定的资源对原有的组织架构进行变革,迫使企业在短期内出现资金短缺,企业需要更多的资源适应数字技术的嵌入,以保证其可以为企业高质量发展注入强劲的活力;另一方面,数字化转型推动企业商业模式智能化,提高企业市场地位的同时降低了企业与供应商间的交易成本,便于企业从供应商处获取低成本商业信用。那么,数字化转型能否提升企业的商业信用融资,如果可能,二者间的渠道机制是什么?探究上述问题,对于帮助企业有效认识数字化转型的价值、推动其转型的积极性显得尤为重要。

基于此,本文系统考察了数字化转型对商业信用融资的影响及其作用机制,可能的边际贡献在于:第一,以往文献主要关注数字化转型本身对企业经济后果的影响,尚未有研究探讨企业数字化转型对供应链上其他主体的影响。本文基于资源依赖理论、买方市场理论和信息不对称理论,立足于供需双方探讨了数字化转型对商业信用融资的影响。第二,丰富了商业信用融资的影响因素的相关文献,为企业加快数字化转型提供新的证据,同时为企业拓宽融资渠道,缓解融资约束提出新的方案和理论根基。第三,从商业信用融资的供需双方视角出发,分析了数字化转型到商业信用融资的渠道机制,并在进一步研究中,检验了不同情境下数字化转型对企业信用融资的影响,以期为企业理解数字化转型的效果提供新的经验证明。

二、理论分析与研究假设

企业数字化转型的本质特征是企业将数字技术嵌入各个业务部门,打破其传统的组织结构、经营方式、盈利模式等,助力企业变革,实现高质量发展(吴江等, 2021)。然而,企业数字化转型作为一项综合生产过程、运营模式、管理方法、组织结构等多方面变革的系统性工程,具有资金投入大、技术要求高、回报周期长等阻碍因素(谢莉娟和庄逸群, 2019),由此导致企业陷入“不会转”“不愿转”“不敢转”的转型困境,阻碍了企业正常进行数字化转型。资源依赖理论认为,组织需要通过获取环境中的稀缺资源来维持生存和发展,没有组织可以做到资源的自给自足,企业从环境中获取的战略资源能够帮企业弥补短板迅速发展(Salancik and Pfeffer, 1978;王琳和陈志军, 2020;Chen and Huan, 2022)。由于企业内部资源积累相对有限,内源融资可能无法有效地满足企业数字化转型所需的资金,所以,企业需要借助外部关系网络获取新的资源,有效融合内外部资源以保障数字化转型对企业的升值作用。从商业信用融资的需求方来看,数字化转型需要较多的物力资本和智力资本的投入及较长时间的发展历程,会给企业产生额外的成本,导致数字化转型与企业融资并不能完全协调,企业的生产效率无法真正提高(武常岐等, 2022)。因此,企业数字化转型过程中必须使用更多的短期债务来缓解资金缺口。同时,为了满足数字化转型后产销种类变化、交易规模扩大、交易方式便捷的需要,企业应持有更多的现金迎合企业的日常交易,促进企业的高质量发展(谭志东等, 2022)。相比于银行存款,商业信用的限制较低、资本成本较小、使用方便快捷,可及时地满足数字化转型过程中企业对于短期资金的需求。再者,一方面,数字技术可以加速信息在供应链上的传播效率,便于企业实现与供应商的数据实时共享、业务无缝对接和交易快速响应,这种相互依赖关系保证了数字化转型带来的交易成本降低的效果,有利于企业实现信息共享和资源互补(Peng and Tao, 2022)。出于融资成本的考虑,企业可能会优先选择寻找供应商为融资方。新的线上合作便于公司根据原材料的功效率和价格等对供应商的定期挑选,选择最适合的供应商,减少对个别供应商的依赖,降低供应商集中度(李闻一和潘珺, 2021);另一方面,企业数字化转型使信息技术与传统工具相互融合,改进传统工艺和产品开发流程。同时,数字平台改变了消费模式,便于企业满足顾客多样化的需求,获取更大的市场愿景(肖仁桥等, 2021)。产品和市场的多样化需要供应商和原材料的广泛性作为基础,数字化转型后的企业需要及时调整供应商以满足产品的多样性和市场的多元化。因此相比转型程度较低的企业,其供应商集中度更低,相互依赖的同时避免了对特定供应商的过度依赖。供应商集中度一定程度上可以体现出企业的议价能力,企业的供应商集中度较低,表明供应商提供的生产要素

具有可替代性(Zhang et al, 2020)。此时,企业处于议价的强势地位,基于特定关系的投资较少,在进行商业信用融资时更有话语权,更容易获取商业信用融资(Mateut and Chevapatrakul, 2018)。因此,为了保障数字化转型的顺利进行及充分发挥其对企业的增益,进行数字化转型的企业会加大对商业信用融资的需求。

基于买方市场理论,市场地位高的企业可以要求弱势地位的供应商以商业信用的方式进行交易,以保证企业内部有足够的现金流应对风险。数字化转型主要从以下方面提高了企业的市场地位。第一,数字化转型通过促进产品创新提升市场地位。公司通过分析产品销售产生的数据,更精准地预测消费者行为和偏好,成为企业产品创新的源泉(Shankar et al, 2021);数字化转型催生新的业务模式,为适应日渐主流的互联网业务,企业的研发能力、效率和协同性同步提升,提高企业产品创新的能力(Ghasemaghahi and Calic, 2020);数字孪生可以使技术研发的成果在虚拟平台可视化,降低了企业研发过程的不确定性和成本,提高产品创新的成功率,高效的产品创新便于企业在市场中脱颖而出,提高企业的市场地位。第二,数字化转型通过降低产品成本提升市场地位。数字技术的应用贯穿于企业生产、运营、销售的全过程,智能化生产线、物流仓储、数据采集设备等硬件设施的应用为企业提供精准的底层信息,智能客户端、平台等软件设施根据程序命令对收集到的数据进行处理和分析(Li et al, 2018),降低了运行维护成本、库存成本和人力成本,优化管理者的决策,实现了工作中“人与物”的时空独立,在疫情后的复工复产中发挥了重要作用,最大化提高了资源的利用效率。产品实现了真正意义的价廉,提升了企业在市场上的竞争优势。第三,数字化转型通过优化产品销售提高市场地位。企业通过数字技术及时收集、分析客户的数据,可以更精准地把握消费者的需求,销售适合不同群体消费者的产品(刘向东等, 2022)。同时,网络直播、平台购物等新型的营销模式可以与顾客随时互动,便于企业获取用户对产品的反馈,也为消费者参与产品的设计、生产和销售过程提供了平台,企业实现对客户群体的针对性营销,提高企业在市场的竞争力。由于企业数字化转型后的产品竞争优势较强,市场地位较高,对商业信用融资需求方而言,与供应商交易时可以采用赊销的方式保持自身合理的现金流以应对因产品畅销而需要的二次投入(宋小保和郭春, 2022)。对商业信用融资的供给方而言,即使可能面对一定的融资约束,可能也会向上述市场地位高的企业供给商业信用。首先,数字化转型有效地提升了企业的创新能力,一旦数字化转型后的企业所开发的新产品在市场上取得成功,产品畅销所带来的同行业模仿会导致对供应商原材料需求的增加,向数字化转型企业提供商业信用的供应商就可以抢占市场份额,促进自身绩效的提升。出于对新产品的促销动机,供应商更可能向产品创新度高的企业提供商业信用以提高自身新材料的销量。其次,数字技术的应用实现了产品全流程的精细化管理,便于公司对生产的全流程进行控制,提高了企业的内部控制水平,加强风险承担能力,进而减少企业经济绩效的波动性,确保贷款可以稳定地回流到供应商一方。出于降低日常的交易成本,供应商更愿意向数字化转型程度高的企业提供商业信用。供应商在交易后知晓了贷款到账的时间,有利于其对自身现金流的管理,合理安排投资方式并准备一定量的风险资金,减少日常的经营费用的同时可以应对意外的风险事件(李高波和于博, 2021)。最后,由于企业数字化转型使顾客能更广泛地参与到产品生产、设计和价值创造过程中,产品的创新性、针对性、多元性较强,为了满足产品的上述性质,企业会寻找更高质量的供应商。出于质量保证动机,原有的供应商会提供更多的商业信用给数字化转型企业,通过商业信用向企业担保原材料的质量,释放出自身对原材料质量自信的信号(Smith, 1987),以达到增加自身销量和防止企业压价的目的。基于此,供应商更可能向数字化转型程度高的企业提供商业信用。

商业信用作为供给方与需求方进行博弈的结果,供应链上下游企业之间的信息沟通是重要的影响因素(Astvanish and Jindal, 2022)。由于企业内部生产、销售信息冗杂且披露机制不完善,导致企业供应商相比于内部管理层难以掌握企业真实经营情况(宋婕等, 2019),供应商出于保护自身现金流的动机,会向企业提供较少的商业信用。企业数字化转型能降低内外部信息不对称,提升外部利益相关者获取信息的效率,供应商可以获得关于企业发展状况更真实的信息,促使企业达到扩大商业信用融资的目标。从企业内部来看,大数据、数字监控、数字平台推动企业业务流程更加透明化,各部门之间的信息可以高效率流转,压缩了管理层利用信息不对称操纵财务报告等披露方式的空间,完善企业的信息披露体系,有效提升供应商对企业信息的搜集和分析能力(黄大禹等, 2021)。从企业外部来看,数字化转型之后,企业可以利用数字技术充分接收与处理外部的销售数据与利益相关者的反馈信息,能够有效提升信息利用程度和传播效率,有利于向外界传递更有效的信息,提高了供应商和企业之间的透明度(易露霞等, 2021)。较高的透明度为供应商关注企业的经营、生产状况提供了便利,有助于供应商更好地了解企业目前的经营状况和未来的发展前景,供应商对企业

的信任便于其获取更多的商业信用融资。基于上述分析,本文提出假设 1:

在其他条件不变的情况下,企业数字化转型能够显著提升商业信用融资(H1)。

三、研究设计

(一)样本选取和数据来源

本文选择 2011—2020 年沪深 A 股上市企业数据作为初始的研究样本,从 2011 年开始中国数字技术的应用和数字经济的规模扩张较快,故样本选择年份开始于 2011 年(袁淳等,2021)。针对初始样本,本文按照以下标准进行筛选:①剔除金融行业、退市风险警示的特别处理(ST)、退市风险警示(*ST)、特别转让(PT)上市公司样本;②剔除相关数据存在缺失的公司。经筛选后共得到 25820 个观测值。为避免异常值的影响,本文对连续变量进行上下 1% 的缩尾(Winsorize)处理。所有财务数据来源于国泰安(CSMAR)数据库。

(二)变量定义

1. 被解释变量

企业商业信用融资。本文借鉴胡志亮和郑明贵(2021)的计算方式,选取同一年的应付账款、应付票据和预收账款的总和占企业总资产的比例测算商业信用融资(TC)使用程度。

2. 解释变量

数字化转型程度。本文参考吴非等(2021)的研究方法,以上市公司年报为基础,选取“数字化转型”关键词并进行词频统计,作为测算企业数字化转型程度的指标。对于关键词的选取和分类,本文将其按照“数字基础技术”和“数字实践应用”进行分类,最终构建了五类指标体系。

3. 控制变量

为避免遗漏变量带来的估计偏误,本文参考了王守海等(2022)的研究,相关变量定义见表 1。

表 1 变量说明

变量名称	符号	变量定义
企业商业信用融资	<i>TC</i>	应付账款、应付票据与预收账款的总和与总资产的比例
数字化转型程度	<i>Digital</i>	$\ln(\text{企业数字化转型关键词词频}+1)$
公司规模	<i>Size</i>	\ln 期末总资产
资产负债率	<i>Lev</i>	年末总负债除以年末总资产
净资产收益率	<i>ROE</i>	净利润除以股东权益平均余额
现金流比率	<i>Cashflow</i>	现金流净额除以总资产
第一大股东持股比例	<i>Top1</i>	第一大股东持股数量除以总股数
董事人数	<i>Board</i>	\ln 董事会人数
两职合一	<i>Dual</i>	董事长与总经理为同一人任职则为 1,否则为 0
审计质量	<i>Big4</i>	四大会计师事务所审计的公司为 1,否则为 0
独立董事比例	<i>Indep</i>	独立董事除以董事人数
上市年限	<i>ListAge</i>	$\ln(\text{当年}-\text{上市年}+1)$

(三)模型定义

为了研究企业数字化转型程度对商业信用融资的影响,本文构建了以下回归模型验证假设 H1:

$$TC_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Digital_{i,t} + \sum \alpha_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (1)$$

其中:被解释变量为企业商业信用融资(*TC*);解释变量为数字化转型程度(*Digital*);*Control* 包含了上文所有的控制变量;*Year* 和 *Ind* 分别为年份固定效应和行业固定效应; ε 为随机扰动项; α_0 为常数项; α_2 为控制变量系数; α_1 衡量了数字化转型对商业信用融资的影响,若 α_1 显著为正,则表示企业数字化转型能够显著提升企业的商业信用融资。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计

表 2 给出了全样本下主要变量的统计特征。由表 2 可知,商业信用融资(*TC*)的平均值为 0.158,标准差为 0.117,最小值为 0,最大值为 0.745,可见大多数上市公司商业信用融资的利用度并不高,企业急需开发新的融资渠道以满足发展要求。企业数字化转型程度(*Digital*)的均值为 1.294,标准差为 1.386,最小值为 0,最大值为 6.252,表明数字化转型程度在不同企业间存在较大差异,很多企业数字化转型仍处于起步阶段,还有

较大的发展空间。主要的控制变量与以往的研究结果相似,基本呈正态分布且均在合理范围内,且根据方差膨胀因子(VIF)值表明模型不存在明显的多重共线性问题。

表 2 描述性统计

变量	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值	VIF	变量	样本数	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值	VIF
TC	25820	0.158	0.117	0	0.129	0.745		Top1	25820	0.341	0.147	0.084	0.319	0.758	1.15
Digital	25820	1.294	1.386	0	1.099	6.252	1.62	Board	25820	2.128	0.198	1.609	2.197	2.708	1.65
Size	25820	22.200	1.290	19.52	22.02	26.39	2.09	Dual	25820	0.275	0.446	0	0	1	1.11
Lev	25820	0.431	0.208	0.031	0.424	0.990	1.71	Big4	25820	0.056	0.231	0	0	1	1.17
ROE	25820	0.058	0.141	-1.112	0.068	0.442	1.25	Indep	25820	0.375	0.054	0.308	0.357	0.600	1.48
Cashflow	25820	0.045	0.069	-0.200	0.045	0.258	1.20	ListAge	25820	2.186	0.766	0	2.303	3.367	1.46

(二)基准回归

表 3 的列(1)、列(2)展示了“数字化转型-企业商业信用融资”关系的回归结果。首先,列(1)仅控制了年份和行业固定效应,企业的数字化转型程度(Digital)的回归系数为 0.005 且在 1% 的显著性水平下为正。之后,在列(2)加入了相应的控制变量,企业的数字化转型程度的回归系数为 0.006,显著性依旧保持在 1% 的统计水平上不变,验证了本文的假设 H1。关于控制变量的实证结果与修宗峰和刘然(2022)的结论保持一致。

表 3 数字化转型与企业商业信用融资

变量	(1)	(2)	变量	(1)	(2)
	TC	TC		TC	TC
Digital	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	Big4		-0.009 (0.007)
Size		-0.006*** (0.002)	Indep		-0.047* (0.027)
Lev		0.317*** (0.008)	ListAge		-0.004** (0.002)
ROE		0.087*** (0.008)	Constant	0.100*** (0.010)	0.089** (0.037)
Cashflow		0.094*** (0.013)	Year	Yes	Yes
Top1		0.057*** (0.010)	Ind	Yes	Yes
Board		-0.001 (0.008)	Observations	25820	25820
Dual		-0.006** (0.002)	adj.R ²	0.185	0.417

注:***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内报告的是聚类到企业层级的稳健标准误。

(三)稳健性检验

1. 替换变量

本文参考方红星和楚有为(2019)的研究,第一,以商业信用融资与同年份、同行业商业信用融资均值的差值计算,经行业调整后产生新的商业信用融资数额(TC1)来衡量。第二,用应付账款除以资产合计(TC2)来衡量商业信用融资。见表 4 列(1)、(2)所示,Digital 的回归系数在 1% 的显著性水平上为正,研究结论仍然成立。

对于自变量,本文参考张永坤等(2021)的研究,以上市公司中有关数字化转型的无形资产所占无形资产总值的比例来衡量企业数字化转型水平(Digital-assets)。见表 4 列(3)所示,Digital-assets 的回归系数在 1% 的显著性水平上为正,说明了本项研究的回归具有高度的稳健性。

2. 调整样本量

企业数字化转型可能会受到城市发展水平的影响,与其他城市相比,直辖市的经济总体量位居前列,是直属中央管理的行政单位,政治性质不同。因此,在直辖市和普通城市内,企业数字化转型与商业信用融资的关系可能存在较大的差异性。本文参考江红莉等(2022)的研究,剔除所在地在直辖市的企业重新回归。见表 4 列(4)所示,Digital 的回归系数在 1% 的显著性水平上为正,企业数字化转型仍然对商业信用融资的影响呈现出显著的正向作用。

3. 调整时期

由于早期上市公司信息披露制度不完善,监管机构对年报中文本信息的重视程度不高,可能导致 python 识别出的数字化转型文本数量偏少。为防止早期信息披露制度对研究结论的影响,本文参考王守海等(2022)的研究,将样本期间进一步缩减至 2013—2020 年。回归结果见表 4 列(5)所示,Digital 的回归系数在 1% 的显著性水平上为正,企业数字化水平仍然显著提高了商业信用融资。

4. 安慰剂检验

本文参考胡国强等(2020)的做法,本文将数字化转型在各企业间随机变换,并与商业信用融资重新进行

表4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TC1	TC2	TC	TC	TC	TC
<i>Digital</i>	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)		0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	
<i>Digital-assets</i>			0.007* (0.003)			
<i>S-Digital</i>						0.0001 (0.0004)
<i>Size</i>	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
<i>Lev</i>	0.296*** (0.008)	0.144*** (0.005)	0.316*** (0.004)	0.302*** (0.009)	0.315*** (0.004)	0.316*** (0.004)
<i>ROE</i>	0.092*** (0.011)	0.028*** (0.005)	0.088*** (0.004)	0.083*** (0.008)	0.080*** (0.006)	0.088*** (0.006)
<i>Cashflow</i>	0.088*** (0.014)	0.030*** (0.008)	0.091*** (0.009)	0.080*** (0.015)	0.091*** (0.011)	0.090*** (0.010)
<i>Top1</i>	0.053*** (0.010)	0.031*** (0.006)	0.055*** (0.004)	0.050*** (0.011)	0.062*** (0.005)	0.055*** (0.004)
<i>Board</i>	-0.004 (0.008)	0.004 (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.005 (0.009)	-0.002 (0.004)	-0.001 (0.004)
<i>Dual</i>	-0.005* (0.003)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005** (0.003)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
<i>Big4</i>	-0.005 (0.006)	0.009** (0.005)	-0.010*** (0.003)	-0.013 (0.008)	-0.010** (0.003)	-0.010*** (0.003)
<i>Indep</i>	-0.058** (0.026)	-0.019 (0.016)	-0.043*** (0.013)	-0.058** (0.029)	-0.048*** (0.014)	-0.043*** (0.013)
<i>ListAge</i>	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005** (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
<i>Constant</i>	0.019 (0.037)	0.080*** (0.022)	0.070*** (0.015)	0.077* (0.042)	0.092*** (0.018)	0.072*** (0.017)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	25820	25820	25820	20816	22002	25820
adj.R ²	0.208	0.366	0.414	0.403	0.414	0.414

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平，括号内报告的是聚类到企业层级的稳健标准误。

模型(1)的回归,随机变换后的数字化转型变量为*S-Digital*。若不是数字化转型本身影响,而是存在与数字化转型有关但未观测到的因素影响到商业信用融资的变化,则*S-Digital*依然显著为正。反之,如果商业信用融资的提升是由数字化转型引起,那么重新匹配后的回归结果是不显著的。检验结果列示于表4的列(6),结果显示*S-Digital*的系数不显著,说明本文的结论不存在遗漏重要变量的问题。

(四)内生性检验

1. 工具变量法

本文研究可能存在反向因果关系,获得更多商业信用融资的企业会有更多的前期储备资金,数字化转型的融资约束更轻,会积极投身到数字化转型中。故本文参考赵宸宇等(2021)的研究,以上市公司所在省的互联网宽带接入用户(*People*)作为工具变量进行内生性处理。经检验工具变量不存在弱识别工具变量的情况。具体的回归结果见表5列(1)、列(2)所示,*Digital*的回归系数仍然显著为正,再次验证了企业数字化转型对商业信用融资的提高作用。

2. Heckman 两阶段回归模型

本文可能存在样本选择性偏差问题,本文参考罗进辉和巫奕龙(2021)的研究,采用Heckman两阶段回归模型进行检验。第一阶段回归模型中,被解释变量为企业是否进行数字化转型的虚拟变量(*Digital_dum*),若企业进行数字化转型则取值为1,否则为0。将地区数字经济发展指数(*Dec*)作为外生工具变量,回归后计算得到逆米尔斯比率(*Imr*)。同时,本文参考赵涛等(2020)的研究,利用熵值法得到地区数字经济发展指数。企业进行数字化转型需要外界条件的推动,当地政府对于数字化的重视程度(政府补贴、完善数字基础设施、人才引进等)可以有效地激励企业投身于数字化转型。因此,地区数字经济发展指数满足外生变量相关性的要求。结果见表5列(3)、列(4)所示,在第一阶段回归中,地区数字经济发展与企业数字化转型程度正相关显著,在第二阶段回归中,*Digital*的系数仍在1%的水平下显著,说明在考虑样本自选择问题后,原结论仍然成立。

3. 加入滞后变量

本文参考王守海等(2022)的研究,对核心解释变量(*Digital*)进行滞后一、二期处理(*L1.Digital*、*L2.Digital*),以减弱可能存在的反向因果关系,并考察在较长时间轴中数字化转型对商业信用融资的提升效果。结果见表5列(5)、列(6)所示,滞后期的数字化转型的系数仍在1%显著水平下为正,再次证明了原结论。

4. 多期双重差分法

为了进一步排除模型中可能存在的遗漏变量偏误,本文选择多期双重差分法来进一步检验内生性问题

表 5 内生性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	IV 第一阶段	IV 第二阶段	Heckman 第一阶段	Heckman 第二阶段	滞后一期	滞后两期	多期 DID
	Digital	TC	Digital_dum	TC	TC	TC	TC
People	0.721***(0.074)						
Digital_dum							0.011***(0.002)
Digital		0.036***(0.009)		0.006***(0.001)			
Dec			1.236***(0.109)				
Imr				-0.026***(0.008)			
L1.Digital					0.006***(0.001)		
L2.Digital						0.006***(0.001)	
Size	0.157***(0.008)	-0.010***(0.002)	0.159***(0.010)	-0.008***(0.001)	-0.007***(0.002)	-0.007***(0.002)	-0.005***(0.002)
Lev	-0.283***(0.043)	0.326***(0.004)	-0.165***(0.057)	0.338***(0.005)	0.317***(0.009)	0.313***(0.009)	0.317***(0.008)
ROE	0.183***(0.054)	0.081***(0.005)	0.574***(0.164)	0.121***(0.012)	0.084***(0.008)	0.079***(0.008)	0.087***(0.008)
Cashflow	-0.630***(0.107)	0.111***(0.011)	-0.409***(0.142)	0.123***(0.012)	0.099***(0.015)	0.094***(0.016)	0.092***(0.013)
Top1	-0.398***(0.049)	0.070***(0.006)	-0.029(0.065)	0.047***(0.005)	0.060***(0.011)	0.064***(0.011)	0.055***(0.010)
Board	-0.072(0.044)	0.002(0.004)	-0.221***(0.023)	0.026***(0.002)	-0.001(0.009)	-0.001(0.009)	-0.001(0.008)
Dual	0.141***(0.016)	-0.010***(0.002)	0.063***(0.021)	-0.005***(0.002)	-0.006***(0.003)	-0.007***(0.003)	-0.005***(0.002)
Big4	-0.163***(0.032)	-0.004(0.003)	-0.127***(0.041)	-0.010***(0.003)	-0.007(0.007)	-0.006(0.007)	-0.009(0.007)
Indep	0.704***(0.154)	-0.067***(0.015)	0.755***(0.167)	-0.048***(0.013)	-0.050*(0.028)	-0.053*(0.030)	-0.045*(0.027)
ListAge	-0.061***(0.011)	-0.002*(0.001)	-0.007(0.015)	-0.010***(0.001)	-0.002(0.002)	-0.000(0.003)	-0.005***(0.002)
Constant	-3.034***(0.187)	0.176***(0.031)	-4.462***(0.214)	0.168***(0.028)	0.105***(0.040)	0.112***(0.041)	0.080***(0.037)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	25820	25820	25820	25820	21754	18440	25820
Pseudo R ²			0.196				
adj.R ²	0.383	0.338		0.417	0.416	0.413	0.416

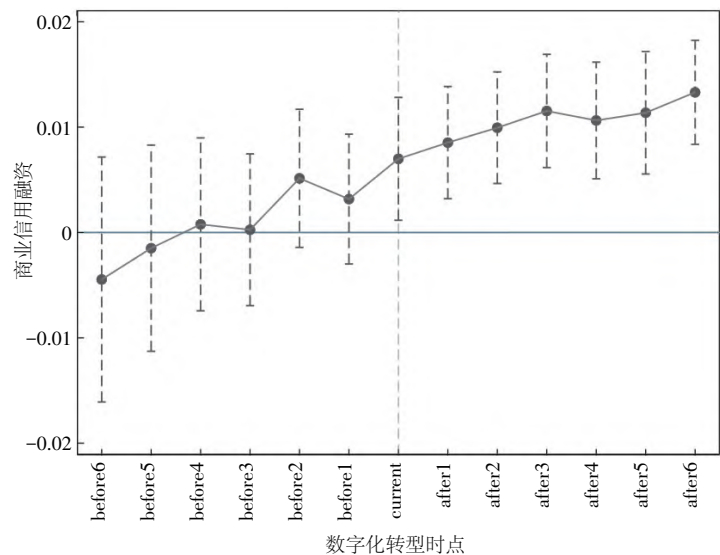
注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的显著性水平，括号内报告的是聚类到企业层级的稳健标准误。

题。对于不同的企业，其开展数字化转型活动的时间可能不同。本文参考翟华云和李倩茹(2022)的研究，构建如下多时点的 DID 模型来进一步克服内生性问题。

$$TC_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 Digital_dum_{i,t} + \sum \delta_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (2)$$

其中：如果企业在当年年报披露含有数字化转型相关的关键词，则 Digital_dum 取 1，否则为 0； δ_0 为常数项； δ_2 为控制变量系数； δ_1 衡量了企业是否实施数字化转型对商业信用融资的影响，若其显著为正，则说明企业数字化转型对商业信用融资的提升作用存在，其余变量符号与模型(1)所代表含义相同。

表 5 列(7)报告了基于多时点双重差分模型(DID)检验的实证结果，Digital_dum 的回归系数在 1% 的水平上显著，说明企业在数字化转型后，企业的商业信用融资明显提升，本文的结论得以再次证明。同时，本文绘制了多期双重差分法的平行趋势检验图，构造提前、滞后多个数字化转型时点，分别检验不同时间对商业信用融资的影响，检验如图 1 所示。在企业进行数字化转型之前 1~6 年，样本企业在商业信用融资上无显著差异；在进行数字化转型之后 1~6 年，样本企业的商业信用融资出现显著差异。该结果表明，企业选择数字化转型战略使实验组和对照组之间产生了系统性差异，故本文的多期 DID 模型构建通过了平行趋势假设。



before1~before6 分别表示数字化转型实施前 1~6 年的虚拟变量；after1~after6 分别表示数字化转型实施后 1~6 年的虚拟变量；current 表示数字化转型实施当期的虚拟变量

图 1 平行趋势检验图

五、进一步分析

(一) 机制路径检验

经过上述的基础回归和稳健性检验,充分证明了数字化转型对企业商业信用融资的提升作用,但并未检验二者关系的作用路径。故本文根据理论分析部分的逻辑,将作用路径的选取定位在三个方向上,分别对降低供应商集中度、提高市场地位和缓解信息不对称三种作用路径进行检验。

选取三种路径的原因在于,首先,基于资源依赖理论,组织为了生产发展需要向外界环境获取资源,这种对外在资源的需求就产生了对外部组织的依赖(杨娜等,2020)。具体到企业的供应链上,供应链上下游相互依赖有助于资源交换,但如果企业对上游原材料供应商产生过度依赖,供应商集中度较高,会提高企业经营和财务风险。数字化转型为打破企业过度依赖单一供应商提出新的方案,当企业进行了有效的数字化转型后,企业自身的采购模式、生产模式智能化,有利于公司适配更广泛的供应商以降低供应商集中度。分散多元的供应商有利于形成企业方占优势的依赖关系,便于企业向供应商索要更多的商业信用融资同时提高供应商供给的商业信用的意愿(Fabbri and Klapper, 2016)。其次,买方市场理论指出,当企业市场地位较高时,其供应商相对企业的议价能力较弱,企业就会要求供应商为其提供更多的商业信用融资以保持较高的资金流动性(陆正飞和杨德明,2011)。同时供应商出于自身产品销售也愿意向该类企业提供商业信用。企业数字化转型能够增强自身经营能力,提升自身的市场价值以提高市场地位,进而获取更多的商业信用融资。最后,企业数字化转型强化了企业搜集、分析、利用数据的能力,缓解了供应链上下游的信息不对称问题(吴非等,2021),提高企业的信息透明度,从而使供应商充分了解企业经营现状和未来,良好的市场预期使供应商更愿意为数字化转型的企业提供商业信用。鉴于此,为验证上述三种路径是否成立,本文在模型(1)的基础上构建如下模型。

$$Mediator_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{i,t} + \sum \beta_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (3)$$

$$TC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Digital_{i,t} + \gamma_2 Mediator_{i,t} + \sum \gamma_3 Control_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon \quad (4)$$

其中:模型(3)和模型(4)中的 *Mediator* 代表机制变量,其余变量符号与模型(1)所表示含义一致; β_0 和 γ_0 为模型(3)和模型(4)的待估常数项; β_2 和 γ_3 为控制变量系数; β_1 为数字化转型(*Digital*)对机制变量(*Mediator*)的影响效应; γ_1 为数字化转型(*Digital*)对商业信用融资(*TC*)的影响效应; γ_2 为机制变量(*Mediator*)对商业信用融资(*TC*)的影响效应。

1. 供应商集中度的作用渠道

前文指出,数字化转型使企业形成系统化的采购选择和管理,同时增加产品的多样化,便于企业快速响应不同供应商的需求,减弱对特定供应商的依赖,降低供应商集中度。当企业依赖较少的供应商时,其议价能力较高,便于在交易中获取更多的商业信用融资。因此,本文借鉴程敏英等(2019)的研究,引入供应商集中度(*Supplier*)检验二者的作用渠道。表6列(1)、列(2)示了结果,供应商集中度的系数为负,数字化转型的系数为正,且均在1%水平上显著,表明降低供应商集中度是数字化转型提高商业信用融资的路径之一。

表6 机制路径检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Supplier</i>	<i>TC</i>	<i>MP</i>	<i>TC</i>	<i>Trans</i>	<i>TC</i>
<i>Digital</i>	-0.013***(0.002)	0.005***(0.001)	0.031***(0.004)	0.005***(0.001)	0.010***(0.001)	0.006***(0.001)
<i>Supplier</i>		-0.037***(0.005)				
<i>MP</i>				0.036***(0.003)		
<i>Trans</i>						0.035***(0.007)
<i>Size</i>	-0.031***(0.003)	-0.007***(0.002)	0.244***(0.005)	-0.014***(0.002)	0.056***(0.002)	-0.008***(0.002)
<i>Lev</i>	-0.043***(0.016)	0.316***(0.008)	0.294***(0.028)	0.307***(0.008)	-0.111***(0.009)	0.321***(0.008)
<i>ROE</i>	-0.042***(0.013)	0.085***(0.008)	0.294***(0.025)	0.076***(0.008)	0.362***(0.011)	0.074***(0.008)
<i>Cashflow</i>	-0.043(0.028)	0.092***(0.013)	0.488***(0.052)	0.076***(0.013)	0.251***(0.018)	0.085***(0.013)
<i>Top1</i>	-0.005(0.019)	0.057***(0.010)	-0.024(0.036)	0.058***(0.010)	-0.024***(0.011)	0.058***(0.010)
<i>Board</i>	-0.036***(0.016)	-0.002(0.008)	-0.003(0.028)	-0.001(0.008)	0.024***(0.009)	-0.002(0.008)
<i>Dual</i>	0.006(0.005)	-0.006***(0.002)	-0.026****(0.010)	-0.005***(0.002)	0.002(0.003)	-0.006***(0.002)
<i>Big4</i>	-0.019*(0.011)	-0.009(0.007)	-0.079****(0.023)	-0.006(0.007)	0.272****(0.007)	-0.018****(0.007)
<i>Indep</i>	-0.047(0.051)	-0.049*(0.027)	-0.296****(0.096)	-0.036(0.027)	-0.012(0.033)	-0.047*(0.027)
<i>ListAge</i>	0.000(0.004)	-0.004***(0.002)	0.018****(0.007)	-0.005****(0.002)	-0.020****(0.002)	-0.004*(0.002)
<i>Constant</i>	0.854****(0.069)	0.121****(0.037)	-4.810****(0.124)	0.260****(0.040)	-0.887****(0.039)	0.120****(0.038)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Supplier</i>	<i>TC</i>	<i>MP</i>	<i>TC</i>	<i>Trans</i>	<i>TC</i>
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	25820	25820	25820	25820	25820	25820
adj. <i>R</i> ²	0.174	0.421	0.448	0.430	0.477	0.418

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平,括号内报告的是聚类到企业层级的稳健标准误。

2. 市场地位的作用渠道

理论分析指出,数字化转型带动了企业不同要素资源围绕数字技术进行重组,通过整合资源配置、优化产品生产流程、感知多元化市场需求实现了产品创新力度提升、产品成本下降和营销渠道拓宽,进而提高了企业的市场地位。具有强势市场地位的企业可以通过施加手段要求供应商以商业信用的方式结算,并且市场地位低的企业也会存在主动提供商业信用的意愿。据此,本文参考刘欢(2019)的研究,根据企业市场地位虚拟变量来检验市场地位的作用渠道。表6列(3)、列(4)结果表明,数字化转型有效提高了企业市场地位,并且数字化转型通过提高企业市场地位吸引了更多的商业信用融资(*Digital*的系数为0.005,*MP*的系数为0.031,且都在1%的水平上显著)。

3. 信息透明度的作用渠道

企业数字化转型也可以通过加强企业内外部的信息透明度,从内部来看,大数据分析及监控系统通过增强企业内部对生产决策和流程的控制力提高内部控制效率。从外部来看,数字化转型后面临的外部的严格监督促使企业向外传递更真实的信息,有效地抑制企业出于私利而损害交易伙伴的行为。较高的信息透明度有利于增进供应商的信任,促进其向企业提供更多的商业信用。故本文参考Zhong(2018)的研究,构建综合指标计量公司的信息透明度(*Trans*)。表6列(5)、列(6)的结果表明,*Digital*的系数分别为0.01和0.006,*Trans*的系数为0.035,且三者均在1%的水平上显著。可以看出,企业透明度是数字化转型与商业信用融资的作用渠道之一。

(二)异质性检验

1. 企业异质性

鉴于我国存在企业产权性质的差异性,国有企业与民营企业在社会定位、资源禀赋及信息披露等方面均存在长期且稳定的差异。首先,国有企业在追逐股东权益最大化的同时也会积极响应国家政策号召,对于国家倡导的“数字经济”政策会投入更多的精力去加速企业的转型。因此其在促进商业融资提升方面也存在更强的作用。再者,相比于私有企业,国有企业受到更多的政府担保和支持,具有天然的资源获取优势且自身硬件、软件资源充足,有效地驱动数字化转型的顺利进行,国有企业在数字化转型后容易获取更多的商业信用。加之国有企业可以借助政府力量寻求到更多的供应商,保障了数字化转型后的国有企业会降低对少数供应商的依赖程度,其获取商业信用融资会更加便利。最后,由于国有企业的承担较多的社会责任,其面对的外部利益相关者监督更严格外部监督者会向市场充分反映企业的信息变化,数字化转型对国有企业的信息不对称缓释作用更明显,加强了商业信用供应方对企业的信任。本文参考张国胜和杜鹏飞(2022)的研究,根据产权性质将企业分组进行估计。结果见表7列(1)、列(2)所示,国有企业中,数字化转型对企业商业信用融资的提升作用优于非国有企业,结果均已通过组间差异检验。

2. 行业异质性

一方面,高科技行业发展前景较好,更容易吸引外部投资者的关注,其在数字化转型时面临的融资约束低于非高科技行业。因此,在高科技行业中数字化转型产生的商业信用融资效应会被压缩,而非高科技行业技术基础较差,数字化转型风险较高,数字化转型后可能会受到银行的信贷歧视,往往企业会倾向于商业信用融资;另一方面,高科技行业创新水平高,大多数企业都已顺利推进数字化转型;对于非高科技行业整体数字化水平较低,在该行业内进行数字化转型的企业相对于其他企业来说具有更高的市场地位,从而可以大幅吸引商业信用融资。本文参考杨金玉等(2022)的研究,将企业按是否为高科技行业分为两组检验。见表7列(3)、列(4)所示,在非高科技企业中,数字化转型对企业商业信用融资的提升作用优于高科技企业,结果均已通过组间差异检验。

3. 地区异质性

制度环境作为重要的外部治理机制,面对严格的外部制度压力,管理层需要加强与外部利益相关者的沟通,提高信息披露质量,主动帮助企业嵌入制度环境,获取合法性。因此制度环境较好的地区,供应商对企业更加信任,数字化转型对商业信用的提升作用相对不明显。数字化转型作为一种缓解信息不对称的手段,通过改善内部控制体系,使企业释放更多信息的同时提升了外部披露质量。在当前我国的制度环境建设不完备的情况下,数字化转型在制度环境不完善的地区对信息不对称的缓解作用更加显著,其提供的信息资源和激励性信号提升了当地供应商对企业的了解程度,帮助企业获得更多的商业信用融资。本文参考何轩等(2019)的研究,采用市场化指数测度制度环境,并根据指数大小分为两组。见表7列(5)、列(6)所示,完善的制度环境下的企业,数字化转型对商业信用融资的提升作用低于落后的制度环境。

表7 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国有企业	国有企业	非高科技企业	高科技企业	制度环境差	制度环境优
	TC	TC	TC	TC	TC	TC
Digital	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.008*** (0.002)	0.004*** (0.001)
Size	-0.003 (0.002)	-0.012*** (0.003)	-0.007*** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.007*** (0.002)
Lev	0.311*** (0.009)	0.322*** (0.015)	0.285*** (0.013)	0.337*** (0.010)	0.280*** (0.012)	0.349*** (0.011)
ROE	0.066*** (0.009)	0.132*** (0.015)	0.090*** (0.013)	0.091*** (0.010)	0.088*** (0.010)	0.084*** (0.011)
Cashflow	0.108*** (0.015)	0.077*** (0.025)	0.142*** (0.019)	0.060*** (0.018)	0.085*** (0.021)	0.102*** (0.017)
Top1	0.017 (0.011)	0.082*** (0.018)	0.049*** (0.016)	0.059*** (0.012)	0.062*** (0.016)	0.055*** (0.013)
Board	-0.004 (0.009)	-0.010 (0.014)	-0.020 (0.013)	0.010 (0.010)	0.004 (0.013)	-0.002 (0.011)
Dual	-0.001 (0.002)	-0.004 (0.006)	0.001 (0.004)	-0.009*** (0.003)	-0.001 (0.004)	-0.008*** (0.003)
Big4	-0.020** (0.009)	0.002 (0.008)	-0.013 (0.008)	-0.002 (0.010)	-0.009 (0.011)	-0.010 (0.008)
Indep	-0.037 (0.030)	-0.068 (0.045)	-0.058 (0.041)	-0.048 (0.034)	-0.062 (0.042)	-0.038 (0.034)
ListAge	-0.016*** (0.002)	0.000 (0.004)	-0.014*** (0.003)	-0.000 (0.002)	0.001 (0.003)	-0.006** (0.003)
Constant	0.072 (0.047)	0.203*** (0.061)	0.188*** (0.055)	0.071 (0.047)	0.053 (0.058)	0.114** (0.049)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	16919	8901	10700	15120	10882	14938
adj.R ²	0.401	0.460	0.451	0.411	0.405	0.435
经验p值	0.024**		0.000***		0.000***	

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平,括号内报告的是聚类到企业层级的稳健标准误。

六、结论与建议

近年来,数字经济与实体经济融合不断加深,越来越多的企业投入到数字化转型,以寻求突破融资困境,实现高质量发展。为探索企业数字化转型与商业信用融资的关系,本文以2011—2020年我国上市公司为样本,实证检验了数字化转型对商业信用融资的影响。研究表明:①数字化转型可以显著增加企业的商业信用融资;②在国有企业、非科技企业、制度环境较差地区的企业中,数字化转型对企业商业信用融资的提升效果更明显;③数字化转型可以通过降低供应商集中度、提高企业市场地位和信息透明度来吸引更多的商业信用融资。

本文提出如下政策建议:

第一,国内企业应积极搭乘数字经济发展的快车,积极推进企业的数字化转型,帮助企业寻求更便捷的商业信用融资弥补资金缺口,实现企业的高质量发展。

第二,企业在数字化转型过程中要清晰地了解转型的难点,疏导数字化转型传导路径,充分发挥其对商业信用融资的提升效应。文章中着重探讨了数字化转型通过降低供应商集中度、提高市场地位和信息透明度扩大商业信用融资。一方面,企业需要进一步加强数字化转型程度,寻求多样化的原材料采购供应商,多元化的采购可以避免供应商过度集中对企业造成的威胁。再者,企业应借助数字技术充分提高自身的竞争优势和信息披露质量,为培育企业与供应商之间的良好信任关系提供支持。

第三,政府应出台数字化转型的针对性政策,做到因地制宜、因企施策。首先,政府部门在布局施策对象时,充分考虑民营企业数字化基础较弱的现实,加强对民营企业的引导和支持,鼓励其走向数字化转型之路,并发挥数字化优势实现自力更生。再者,研究发现,非高科技行业企业数字化转型所带来的边际弹性更大,

政府应加大对非高科技行业的政策倾斜度,并引导高科技行业积极协助转型,使得高科技行业转型后不会产生资源过剩的现象,起到平衡社会资源的作用。

最后,由于制度环境水平低的区域,相关融资制度不完善,商业信用融资作为企业发展的重要融资渠道,数字化转型对其的强增长作用更应受到当地政府的重视。国家应强化区域间的合作互补,助力低水平制度环境地区的数字化转型,促使企业吸引更多的商业信用融资挣脱束缚,使企业的转型优势可以有力地反哺当地的经济的发展,实现宏观环境和微观主体的共赢。

参考文献

- [1] 程敏英,郑诗佳,刘骏,2019. 供应商/客户集中度与企业盈余持续性: 保险抑或风险[J]. 审计与经济研究, 34(4): 75-86.
- [2] 方红星,楚有为,2019. 公司战略与商业信用融资[J]. 南开管理评论, 22(5): 142-154.
- [3] 耿艳丽,鲁桂华,李璇,2021. 纳税诚信企业更容易获得商业信用融资吗?[J]. 管理评论, 33(3): 269-281.
- [4] 何轩,朱丽娜,马骏,2019. 中国上市公司违规行为: 一项以制度环境为视角的经验性研究[J]. 管理工程学报, 33(4): 61-73.
- [5] 胡国强,傅绍正,朱锦余,2020. 低层次公允价值计量导致更高审计收费吗? ——来自中国上市银行的证据[J]. 会计研究, (5): 17-29.
- [6] 胡志亮,郑明贵,2022. 企业战略差异影响了商业信用融资吗? ——基于规模歧视、行业特征的调节效应分析[J]. 管理评论, 34(6): 292-302.
- [7] 黄大禹,谢获宝,孟祥瑜,等,2021. 数字化转型与企业价值——基于文本分析方法的经验证据[J]. 经济学家, (12): 41-51.
- [8] 江红莉,侯燕,蒋鹏程,2022. 数字经济发展是促进还是抑制了企业实体投资——来自中国上市公司的经验证据[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 42(5): 78-94.
- [9] 李高波,于博,2021. 企业战略差异与商业信用模式[J]. 财经问题研究, (6): 100-109.
- [10] 李闻一,潘珺,2021. 财务共享服务中心与公司商业信用融资——基于异时 DID 模型研究[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 60(4): 59-72.
- [11] 刘向东,米壮,何明钦,等,2022. 零售数字化创新与企业竞争力——基于利益相关者视角的实证研究[J]. 商业经济与管理, (5): 5-17.
- [12] 刘欢,2019. 市场地位、商业信用与企业投资效率[J]. 中央财经大学学报, (1): 51-66.
- [13] 陆正飞,杨德明,2011. 商业信用: 替代性融资,还是买方市场?[J]. 管理世界, 28(4): 6-14, 45.
- [14] 罗进辉,巫奕龙,2021. 数字化运营水平与真实盈余管理[J]. 管理科学, 34(4): 3-18.
- [15] 彭爱武,张新民,2022. 企业资源配置战略对商业信用融资的影响研究[J]. 管理学报, 19(7): 996-1005.
- [16] 宋婕,张俊民,李会云,2019. 媒体报道能缓解企业融资约束吗? 基于商业信用融资视角[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 34(4): 60-73.
- [17] 宋小保,郭春,2022. 供应商集中度、市场地位与商业信用融资——关联性的异质作用研究[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 42(3): 66-85.
- [18] 谭志东,赵洵,潘俊,等,2022. 数字化转型的价值: 基于企业现金持有的视角[J]. 财经研究, 48(3): 64-78.
- [19] 王琳,陈志军,2020. 价值共创如何影响创新型企业的即兴能力? ——基于资源依赖理论的案例研究[J]. 管理世界, 36(11): 96-110, 131, 111.
- [20] 王守海,徐晓彤,刘焯炜,2022. 企业数字化转型会降低债务违约风险吗?[J]. 证券市场导报, (4): 45-56.
- [21] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等,2021. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界, 37(7): 130-144, 10.
- [22] 吴江,陈婷,龚艺巍,等,2021. 企业数字化转型理论框架和研究展望[J]. 管理学报, 18(12): 1871-1880.
- [23] 武常岐,张昆贤,周欣雨,等,2022. 数字化转型、竞争战略选择与企业高质量发展——基于机器学习与文本分析的证据[J]. 经济管理, 44(4): 5-22.
- [24] 肖仁桥,沈佳佳,钱丽,2021. 数字化水平对企业新产品开发绩效的影响——二元创新能力的中介作用[J]. 科技进步与对策, 38(24): 106-115.
- [25] 谢莉娟,庄逸群,2019. 互联网和数字化情境中的零售新机制——马克思流通理论启示与案例分析[J]. 财贸经济, 40(3): 84-100.
- [26] 修宗峰,刘然,2022. 企业财务重述、供应链关系与商业信用融资[J]. 管理工程学报, 36(4): 86-107.
- [27] 杨金玉,彭秋萍,葛震霆,2022. 数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J]. 中国工业经济, (8): 156-174.
- [28] 杨娜,黄凌云,王珏,2020. 混合所有制企业的跨国投资等待时间研究——基于资源依赖理论视角[J]. 外国经济与管理, 42(3): 92-103.
- [29] 易露霞,吴非,徐斯畅,2021. 企业数字化转型的业绩驱动效应研究[J]. 证券市场导报, (8): 15-25, 69.

- [30] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等, 2021. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, (9): 137-155.
- [31] 翟华云, 李倩茹, 2022. 企业数字化转型提高了审计质量吗? ——基于多时点双重差分模型的实证检验[J]. 审计与经济研究, 37(2): 69-80.
- [32] 张国胜, 杜鹏飞, 2022. 数字化转型对我国企业技术创新的影响: 增量还是提质?[J]. 经济管理, 44(6): 82-96.
- [33] 张永坤, 李小波, 邢铭强, 2021. 企业数字化转型与审计定价[J]. 审计研究, (3): 62-71.
- [34] 赵宸宇, 王文春, 李雪松, 2021. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 42(7): 114-129.
- [35] 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[J]. 管理世界, 36(10): 65-76.
- [36] ASTVANSI V, JINDAL N, 2022. Differential effects of received trade credit and provided trade credit on firm value[J]. *Production and Operations Management*, 31(2): 781-798.
- [37] CHEN K Y, HUAN T C, 2022. Explore how SME family businesses of travel service industry use market knowledge for product innovation[J]. *Journal of Business Research*, 151: 519-530.
- [38] FABBRI D, KLAPPER L F, 2016. Bargaining power and trade credit[J]. *Journal of Corporate Finance*, 41: 66-80.
- [39] GHASEMAGHAEI M, CALIC G, 2020. Assessing the impact of big data on firm innovation performance: Big data is not always better data[J]. *Journal of Business Research*, 108: 147-162.
- [40] HASAN M M, HABIB A, 2019. Social capital and trade credit[J]. *International Review of Financial Analysis*, 61(1): 158-174.
- [41] KOHTAMÄKI M, PARIDA V, OGHAI P, et al, 2019. Digital servitization business models in ecosystems: A theory of the firm[J]. *Journal of Business Research*, 104: 380-392.
- [42] LEVINE R, LIN C, XIE W, 2018. Corporate resilience to banking crises: The roles of trust and trade credit[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Cambridge University Press, 53(4): 1441-1477.
- [43] LI L, SU F, ZHANG W, et al, 2018. Digital transformation by SME entrepreneurs: A capability perspective[J]. *Information Systems Journal*, 28(6): 1129-1157.
- [44] LIN C, KUNNATHUR A, 2019. Strategic orientations, developmental culture, and big data capability[J]. *Journal of Business Research*, 105: 49-60.
- [45] MATEUT S, CHEVAPATRAKUL T, 2018. Customer financing, bargaining power and trade credit uptake[J]. *International Review of Financial Analysis*, 59(10): 147-162.
- [46] PENG Y, TAO C, 2022. Can digital transformation promote enterprise performance? From the perspective of public policy and innovation[J]. *Journal of Innovation & Knowledge*, 7(3): 100198.
- [47] SALANCIK G R, PFEFFER J, 1978. A social information processing approach to job attitudes and task design[J]. *Administrative Science Quarterly*, 23(2): 224-253.
- [48] SHANKAR V, KALYANAM K, SETIA P, et al, 2021. How technology is changing retail[J]. *Journal of Retailing*, 97(1): 13-27.
- [49] SMITH J K, 1987. Trade credit and informational asymmetry[J]. *The Journal of Finance*, 42(4): 863-872.
- [50] VIAL G, 2019. Understanding digital transformation: A review and a research agenda[J]. *The Journal of Strategic Information Systems*, 28(2): 118-144.
- [51] XU H, NGUYEN D, DAO M, 2021. Pilot CEOs and trade credit[J]. *The European Journal of Finance*, 27(6): 486-509.
- [52] ZHANG T, SHI Z Z, SHI Y R, et al, 2021. Enterprise digital transformation and production efficiency: Mechanism analysis and empirical research[J]. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 35(1): 2781-2792.
- [53] ZHANG X, ZOU M, LIU W, et al, 2020. Does a firm's supplier concentration affect its cash holding?[J]. *Economic Modelling*, 90: 527-535.
- [54] ZHONG R I, 2018. Transparency and firm innovation[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 66(1): 67-93.

Will Digital Transformation Enhance Trade Credit Financing?

Wang Haifang, Jiang Daoping

(School of Business Administration, Xinjiang University of Finance and Economics, Urumqi 830012, China)

Abstract: Due to the imperfect financial system in China, trade credit financing plays a vital role in the development of enterprises. Based on the data of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2011 to 2020, an empirical study was conducted between enterprise digital transformation, trade credit financing and the influencing mechanism. It is found that digital transformation of enterprises has significantly improved trade credit financing. The channel test shows that digital transformation attracts trade credit financing by reducing supplier concentration, improving enterprise market position and increasing information transparency. In addition, digital transformation has a more significant effect on enhancing trade credit financing for state-owned enterprises, non-high-tech enterprises, and enterprises located in regions with lower levels of institutional environment. The results explore the specific performance of digital transformation to ease financing constraints and enrich the research on the outcome factors of digital transformation.

Keywords: digital transformation; trade credit financing; supplier concentration; market position; information transparency