

企业数字化转型与现金持有*

——基于经营不确定性视角

吴晓晖¹ 秦利宾¹ 薄文²



(1. 厦门大学管理学院, 福建 厦门 361005;

2. 中南财经政法大学会计学院, 湖北 武汉 430073)

内容摘要:在中国新旧动能转换的关键时期,以云计算、人工智能和5G为代表的数字技术蓬勃兴起,推动产业数字化和数字产业化加速重构经济新形态。本文基于数字经济建设的背景,实证检验了企业数字化转型与现金持有之间的关系。研究发现,数字化转型可以显著降低企业现金持有。上述结论在经过一系列稳健性检验和内生性处理后,依然显著。经济机制表明,数字化转型通过缓解经营不确定性,具体表现为提升存货管理能力、投资效率,降低息税前利润和现金流波动性,来减少企业出于预防动机而持有的现金。与此同时,本文排除了数字化转型可能通过缓解代理问题来降低企业现金持有的途径。横截面分析表明,企业数字化转型对现金持有的降低作用,在融资约束较高的样本中更为明显,即在企业集团化程度低、非国有企业以及未持有银行股份的样本中更为明显。经济后果分析表明,企业数字化转型在降低现金持有的同时,提高了现金持有的价值。在企业经营风险不断提高的情况下,强化数据要素驱动作用,助推数字技术广泛应用是提升企业价值的重要方式。本文通过探讨企业数字化转型对现金持有的影响,为监管层、企业以及投资者都提供了重要决策依据。

关键词:数字化转型 现金持有 预防性动机 经营不确定性

中图分类号:F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2023)02—0151—19

一、引言

当今世界正处于百年未有之大变局,科技和产业革命蓄势待发,全球竞争格局加速重构,经济环境不确定性持续走高。在此背景下,我国如何强化创新引领、坚持稳中求进成为重要议题。2022年《政府工作报告》明确提出,要促进数字经济发展,加强数字中国建设整体布局,建设数字信息基础设施,促进产业数字化转型。同时,“十四五”规划和2035年远景目标纲要也提出“推进产业数字化转型”战略目标。可见,以数字赋能经济高质量发展,推进新旧动能转换是新时代进行现代化建设的重要举措,并且已经初见成效。根据中国信通院发布的《中国数字经济发展白皮书(2021版)》,2020年我国产业数字化规模达31.7亿元,占数字经济比重为80.9%,占GDP比重为31.2%,为促进产业结构优化升级和提升经济发展效率打造新引擎。在相关政策以及金融科技发

收稿日期:2022-05-20

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“多边代理视角下创业企业的激励机制及管理权转移研究”(71572167)。

作者简介:吴晓晖,男,教授,博士生导师,管理学博士,研究领域为公司财务与创业金融,电子邮箱:wuxiaohui@hotmail.com;秦利宾,男,博士研究生,研究领域为公司财务与资本市场,电子邮箱:qlb150@163.com;薄文,女,博士研究生,研究领域为公司财务与资本市场,电子邮箱:billvancy@163.com;通讯作者:薄文。

展趋势的指引下,将信息化、数字化、智能化治理理念融入到企业经营战略之中,通过数字化转型缓解市场供需波动风险、提升供应链韧性(单宇等,2021)^[1],是企业发展的迫切需要。因此,数字化转型的经济效果也成为业界和学术界共同关注的热点话题。

从现有研究来看,大量学者从数字化转型的涵义和经济后果进行探讨。Verhoef等(2021)^[2]将数字化转型具体划分为“数据化”(digitization)、“数字化”(digitalization)和“数字化转型”(digital transformation)三个阶段。“数据化”阶段强调从模拟信息到数字信息的转化,“数字化”阶段强调运用数字技术重塑商业模式的过程,“数字化转型”阶段则强调商业模式的创新和价值创造过程的全局性转变。也就是说,企业进行数字化转型并不仅仅是应用数字技术,或简单地进行数字化基础设施投资,而是通过将数字技术(如物联网、大数据计算、人工智能、云计算等)引入生产销售、运营管理和产品研发等各个环节,以优化企业资源配置效率,增强企业竞争优势,最终提升企业价值(倪克金和刘修岩,2021)^[3]。关于数字化转型经济后果的研究主要以企业生产效率(赵宸宇等,2021)^[4]、经营业绩(李琦等,2021)^[5]以及信息披露质量(吴非等,2021^[6];Chen和Tian,2022^[7])为切入点,论证了数字化转型对于缓解企业信息不对称、优化资源配置、提升经营能力、化解经营风险等方面的积极作用。但数字化转型也存在负面影响,若企业过度推动数字化转型而忽视与现有组织结构和运营模式的匹配度,则可能降低企业全要素生产率(武常岐等,2022)^[8]。同时,企业也存在利用数字化转型来提高技术创新数量以获取政府补助的现象,而并未真正增强企业技术创新能力(张国胜和杜鹏飞,2022)^[9]。

在全球经济环境不确定性提高的现实背景下,企业不仅面临宏观经济、资本市场冲击,导致销售业绩下滑、产品进出口受限等风险,还需要应对无法预料的停产停工、资金流转紧张等与企业正常经营相关的现实问题。现金作为最具流动性的资产,是企业生产经营的血液,在企业发展过程中具有不可替代的作用。如何进行现金持有决策,直接关系到企业资产配置和风险管理,并最终影响到企业的经营绩效和市场价格(王红建等,2014)^[10]。具体来看,一方面,企业可以通过持有现金满足日常交易活动需求(Miller和Orr,1966)^[11],防范环境不确定性引发经营风险,避免企业陷入流动性不足的财务困境,有利于企业及时把握有价值的投资机会(Opler等,1999)^[12];另一方面,较高的现金持有水平也会使企业面临较高的代理成本,当企业治理环境较差时,企业的自由现金流可能成为管理层实施自利性机会主义行为的工具,反而会降低企业投资效率 and 市场价格(Jensen,1986^[13];陆正飞和张会丽,2010^[14])。企业储备现金是应对不确定性冲击的重要财务决策,但过度持有现金不仅会造成资源闲置,并且还会给管理层机会主义行为提供便利,最终损害公司价值(张会丽和吴有红,2012)^[15]。在此背景下,如何提升企业资金管理、配置能力,抵御经营风险,增强企业韧性,是企业目前亟待解决的问题。

随着企业数字化转型的持续推进,数字技术逐步与业务流程相融合,促使内外部数据分析、治理效能提升,在一定程度上也影响了企业现金持有决策。一方面,数字化水平提升为企业获得更多、更及时的内外部信息提供了保证,这不仅有利于企业了解客户需求并与客户共享价值,还能够实时监控经营风险,合理规划风险应对方式,从而降低企业现金持有的预防性动机;另一方面,数据可视化将重塑企业管理方式,提升企业信息透明度,削弱管理层自由裁量权(罗进辉和巫奕龙,2021^[16];肖红军等,2021^[17]),从而降低现金持有代理动机。关于企业数字化变革与现金持有之间关系的探讨,目前仅有谭志东等(2022)^[18]以制造业上市企业为研究样本,以“两化”融合试点为背景,从吸引经济资源的视角出发,认为数字化会促使企业业务能力动态调整,引致新的投资需求,从而提升企业现金持有水平。与之相区别,首先考虑到“两化”融合试点单位是由企业自主申报,地方工业和信息化主管部门与行业协会推荐,工业和信息化部审批的模式,试点单位不可避免地存在自选择问题,以及随之而来的政策支持和政府补贴,都会对结果产生影响。本文拟通过文本分析的方法测度企业数字化转型,进一步探讨数字化转型与现金持有的因果关系。其次,本文从预防性动机出

发,以缓解经营不确定性、及时应对经营风险为立足点,分析数字化转型对降低现金持有水平、提升现金价值的积极作用,力求从不同的经济机制剖析数字化转型对促进企业资源合理配置的价值效应。

本文以2010—2020年沪深A股上市公司为样本,分析了数字化转型对企业现金持有的影响。研究发现,数字化转型会显著降低企业现金持有水平。上述结论在经过一系列稳健性检验和内生性处理后,包括更换被解释变量和解释变量、更换回归样本,排除企业策略性披露行为的影响以及使用Altonji等(2005)^[19]和Oster(2019)^[20]方法进行遗漏不可观测变量分析,使用熵平衡方法对模型误设问题进行分析,使用计算机相关专业的论文地区平均发文量作为工具变量的分析,使用“宽带中国”作为外生冲击的检验,依然显著。经济机制表明,数字化转型通过缓解经营不确定性,具体表现为提升存货管理能力、投资效率,降低息税前利润和现金流波动性,来减少企业出于预防动机而持有的现金。与此同时,本文排除了数字化转型可能通过缓解代理问题来降低企业现金持有水平的途径。横截面分析表明,企业数字化转型对现金持有的降低作用,在融资约束较高的样本中更为明显,即在企业集团化程度低、非国有企业以及未持有银行股份的样本中更为明显。经济后果分析表明,企业数字化转型在降低现金持有水平的同时,提高了企业现金持有的价值。上述结论的成立,从现金持有的视角进一步佐证了数字化转型对于微观企业的积极意义。

本文对现有文献的边际贡献主要有以下几方面:一是与以往文献认为企业数字化转型可以提升投资机会,增强交易动机和预防动机,促使企业现金持有增加的结论不同(谭志东等,2022)^[18],本文发现企业数字化转型通过缓解经营不确定性,降低了预防动机,进而减少企业现金持有。二是本文丰富了企业层面数字化变革的资源配置功能研究,区别于全要素生产率、专业化分工以及经营绩效等视角(刘淑春等,2021^[21];袁淳等,2021^[22];赵宸宇等,2021^[4]),本文以现金持有决策为切入点,为企业数字化转型提升资源配置效率提供了财务决策方面的新证据。三是本文的研究结论具有重要实践意义,在全球经济不确定性提升的背景下,对企业数字化转型与现金持有之间的关系、作用机制以及经济后果的分析,有助于引导企业管理层积极推进企业数字变革,调整组织架构、财务决策以提升风险响应能力,有助于帮助政府更好地解读现有数字化政策的经济效果,以充分发挥政策在数字赋能、产业结构优化过程中的推动作用。

二、文献回顾与研究假设

1. 文献回顾

(1) 现金持有。作为企业最重要的财务决策之一,现金持有对企业的持续经营和健康发展具有至关重要的作用。从现金持有的动机来看,已有研究认为交易性动机、预防性动机、代理动机以及税收动机是现代企业进行现金持有的主要动因(Bates等,2009)^[23]。其中,交易性动机是企业为了满足日常生产经营活动的顺利进行持有的现金。预防性动机是由于企业无法准确预测未来情况,为应对不确定性冲击造成现金流的剧烈波动而储备的一定数量现金,以防止企业陷入财务危机。现有研究认为预防性动机是企业现金持有的主要原因,企业通过持有现金来应对外部不确定性冲击(Opler等,1999^[12];Bates等,2009^[23])。代理理论认为管理层倾向于提升企业现金持有水平,这不仅有助于增加其在职消费以及控制权私人收益的机会,也有助于企业及时补充流动性,以达到扩大企业规模、构建商业帝国的目的(Jensen,1986)^[13]。税收动机认为跨国企业出于避税的目的,并不会将海外收入汇回国内,而是将大量现金滞留海外子公司(Bates等,2009)^[23]。

基于以上理论,大量学者从企业特征、治理因素以及外部环境等视角对企业现金持有的影响因素进行研究。在企业特征层面,企业财务特征如公司规模、财务杠杆、股利支付、融资约束程度以及盈利能力等是影响现金持有的重要因素(Opler等,1999)^[12]。特别地,企业现金持有决策受到现金流波动风险的影响,持有现金有利于起到风险管理的作用(Bates等,2009)^[23]。因此面对未来现金

流的不确定性,面临融资约束的企业会持有更多现金,这也符合企业出于预防性动机增加现金持有的解释。在治理因素层面,现有研究认为企业内部信息不对称和代理冲突会增强管理层增持现金的意愿(Gao等,2013)^[24]。股权结构、董事会特征、高管特征是影响现金持有代理动机的重要因素(Harford等,2008)^[25]。其中,管理层激励、优化股权结构、投资者保护、放松卖空管制等内外部治理机制,可以在一定程度上缓解管理层的自利行为,实现对现金持有的代理动机的约束作用(Kim等,1998^[26];陆正飞和张会丽,2010^[14];Cui等,2018^[27])。在外部环境层面,现有研究分析了宏观经济环境、市场环境以及制度环境与企业现金持有之间的关系。宏观层面经济不确定性会增加企业未来经营风险,加剧企业未来现金流的波动性和增加陷入财务危机的可能性,企业会出于预防性动机而增持现金资产(王红建等,2014)^[10]。当市场竞争比较激烈时,充足的现金持有有利于支持企业的竞争策略,规避被捕食风险,从而掌握更多市场份额(张会丽和吴有红,2012)^[15]。

(2)数字化转型。企业数字化转型是利用人工智能、区块链、云计算和大数据等数字技术重塑企业业务流程、组织结构和商业模式,实现企业提质增效的转型战略。本文从企业微观视角出发,梳理了现有关于数字化转型影响因素和经济后果的文献。具体地,影响企业数字化转型的因素主要包括内部因素和外部因素。从内部因素来看,高管及其团队特征会影响企业数字化转型决策(李琦等,2021^[5];Verhoef等,2021^[2])。从外部因素来看,政府扶持有利于化解企业融资问题、吸纳数字技术人才以及提升上下游协同效应,是推进数字化转型的有力举措(余典范等,2022)^[28],而行业竞争能够倒逼企业主动进行数字化转型以获取市场份额(Verhoef等,2021)^[2]。此外,地区整体数字化氛围、环境不确定性等也会影响企业数字化转型的成效(Chen和Tian,2022)^[7]。

数字化转型经济后果的研究主要聚焦于企业绩效与信息质量两个方面。具体来看,企业数字化转型有利于提升绩效水平。一方面,企业通过数字化技术应用和推广,可以加快业务模式创新,提升企业经营管理效率(Nambisan等,2017)^[29]。基于数据的生产决策有利于提升信息处理能力,降低内部生产成本、管理成本以及外部交易成本,提升专业化分工水平、供应链集成能力,从而促进资源配置效率的提高与经营业绩的增长(袁淳等,2021)^[22]。另一方面,随着数字化转型的不断深入开展,逐步实现对企业组织管理方式、生产管理方式、商业管理模式等在内的全方位的变革,不仅可以赋能企业进行技术创新,而且可以改变企业的创新模式和创新体系,带动企业进行价值创造,提升企业全要素生产率(赵宸宇等,2021)^[4]。数字化转型有利于提升企业信息质量。数字化转型通过加强企业数字治理能力,可以有效提高信息的透明度(Chen和Tian,2022)^[7]、降低真实盈余管理(罗进辉和巫奕龙,2021)^[16]、提升会计信息可比性(聂兴凯等,2022)^[30]和审计效率(张永坤等,2021)^[31]、改善股票流动性(吴非等,2021)^[6]、提高资本市场有效性(Chen等,2022)^[32]、增强外部融资能力以及改善社会责任表现(肖红军等,2021)^[17]。

2. 研究假设

根据Modigliani和Miller(1958)^[33]的理论框架,资本市场是充分有效的,企业总能获得经营所需的全部资金,即企业的财务决策与企业价值无关。在现实中,由于市场摩擦的存在,企业会出于交易动机、预防动机、代理动机以及税收动机持有有一定数量的现金(Jensen,1986^[13];Opler等,1999^[12];Bates等,2009^[23])。在新兴市场中,预防动机和代理动机是最为主要的影响因素:一方面,新兴市场的经济机制不够完善,导致企业面临较高程度的经济波动和融资限制,当面临流动性不足时,企业会通过减少投资、出售资产等“节流”方式来补充流动性,但这种方式会降低企业价值。与此同时,企业也可能通过对外借贷、发放股票等“开源”方式来获取经营所需资金,但外部融资的成本远高于内部融资,所以企业通常会持有足够多的现金来降低不可预测风险导致的资金需求和融资成本(Bates等,2009)^[23],这也符合股东价值最大化目标。另一方面,在新兴市场中,公司治理和政府监管水平还有待提升。基于自由现金流理论,现金作为最具流动性的企业资产,容易成

为管理层实施机会主义行为的有利工具 (Jensen, 1986)^[13], 而企业有效的内部控制等治理机制可以减轻因代理问题产生的超额现金持有量 (Chen 等, 2020)^[34]。企业进行数字化转型, 实际上就是重塑业务流程, 促使企业从“业务驱动”转变为“数据驱动”, 以及更为全面地分析企业现状, 掌握行业发展趋势, 实现以大数据为基础的智能化分析, 从而提高决策精准度 (戚聿东和肖旭, 2020)^[35]。因此, 本文认为企业数字化转型会通过影响预防性动机、代理动机而影响企业现金持有行为。

首先, 数字化转型会降低企业出于预防动机持有的现金。预防动机理论认为, 企业持有现金是为了防范可能出现的风险冲击 (Bates 等, 2009)^[23], 这些风险既包括微观层面存在的财务风险和经营风险, 也包括宏观环境、政策所产生的不确定性风险。从微观企业层面来看, 企业通过数字化转型可以有效规避经营风险。数字化转型能够强化数据采集、数据分析、数据整合、数据响应等大数据技术的运用能力, 促进企业在采购、生产、销售以及财务环节上数据传递, 降低企业信息搜集成本、生产运输成本、管理成本等在内的交易成本, 有利于数字信息系统指引企业经营决策 (刘淑春等, 2021)^[21]。例如, 从存货管理的视角来看, 企业能够利用大数据分析技术合理提高客户真实需求变化的敏感性, 降低客户层面不确定性需求波动, 提升供应链协同能力, 减轻存货堆积风险, 提高资金配置效率 (赵宸宇等, 2021)^[4]。从宏观经济层面来看, 环境不确定性是指企业因获取信息能力有限, 难以预测经营所面临的外部环境, 企业不得不增加现金储备导致的非效率投资 (申慧慧等, 2012)^[36]。企业对外部环境变化、随机事件和新技术的敏感性是推动数字化转型的重要因素 (Chen 和 Tian, 2022)^[7], 数字化转型有利于企业利用数据分析对决策进行指导。当市场环境、宏观经济以及政策变动可能对企业产生冲击时, 将数字技术与经验判断相结合, 提升商业威胁识别能力和风险应变能力, 及时制定风险应对策略, 提高企业抵御风险的主动性, 保证公司正常开展经营活动, 避免异常损失。因此管理层不必出于防范不确定性而持有大量现金, 造成企业资源浪费, 可以将资金应用于增加企业价值的投资项目之中, 提升企业投资效率 (倪克金和刘修岩, 2021)^[3]。

其次, 企业进行数字化转型有利于降低因代理动机持有的现金。现金持有的代理动机理论认为, 管理层倾向于持有较高水平的现金, 这样既有利于及时应对经营风险引起的流动性需求, 保证职位安全, 也能够利用企业现金流扩大控制权私有收益, 如进行在职消费以及“帝国构建”等过度投资行为。并且当企业代理冲突越严重时, 基于代理动机持有现金的水平也越高 (Dittmar 和 Mahrt-Smith, 2007^[37]; Gao 等, 2013^[24])。在我国, 上市企业的代理问题也较为严重, 有效的治理机制可以通过缓解代理问题降低企业现金持有水平 (Chen 等, 2020)^[34]。在数字经济背景下, 企业组织架构会逐渐从自上而下的中央管控向网络化、扁平化转变, 这不仅有利于促进数据、信息的有效传递, 也提高了企业数字分析能力、信息披露可靠性和风险应对及时性 (戚聿东和肖旭, 2020)^[35]。一方面, 数字化业务流程的建立和企业风险控制渠道的优化可以缓解管理层的经营压力, 降低不确定性风险对管理层个人业绩的负面影响, 减少现金持有; 另一方面, 通过数字技术协同重构网络化的组织结构, 在一定程度上削弱管理层的自由裁量权。数字分析技术的运用有利于提高信息披露质量, 实现对不完备契约导致的机会主义成本和管理者代理问题的有效监督, 从而降低管理层通过舞弊、操纵财务报表信息、盈余管理等方式攫取私有收益的行为 (罗进辉和巫奕龙, 2021)^[16]。因此, 企业数字化转型能够减少企业出于预防动机、代理动机而持有的现金。

综上所述, 本文提出如下假设:

H₁: 企业数字化转型会降低现金持有水平。

三、研究设计

1. 样本选择和数据来源

考虑到企业数字化转型大都出现在 2010 年后, 借鉴已有研究 (袁淳等, 2021^[22]; 武常岐等,

2022^[8])做法,本文的初始研究样本为2010—2020年沪深A股上市公司,并遵循以下原则进行样本筛选:(1)剔除被ST的样本;(2)剔除金融行业样本;(3)剔除相关变量存在缺失值的样本;(4)剔除公司只有1个观测值的样本。在此基础上,本文最终样本为3506家沪深A股上市公司的25564个公司一年度观测值。上市公司年报文本来自巨潮咨询网站,管理层讨论与分析(MD&A)文本来自CNRDS数据库,人均地区生产总值和人均电信业务总量数据来自国家统计局,其余数据都来自CSMAR数据库。需要注意的是,在具体回归中分析中,由于模型中变量可能不同,实际用到的样本也会存在一定差异。

2. 变量构建和模型设计

(1)企业数字化转型。本文参考吴非等(2021)^[6]和袁淳等(2021)^[22]的做法,采用与数字化相关词汇在年报中的词频占比来度量企业数字化转型。具体步骤如下:首先,从巨潮咨询下载沪深两市A股上市公司年报,并转换为文本文档格式。其次,根据吴非等(2021)^[6]构建的数字化词库,对数字化相关词汇进行词频统计,并剔除非本公司数字化词汇,例如股东名称、高管简历、子公司名称以及客户和供应商名称中出现的数字化相关词汇。最后,根据袁淳等(2021)^[22]的做法,通过将数字化词汇出现的总数除以年报总词数×100来构建数字化转型指标(Digital)。该指标是一个正向指标,即Digital数值越大,企业数字化转型程度越高。在此基础上,本文进一步通过对年报中数字化词汇总数取对数,以及利用MD&A文本中数字化词汇总数占比×100来构建数字化转型指标(Digital1、Digital2),并用于稳健性检验。

(2)模型设计。本文构建回归模型(1)检验数字化转型对企业现金持有的影响:

$$Cash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Digital_{i,t} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,Cash为现金持有变量,包括Cash1和Cash2,Cash1定义为(货币资金+交易性金融资产)/总资产,Cash2定义为(货币资金+交易性金融资产)/(总资产-货币资金-交易性金融资产)(Opler等,1999^[12];Bates等,2009^[23];汪琼等,2020^[38])。Digital为企业数字化转型变量,参考上文。同时,借鉴已有文献(王红军等,2014^[10];Chen等,2020^[34];Hou和Liu,2020^[39];汪琼等,2020^[38];袁淳等,2021^[22]),本文控制了以下变量:企业规模(Size)、资产负债率(Lev)、总资产净利润率(ROA)、市值账面比(MTB)、营业收入增长率(Growth)、经营活动现金流(CF)、经营活动现金流净额的标准差(CFVOL)、经市场调整的日个股回报率的标准差(RETVOL)、营运资本(NWC)、资本支出(CAPEX)、研发支出(RD)、股利支付率(DIV)、股权性质(SOE)、高管性别(Gender)、高管年龄(CEOAGE)、高管薪酬(Salary)、高管持股比例(Shares)、两职兼任(Dual)、高管计算机背景学历(Computer)、董事会规模(Board)、独立董事比例(IndRatio)、企业年龄(Age)以及人均GDP(GDPPC)、地区电信业务占比(Telecom),具体构建方法如表1所示。此外,Firm和Year分别表示公司和年度固定效应。在此基础上,本文对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理,并对系数标准误在公司层面进行聚类调整。

表1 变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|-------|-------|----------|-----------------------------------|
| 被解释变量 | 现金持有 | Cash1 | (货币资金+交易性金融资产)/总资产 |
| | | Cash2 | (货币资金+交易性金融资产)/(总资产-货币资金-交易性金融资产) |
| | | Cash3 | 对Cash1进行行业年度中位数调整 |
| | | Cash4 | 对Cash2进行行业年度中位数调整 |
| 解释变量 | 数字化转型 | Digital | 年报中数字化相关词汇数/年报总词汇数×100 |
| | | Digital1 | 年报中数字化相关词汇数的对数 |
| | | Digital2 | MD&A中数字化相关词汇数/MD&A总词汇数×100 |

续表 1

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量定义 |
|--------|----------------|-----------------|-----------------------------------|
| 控制变量 | 企业规模 | <i>Size</i> | 总资产自然对数 |
| | 资产负债率 | <i>Lev</i> | 总负债/总资产 |
| | 总资产净利润率 | <i>ROA</i> | 净利润/总资产 |
| | 市值账面比 | <i>MTB</i> | 总市值/总资产 |
| | 营业收入增长率 | <i>Growth</i> | (营业收入本年金额 - 营业收入上年金额)/(营业收入上年金额) |
| | 经营活动现金流 | <i>CF</i> | 经营活动产生的现金流量净额/总资产 |
| | 经营风险 | <i>CFVOL</i> | 年度行业内经营活动产生的现金流量净额的标准差 |
| | | <i>RETVOL</i> | 年度经市场调整的日个股回报率的标准差 |
| | 营运资本 | <i>NWC</i> | (流动资产 - 流动负债 - 现金)/总资产 |
| | 资本支出 | <i>CAPEX</i> | 购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金/总资产 |
| | 研发支出 | <i>RD</i> | 研发投入占总资产比例 |
| | 股利支付率 | <i>DIV</i> | 现金股利/净利润 |
| | 股权性质 | <i>SOE</i> | SOE = 1, 表示国有企业; SOE = 0, 表示非国有企业 |
| | 高管性别 | <i>Gender</i> | CEO 性别, 1 = 男性; 0 = 女性 |
| | 高管年龄 | <i>CEOAGE</i> | CEO 年龄自然对数 |
| | 高管薪酬 | <i>Salary</i> | CEO 薪酬的自然对数 |
| | 高管持股比例 | <i>Shares</i> | CEO 持股比例 |
| | 两职合一 | <i>Dual</i> | 是否兼任董事长和 CEO, 1 = 是; 0 = 不是 |
| | 高管计算机背景学历 | <i>Computer</i> | 高管是否具有计算机学历背景, 1 = 有; 0 = 没有 |
| | 董事会规模 | <i>Board</i> | 董事会人数的自然对数 |
| | 独立董事比例 | <i>IndRatio</i> | 独立董事人数/董事会人数 |
| | 企业年龄 | <i>Age</i> | 企业成立年限自然对数 |
| | 人均 GDP | <i>GDPPC</i> | 人均地区生产总值(元/人)的自然对数 |
| 电信业务占比 | <i>Telecom</i> | 地区电信业务总量/地区生产总值 | |

四、实证分析

1. 描述性统计

表 2 为本文主要变量的描述性统计结果。可以看出,企业现金持有 (*Cash1*、*Cash2*) 的均值分别为 0.194 和 0.293, 标准差分别为 0.135 和 0.322, 这与已有文献基本保持一致(汪琼等, 2020)^[38]。企业数字化转型 (*Digital*) 的均值和标准差分别为 0.028 和 0.063, 由于 *Digital* 是年报中数字化词汇总数与总词数比值, 故与吴非等(2021)^[6] 存在一定差异。*Digital1* 的均值和标准差分别为 1.214 和 1.354, 由于是年报中数字化词汇总数的自然对数, 故与吴非等(2021)^[6] 保持一致。其他控制变量统计结果均与已有文献保持一致(王红建等, 2014^[10]; Chen 等, 2020^[34]; Hou 和 Liu, 2020^[39]; 倪克金和刘修岩, 2021^[3]; 武常岐等, 2022^[8]), 这里不再赘述。

表 2 主要变量描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 25%分位数 | 中位数 | 75%分位数 |
|----------|-------|--------|-------|--------|--------|--------|
| Cash1 | 25564 | 0.194 | 0.135 | 0.098 | 0.157 | 0.254 |
| Cash2 | 25564 | 0.293 | 0.322 | 0.108 | 0.186 | 0.340 |
| Digital | 25564 | 0.028 | 0.063 | 0.000 | 0.004 | 0.023 |
| Digital1 | 25564 | 1.214 | 1.354 | 0.000 | 0.693 | 2.079 |
| Size | 25564 | 22.216 | 1.284 | 21.288 | 22.037 | 22.943 |
| Lev | 25564 | 0.422 | 0.202 | 0.260 | 0.417 | 0.577 |
| ROA | 25564 | 0.045 | 0.045 | 0.017 | 0.038 | 0.067 |
| MTB | 25564 | 2.026 | 1.274 | 1.238 | 1.608 | 2.317 |
| Growth | 25564 | 0.192 | 0.434 | -0.007 | 0.116 | 0.276 |
| CF | 25564 | 0.047 | 0.069 | 0.009 | 0.047 | 0.088 |
| CFVOL | 25564 | 0.019 | 0.752 | -0.255 | -0.157 | 0.006 |
| RETVOL | 25564 | 0.003 | 0.934 | -0.529 | -0.063 | 0.450 |
| NWC | 25564 | 0.039 | 0.193 | -0.087 | 0.041 | 0.166 |
| CAPEX | 25564 | 0.051 | 0.048 | 0.016 | 0.036 | 0.071 |
| RD | 25564 | 0.018 | 0.019 | 0.001 | 0.014 | 0.026 |
| DIV | 25564 | 0.277 | 0.307 | 0.064 | 0.218 | 0.367 |
| SOE | 25564 | 0.367 | 0.482 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Gender | 25564 | 0.935 | 0.246 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| CEOAGE | 25564 | 3.896 | 0.134 | 3.829 | 3.912 | 3.989 |
| Salary | 25564 | 13.048 | 2.058 | 12.813 | 13.305 | 13.775 |
| Shares | 25564 | 0.049 | 0.110 | 0.000 | 0.000 | 0.020 |
| Dual | 25564 | 0.268 | 0.443 | 0.000 | 0.000 | 1.000 |
| Computer | 25564 | 0.109 | 0.312 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Board | 25564 | 2.283 | 0.248 | 2.197 | 2.303 | 2.398 |
| IndRatio | 25564 | 0.382 | 0.072 | 0.333 | 0.364 | 0.429 |
| Age | 25564 | 2.822 | 0.372 | 2.618 | 2.882 | 3.084 |
| GDPPC | 25564 | 11.110 | 0.483 | 10.772 | 11.146 | 11.480 |
| Telecom | 25564 | 0.053 | 0.039 | 0.024 | 0.035 | 0.076 |

2. 基准回归结果

表 3 为企业数字化转型对现金持有的回归结果。其中,第(1)和(3)列仅控制了公司(*Firm*)和年份(*Year*)固定效应,可以发现,企业数字化转型(*Digital*)对现金持有(*Cash1*、*Cash2*)的回归系数分别是-0.249和-0.739,并都在1%的统计水平上显著。进一步,第(2)和(4)列控制了可能同时影响企业数字化转型和现金持有的相关变量。可以看出,企业数字化转型(*Digital*)对现金持有(*Cash1*、*Cash2*)的回归系数分别是-0.163和-0.536,并且都在1%的统计水平上显著。上述结论表明,企业数字化转型(*Digital*)显著降低了企业现金持有水平(*Cash1*、*Cash2*)。该结论也具有一定的经济意义,企业数字化转型(*Digital*)每增加1个标准差(0.063),现金持有(*Cash1*、*Cash2*)分别下降5.2%和11.6%^①。

表 3 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | <i>Cash1</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | -0.249*** (-7.13) | -0.163*** (-5.59) | -0.739*** (-6.93) | -0.536*** (-6.00) |
| 控制变量 | | 控制 | | 控制 |

① 以表3列(2)的*Cash1*系数为例,*Digital*每提高1个标准差(0.063),*Cash1*会下降 $0.163 \times 0.063 = 0.010$,相较于*Cash1*的均值(0.194),下降幅度为 $0.010/0.194 = 0.052$ 。

续表 3

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|
| | Cash1 | Cash1 | Cash2 | Cash2 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 25564 | 25564 |
| 调整 R ² | 0.008 | 0.302 | 0.011 | 0.281 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平下显著；括号内的数值为 *t* 值；标准误差经过公司层面 Cluster 调整，下同

3. 稳健性检验

(1) 更换被解释变量和解释变量。借鉴 Gao 等(2013)^[24] 的做法, 本文通过将现金持有变量 (*Cash1*、*Cash2*) 剔除行业年度中位数来构造新的现金持有变量 (*Cash3*、*Cash4*), 以缓解行业因素对结果的影响。同时, 借鉴已有研究(袁淳等, 2021^[22]; 吴非等, 2021^[6]) 做法, 本文通过对年报中数字化词汇总数取对数, 以及利用 MD&A 文本中数字化词汇总数占比 × 100 来构建数字化转型指标 *Digital1* 和 *Digital2*。

(2) 更换回归样本。为了缓解上述结论对样本敏感的担忧, 本文进一步构造了如下两个子样本: 一是考虑到信息化产业的特殊性, 本文剔除了信息传输、软件和信息技术服务业, 以及计算机、通信和其他电子设备制造业等行业样本; 二是借鉴谭志东等(2022)^[18] 做法, 仅保留制造业样本。

(3) 排除企业策略性披露行为的影响。借鉴李万利等(2022)^[40] 做法, 仅保留信息披露质量较高的样本, 包括剔除因信息披露问题被监管机构处罚的样本和保留深交所信息披露考评结果为优秀或良好的样本两种方法。

在经过以上一系列稳健性检验后, 本文的结论依然成立。限于篇幅, 稳健性检验结果未在正文中展示, 留存备索。

4. 内生性处理

(1) 遗漏变量分析。尽管在回归模型中, 本文试图控制足够多的变量来缓解遗漏变量问题, 但仍然无法避免遗漏不可观测变量带来的内生性问题。为此, 本文借鉴 Altonji 等(2005)^[19] 和 Oster(2019)^[20] 的方法来检验遗漏不可观测变量导致问题的严重性。具体来看, Altonji 等(2005)^[19] 通过构造公式 $|\beta^F / (\beta^R - \beta^F)|$ 来推断遗漏不可观测变量的影响。其中, β^F 为包含所有控制变量的估计系数(无约束回归系数), 而 β^R 为包含部分控制变量的估计系数(约束回归系数)。 $|\beta^F / (\beta^R - \beta^F)|$ 值越大, 表明遗漏变量对系数估计的影响越小。

Oster(2019)^[20] 认为当回归模型存在不可观测的遗漏变量时, 可通过 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 来获得真实参数的一致估计。其中, δ 为选择比例(selection proportionality), 用来衡量不可观测变量与核心解释变量之间的相关关系对于可观测遗漏变量与核心解释变量之间相关关系的强弱; R_{max} 代表不可观测的遗漏变量能够被观测时, 回归方程的最大拟合优度。对于遗漏不可观测变量问题的分析, 主要有以下两种方法: 一是 δ 取值为 1, R_{max} 取值为 1.3 倍当前回归拟合优度, 若 $\beta^* = \beta^*(R_{max}, \delta)$ 落在了估计参数的 95% 置信区间内, 则说明遗漏不可观测变量问题并不严重。二是 R_{max} 取值为 1.3 倍当前回归拟合优度, 计算当 $\beta = 0$ 时 δ 的值, 若取值大于 1, 则说明遗漏不可观测变量并不会对系数估计产生太大的影响。

表 4 为利用 Altonji 等(2005)^[19] 方法对遗漏不可观测变量的分析结果。由第(1)和(4)列可以看出, 系数变化幅度较小, 分别在 0.054 和 0.141 的范围内, 表明增加控制变量对 *Digital* 和 *Cash* 之间关系影响较弱。从第(3)和(6)列可以看出, $|\beta^F / (\beta^R - \beta^F)|$ 最小值分别为 3.028 和 3.791, 均远大于临界值 1, 可以认为, 不可观测因素影响至少需要是可观测因素的 3.028 倍和 3.791 倍, 才有可能改变现有结果。表 5 为利用 Oster(2019)^[20] 方法对遗漏不可观测变量的分析结果。可以看出, $\beta^* = \beta^*$

(R_{max}, δ)都落在了估计参数的 95% 置信区间内,以及 δ 的取值都大于 1。以上检验结果表明,本文的结论受遗漏不可观测变量影响较弱。

表 4 遗漏不可观测变量分析结果

| 变量 | Cash1 | | | Cash2 | | |
|----------|------------|---------|---------------------------------|------------|---------|---------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| | Digital 系数 | t 值 | $ \beta^F/(\beta^R - \beta^F) $ | Digital 系数 | t 值 | $ \beta^F/(\beta^R - \beta^F) $ |
| Size | -0.217*** | (-6.19) | 3.028 | -0.677*** | (-6.31) | 3.791 |
| Lev | -0.208*** | (-6.57) | 3.686 | -0.655*** | (-6.64) | 4.476 |
| ROA | -0.205*** | (-6.51) | 3.960 | -0.650*** | (-6.61) | 4.688 |
| MTB | -0.199*** | (-6.33) | 4.582 | -0.632*** | (-6.44) | 5.571 |
| Growth | -0.199*** | (-6.33) | 4.595 | -0.631*** | (-6.44) | 5.598 |
| CF | -0.197*** | (-6.29) | 4.801 | -0.628*** | (-6.43) | 5.803 |
| CFVOL | -0.197*** | (-6.28) | 4.797 | -0.628*** | (-6.43) | 5.791 |
| RETVOL | -0.197*** | (-6.28) | 4.797 | -0.628*** | (-6.43) | 5.791 |
| NWC | -0.192*** | (-6.43) | 5.630 | -0.616*** | (-6.68) | 6.668 |
| CAPEX | -0.192*** | (-6.42) | 5.724 | -0.614*** | (-6.66) | 6.792 |
| RD | -0.191*** | (-6.39) | 5.877 | -0.608*** | (-6.56) | 7.428 |
| DIV | -0.189*** | (-6.35) | 6.467 | -0.602*** | (-6.54) | 8.078 |
| SOE | -0.188*** | (-6.33) | 6.559 | -0.601*** | (-6.53) | 8.129 |
| Gender | -0.188*** | (-6.33) | 6.573 | -0.602*** | (-6.53) | 8.086 |
| CEOAGE | -0.188*** | (-6.33) | 6.606 | -0.601*** | (-6.52) | 8.161 |
| Salary | -0.188*** | (-6.33) | 6.602 | -0.601*** | (-6.53) | 8.158 |
| Shares | -0.184*** | (-6.25) | 8.085 | -0.590*** | (-6.46) | 9.799 |
| Dual | -0.184*** | (-6.26) | 7.908 | -0.591*** | (-6.48) | 9.600 |
| Computer | -0.181*** | (-6.15) | 9.263 | -0.583*** | (-6.38) | 11.27 |
| Board | -0.181*** | (-6.16) | 9.119 | -0.584*** | (-6.38) | 11.081 |
| IndRatio | -0.181*** | (-6.16) | 9.109 | -0.584*** | (-6.38) | 11.067 |
| Age | -0.163*** | (-5.59) | 665.251 | -0.537*** | (-6.03) | 337.569 |
| GDPPC | -0.163*** | (-5.58) | 262.978 | -0.536*** | (-6.01) | 983.911 |
| Telecom | -0.163*** | (-5.59) | — | -0.536*** | (-6.00) | — |

注:第(1)和(4)列的系数是在控制公司和年份固定效应基础上,依次累加对应控制变量后,Cash1 和 Cash2 对 Digital 的回归系数;例如,在控制公司规模 Size 后,Cash1 对 Digital 的回归系数为 -0.217,进一步控制资产负债率 Lev,Cash1 对 Digital 的回归系数为 -0.208;第(2)和(5)列则为对应 t 值。列(3)和列(6)则为 $|\beta^F/(\beta^R - \beta^F)|$ 的值,其中 β^F 为控制所有变量的 Digital 回归系数,即 -0.163 和 -0.536, β^R 则为依次累加对应控制变量后回归系数;需要注意, $|\beta^F/(\beta^R - \beta^F)|$ 是根据原始系数计算,而非保留 3 位后的系数,故数值与手工计算有差距

表 5 遗漏不可观测变量分析结果

| 被解释变量 | 检验方法 | 判断标准 | 实际计算结果 | 是否通过 |
|-------|------|--|--------|------|
| Cash1 | 方法 1 | $\beta^* (R_{max}, \delta) \in [-0.221, -0.106]$ | -0.129 | 是 |
| | 方法 2 | $\delta > 1$ | 4.492 | 是 |
| Cash2 | 方法 1 | $\beta^* (R_{max}, \delta) \in [-0.711, -0.360]$ | -0.452 | 是 |
| | 方法 2 | $\delta > 1$ | 5.871 | 是 |

(2)熵平衡匹配法。多元线性回归通过控制可观测的混淆变量,有助于因果效应的识别,但前提条件是函数形式要正确设定。若设定错误,则会被残差项捕捉,进而引入内生性问题。为此,本文采用熵平衡方法来缓解回归模型误设导致的内生性问题(Hainmueller,2012)^[41]。熵平衡核心思想是根据最优权重来调整控制组样本观测值,以使控制组与处理组更相似。在本文中,熵平衡主要根据企业数字化转型程度高低(根据 Digital 中位数分组)来最小化以下变量的高阶矩差距:一是所有控制变量;二是所有控制变量,以及其交互项、二次项、三次项。表 6 为基于熵平衡样本的回归结

果,第(1)和(2)列回归权重是根据所有控制变量计算,第(3)和(4)列回归权重是根据所有控制变量,以及其交互项、二次项、三次项计算(共 247 个变量)。可以看出,无论使用何种权重,企业数字化转型(*Digital*)的回归系数均在 1% 的统计水平上显著为负,表明函数形式设定偏误导致的内生性问题并不严重。

表 6 基于熵平衡样本的回归分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | -0.135***(-4.71) | -0.439***(-4.77) | -0.117***(-3.82) | -0.401***(-4.05) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 25564 | 25564 |
| 调整 R ² | 0.337 | 0.319 | 0.348 | 0.331 |

(3)工具变量法。本文可能存在反向因果问题,即现金投入推动了企业数字化转型。尽管本文控制了诸多与企业现金有关的控制变量,但仍无法避免上述问题的存在。为此,本文使用计算机相关专业论文的地区平均发文量(*AvgPapers*)作为企业数字化转型(*Digital*)的工具变量。对于计算机相关专业论文的地区平均发文量这一工具变量,一方面,地区计算机相关专业论文发文越多,对地区数字建设的溢出效应更大;另一方面,地区专业论文发文量与企业现金持有关系并不大。具体地,考虑到并不是所有计算机相关专业都可以对地区数字建设产生溢出效应,本文以全国第四轮学科评估结果公布的电子科学与技术、信息与通信工程、计算机科学与技术以及软件工程等专业高校名单为样本。进一步,本文从中国高校科研成果统计分析数据库中获取了上述高校电子科学与技术、信息与通信工程、计算机科学与技术、软件工程等专业每年的 WAJCI 总发文量。在此基础上,本文按照上述高校所在城市分组,计算地区每年的计算机相关专业论文发文量,并通过除以 100 构建指标 *AvgPapers*。

表 7 为工具变量的回归结果。其中,第(1)列为工具变量(*AvgPapers*)的第一阶段回归结果。可以看出,*AvgPapers* 的回归系数在 1% 的统计水平上显著为正,表明地区计算机相关专业的专业发展会促进当地企业的数字化转型。第(2)和(3)列为工具变量(*AvgPapers*)的第二阶段回归结果。可以看出,*Digital* 的回归系数至少在 5% 的统计水平上显著为负。此外,弱工具变量的检验结果为 12.008,表明本文的结果受弱工具变量问题影响较小。以上结果表明企业数字化转型降低了企业现金持有水平,受反向因果问题影响较小。

表 7 基于工具变量法的回归分析

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|---------------------------|-----------------|-----------------|------------------|
| | <i>Digital</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | | -1.172**(-2.32) | -4.060***(-2.71) |
| <i>AvgPapers</i> | 0.004*** (3.47) | | |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 25564 |
| Kleibergen-Paap rk Wald F | 12.008 | | |

(4)外生冲击检验。借鉴赵涛等(2020)^[42]等做法,本文进一步利用“宽带中国”政策试点作为外生冲击检验企业数字化转型与现金持有的关系。“宽带中国”政策试点是指工业和信息化部、国家发展和改革委员会为落实《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》,分别在 2014

年、2015年、2016年遴选120个“宽带中国”示范城市(城市群),旨在通过示范区建设大幅提高当地宽带水平,在全国发挥示范和引领作用。本文认为“宽带中国”示范城市的建设可以有效提高当地宽带基础设施建设水平,为企业数字化转型提供网络保障。为此,本文构建如下多期DID模型来检验“宽带中国”政策试点对企业现金持有的影响:

$$Cash_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 TreatPost_{i,t} + \sum Controls + \sum Firm + \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, *TreatPost* 是指上市公司所在城市当年是否被纳入“宽带中国”试点城市名单,若是 *TreatPost* 取1,反之为0。其他变量与模型(1)类似。表8为基于“宽带中国”的外生冲击检验,可以看出, *TreatPost* 的系数在1%的统计水平上显著为负,表明“宽带中国”试点城市的建设可以降低企业现金持有水平。平行趋势检验结果表明,在“宽带中国”试点之前,处理组和控制组没有显著差异,满足平行趋势假设。通过“宽带中国”的外生冲击检验,一定程度上支持了企业数字化转型可以降低现金持有水平的结论。限于篇幅,平行趋势检验结果未在正文中展示,留存备案。

表8 基于“宽带中国”的外生冲击检验

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | <i>Cash1</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Treat_Post</i> | -0.015***(-3.59) | -0.013***(-3.71) | -0.045***(-4.41) | -0.039***(-4.48) |
| 控制变量 | | 控制 | | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 25564 | 25564 |
| 调整 R ² | 0.002 | 0.300 | 0.002 | 0.277 |

五、进一步分析

1. 经济机制分析

(1)缓解经营不确定性。预防性动机认为企业持有较高水平现金的目的是,预防经营发展过程中面临的不确定性(Bates等,2009)^[23]。较高的不确定性不仅会影响企业借贷能力,也会促使企业通过推迟投资和储备现金来减缓不确定性风险。本文认为企业数字化转型通过缓解企业经营过程中的不确定性来降低现金持有水平。具体地,企业数字信息技术的运用有利于信息传递(袁淳等,2021)^[22],这使得企业可以更加及时地掌握产品质量、市场需求、竞争对手、行业状况等信息。此外,数字技术的应用也有利于企业实现供应链的协同配合,降低存货积压和跌价损失风险(赵宸宇等,2021)^[4],以及提升企业投资效率等,从而减少企业出于预防性动机持有的现金。

为进行上述机制分析,本文通过构造平均存货持有率(*TOTHLD*)、投资效率(*Inveff*)、息税前利润波动性(*EBITCV*)、现金持有波动性(*CashSD1*、*CashSD2*)以及经济政策不确定性(*EPU*)等变量,来分析企业数字化转型与经营不确定性间的关系。其中,平均存货持有率(*TOTHLD*)等于当年平均存货与年初总资产的比值(Ak和Patatoukas,2016)^[43],息税前利润波动性(*EBITCV*)等于企业当年及未来两年息税前利润的标准离差率,现金持有波动性(*CashSD1*、*CashSD2*)等于企业当年及未来两年现金持有的标准差。经济政策不确定性(*EPU*)为虚拟变量,若当年经济政策不确定性指数(Baker等,2016)^[44]大于均值,则*EPU*取值为1,反之为0。借鉴Richardson(2006)^[45]的做法,本文构建如下模型来衡量企业投资效率:

$$Inv_{i,t} = \alpha + \beta_1 Size_{i,t-1} + \beta_2 Growth_{i,t-1} + \beta_3 Lev_{i,t-1} + \beta_4 Cash_{i,t-1} + \beta_5 Ret_{i,t-1} + \beta_6 Age_{i,t-1} + \beta_7 Inv_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,*Inv*为新增投资,等于购建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产收回的现金净额,除以上一年末总资产。通过模型(3)估计的残差

绝对值为投资效率,该值越大表示投资效率越低。表9为缓解经营不确定性的机制检验结果。由第(1)~(5)列可以看出,平均存货持有率(*TOTHLD*)、投资效率(*Inveff*)、息税前利润波动性(*EBITCV*)、现金持有波动性(*CashSD2*)对企业数字化转型(*Digital*)的回归系数至少在5%的统计水平上显著为负,表明企业数字化转型显著降低了平均存货持有率、息税前利润波动性、现金持有波动性,以及提高了投资效率。由第(6)和(7)列可以看出,企业数字化转型与经济政策不确定性交乘项(*Digital_EPU*)在1%的统计水平上显著为负,表明企业数字化转型对现金持有水平的降低作用在经济政策不确定性较高的情况下更明显。以上结果进一步支持了本文的结论,即企业通过数字化转型缓解了生产经营过程中的不确定性,降低了企业现金持有水平。

表9 经济机制:缓解经营不确定性

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | <i>TOTHLD</i> | <i>Inveff</i> | <i>EBITCV</i> | <i>CashSD1</i> | <i>CashSD2</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | -0.057** (-2.55) | -0.016** (-2.40) | -1.630** (-2.16) | -0.015 (-1.21) | -0.176*** (-3.87) | -0.097*** (-2.76) | -0.360*** (-3.48) |
| <i>Digital_EPU</i> | | | | | | -0.085*** (-3.02) | -0.223*** (-2.93) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份 固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 21449 | 19347 | 19347 | 19347 | 25564 | 25564 |
| 调整 R ² | 0.224 | 0.284 | 0.007 | 0.071 | 0.117 | 0.303 | 0.281 |

(2)排除代理动机。现金持有代理动机认为,企业在管理者自利(Jensen,1986)^[13]或大股东侵占(Johnson等,2000)^[46]的动机下持有现金资产。一方面,自由现金流假说指出,管理层更倾向于保持较高水平的现金持有,这样既能为管理层进行在职消费和过度投资创造机会,也可以随时应对风险和外部融资监督以保障职务安全,即出于代理动机而持有现金(Jensen,1986^[13];Harford等,2008^[25])。另一方面,由于现金具有流动性较高的特征,容易为大股东攫取私有收益、侵害小股东利益提供便利(Johnson等,2000)^[46]。综上,代理问题不仅增加企业现金持有水平,还会降低现金持有价值,对企业经营绩效产生消极影响(Dittmar和Mahrt-Smith,2007)^[37]。数字化转型可以提高企业信息处理能力,增强信息披露准确性和及时性。信息传递的有效性有利于监督不完备契约导致的机会主义成本和管理者代理问题,降低管理层舞弊、操纵财务报表信息、在职消费等产生的超额现金持有。

为检验企业数字化转型对现金持有代理动机的影响,本部分采用管理费用率(*Manfee*)、超额在职消费(*Abperk*)、公司治理水平指数(*Gover*)作为衡量代理问题变量进行机制检验。首先,本文借鉴王化成等(2019)^[47]的做法,以超额在职消费(*Abperk*)衡量管理层自利所导致的代理问题,具体计算方式如下所示:

$$\frac{Perk_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{Asset_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta Sale_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_4 \frac{Inventory_{i,t}}{Asset_{i,t-1}} + \beta_5 LnEmployee_{i,t} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中,*Perk*表示管理者在职消费总额,为企业管理费用扣除董事、高管、监事薪酬和无形资产摊销等明显不属于在职消费项目后所剩金额,*Asset*为企业总资产, $\Delta Sale$ 表示主营业务收入变动额,*PPE*为固定资产净值,*Inventory*为存货总额,*LnEmployee*为企业员工人数的自然对数。式(4)估计所得残差,即实际在职消费总额与预期在职消费总额之间的差额,为管理者超额在职消费(*Abperk*)。其次,借鉴已有研究(顾乃康和周艳利,2017)^[48],本文对高管薪酬总额、高管持股比例、独立董事比例、董事人数、机构持股比例、股权制衡度(第二至五大股东持股比例/第一大股东持股

比例)、员工人数以及董事长和 CEO 是否同一人等变量进行主成分分析,并提取第一主成分作为公司治理水平指数 (*Gover*)。该指数越大,代表公司治理水平越高。

表 10 为排除代理问题的经济机制检验结果。由第(1)列可以看出,企业数字化转型显著降低了管理费用率 (*ManFee*),但这并不能代表数字化转型可以缓解代理问题。实际上,数字化转型可以起到降本增效的作用,减少生产经营环节中的费用开支。由第(2)列可以看出,企业数字化转型并不会显著降低管理层超额在职消费 (*Abperk*)。更进一步,由第(3)和(4)列的交乘项 (*Digital_Gover*)可以看出,企业数字化转型对现金持有水平的降低作用在公司治理水平较高的样本中更为明显,这显然与数字化转型缓解代理问题的逻辑不符。理论上,如果数字化转型通过缓解代理问题来减少现金持有,则这种缓解作用在代理问题严重的样本中更为明显。综上,本文并未发现企业数字化转型通过缓解代理动机来降低现金持有水平。

表 10 经济机制:排除代理问题

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------|-------------------|---------------|-------------------|-------------------|
| | <i>ManFee</i> | <i>Abperk</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | -0.082 ***(-5.51) | -0.004(-0.49) | -0.111 ***(-3.69) | -0.397 ***(-4.40) |
| <i>Digital_Gover</i> | | | -0.070 ***(-4.80) | -0.209 ***(-4.72) |
| <i>Gover</i> | | | -0.007 **(-2.19) | -0.007(-0.79) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 19127 | 24552 | 24552 |
| 调整 R ² | 0.138 | 0.021 | 0.308 | 0.288 |

2. 横截面分析

(1)企业集团化程度。企业集团可以通过内部资本市场迅速实现资源配置。由前文可知,数字化转型主要降低企业出于预防性动机进行的现金持有水平。而当企业集团化程度越高时,一方面,企业集团成员之间实现资本、信息、技术等交流和传递,共同分散经营风险;另一方面,这种风险分担作用能够减轻外部债权人对企业的担忧,帮助企业集团的成员获得融资便利,这都在一定程度上减少了企业集团成员基于预防性动机产生的现金持有(黎文靖和严嘉怡,2021)^[49]。因此,本文认为数字化转型通过缓解企业预防动机来降低现金持有的作用,在企业集团化程度较低的样本中更为明显。为了对上述猜想进行验证,本文借鉴黎文靖和严嘉怡(2021)^[49]的做法,将集团化程度定义为母公司对子公司、合营企业或联营企业持股比例之和的自然对数。在此基础上,本文根据集团化程度的年度均值定义集团化程度虚拟变量(*Group*),当集团化程度大于年度均值时,*Group*取值为1,反之为0。表11为企业集团化程度调节效应的回归结果。可以看出,企业数字化转型与集团化程度的交乘项(*Digital_Group*)系数均在5%的统计水平上显著为正。以上结果表明,企业数字化转型对现金持有水平的降低作用,在企业集团化程度较低的情况下更为明显。上述结论进一步验证了本文的假设,即企业数字化转型通过缓解经营不确定性,降低了企业出于预防动机持有的现金水平。

表 11 企业集团化程度

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | <i>Cash1</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | -0.294 ***(-7.62) | -0.206 ***(-6.34) | -0.856 ***(-6.86) | -0.644 ***(-6.12) |
| <i>Digital_Group</i> | 0.148 ***(3.10) | 0.110 ***(2.86) | 0.360 ** (2.48) | 0.276 ** (2.33) |
| <i>Group</i> | -0.028 ***(-9.10) | -0.014 ***(-4.89) | -0.062 ***(-8.48) | -0.031 ***(-4.50) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 25564 | 25564 |
| 调整 R ² | 0.013 | 0.303 | 0.015 | 0.282 |

(2) 产权性质。国有与非国有企业在外部环境、内部治理层面均存在差异。对于国有企业而言,企业与政府之间的关联关系可以为其提供信誉、资金保证以应对不确定性风险(余靖雯等, 2019)^[50]。对于非国有企业而言,其往往会在资金市场上遭遇一定程度的信贷歧视,使得其不得不通过内部融资手段来应对外部融资约束。特别地,当不确定性增加时,非国有企业会出于预防性动机而持有更多现金。因此,本文认为企业数字化转型通过缓解经营不确定性,降低企业出于预防动机持有现金的作用,在非国有企业中表现更为明显。为检验产权性质对企业数字化转型与现金持有之间关系的调节作用,本文构建产权性质虚拟变量(*SOE*),当企业为国有企业是,*SOE* 取值为 1, 否则取值为 0。表 12 为产权性质调节效应的回归结果。可以看出,企业数字化转型与产权性质交乘项(*Digital_SOE*)系数在 1% 的统计水平上显著为正,表明数字化转型对企业现金持有水平的降低作用在非国有企业中表现更为明显。以上结论再一次支持了本文关于企业数字化转型可以缓解经营不确定性,降低企业因预防动机而进行的现金持有水平。

表 12 产权性质

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|--------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| | <i>Cash1</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | -0.325***(-8.36) | -0.222***(-6.91) | -0.956***(-7.97) | -0.715***(-7.17) |
| <i>Digital_SOE</i> | 0.414*** (6.12) | 0.306*** (5.38) | 1.175*** (5.95) | 0.937*** (5.76) |
| <i>SOE</i> | -0.043***(-5.75) | -0.042(-4.05) | -0.085***(-4.77) | -0.075(-2.47) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 25564 | 25564 |
| 调整 R ² | 0.014 | 0.304 | 0.018 | 0.284 |

(3) 产融结合。建立银企关系是实现产融结合的最主要方式之一。在不完备的市场环境中,企业倾向于持有商业银行股权以增强与金融机构之间的沟通。一方面,银企关系的建立可以降低信息不对称程度,拓展企业融资渠道,减轻企业所面临的融资压力(Lu 等, 2012)^[51],从而降低企业出于预防性动机而储备现金资产;另一方面,银企关系可以发挥将外部资本市场监督内部化的作用,银行通过与企业建立密切联系,掌握企业信息,便于监督和规范企业的资金运营情况(翟胜宝等, 2014)^[52]。基于上述考虑,相较于存在银企关系的企业,无银企关系的企业由于面临更强的融资约束,故其因预防动机持有的现金也会更多。因此,本文认为企业数字化转型对现金持有水平的降低作用在无银企关系的样本中更为明显。为对上述观点进行验证,本文构建银企关系虚拟变量(*Bank*),若当年企业持有银行股份,取值为 1,反之为 0。表 13 为企业是否持股银行的调节效应回归结果。可以看出,企业数字化转型与是否持股银行交乘项(*Digital_Bank*)至少在 5% 的统计水平上显著为正,表明相较于存在银企关系的样本,数字化转型对企业现金持有水平的降低作用在无银企关系的样本中更为明显。以上结论进一步佐证了数字化转型有利于降低企业经营风险,弱化了企业现金持有的预防性动机。

表 13 是否持股银行

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------|------------------|------------------|-------------------|------------------|
| | <i>Cash1</i> | <i>Cash1</i> | <i>Cash2</i> | <i>Cash2</i> |
| <i>Digital</i> | -0.244***(-7.13) | -0.164***(-5.65) | -0.728***(-6.93) | -0.536***(-6.05) |
| <i>Digital_Bank</i> | 0.306** (2.20) | 0.242*** (2.79) | 0.777** (2.42) | 0.649*** (3.35) |
| <i>Bank</i> | -0.037***(-8.57) | -0.024***(-5.92) | -0.096***(-10.06) | -0.065***(-7.26) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 25564 | 25564 |
| 调整 R ² | 0.014 | 0.304 | 0.018 | 0.284 |

3. 经济后果分析

上文结论表明,企业数字化转型通过缓解经营不确定性,减少了企业出于预防动机而持有的现金。那么企业数字化转型对现金持有行为的影响能否真正起到优化现金决策、提升企业价值的作用?为此,本文首先在模型(1)的基础上,加入企业数字化转型与现金持有交乘项(*Digital_Cash1*、*Digital_Cash2*),并将被解释变量更换为公司价值指标(*TobinQ*)。其次,借鉴已有文献的做法(Chen等,2020^[34]; Hou和Liu,2020^[39]),构建如下模型检验企业数字化转型、现金持有水平与公司价值之间的关系:

$$\begin{aligned} TobinQ_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Digital_{i,t} + \beta_2 Cash_{i,t} \times Digital_{i,t} + \beta_3 Cash_{i,t} + \beta_4 CF_{i,t} + \beta_5 CAPEX_{i,t} \\ & + \beta_6 DIV_{i,t} + \beta_7 \Delta Cash_{i,t} + \beta_8 \Delta Cash_{i,t+1} + \beta_9 \Delta CF_{i,t} + \beta_{10} \Delta CF_{i,t+1} + \beta_{11} \Delta DIV_{i,t} \\ & + \beta_{12} \Delta DIV_{i,t+1} + \beta_{13} \Delta CAPEX_{i,t} + \beta_{14} \Delta CAPEX_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (5)$$

表14为企业现金持有价值的回归结果。由第(2)~(4)列可以看出,企业数字化转型与现金持有交乘项(*Digital_Cash1*、*Digital_Cash2*)系数至少在10%的统计水平上显著为正,表明数字化转型在降低企业现金持有水平的同时,增加了企业现金持有的价值。

表14 经济后果:现金价值

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------|------------------|------------------|-----------------|------------------|
| | <i>TobinQ</i> | <i>TobinQ</i> | <i>TobinQ</i> | <i>TobinQ</i> |
| <i>Digital</i> | 0.288(0.87) | 0.241(0.86) | -0.766*(-1.69) | -0.723*(-1.91) |
| <i>Digital_Cash1</i> | 1.730(1.33) | | 3.056*(1.70) | |
| <i>Digital_Cash2</i> | | 1.115**(2.10) | | 1.626**(2.05) |
| <i>Cash1</i> | -0.571***(-5.78) | | -0.364**(-2.16) | |
| <i>Cash2</i> | | -0.303***(-7.24) | | -0.243***(-3.29) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 公司/年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 25564 | 25564 | 15866 | 15866 |
| 调整R ² | 0.120 | 0.122 | 0.027 | 0.030 |

六、研究结论

数字化转型引发商业模式的转变,是企业实现高质量发展的重要战略。本文以2010—2020年沪深A股上市公司为研究样本,通过文本分析构建企业数字化转型指标,实证检验了数字化转型对企业现金持有的影响及其作用机制。研究发现,数字化转型能够显著降低企业的现金持有水平,并提升现金持有价值。数字化转型对企业现金持有水平的降低效果在非国有企业、集团化程度较低、未持有银行股份等融资约束较高的样本中更为明显。数字化转型通过缓解企业预防动机来降低现金持有水平,具体表现为降低了企业息税前利润和现金波动性,提升了企业存货管理效率和投资效率。以上结论凸显了在不确定性环境下,数字化转型对缓解企业经营困境、提高企业资源配置效率的积极作用,为政府推动数字经济发展和企业数字化转型升级提供了重要理论依据。据此,本文提出如下政策建议:

第一,企业数字化转型对财务决策具有重要的影响。现金作为最具流动性的内部资金,对企业生产经营发挥着重要的作用。数字化转型能够提高企业的数据处理能力,提升信息传递效率,缓解经营不确定性风险,从而降低企业预防性现金持有量。企业实施数字化转型更有利于形成合理的现金持有决策,进而提升企业市场价值。有效的数字化转型,不仅是对业务流程和商务模式的形式上变革,更是为企业优化资源配置效率。本文发现数字化转型显著地降低企业的现金持有水平并产生了积极价值效应,这为企业进行数字化转型的必要性提供了证据。企业在制定财务决策过程中也应合理利用数字化转型战略的优势,有效发挥其在抵御经营风险、引导资金配置中的积极作用。

第二,本文的研究表明,数字化转型对融资能力不同的企业的现金持有存在异质性影响。例如,集团化程度较高、持股银行的企业以及国有企业在信贷市场上享有一定程度的融资优势,因而数字化转型对于上述企业的现金持有影响效果较弱。为此,政府应该注重建立更为完善的竞争环境,保护企业契约的实施,促进公平公正的交易。同时注重发挥市场上具有竞争优势的企业在数字化转型过程中的“领头羊”作用。由于数字化转型是近年来企业谋求可持续发展的一种积极探索,故存在较多的不确定性,以及可借鉴学习的成功案例并不多,因此优势企业应该充分发挥自身的资源优势,例如资源、资金以及人才等,不断探索总结数字化转型经验,并向相关领域企业分享,发挥其在市场主体中的模范带头作用,推动中国经济高质量发展。

第三,我国随着经济由高速增长向高质量发展转变,企业的数字化转型升级战略还会不断推陈出新,上市企业应结合自身的经营战略以及内外部环境合理配置流动性资产,以实现企业价值最大化,保障企业在需要货币资金进行投资或抵御各类风险时,既不急功近利也不墨守成规,充分发挥现金资产的经济效应。

参考文献

- [1]单宇,许晖,周连喜,周琪.数智赋能:危机情境下组织韧性如何形成?——基于林清轩转危为机的探索性案例研究[J].北京:管理世界,2021,(3):84-104.
- [2]Verhoef, P. C., T. Broekhuizen, Y. Bart, A. Bhattacharya, J. QiDong, N. Fabian, and M. Haenlein. Digital Transformation: A Multidisciplinary Reflection and Research Agenda[J]. Journal of Business Research, 2021, 122: 889-901.
- [3]倪克金,刘修岩.数字化转型与企业成长:理论逻辑与中国实践[J].北京:经济管理,2021,(12):79-97.
- [4]赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].北京:财贸经济,2021,(7):114-129.
- [5]李琦,刘力钢,邵剑兵.数字化转型、供应链集成与企业绩效——企业家精神的调节效应[J].北京:经济管理,2021,(10):5-23.
- [6]吴非,胡慧芷,林慧妍,任晓怡.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].北京:管理世界, 2021,(7):130-144.
- [7]Chen, H., and Z. Tian. Environmental Uncertainty, Resource Orchestration and Digital Transformation: A Fuzzy-Set Qca Approach [J]. Journal of Business Research, 2022, 139: 184-193.
- [8]武常岐,张昆贤,周欣雨,周梓润.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].北京:经济管理,2022,(4):5-22.
- [9]张国胜,杜鹏飞.数字化转型对我国企业技术创新的影响:增量还是提质?[J].北京:经济管理,2022,(6):82-96.
- [10]王红建,李青原,邢斐.经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J].北京:金融研究,2014,(9):53-68.
- [11]Miller, M. H., and D. Orr. A Model of the Demand for Money by Firms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1966, 80, (3): 413-435.
- [12]Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, and R. Williamson. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings[J]. Journal of Financial Economics, 1999, 52, (1): 3-46.
- [13]Jensen, M. C. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers[J]. The American Economic Review, 1986, 76, (2): 323-329.
- [14]陆正飞,张会丽.所有权安排、寻租空间与现金分布——来自中国A股市场的经验证据[J].北京:管理世界,2010,(5): 150-158.
- [15]张会丽,吴有红.超额现金持有水平与产品市场竞争优势——来自中国上市公司的经验证据[J].北京:金融研究,2012, (2): 183-195.
- [16]罗进辉,巫奕龙.数字化运营水平与真实盈余管理[J].北京:管理科学,2021,(4):3-18.
- [17]肖红军,阳镇,刘美玉.企业数字化的社会责任促进效应:内外双重路径的检验[J].北京:经济管理,2021,(11):52-69.
- [18]谭志东,赵海,潘俊,谭建华.数字化转型的价值:基于企业现金持有的视角[J].上海:财经研究,2022,(3):64-78.
- [19]Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber. Selection On Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools[J]. Journal of Political Economy, 2005, 113, (1): 151-184.
- [20]Oster, E. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2019, 37, (2): 187-204.

- [21]刘淑春,闫津臣,张思雪,林汉川. 企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J]. 北京:管理世界,2021,(5):170-190.
- [22]袁淳,肖士盛,耿春晓,盛誉. 数字化转型与企业分工:专业化还是纵向一体化[J]. 北京:中国工业经济,2021,(9):139-157.
- [23]Bates, T. W., K. M. Kahle, and R. M. Stulz. Why Do Us Firms Hold so Much More Cash than they Used to? [J]. *The Journal of Finance*, 2009, 64, (5):1985-2021.
- [24]Gao, H., J. Harford, and K. Li. Determinants of Corporate Cash Policy: Insights From Private Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109, (3):623-639.
- [25]Harford, J., S. A. Mansi, and W. F. Maxwell. Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the Us [J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 87, (3):535-555.
- [26]Kim, C., D. C. Mauer, and A. E. Sherman. The Determinants of Corporate Liquidity: Theory and Evidence [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1998, 33, (3):335-359.
- [27]Cui, C., K. John, J. Pang, and H. Wu. Employment Protection and Corporate Cash Holdings: Evidence From China's Labor Contract Law [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2018, 92:182-194.
- [28]余典范,王超,陈磊. 政府补助、产业链协同与企业数字化 [J]. 北京:经济管理,2022,(5):63-82.
- [29]Nambisan, S., K. Lyytinen, A. Majchrzak, and M. Song. Digital Innovation Management: Reinventing Innovation Management Research in a Digital World. [J]. *MIS Quarterly*, 2017, 41, (1):223-238.
- [30]聂兴凯,王稳华,裴璇. 企业数字化转型会影响会计信息可比性吗 [J]. 北京:会计研究,2022,(5):17-39.
- [31]张永坤,李小波,邢铭强. 企业数字化转型与审计定价 [J]. 北京:审计研究,2021,(3):62-71.
- [32]Chen, W., L. Zhang, P. Jiang, F. Meng, and Q. Sun. Can Digital Transformation Improve the Information Environment of the Capital Market? Evidence From the Analysts' Prediction Behaviour [J]. *Accounting & Finance*, 2022, 62, (2):2543-2578.
- [33]Modigliani, F., and M. H. Miller. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment [J]. *The American Economic Review*, 1958, 48, (3):261-297.
- [34]Chen, H., D. Yang, J. H. Zhang, and H. Zhou. Internal Controls, Risk Management, and Cash Holdings [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64, (101695).
- [35]戚聿东,肖旭. 数字经济时代的企业管理变革 [J]. 北京:管理世界,2020,(6):135-152.
- [36]申慧慧,于鹏,吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率 [J]. 北京:经济研究,2012,(7):113-126.
- [37]Dittmar, A., and J. Mahrt-Smith. Corporate Governance and the Value of Cash Holdings [J]. *Journal of Financial Economics*, 2007, 83, (3):599-634.
- [38]汪琼,李栋栋,王克敏. 营商“硬环境”与公司现金持有:基于市场竞争和投资机会的研究 [J]. 北京:会计研究,2020,(4):88-99.
- [39]Hou, C., and H. Liu. Foreign Residency Rights and Corporate Cash Holdings [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64:101702.
- [40]李万利,潘文东,袁凯彬. 企业数字化转型与中国实体经济发展 [J]. 北京:数量经济技术经济研究,2022,(9):5-25.
- [41]Hainmueller, J. Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies [J]. *Political analysis*, 2012, 20, (1):25-46.
- [42]赵涛,张智,梁上坤. 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]. 北京:管理世界,2020,(10):65-76.
- [43]Ak, B. K., and P. N. Patatoukas. Customer-Base Concentration and Inventory Efficiencies: Evidence From the Manufacturing Sector [J]. *Production and Operations Management*, 2016, 25, (2):258-272.
- [44]Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131, (4):1593-1636.
- [45]Richardson, S. Over-Investment of Free Cash Flow [J]. *Review of Accounting Studies*, 2006, 11, (2):159-189.
- [46]Johnson, S., R. La Porta, F. Lopez-De-Silanes, and A. Shleifer. Tunneling [J]. *American Economic Review*, 2000, 90, (2):22-27.
- [47]王化成,高鹏,张修平. 企业战略影响超额在职消费吗? [J]. 北京:会计研究,2019,(3):40-46.
- [48]顾乃康,周艳利. 卖空的事前威慑、公司治理与企业融资行为——基于融资融券制度的准自然实验检验 [J]. 北京:管理世界,2017,(2):120-134.
- [49]黎文靖,严嘉怡. 谁利用了内部资本市场:企业集团化程度与现金持有 [J]. 北京:中国工业经济,2021,(6):137-154.
- [50]余靖雯,郭凯明,龚六堂. 宏观政策不确定性与企业现金持有 [J]. 北京:经济学(季刊),2019,(3):987-1010.
- [51]Lu, Z., J. Zhu, and W. Zhang. Bank Discrimination, Holding Bank Ownership, and Economic Consequences: Evidence From China [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36, (2):341-354.
- [52]翟胜宝,易早琴,郑洁,唐玮,曹学勤. 银企关系与企业投资效率——基于我国民营上市公司的经验证据 [J]. 北京:会计研究,2014,(4):74-80.

Enterprise Digital Transformation and Cash Holding: Based on the Perspective of Business Uncertainty

WU Xiao-hui¹, QIN Li-bin¹, BO Wen²

(1. School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian, 361005, China;

2. School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan, Hubei, 430073, China)

Abstract: Under the changing domestic and international situation, enterprises have to reserve cash to cope with the impact of uncertainty. However, the excessive holding of cash by enterprises will not only cause idle resources, but also facilitate the opportunistic behavior of management, and ultimately damage the value of the company. In this context, how to improve the enterprise's capital management and allocation capabilities and resist operational risks is an urgent problem for enterprises to solve. At the same time, with the continuous advancement of the digital transformation of enterprises, digital technology is gradually integrated with business processes, which promotes the improvement of internal and external data analysis and governance efficiency, and affects corporate cash decision-making to a certain extent. On the one hand, the improvement of the level of digitalization provides a guarantee for enterprises to obtain more and more timely internal and external information. This not only helps companies understand customer needs, but also enables real-time monitoring of business risks. Thereby, digital transformation reduces the precautionary incentive for companies to hold cash. On the other hand, data visualization will reshape corporate management methods, enhance corporate information transparency, and weaken management discretion. Thereby, digital transformation reduces the agency incentive to hold cash.

This paper analyzes the impact of digital transformation on corporate cash holdings based on the sample of A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen from 2010 to 2020. The study found that digital transformation will significantly reduce the level of corporate cash holdings. The above conclusions are still significant after a series of robustness tests and endogenous treatment. The economic mechanism shows that digital transformation can reduce the cash held by enterprises for preventive purposes by alleviating operational uncertainty, including improving inventory management ability, investment efficiency, reducing pre-interest and tax profit and cash flow volatility. At the same time, this paper excludes the possibility that digital transformation can reduce corporate cash holdings by alleviating agency problems. Cross-sectional analysis shows that the effect of corporate digital transformation on reducing cash holdings is more obvious in the samples with high financing constraints, that is, in the samples with low degree of enterprise group, non-state-owned enterprises and no bank shares. The analysis of economic consequences shows that the digital transformation of enterprises reduces the cash holdings and improves the value of enterprises' cash holdings.

The marginal contributions of this paper to the existing literature mainly include the following aspects: First, unlike the previous literature that believes that digital transformation of enterprises can enhance investment opportunities, enhance transaction motivation and precautionary motivation, and increase corporate cash holdings, this paper finds that digital transformation of enterprises reduces precautionary motivation by alleviating operational uncertainty, thereby reducing corporate cash holdings. Second, this paper enriches the research on the resource allocation function of digital transformation at the enterprise level. Different from the perspectives of total factor productivity, specialization, economy, and performance growth, this paper takes cash holding decision-making as the starting point, and provides new evidence for financial decision-making for enterprises' digital transformation to improve resource allocation efficiency. Third, the research conclusion of this paper has important practical significance. Under the background of increasing global economic uncertainty, the analysis of the relationship between enterprise digital transformation and cash holding will help guide the enterprise management to actively promote digital transformation, adjust organizational structure and financial decision-making to improve risk responsiveness. It will help the government to better understand the economic effects of the existing digital policy, so as to play the role of the policy in the process of digital empowerment and industrial structure optimization.

Key Words: digital transformation; cash holdings; precautionary motivation; operational uncertainty

JEL Classification: D22, G30, O16

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2023.02.009

(责任编辑:张任之)