

数字金融如何影响企业现金持有?

傅 顺^{1,2},王正位²,王宇桐²,江静琳²

(1. 南京审计大学 金融学院,江苏 南京 211815;2. 清华大学 五道口金融学院,北京 100083)

[摘要]基于2011—2020年中国上市企业数据和城市层面的数字普惠金融指数,考察了数字金融对企业现金持有的影响。研究发现,数字金融发展显著增加了区域内企业的现金持有,且数字金融分指标中除了覆盖广度和数字化程度外,二级指标中的数字支付和互联网信贷业务均会显著增加企业现金持有。进一步分析发现,数字金融通过提高经营活动现金流、抑制企业杠杆率和降低债务融资等机制增加了企业现金持有。此外,对于规模较小、民营和弱银企关系的企业而言,数字金融对企业现金持有的影响更显著。研究结论丰富了数字金融发展的经济后果,也拓展了现金持有理论的分析框架。

[关键词]数字金融;现金持有;经营现金流;杠杆率;债务融资;普惠金融

[中图分类号]F230 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)04-0044-09

一、引言

党的二十大报告提出,把发展经济的着力点放在实体经济层面。微观企业是实体经济运行最有活力的细胞组织。现金资产因其极强的流动性和便捷性,成为实体企业生存与发展必不可少的“血液”^[1]。企业现金储备能够抵御突如其来的“黑天鹅”冲击,及时缓解融资困境,防止企业资金链断裂,避免陷入巨大的财务危机甚至破产倒闭;同时,企业现金储备也能快速捕捉潜在的投资机会,提高企业价值^[2]。近年来,上市公司现金储备呈现逐年下降的趋势,特别是在新冠肺炎疫情的冲击下,上市企业现金持有已经处于非常低的水平^[3]。现金资产的短缺使得众多企业面临“生死存亡”,这引起了社会各界人士的广泛关注。

企业运营能力和治理效应是影响现金持有的主要因素,因此,改善企业的运营能力和完善公司治理效应成为影响企业现金持有的重要切入点。数字金融作为一种金融与科技深度耦合的创新模式,对于改善企业运营能力和提高企业治理水平具有重要作用,但现有研究对此缺乏深入探讨。因此,系统研究数字金融对企业现金持有的影响具有较强的理论价值与现实意义。

所谓数字金融是指大数据、云计算、区块链和人工智能等数字技术广泛应用于投资、支付、融资和其他金融业务中。中国的数字金融可谓是异军突起,发展迅速。北京大学数字金融研究中心课题组统计的数据显示,2011—2020年,中国数字金融发展呈现跨越式增长态势,各省区市数字普惠金融指数的中位数从期初的33.58点上升至期末的334.82点,增长了近10倍。数字金融脱胎于大型互联网平台公司,从本质上讲,数字金融本身就是一种技术性和平台性的多元化金融服务。企业现金持有是一种内源型融资渠道,数字金融的技术性和平台性优势有助于拓宽企业经营性现金来源,抑制企业激进的投资行为,缓解企业过度的现金消耗,降低对传统外部融资来源的依赖,这为企业增加现金资产提供了可能的途径。

本文采用中国城市层面数字普惠金融指数和2011—2020年上市企业数据,较为系统地研究了数字金融对企业现金持有的影响。本文可能的增量贡献是:第一,虽然少数文献探讨了数字金融对企业财务决策的影响,但观点存在较大分歧,本文所得结论丰富了相关领域的研究。第二,已有研究较多使用省级层面数字金融发展指数,考虑了行业和年份层面未观察到的冲击,本文利用城市层面的数字金融发展指数,增加城市层面控制变量,

[收稿日期]2023-03-08

[基金项目]国家自然科学基金青年项目(72103110)

[作者简介]傅顺(1992—),男,安徽六安人,南京审计大学金融学院讲师,清华大学五道口金融学院博士后,从事数字金融研究;王正位(1981—),男,河南周口人,清华大学五道口金融学院党委副书记,副院长,副教授,博士生导师,从事数字金融、消费金融等领域研究,E-mail:wang-zhw@pbczf.tsinghua.edu.cn;王宇桐(1997—),女,湖南沅江人,清华大学五道口金融学院博士生,从事数字金融研究;江静琳(1992—),女,福建福州人,清华大学五道口金融学院智慧金融研究中心研究专员,博士,从事金融科技和家庭金融研究。

并控制了企业和年份层面固定效应,所得结论更为精确。第三,当前文献更多从融资约束和代理成本等角度研究作用机制,本文从经营现金流、杠杆率和债务融资角度观察数字金融对企业现金持有的影响,视角较为新颖且更为直观,补充了作用机制研究的不足。

二、文献回顾

企业现金持有水平是公司财务的重要决策之一,其储备量会直接影响公司资产配置行为和流动性风险管理,是学术界和实务部门关注的焦点^[4]。从理论上讲,企业现金持有的主要动机有三个:第一,交易动机。当企业内部现金资产不足需要筹资时,非现金资产与现金资产之间的转换需要支付较高的成本,因此持有现金资产有利于企业生产经营过程中各类事项支付^[5]。第二,谨慎投资动机。企业需要持有现金资产,以预防突如其来的宏观经济环境变化引起的外部融资困境对企业生产经营造成的负面影响,从而使得企业能够在市场低谷时期生存下来^[2];“预防动机”进一步拓展出“竞争效应”,即充裕的现金储备能快速捕获潜在的投资机会,进而在产品市场上赢得“竞争优势”,扩大市场份额^[6-7]。因此,谨慎投资动机就是企业考虑到未来可能出现的融资困境所产生的负面影响或是为了抓住潜在的投资机会,往往需要储备一定的现金资产。第三,代理动机。自由现金流假说认为,由于现金资产的便利性和隐蔽性,企业管理层更愿意持有现金资产而不是向股东支付现金股利,通过侵占现金来谋取私利或建立“企业帝国”等,表现为管理层超额在职消费以及利用现金资产进行非效率投资等^[8-9]。

从理论层面来看,国内外学者从宏观角度实证研究了企业现金持有的影响因素。基于微观角度,Chen 等研究发现,企业的内部董事会治理得越完善,管理层自利活动越少,现金持有水平也相对越低^[10]。熊凌云等研究发现,控股股东对上市公司实施杠杆增持行为减少了企业的预防动机和代理动机,进而降低了企业现金持有^[11]。杨兴全等研究发现,高成长性企业的研发投入需求旺盛,会储备大量现金以满足投资动机^[12]。基于宏观角度,Duong 等、余靖雯等研究发现,宏观政策不确定性会导致企业增持现金资产^[1,13]。于泽等研究发现,数量型货币政策会导致影子银行业务快速发展,从供给侧提高了企业获得贷款的可能性,致使企业积累大量的现金^[14]。祝继高和陆正飞研究发现,宽松的货币政策会降低企业的外部融资约束,进而减少企业现金持有^[15]。曹越等研究发现,“一带一路”倡议的实施会增加企业面临的经营风险和财务风险,企业会增持现金资产以抵御可能增加的风险^[16]。

近年来,数字金融的蓬勃发展对实体企业经营决策产生了重要影响。首先,数字金融具有资源效应。数字金融能够发挥“零散资金吸纳器”功能,以极低的获客成本大量吸收市场上长尾客户的微量资金,并有效转化为市场资金供给,拓宽企业融资渠道,改善实体企业的外部融资环境^[17]。其次,数字金融具有治理效应。数字金融利用大数据、机器学习和人工智能等信息技术高效获取企业运营的多维信息,并将这些信息进行整合、分析,使得企业的“软信息”变成“硬信息”,进而对企业进行准确的大数据信用评估,发挥外部治理作用^[18-19]。最后,数字金融具有赋能效应。数字金融发展通过技术溢出赋能企业提高支付结算效率和生产效率^[20]。

目前,鲜有文献针对数字金融与企业现金持有的关系进行深入研究。任晓怡认为数字金融发展增加了企业现金持有^[21]。与此观点不同的是,周升师认为数字金融发展提高了企业现金持有调整速度,减少了企业现金持有^[22]。但上述文献的研究重点均不是企业现金持有,或仅把企业现金持有作为中介变量,论证不够深入和全面,观点也存在较大争议,而且关于数字金融影响企业现金持有的作用机制也没有进行细致分析。因此,数字金融究竟如何影响企业现金持有值得进一步探讨。

综上,现有研究虽然对数字金融如何影响实体企业发展贡献了重要的理论支撑,但针对数字金融与企业现金持有之间的关系研究得尚不充分,有待于进一步探讨。因此,本文采用城市层面数字普惠金融指数和 2011—2020 年上市企业数据,从经营现金流、杠杆率和债务融资视角探讨数字金融如何影响企业现金持有,目的是补充和丰富相关领域的文献,也为监管部门指导数字金融稳健发展提供决策依据。

三、理论分析与研究假说

本文关注的核心问题是数字金融如何影响企业现金持有,而已有研究结果表明经营现金流、杠杆率和债务

融资会直接影响企业现金持有。因此,本文尝试建立“数字金融—经营现金流/杠杆率/债务融资—企业现金持有”的逻辑线进行理论分析,并提出相应的研究假说。

首先,数字金融发展提高了企业经营活动现金流,进而增加了企业现金持有。所谓经营活动现金流是指企业在销售商品、提供劳务等主营业务中的现金收支情况,是企业现金储备的主要来源。数字金融从规模和效率两个方面提高了企业经营现金流。从规模角度来看,一方面,以阿里巴巴、京东公司等为代表的互联网平台打破了自然性地理市场分割和制度性市场分割,在一定程度上增加了企业在国内外市场的线上销售规模,提高了交易双方的匹配效率和参与出口的可能性,扩大了企业销售商品规模^[23-24]。这部分增加的线上销售收入通过数字支付进行结算,进而增加了企业经营活动现金流。另一方面,数字金融发展能够提高居民消费需求,进而增加上市企业的经营性收入^[25]。首先,以微粒贷、京东白条、蚂蚁花呗等为代表的数字金融业务模式能够平滑居民的流动性约束,促进居民对衣着、居住、交通工具等商品和服务的消费支出,这部分购买力也会转化为企业的经营性收入^[26]。其次,以互联网保险等为代表的数字金融业务模式降低了居民收入的不确定性,减少了预防性储蓄倾向,增加了居民消费支出,进而转化为企业的经营性收入^[27]。再次,以支付宝、微信支付等为代表的数字金融业务模式显著提升了居民消费支付的便利性,促进了居民消费,进而增加了企业的经营性收入^[28]。最后,以互联网理财产品、货币基金等为代表的数字金融业务模式丰富了居民投资渠道,增加了居民的财富收入和消费支出,进而转化为企业的经营性收入。企业经营收入的增加有助于改善经营现金流现状,增加了企业现金持有。从效率角度来看,与传统的线下销售依赖于现金、支票和汇款等手段相比,以数字支付为代表的数字金融业务模式打破了时空限制,提高了支付结算效率,销售回款速度远高于传统支付手段,及时增加了企业经营活动现金流。数字金融发展增加了经营活动现金流,相当于提高了企业现金资产的可得性。已有理论研究结果表明,企业出于谨慎性投资动机的考虑,会将部分经营现金流转为现金资产储备^[29]。

其次,数字金融发展抑制了企业杠杆率,进而增加了企业现金持有。数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用大数据、云计算、区块链和人工智能等信息技术提供的不同于传统金融体系的新型金融业务模式,如数字支付业务、大数据征信业务、互联网信贷等^[30]。其中,大数据征信在传统征信基础上涵盖了企业运营的另类海量信息,并通过大数据模型将数据去除噪声,增加数据可信度,提高企业信息透明度,对企业过度负债行为起到了监督和预警作用^[31]。数字支付业务具有高效、安全和便捷等特点,能够最大程度地确保上市企业产品销售的利益,有助于企业获得稳定的内部盈余积累,减少对外部融资的需求和依赖,优化了企业过度负债的融资需求,进而发挥了去杠杆效应^[32]。因此,数字金融发展有利于资金供给方掌握企业经营信息的透明度和真实性,抑制企业过度的债务融资行为,从而降低企业杠杆率。根据优序融资理论,数字金融发展抑制了企业杠杆率,企业的外源融资相应减少,将会增持内源性的现金资产。已有实证研究结果也表明,杠杆率越低,企业现金持有水平越高^[33-35]。

最后,数字金融发展降低了债务融资,进而增加了企业现金持有。数字金融发展为居民投资基金等理财产品提供了便捷渠道。根据《全球数字财富管理报告 2018》的数据,中国 53% 的数字金融平台用户将资金投向了股票、债券等非银理财产品。可见,居民对非银理财产品的购买在总规模上已经不可忽视。数字金融平台的存在使得居民增加了对非银理财产品的购买,这意味着一部分资金将从传统商业银行体系中流失,从总量上压缩了商业银行的可贷资金规模,进一步冲击了企业债务融资可得性^[36-37]。银行债务融资规模能够反映出企业向银行的借债能力,银行债务融资比例越高,表明企业的借债能力越强。随着债务融资比例的升高,持有现金资产的成本越大,企业往往越倾向于减少现金资产储备。基于代理理论的自由现金流假说认为,现金资产是高管攫取私人收益中最为隐蔽的一种方式,企业管理层更愿意通过持有现金资产来谋取私利或建立“企业帝国”。因此,企业在低银行债务融资水平下缺乏强有力的外部监督,高管层可能会增加现金持有^[38]。

基于上述理论分析,本文提出如下研究假说:

研究假说:数字金融发展增加了企业现金持有。

四、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取城市层面数字普惠金融指数和 2011—2020 年中国上市企业数据作为研究样本。根据研究所

需,我们对样本数据进行如下处理:(1)剔除研究期间金融行业上市企业的观测值^①;(2)剔除研究期间出现ST、*ST、PT以及核心变量数据缺失严重的企业;(3)为提高样本数据的质量,本文仅保留经营时间超过5年的企业;(4)剔除资产负债率大于1的观测值;(5)为避免选定连续变量存在的极端值对回归结果产生偏误影响,本文对其进行1%和99%的双侧缩尾处理。最终,本文得到18025个企业-年份的有效样本面板数据。本文所用数据来自万德数据库、国泰安数据库、《中国城市统计年鉴》和《数字金融普惠金融指数第三期(2011—2020)》。

(二)实证模型与变量定义

基于前文理论分析所提出的研究假说,本文实证检验数字金融对企业现金持有的影响,构建的模型具体形式如下:

$$CashH_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{j,t-1} + \sum \alpha_k Control_{kit} + \gamma GDP_t + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

模型(1)中,被解释变量 $CashH_{it}$ 表示 i 企业在 t 年的现金持有水平;解释变量 $DF_{j,t-1}$ 表示滞后一期的城市层面数字金融发展程度,即企业 i 所处 j 市在 $t-1$ 年的数字金融发展程度,用于缓解互为因果关系导致的内生性问题,同时考虑到数字普惠金融指数数量纲相对较大以及缓解潜在的异方差问题,本文对指数进行对数化处理;控制变量 $Control_{kit}$ 是表示企业特征的一组变量,包括企业规模($Size$)、成长性($Growth$)、企业年龄(Age)、净营运资本(NWC)、现金股利($IsDiv$)、资本支出($Capex$)、市账比(BM)和股权集中度($Top1$)。另外,借鉴蔡庆丰等的做法^[39],为控制城市经济发展差异,本文控制了城市层面的人均生产总值,即 GDP_t 表示 i 企业所处 j 市在 t 年的城市层面人均生产总值;同时,本文还控制了无法观测的个体固定效应和年份固定效应。此外,模型(1)采用公司层面的聚类稳健标准误。各变量的具体定义见表1。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	计算方法
现金持有	$CashH$	(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)
数字金融	DF	城市层面数字普惠金融总指数取对数
经营现金流	CFO	经营活动现金流净额/非金融资产
杠杆率	Lev	总负债/总资产
债务融资	$Debt$	(短期银行借款 + 长期银行借款)/总负债
企业规模	$Size$	总资产取对数
成长性	$Growth$	营业收入增长率
企业年龄	Age	企业成立年限加1后取对数
净营运资本	NWC	(营运资本 - 现金及其等价物)/非现金资本
现金股利	$IsDiv$	当年支付现金股利为1,否则为0
资本支出	$Capex$	(构建固定资产 + 无形资产 + 其他长期资产支付的现金)/总资产
市账比	BM	股东权益/公司市值
股权集中度	$Top1$	第一大股东持股比例
城市经济	GDP	城市层面人均生产总值取对数

(三)描述性统计分析

本文对主要变量进行描述性统计,以观察各变量的统计特征,结果见表2。样本公司现金持有水平($CashH$)的均值为0.268,最小值为0.019,最大值为1.634,标准差为0.276,表明上市公司现金持有比例差异很大。数字金融(DF)的均值为5.221,最小值为3.916,最大值为5.732,标准差为0.422,表明不同城市的数字金融发展水平存在较大差异。

表2 变量的描述性统计结果

变量	观测数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$CashH$	18025	0.268	0.276	0.019	0.178	1.634
DF	18025	5.221	0.422	3.916	5.341	5.732
CFO	18025	0.065	0.088	-0.165	0.058	0.365
Lev	18025	0.423	0.199	0.055	0.419	0.857
$Debt$	18025	0.280	0.220	0.000	0.271	0.786
$Size$	18025	22.374	1.298	20.062	22.191	26.368
$Growth$	18025	0.151	0.363	-0.528	0.094	2.168
Age	18025	2.881	0.333	1.792	2.944	3.497
NWC	18025	0.053	0.235	-0.578	0.053	0.607
$Top1$	18025	34.267	14.848	8.448	32.190	74.820
$Capex$	18025	0.046	0.043	0.000	0.033	0.208
BM	18025	0.341	0.155	0.070	0.317	0.787
$IsDiv$	18025	0.781	0.413	0.000	1.000	1.000
GDP	18025	11.446	0.487	10.087	11.546	12.223

五、实证检验结果

(一)基准回归结果

为了检验数字金融对企业现金持有的影响,本文采用双重固定效应模型进行估计,基准回归结果见表3中的列(1)和列(2)。列(1)的结果显示,数字金融对企业现金持有的影响系数为0.408,在1%的显著性水平上通过检验,表明数字金融发展显著增加了企业现金持有。列(2)的结果显示,在加入控制变量后,数字金融对企业现金持有的影响系数为0.326,在1%的显著性水平上通过检验,表明数字金融发展显著增加了企业现金持有,研究假说得到支持。

①金融行业上市企业往往出于业务的需要会储备大量现金,所以未被纳入研究范围。

为了更加精准和细致地考察数字金融对企业现金持有的影响,本文进一步将数字普惠金融总指标分解降维到数字金融覆盖广度、使用深度和数字化程度三个分维度以及数字支付和互联网信贷业务两个二级指标,基于模型(1)进行回归分析,结果如表 4 所示。表 4 的结果显示,数字金融的覆盖广度(*DF_Cov*)、数字化程度(*DF_Dig*)、数字支付(*DF_Pay*)和互联网信贷(*DF_Credit*)对企业现金持有的影响系数均为正,且分别在 1%、10%、5% 和 1% 的显著性水平上通过检验,而数字金融的使用深度(*DF_Dep*)与企业现金持有之间不存在显著关系。这说明当前数字金融发展主要通过覆盖广度、数字化程度、数字支付业务和互联网信贷业务对区域内企业现金持有产生显著影响。数字金融的覆盖度越广、数字化程度越高、数字支付服务越便利、互联网信贷越发达,对区域内企业现金持有的影响越显著,这一结果再次验证了研究假说。

(二) 稳健性检验

为了尽可能地确保数字金融发展对企业现金持有的影响是稳健性的,本文从改变数字金融的衡量指标、改变现金持有的衡量指标、剔除股灾年份数据、剔除特殊城市数据和全部控制变量滞后一期处理五个方面对上述基准回归结果进行稳健性检验。

第一,改变数字金融的衡量指标。前文衡量数字金融采用城市层面数据,此处采用滞后一期的省级层面数字金融指数(*DFP*)进行稳健性检验,重新对模型(1)进行估计,结果如表 5 中列(1)所示。

第二,改变现金持有的衡量指标。本文采用(货币资金 + 交易性金融资产)/总资产来表示现金持有(*CashH2*)进行稳健性检验,重新对模型(1)进行估计,结果如表 5 中列(2)所示。

第三,剔除股灾年份数据。在本文研究的时间段中,2015 年发生了股市暴跌事件,这是一个异常的冲击。考虑到股市暴跌可能会影响企业现金持有行为,进而对回归结果产生偏误。因此,本文将 2015 年样本数据予以剔除,重新对模型(1)进行估计,结果如表 5 中列(3)所示。

第四,剔除特殊城市的数据。考虑到直辖市在政治资源、经济体量、高科技人才储备以及金融发展程度等方面与地级市存在较大差异。另外,数字普惠金融指数的底层数据来源于蚂蚁金服集团,而杭州市作为蚂蚁金融集团总部所在地,数字金融发展程度明显高于其他城市。为了避免可能存在的样本选择偏误问题,本文剔除了四个直辖市(北京市、上海市、天津市、重庆市)和杭州市的所在地样本,重新对模型(1)进行估计,结果如表 5 中列(4)所示。

第五,全部控制变量滞后一期处理。考虑到模型(1)中一些控制变量可能与被解释变量企业现金持有之间存在逆向因果关系,从而导致内生性问题,会致使估计结果存在偏差和不稳健的情况。因此,本文将全部控制变

表 3 基准回归结果

变量	(1) <i>CashH</i>	(2) <i>CashH</i>
<i>DF</i>	0.408 *** (0.061)	0.326 *** (0.060)
<i>Size</i>		-0.053 *** (0.009)
<i>Growth</i>		-0.009 * (0.005)
<i>Age</i>		-0.367 *** (0.052)
<i>NWC</i>		-0.356 *** (0.032)
<i>Top1</i>		0.001 (0.001)
<i>Capex</i>		-0.387 *** (0.067)
<i>BM</i>		0.431 *** (0.028)
<i>IsDiv</i>		0.056 *** (0.005)
<i>GDP</i>		0.016 (0.015)
<i>Firm</i>	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES
<i>N</i>	18025	18025
<i>R-square</i>	0.577	0.619

注:括号内是聚类到公司层面的聚类稳健标准误,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。下同。

表 4 数字金融分指标回归结果

变量	(1) <i>CashH</i>	(2) <i>CashH</i>	(3) <i>CashH</i>	(4) <i>CashH</i>	(5) <i>CashH</i>
<i>DF_Cov</i>	0.188 *** (0.041)				
<i>DF_Dep</i>		0.063 (0.041)			
<i>DF_Dig</i>			0.028 * (0.016)		
<i>DF_Pay</i>				0.067 ** (0.029)	
<i>DF_Credit</i>					0.118 *** (0.036)
<i>CV</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	15863	15864	15864	15864	15859
<i>R-square</i>	0.630	0.629	0.629	0.629	0.629

表 5 稳健性检验

变量	(1) <i>CashH</i>	(2) <i>CashH2</i>	(3) <i>CashH</i>	(4) <i>CashH</i>	(5) <i>CashH</i>
<i>DF</i>		0.130 *** (0.026)	0.343 *** (0.061)	0.296 *** (0.064)	0.258 *** (0.063)
<i>DFP</i>	0.111 *** (0.028)				
<i>CV</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	18025	18025	16107	13712	13091
<i>R-square</i>	0.619	0.644	0.624	0.611	0.644

量进行滞后一期处理,重新对模型(1)进行估计,结果如表5中列(5)所示。

表5回归结果显示,数字金融发展增加了企业现金持有的结论具有稳健性。

(三)内生性处理

1. 高阶联合固定效应

本文在模型(1)的回归中采用的是公司金融研究中经典的双重固定效应模型,即控制公司效应和年份效应。为了更严格地控制地区发展趋势和行业发展趋势在时间序列上不可观测的因素,本文借鉴蔡庆丰等、Moser和Voena的研究^[39-40],进一步控制“行业×年份”和“省份×年份”的高阶联合固定效应,以尽可能地缓解遗漏变量导致的内生性问题,回归结果如表6中列(1)所示。

2. 工具变量法

在前文的实证检验中,本文已将解释变量进行滞后一期处理,在一定程度上缓解了互为因果关系导致的内生性问题。但为了使回归结果更加可靠,本文采用工具变量法再次进行检验。借鉴柏培文和喻理的研究^[41],为保证双重固定效应模型的适用性,本文采用1984年城市人均邮电业务量(与个体变化有关)乘以上一年全国互联网宽带接入端口(与时间有关)作为工具变量(IV1)。一方面,人均邮电业务量依赖于该地邮电基础设施的完备程度,而邮电基础设施是数字金融发展的前提,两者具有相关性;另一方面,使用1984年历史数据,可以近似认为该工具变量是外生的,因此IV1符合对工具变量相关性与外生性的要求。基于上述构造工具变量的思路,本文采用1984年城市人均电话机数乘以上一年全国互联网宽带接入端口构造第二个工具变量(IV2)。表6中列(2)和列(3)为采用邮电业务(IV1)作为工具变量的一阶段和二阶段回归结果,列(4)和列(5)为采用固话业务(IV2)作为工具变量的一阶段和二阶段回归结果。

表6列(1)结果显示,在采用高阶联合固定效应缓解模型内生性问题后,数字金融对企业现金持有的影响系数为0.193,在5%的显著性水平上通过检验,与表3中列(2)的回归结果相比,该影响系数为正,其显著性水平略微降低,但仍可证明结论的稳健性。

表6结果显示,在两个工具变量的二阶段回归结果中,KPF统计量对应的P值(KPF P-val)均接近于0,表示不存在弱工具变量问题。表6中列(3)结果显示,在采用工具变量IV1缓解模型内生性问题后,数字金融对企业现金持有的影响系数为0.723,在1%的显著性水平上通过检验,与表3中列(2)的回归结果相比,该影响系数为正且显著性没有明显改变。表6中列(5)结果显示,在采用工具变量IV2缓解模型内生性问题后,数字金融对企业现金持有的影响系数为0.779,在1%的显著性水平上通过检验,与表3中列(2)的回归结果相比,该影响系数为正且显著性没有明显改变。

上述结果表明,在考虑内生性问题后,数字金融发展增加了企业现金持有的结论依然成立。

六、拓展性分析

(一)机制分析

根据理论分析,数字金融从经营现金流、杠杆率和债务融资三个方面影响企业现金持有,接下来本文对三种机制进行实证检验。借鉴温忠麟等提出的中介效应模型^[42],本文在模型(1)的基础上构建如下模型来验证作用机制的存在性。

$$MED_{kit} = \beta_0 + \beta_1 DF_{j,t-1} + \sum \beta_p Control_{pit} + \gamma GDP_t + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$CashH_{it} = \theta_0 + \theta_1 DF_{j,t-1} + \theta_2 MED_{kit} + \sum \theta_p Control_{pit} + \gamma GDP_t + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, MED_{kit} 分别表示经营现金流、杠杆率和债务融资。借鉴余靖雯等的研究^[1],本文以经营活动现金流净

表6 内生性检验

变量	(1) <i>CashH</i>	(2) <i>DF</i>	(3) <i>CashH</i>	(4) <i>DF</i>	(5) <i>CashH</i>
<i>DF</i>	0.193 ** (0.078)		0.723 *** (0.215)		0.779 *** (0.223)
<i>IV1</i>		-0.000 *** (0.000)			
<i>IV2</i>				-0.000 *** (0.000)	
<i>CV</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Year</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Ind × Year</i>	YES				
<i>Pro × Year</i>	YES				
<i>KPF P-val</i>			0.0000		0.0000
<i>N</i>	17981	15069	15069	15069	15069
<i>R-square</i>	0.661	0.994	0.105	0.994	0.104

额与非现金资产的比值来衡量经营现金流(CFO),以总负债与总资产的比值来衡量杠杆率(Lev);借鉴顾小龙等的研究^[43],本文以(短期银行借款+长期银行借款)/总负债来衡量企业债务融资。其他变量设定与模型(1)保持一致。

表 7 中列(2)结果显示,数字金融对经营现金流的影响系数为 0.095,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明数字金融发展越快,企业经营活动产生的现金流越多。列(3)结果显示,经营现金流对企业现金持有的影响系数为 0.705,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明经营活动产生的现金流越多,企业现金持有水平越高。经营现金流具有部分中介效应,其占比为 19.8%。由此可见,数字金融发展提高了企业经营活动现金流,进而增加了企业现金持有。

表 7 中列(4)结果显示,数字金融对杠杆率的影响系数为 -0.038,在 10% 的显著性水平上通过检验,表明数字金融发展降低了企业杠杆率。列(5)结果显示,杠杆率对企业现金持有的影响系数为 -0.901,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明杠杆率越低,企业现金持有水平越高。企业杠杆率具有部分中介效应,其占比为 10.1%。由此可见,数字金融发展抑制了企业杠杆率,进而增加了企业现金持有。

表 7 中列(6)结果显示,数字金融对企业债务融资的影响系数为 -0.107,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明数字金融发展降低了企业债务融资。列(7)结果显示,债务融资对企业现金持有的影响系数为 -0.302,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明债务融资比例越低,企业现金持有越多。企业债务融资具有部分中介效应,其占比为 10.3%。由此可见,数字金融发展降低了债务融资,进而增加了企业现金持有。

(二) 异质性分析

考虑到企业自身属性不同或者企业所处外部环境存在差异,数字金融对企业现金持有的影响也可能不尽相同,本文从产权性质、企业规模、银企关系三个方面进行异质性分析。

1. 产权性质

相对于民营企业而言,一方面,国有企业多从事垄断、经营稳定的业务,自身产生的经营现金流充裕;另一方面,限于政绩考核较强、监管力度较大等原因,国有企业往往杠杆率较低。因此,数字金融对国有企业现金持有的影响可能较弱,甚至不会产生影响。为考察数字金融对不同产权属性企业现金持有的影响差异,本文将总样本划分为国有企业和民营企业两个子样本分别进行实证检验,回归结果见表 8 中列(1)和列(2)。

表 8 中列(1)结果显示,数字金融对国有企业现金持有的影响系数为 0.080,未通过显著性检验,表明数字金融对国有企业现金持有的影响在统计意义上不存在;列(2)结果显示,数字金融对民营企业现金持有的影响系数为 0.366,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明数字金融显著增加了民营企业现金持有。

2. 企业规模

从理论上讲,大规模企业往往拥有较好的抵押资产,信息披露更加规范,因此大企业往往比小企业更容易获得外源融资,大企业的现金储备动机较弱。为了考察数字金融对不同规模企业现金持有的影响差异,本文将总样本依据行业、年份进行四等分,将企业规模大于等于 75% 分位的样本划为大规模企业,

表 7 机制分析结果

变量	(1) CashH	(2) CFO	(3) CashH	(4) Lev	(5) CashH	(6) Debt	(7) CashH
DF	0.326*** (0.060)	0.095*** (0.018)	0.259*** (0.056)	-0.038* (0.020)	0.292*** (0.057)	-0.107*** (0.040)	0.281*** (0.057)
CFO			0.705*** (0.039)				
Lev					-0.901*** (0.045)		
Debt							-0.302*** (0.020)
CV	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Ratio		19.8%			10.1%		10.3%
SOBEL		4.213			1.691		2.410
N	18025	18025	18025	18025	18025	15864	15864
R-square	0.619	0.465	0.646	0.912	0.657	0.738	0.646

表 8 异质性分析

变量	(1) 国企	(2) 民企	(3) 大企业	(4) 小企业	(5) 参股银行	(6) 未参股银行
DF	0.080 (0.064)	0.366*** (0.090)	0.122 (0.081)	0.523*** (0.192)	0.024 (0.089)	0.384*** (0.069)
CV	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Firm	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	6648	10940	4460	4391	1308	16656
R-square	0.758	0.587	0.771	0.666	0.853	0.625

将企业规模小于等于 25% 分位的样本划为小规模企业,两个子样本的回归结果分别见表 8 中列(3)和列(4)。

表 8 中列(3)结果显示,数字金融对大规模企业现金持有的影响系数为 0.122,在统计上并未通过显著性检验,表明数字金融并未显著影响大规模企业现金持有;列(4)结果显示,数字金融对小规模企业现金持有的影响系数为 0.523,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明数字金融增加了小规模企业现金持有。

3. 银企关系

从理论上讲,与未参股银行的企业比较,企业参股银行能够加深银企之间的关系,获得外源融资更加便利,企业储备现金的动机相对较弱。为了考察数字金融对是否参股银行企业现金持有的影响差异,本文将总样本划分为参股银行企业和未参股银行企业两个子样本分别进行实证检验,回归结果见表 8 中列(5)和列(6)。

表 8 中列(5)结果显示,数字金融对参股银行企业现金持有的影响系数为 0.024,并未通过显著性检验;列(6)结果显示,数字金融对未参股银行企业现金持有的影响系数为 0.384,在 1% 的显著性水平上通过检验,表明数字金融发展增加了未参股银行企业现金持有。

七、研究结论和政策启示

现金资产是企业生存发展必不可少的“血液”,在数字金融蓬勃发展背景下,本文将数字金融作为企业现金持有的影响因素,拓宽了现金持有的理论分析框架,并基于 2011—2020 年中国上市企业数据,实证检验了数字金融对企业现金持有的影响。得到主要结论如下:第一,数字金融发展显著提高了区域内企业现金持有水平。第二,从数字金融分指标来看,数字金融的覆盖度越广、数字化程度越高、数字支付业务越便利、互联网信贷业务越发达,对区域内企业现金持有水平的影响越大。第三,机制分析结果表明,数字金融提高了经营活动现金流,抑制了杠杆率,降低了债务融资,进而增加了企业现金持有。第四,异质性分析结果表明,对于规模较小、民营和弱银企关系的企业而言,数字金融对企业现金持有的影响更显著,表明数字金融表现出“普惠性”特征。

基于所得研究结论,本文可能的政策启示是:第一,政府可以继续支持数字金融稳健发展,在守住不发生系统性金融风险的前提下,给予数字金融更多的试错空间,以发挥数字金融在实体企业现金资产储备方面的积极作用,进而推动数字金融与实体经济在高质量发展层面实现深度融合。第二,有关部门应加快 5G 宽带网络、云计算和区块链等基础设施建设,为扩大数字金融覆盖广度打下坚实基础,充分激活数字金融赋能潜力,提高区域内数字化发展程度和数字支付便利度,促进互联网信贷业务发展,让数字金融为企业现金资产储备注入强大动力。第三,企业应该积极拥抱数字金融,尤其是中小企业、民营企业和弱银企关系企业,要充分吸取数字金融发展带来的技术赋能效应和外部治理效应,进而提高自身现金资产储备水平。

参考文献:

- [1] 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]. 经济学(季刊),2019(3):987-1010.
- [2] Harford J, Klasa S, Maxwell W F. Refinancing risk and cash holdings[J]. The Journal of Finance, 2014, 69(3):975-1012.
- [3] 肖土盛,孙瑞琦,袁淳. 新冠肺炎疫情冲击下企业现金持有的预防价值研究[J]. 经济管理,2020(4):175-191.
- [4] 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]. 金融研究,2014(9):53-68.
- [5] Miller M H, Orr D. A model of the demand for money by firms[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1966, 80(3):413-435.
- [6] Fresard L. Financial strength and product market behavior: The real effects of corporate cash holdings[J]. Journal of Finance, 2010, 65(3):1097-1122.
- [7] 陆正飞,韩非池. 宏观经济政策如何影响公司现金持有的经济效应?——基于产品市场和资本市场两重角度的研究[J]. 管理世界,2013(6):43-60.
- [8] Jensen M C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers[J]. American Economic Review, 1986, 76(2):323-329.
- [9] Harford J, Mansi S A, Maxwell W F. Corporate governance and firm cash holdings in the US[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87(3):535-555.
- [10] Chen R R, Guedhami O, Yang Y. Corporate governance and cash holdings: Evidence from worldwide board reforms[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 65:101771.
- [11] 熊凌云,蒋尧明,连立帅,等. 控股股东杠杆增持与企业现金持有[J]. 中国工业经济,2020(8):137-155.
- [12] 杨兴全,齐云飞,吴旻旻. 行业成长性影响公司现金持有吗? [J]. 管理世界,2016(1):153-169.
- [13] Duong H N, Nguyen J H, Nguyen M. Navigating through economic policy uncertainty: The role of corporate cash holdings[J]. Journal of Corporate Finance, 2020, 62:101607.
- [14] 于泽,钱智俊,方庆,等. 数量管制、流动性错配和企业高额现金持有——来自上市公司的证据[J]. 管理世界,2017(2):67-84.
- [15] 祝继高,陆正飞. 货币政策、企业成长与现金持有水平变化[J]. 管理世界,2009(3):152-158.
- [16] 曹越,曾丹,孙丽,等. “一带一路”倡议实施与企业现金持有水平[J]. 审计与经济研究,2021(3):65-76.

- [17]唐松,伍旭川,祝佳.数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J].管理世界,2020(5):52-66.
- [18]Demertzis M,Merler S,Wolff G B. Capital markets union and the fintech opportunity[J]. Journal of Financial Regulation,2018,4(1):157-165.
- [19]盛天翔,范从来.金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给[J].金融研究,2020(6):114-132.
- [20]宋敏,周鹏,司海涛.金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J].中国工业经济,2021(4):138-155.
- [21]任晓怡.数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束[J].现代经济探讨,2020(10):65-75.
- [22]周升师.数字金融发展与企业现金持有调整——来自中国上市企业的经验证据[J].财经论丛,2022(4):69-80.
- [23]岳云嵩,李兵.电子商务平台应用与中国制造业企业出口绩效——基于“阿里巴巴”大数据的经验研究[J].中国工业经济,2018(8):97-115.
- [24]马述忠,房超.线下市场分割是否促进了企业线上销售——对中国电子商务扩张的一种解释[J].经济研究,2020(7):123-139.
- [25]陈中飞,江康奇.数字金融发展与企业全要素生产率[J].经济学动态,2021(10):82-99.
- [26]易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018(11):47-67.
- [27]何宗樾,宋旭光.数字金融发展如何影响居民消费[J].财贸经济,2020(8):65-79.
- [28]张勋,杨桐,汪晨,等.数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J].管理世界,2020(11):48-63.
- [29]Almeida H,Campello M,Weisbach M S. The cash flow sensitivity of cash[J]. The Journal of Finance,2004,59(4):1777-1804.
- [30]黄益平,黄卓.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),2018(4):1489-1502.
- [31]胡倩倩,池仁勇.大数据征信的信贷效用——基于中小微企业的理论与实证分析[J].管理评论,2022(12):86-96+108.
- [32]梁琦,林爱杰.数字金融对小微企业融资约束与杠杆率的影响研究[J].中山大学学报(社会科学版),2020(6):191-202.
- [33]Al-Najjar B,Belghitar Y. Corporate cash holdings and dividend payments: Evidence from simultaneous analysis[J]. Managerial and Decision Economics, 2011,32(4):231-241.
- [34]黄珍,李婉丽.为什么零杠杆公司持有较多的现金? [J].管理工程学报,2019(2):120-130.
- [35]梁上坤,董青,孙淑伟.利润上缴与企业现金持有[J].会计研究,2022(9):127-139.
- [36]王可,周亚拿.互联网金融超市与企业债务融资——以“支付宝”财富平台为例[J].经济学(季刊),2023(1):318-334.
- [37]裴平,傅顺.互联网金融发展对商业银行流动性的影响——来自中国15家上市银行的经验证据[J].经济学家,2020(12):80-87.
- [38]罗进辉,万迪昉.负债融资对企业现金持有行为的影响研究——来自中国上市公司的经验证据[J].山西财经大学学报,2008(9):119-124.
- [39]蔡庆丰,王瀚佑,李东旭.互联网贷款、劳动生产率与企业转型——基于劳动力流动性的视角[J].中国工业经济,2021(12):146-165.
- [40]Moser P,Voena A. Compulsory licensing: Evidence from the trading with the enemy act[J]. The American Economic Review,2012,102(1):396-427.
- [41]柏培文,喻理.数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J].中国工业经济,2021(11):59-77.
- [42]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [43]顾小龙,徐莉萍,施燕平,等.崩盘风险预期与公司银行债务结构[J].会计研究,2018(8):35-41.

[责任编辑:王丽爱]

How Does Digital Finance Affect Corporate Cash Holdings?

FU Shun^{1,2}, WANG Zhengwei², WANG Yutong², JIANG Jinglin²

(1. School of Finance, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. PBC School of Finance, Tsinghua University, Beijing 100083, China)

Abstract: This study systematically examines the impact of digital finance on corporate cash holdings based on data from listed companies from 2011 to 2020 and the city level digital inclusive finance index. Research has found that digital finance significantly increases the cash holdings of corporate in the region, and in addition to coverage breadth and degree of digitization in the sub indicators of digital finance, digital payment and internet credit business in the secondary indicators will significantly increase the cash holdings of corporate. It is further found that digital finance increases corporate cash holdings through mechanisms such as increasing cash flow from operating activities, inhibiting corporate leverage ratio and reducing debt financing. In addition, for smaller enterprises with private and weak bank enterprise relationships, digital finance has a more significant impact on their cash holdings. This study enriches the economic consequences of the development of digital finance and expands the analytical framework of cash holding theory.

Key Words: digital finance; cash holdings; operating cash flow; leverage; debt financing; inclusive finance