

数字金融发展与企业“脱虚向实”

陈春华¹, 曹伟^{2,3}, 曹雅楠⁴, 邵薪洁²

(1. 上海立信会计金融学院, 上海 200235; 2. 中国海洋大学 管理学院, 山东 青岛 266100;
3. 中国企业营运资金管理研究中心, 山东 青岛 266100; 4. 上海财经大学 会计学院, 上海 200433)

摘要: 企业“脱虚向实”是指企业将更多资本从非生产性领域配置到生产性领域, 表现为实体经济金融化水平降低。文章以数字金融发展为背景, 采用2011—2018年沪深两市A股上市公司数据, 考察了数字金融发展对企业金融化的影响。研究发现, 数字金融发展可以降低企业金融化水平, 这种作用主要通过弱化企业预防性动机实现。进一步研究发现, 数字金融发展对企业金融化的抑制作用仅存在于传统金融结构性错配的弱势样本中; 与短期金融资产相比, 数字金融发展对企业长期金融资产配置的抑制作用更加显著; 随着金融监管的规范及力度的增强, 数字金融发展对企业金融化的抑制作用凸显。文章研究表明, 除了传统金融因素外, 数字金融同样影响企业的金融资产配置行为。

关键词: 数字金融; 脱虚向实; 企业金融化; 预防性动机; 金融监管

中图分类号: F832 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)09-0078-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210606.101

一、引言

近年来, 越来越多的企业脱离原有主营业务, 相继涌入金融、房地产等行业和领域, 加速了虚拟经济的膨胀。金融和实体经济失衡已成为现阶段我国经济运行的典型特征。但学术界对实体经济金融化的驱动因素和治理措施的讨论并不多, 且大多围绕制度环境、市场和企业三个层面探讨影响企业金融化的因素(宋军和陆旸, 2015; 胡奕明等, 2017; 彭俞超等, 2018; 杜勇等, 2019; 李馨子等, 2019; 柳永明和罗云峰, 2019; 顾雷雷等, 2020)。虽有部分研究涉及利率管制、银行垄断地位和信贷错配等因素, 但大多基于传统金融服务视角, 且分析角度相对有限(刘贯春等, 2018; 彭俞超和黄志刚, 2018; 杨笋等, 2019)。

随着互联网技术的发展与普及, 数字技术在金融领域的应用日益广泛。一种新型普惠金融模式——数字金融应运而生(郭峰等, 2016), 并迅速成为国内外学者的研究热点(Lee和Shin, 2018)。本质而言, 利用人工智能、大数据、云计算、物联网和区块链等新兴技术, 数字金融不仅可以拓展金融服务范围, 提高金融服务的触达能力(Gomber等, 2018; 唐松等, 2020), 而且可以改善

收稿日期: 2020-10-22

基金项目: 教育部人文社会科学基金青年项目(16YJC79004, 17YJC790005, 17YJC790204); 国家社会科学基金青年项目(18CJY025); 国家自然科学基金青年项目(71702178)

作者简介: 陈春华(1978—), 男, 江苏盐城人, 上海立信会计金融学院副研究员;

曹伟(1984—)(通讯作者), 男, 山东淄博人, 中国海洋大学管理学院副教授;

曹雅楠(1994—), 女, 内蒙古呼和浩特人, 上海财经大学会计学院博士研究生;

邵薪洁(1997—), 女, 山东淄博人, 中国海洋大学管理学院硕士研究生。

传统金融服务中因信息不对称而产生的高风险溢价和高运营成本问题(Duarte等, 2012)。鉴于我国互联网经济的发展规模以及在世界技术实践中的领先地位(赵璨等, 2020), 同时考虑到数字金融对传统金融服务的巨大影响, 本文认为数字金融应该作为解释当前我国经济现象的重要变量。

由于我国数字金融发展的时间不长(唐松等, 2020), 有关经济后果的研究文献主要集中在农村金融需求、地区创业、银行负债端结构、投资者保护、家庭收入、企业全要素生产率、企业融资和企业技术创新等方面, 这些研究为本文探究数字金融如何影响企业金融资产配置提供了理论支撑和经验证据。一方面, 数字金融可能通过提高融资便利性和降低财务风险, 影响企业金融化的预防性动机; 另一方面, 数字金融也可能通过提高债权人监督效率, 影响企业金融化的逐利性动机。现实中, 数字金融影响企业资产配置、缓解企业融资约束以及重构传统金融服务边界的案例并不少见, 如“宜信财富”“光大银行数字金融部”等。因此, 从数字金融视角探寻抑制企业金融化的关键因素是可行且重要的。

本文的贡献主要体现在以下三个方面: 第一, 从数字金融视角揭示了金融科技对企业金融化的影响机制, 阐明了金融科技在实体与虚拟经济互动过程中的重要作用。现有研究表明, 传统金融服务的诸多弊端是企业金融化的重要原因。但本文研究发现, 数字金融的推广和普及是弥补传统金融服务短板和深化金融市场改革的重要方式。第二, 从企业金融化视角考察了数字金融的经济后果。关于数字金融经济后果的现有文献大多集中在宏观领域, 本文立足于微观企业金融化视角, 探讨了数字金融对企业金融化的影响, 从而补充了数字金融经济后果方面的文献。此外, 本文的研究结论有助于理解数字金融矫正金融错配问题的积极作用。第三, 本文的结论可为政府推进金融体制改革提供政策启示。党的十九大报告明确指出, “深化金融体制改革, 增强金融服务实体经济能力”。本文研究表明, 数字金融是金融改革的重点。同时, 本文研究发现, 数字金融对企业金融化的抑制作用在加强金融监管后更加显著。这说明政府加强金融监管是数字经济健康发展的有效保障。

二、文献综述、理论分析与研究假设

(一) 企业金融化与传统金融服务

国内关于企业金融化的研究主要集中在以下两个方面: 一是金融化对实体企业的经济影响; 二是企业金融化的影响因素。一方面, 企业金融化经济后果的研究大多持负面观点, 即金融化会对企业创新、投资效率、全要素生产率和经营业绩等产生抑制作用(王红建等, 2017; 许罡和朱卫东, 2017; 解维敏, 2018; 胡诗阳等, 2019; 胡海峰等, 2020), 而且会加大企业财务风险, 加剧股价崩盘(黄贤环等, 2018; 彭俞超等, 2018)。另一方面, 企业金融化存在复杂的驱动因素, 现有研究大多从制度环境、市场和企业三个层面展开讨论。在制度环境层面, 经济政策不确定性、GDP、广义货币M2和股票指数周期等会对企业金融化产生影响(胡奕明等, 2017; 彭俞超等, 2018); 在市场层面, 客户集中度和金融资产的市场收益等会对企业金融化产生影响(宋军和陆旸, 2015; 李馨子等, 2019); 在企业层面, 机构投资者持股、金融部门的人力资本水平、企业经营收益率、社会责任披露程度、CEO金融背景、外部盈利压力和公司战略等会对企业金融资产配置水平产生影响(楚有为, 2019; 杜勇等, 2019; 柳永明和罗云峰, 2019; 顾雷雷等, 2020)。

需要特别指出的是, 作为微观主体资产配置的一个核心考虑因素, 金融服务是否高效供给会直接影响企业资产配置活动(潘文卿和张伟, 2003)。Palley(2013)认为, 金融化是金融市场、金融机构和金融精英在经济政策和经济收益方面影响力上升的结果。彭俞超和黄志刚(2018)研究

发现,银行在提供贷款时对风险异质性企业的差别对待会造成企业金融化。杨箐等(2019)研究认为,金融行业垄断地位产生的超额回报率,以及利率管制所导致的实际利率偏离市场均衡利率,是企业金融化的重要原因。因此,在银行贷款是我国企业主要融资来源(Allen等,2005)的情况下,传统金融服务存在的问题在制约经济增长和企业发展(Huang和Wang,2011)的同时,也深深影响着企业的金融资产配置行为。

(二)数字金融与传统金融服务

传统金融服务供给中存在的问题在一定程度上为数字金融的跨越式发展提供了条件。那么,数字金融如何影响传统金融服务?从作用的结果和机制来看,主要集中在扩大增量和完善存量两个方面。

第一,扩大增量是指数字金融拓展了传统金融服务的范围和触达能力。金融市场中分散着大量特殊需求客户,如果想要吸收这部分客户,则需要花费高昂成本。因此,传统金融服务更加关注大客户和普遍需求客户的群体利益。由于互联网技术的边际成本几乎为零(Gomber等,2018),数字金融能够较好地聚集“长尾”客户,为其提供相应服务,并创造价值。邱晗等(2018)研究认为,通过吸收居民的闲散资金,数字金融产品可以弥补传统金融服务机构的不足。吴雨等(2020)则注意到,数字金融拓宽了居民传统借贷渠道,并减少了家庭传统私人借贷需求,表现出“资金渠道替代效应”。

第二,完善存量是指数字金融改善了传统金融的服务方式。数字金融缓解了传统金融服务中的信息不对称,使交易双方信息更透明,决策更高效。运用互联网、大数据等新兴技术,数字金融可以链接各类平台和搜集海量数据,利用云计算提供的强大储存能力和快速分析能力,为金融服务机构提供决策依据。现有研究认为,数字金融提高了传统金融机构的支付清算效率(谢平等,2015),加快了贷款审批程序(Fuster等,2019),改变了传统金融机构的审贷信息和定价模型(Duarte等,2012),矫正了信贷资源错配,缓解了企业融资约束(唐松等,2020)。此外,数字金融还降低了传统金融服务的各项成本,如数字金融的广泛应用替代了传统金融服务机构的网点设立、业务咨询和柜台办理等人工服务业务,显著降低了金融机构的直接开办成本。

与互联网金融、P2P业务等概念相比,数字金融具有以下优势:从技术演进的角度来看,数字金融是在信息化、互联网、互联网+、大数据等基础上,不断发展升级的一种金融服务模式。唐松等(2020)认为,与互联网金融相比,数字金融不仅包含更广泛的用户覆盖范围,还包括更深层次的数字支付、数字信贷等业务形态。这些业务极大地降低了金融服务成本和信息不对称程度。从金融风险的角度来看,互联网金融企业大多是利用互联网技术,简单地将金融服务从“线下”搬到“线上”。在这一搬迁过程中,互联网金融企业并没有改进自身的风险识别机制和风险控制模式。而数字金融的核心是利用互联网技术,通过对数据等信息的分析和审核,提高风险控制能力。阿里巴巴和腾讯之所以有条件从事金融服务业务,并不是因为他们拥有便捷的“线上”金融服务模式,而是因为他们会对电商的交易数据以及人与人之间的社交数据进行分析,从而判断商家和个人的信用风险。从金融服务供给方的角度来看,互联网金融更多被视作互联网公司从事金融业务。^①

(三)数字金融、传统金融服务与企业金融化

现有研究将企业金融化动机主要归结为以下两方面:一是企业资源观下的预防性动机,即由于金融资产具有较强的变现能力和较低的调整成本,为了应对未来不确定性和降低经营风

^① 许小年:“互联网能提高金融效率,但无法改写经济规律”,https://www.sohu.com/a/192180865_375556。

险,企业会提高金融资产的持有比例(Kliman 和 Williams, 2015),从而导致企业金融化。二是委托代理观下的挤出效应,即在资源总量一定的情况下,由于存在委托代理问题,企业高管可能会牺牲股东长远利益、放弃实业投资,而将更多资源配置到短期获利的金融投资领域,最终引发企业金融化(Orhangazi, 2008)。本文认为,数字金融可以在一定程度上降低企业金融化程度,原因如下:

第一,数字金融提高了企业融资便利性,减弱了企业资源观下的预防性动机。一方面,如上文所述,数字金融凭借其在信息接收、传输、分析和处理等方面的技术优势,扩大了金融服务的覆盖范围,满足了“长尾”客户的融资需求,发挥了普惠金融的优势,这在一定程度上缓解了“长尾”客户的融资约束。唐松等(2020)认为,数字金融能够突破传统金融机构的融资瓶颈,为“长尾”群体提供智能投顾、供应链金融和消费金融等融资方式,并有效解决企业“融资难、融资贵”的问题。另一方面,在传统金融服务模式下,由于借贷双方的信息不对称程度较高,银行等金融机构更加注重企业固定资产、流动资产等实物资产的抵押变现能力。这导致部分企业即使风险不高,也因缺乏有价值的抵押物而失去融资机会。在数字经济时代,数字金融可以对非结构化、非标准化的海量信息进行归集、分类和解析,有效缓解传统金融与企业之间的信息不对称。Duarte 等(2012)研究认为,数字金融可以通过信用透明化和信息化重塑传统金融。因此,数字金融拓展和优化了企业新、旧融资渠道,减弱了企业的预防性储备动机,从而导致企业金融资产配置水平下降。

第二,数字金融提高了债权人的监督效率,减弱了企业代理观下的逐利性动机。Grossman 和 Hart(1986)研究指出,债权融资是一种担保机制,对企业来说是一种硬预算约束。这种约束可以抑制管理层在职消费和个人享受,促使经理努力工作,并做出有利于企业价值的投资决策。也就是说,债权融资在一定程度上可以降低企业代理成本,发挥债权人治理作用。但在实践中,借贷双方的信息不对称以及较高的监督成本会抑制债权人治理作用的高效发挥。数字金融形成的独特数据优势有助于金融服务机构实现对企业复杂信息的整合和处理。通过资金使用的科学监督,数字金融缓解了债务人的道德风险问题,减弱了借贷双方的代理冲突。此外,当贷款人因信息劣势而承担相应风险时,一般会要求企业提高资本和贷款成本(Merton, 1987)。资本成本的提高可能会增加企业经理人对高回报金融资产的投资需求,导致企业逐利动机增强。但在数字金融模式下,由于交易双方的信息不对称程度降低,金融机构没有必要通过提高贷款成本来弥补信息缺失风险,从而减弱了经理人投资金融资产的动机。综上分析,数字金融减少了资金使用方的道德风险,降低了资金借出方的风险补偿,抑制了企业代理观下的逐利性动机,从而导致企业金融资产配置水平下降。

基于上述分析,本文提出假设:数字金融发展可以抑制企业金融化,促进企业“脱虚向实”。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

1. 样本选择

本文以 2011—2018 年沪深两市 A 股上市公司为初始研究样本,样本期间选择 2011—2018 年的原因如下:首先,“数字普惠金融指数”的统计时间范围为 2011—2018 年;其次,截至本文完稿,CSMAR 数据库关于金融资产的明细披露至 2018 年底。在初始研究样本的基础上,本文剔除了以下样本:被 ST 或 *ST 处理的上市公司样本当年数据,金融、保险、证券、公共事业和社会服务类上市公司样本,AB 股或 AH 股交叉上市公司样本,以及宏观数据和财务数据缺失样本。本文最终得到 13493 个研究样本。

2. 数据来源

数字金融数据来自北京大学数字金融研究中心编制的2011—2018年“数字普惠金融指数”，财务数据(包括金融资产数据)来自CSMAR数据库，企业产权性质数据来自SINOFINO数据库。

(二)模型设定与变量说明

1. 模型设定

为了检验研究假设，本文构建了如下模型：

$$Finass_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Dif_{it} + \sum Controls + \sum Ind + \sum Year + \sum Prov + \varepsilon \quad (1)$$

2. 变量说明

(1)实体企业金融化(*Finass*)

参考宋军和陆旸(2015)以及杜勇等(2019)的衡量方法，本文采用金融资产^①占总资产的比值来衡量企业金融化，具体说明如下：第一，由于能够在市场交易中为所有者提供即期或远期的货币收入流量，房地产被视为一种特殊的金融资产(周建军和鞠方，2008)。第二，在长期股权投资的明细科目中可以观察到，不少非金融公司不仅持有与自己产业链相关公司的股份，同时还持有银行、券商和信托等金融公司的股份。因此，本文将长期股权投资中公司持有的、与自身产业链无关的金融机构股权计入金融资产范畴(宋军和陆旸，2015)。第三，大量上市公司成为影子银行的放贷机构，借用银行低息贷款投入到委托贷款、理财产品和信托产品中，套利获取利差。宋军和陆旸(2015)认为，委托贷款、理财产品和信托产品投资是近几年新出现的一类金融资产。本文亦将其纳入金融资产范畴，具体数据可在“其他流动性资产”明细中获得。第四，企业持有的货币资金大多用于日常生产经营，不能给企业带来资本增值，因此货币资金不属于金融资产范畴。在稳健性检验中，本文采用企业是否金融化、金融资产变动以及金融资产增速来重新衡量企业金融化程度。

(2)数字金融(*Dif*)

“数字普惠金融指数”(2011—2018年)由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团组成的联合课题组，利用蚂蚁金服关于数字普惠金融的海量数据编制而成。参照郭峰等(2016)以及谢绚丽等(2018)的研究，本文将省级数字普惠金融总指数作为主要解释变量。

(3)控制变量

参考宋军和陆旸(2015)的研究，本文选取企业规模(*Size*)、资产负债率(*Lev*)、固定资产密集度(*Capint*)、营业收入增长率(*Growrat*)、资产收益率(*Roa*)、管理层持股比例(*Manhold*)、董事会规模(*Bdsize*)、第一大股东持股比例(*Topone*)以及上一期企业金融化程度(*Finass_lg*)等作为控制变量。同时，本文还控制了行业、年度与地区固定效应。变量定义见表1。

表1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
企业金融化程度	<i>Finass</i>	期末金融资产/期末总资产
数字金融	<i>Dif</i>	省级数字普惠金融总指数
企业规模	<i>Size</i>	ln(1+期末资产总额)
资产负债率	<i>Lev</i>	期末总负债/期末总资产
固定资产密集度	<i>Capint</i>	期末固定资产净额/期末总资产

① 金融资产包括交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额、买入返售金融资产净额、投资性房地产、长期股权投资中公司持有的金融机构股权以及其他流动资产中的委托贷款、理财产品和信托产品投资等。

续表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
营业收入增长率	<i>Growrat</i>	(期末营业收入-期初营业收入)/期初营业收入
资产收益率	<i>Roa</i>	当期净利润/期末总资产
管理层持股比例	<i>Manhold</i>	期末管理层持股数量/期末总股数
董事会规模	<i>Bdsize</i>	$\ln(1+\text{期末董事会人数})$
第一大股东持股比例	<i>Topone</i>	期末第一大股东持股比例
上一期企业金融化程度	<i>Finass_lg</i>	期初金融资产/期初总资产
行业虚拟变量	<i>Ind</i>	参照 2012 年中国证监会公布的《上市公司行业分类指引》，将行业细分为 19 个
年度虚拟变量	<i>Year</i>	
省份虚拟变量	<i>Prov</i>	

3. 中介效应检验

本文借鉴 Baron 和 Kenny(1986)的检验方法,设定以下路径:第一步,*Path A* 中的模型与上文模型(1)一致;第二步,*Path B* 为中介效应检验,被解释变量为中介变量(*Med*);第三步,在 *Path C* 中,将解释变量数字金融(*Dif*)和中介变量(*Med*)同时加入模型,检验 γ_2 是否显著。如果通过显著性检验,且 *Sobel* 检验的 *Z* 值统计上显著,则说明中介效应成立;如果不显著,则说明不存在中介效应。如果 *Path C* 中 γ_1 显著为负,且 γ_1 的绝对值与 *Path A* 中 α_1 的绝对值相比有所下降,则存在部分中介效应;如果 *Path C* 中 γ_1 不显著,则说明存在完全中介效应。

$$Path A: Finass_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Dif_{i,t} + \sum \alpha_i Controls + \sum Ind + \sum Year + \sum Prov + \varepsilon \quad (2)$$

$$Path B: Med_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Dif_{i,t} + \sum \beta_i Controls + \sum Ind + \sum Year + \sum Prov + \varepsilon \quad (3)$$

$$Path C: Finass_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Dif_{i,t} + \gamma_2 Med_{i,t} + \sum \gamma_i Controls + \sum Ind + \sum Year + \sum Prov + \varepsilon \quad (4)$$

四、实证结果分析

(一)描述性统计

表 2 报告了本文主要变量的描述性统计结果。从中可以看到,企业金融化程度(*Finass*)的均值为 0.0729,表明企业期末金融资产占期末总资产的比重近 7.3%。最小值为 0,最大值为 0.6842,说明上市公司在金融资产配置方面存在较大差异。数字金融(*Dif*)的均值为 2.1396,最小值为 0.1622,最大值为 3.7773,表明数字金融在各省份之间差异较大,这也为本文的研究提供了条件。控制变量的均值与中位数大多基本相当,表明呈现正态分布,取值也均在合理范围内。

表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
<i>Finass</i>	13 493	0.0729	0.1139	0.0000	0.0025	0.0250	0.0924	0.6842
<i>Dif</i>	13 493	2.1396	0.8749	0.1622	1.5077	2.2445	2.7811	3.7773
<i>Size</i>	13 493	22.2575	1.2252	19.0219	21.4232	22.1226	22.9639	26.9898
<i>Lev</i>	13 493	0.4507	0.2090	0.0505	0.2874	0.4456	0.6064	1.1110
<i>Capint</i>	13 493	0.2311	0.1692	0.0015	0.0979	0.1996	0.3299	0.7251
<i>Growrat</i>	13 493	0.4838	1.5013	-0.8018	-0.0296	0.1364	0.4357	11.6520
<i>Roa</i>	13 493	0.0374	0.0570	-0.3551	0.0130	0.0339	0.0632	0.2122

续表 2 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	25%分位数	中位数	75%分位数	最大值
<i>Manhold</i>	13 493	0.1004	0.1799	0.0000	0.0000	0.0006	0.1178	0.6936
<i>Bdsize</i>	13 493	2.1489	0.1951	1.6094	2.0794	2.1972	2.1972	2.7081
<i>Topone</i>	13 493	35.6312	15.2134	8.5000	23.5675	33.7457	45.9976	74.8237

注:数字金融(*Dif*)的数值为除以100后的结果。

(二)基本回归分析

表3列(1)报告了数字金融发展对企业金融化影响的回归结果。可以看到,数字金融(*Dif*)的系数为-0.0170,在1%水平上显著,表明数字金融发展水平越高,企业金融化趋势越弱。本文假设得到验证,可能存在两种解释:一方面,数字金融发展能够提高企业资金流动性,缓解外部融资约束,从而减弱预防性动机,抑制企业金融化趋势;另一方面,数字金融发展能够缓解信息不对称,降低信贷资金使用方的道德风险,从而减弱企业代理观下的逐利性动机,对企业金融化也具有抑制作用。

表 3 数字金融发展与企业“脱虚向实”

	(1) <i>Finass</i>	(2) <i>KZ</i>	(3) <i>Finass</i>	(4) <i>Agency1</i>	(5) <i>Finass</i>	(6) <i>Agency2</i>	(7) <i>Finass</i>
<i>Dif</i>	-0.0170*** (-2.8813)	-0.1669* (-1.6877)	-0.0131** (-2.0439)	0.0070 (0.6319)	-0.0166*** (-2.6880)	-0.0386 (-1.3791)	-0.0174*** (-2.9491)
<i>KZ</i>			0.0017** (2.4039)				
<i>Agency1</i>					0.0380*** (3.8382)		
<i>Agency2</i>							-0.0069** (-2.1705)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind、Year、Prov</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 493	13 493	13 493	13 493	13 493	13 493	13 493
<i>R</i> ²	0.7048	0.4479	0.7041	0.2739	0.7026	0.3137	0.7044

注:括号内为经过行业层面聚类调整的*t*值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。限于篇幅,表中未报告控制变量回归结果。下表同。

(三)影响机制分析

如上文所述,数字金融可以降低企业金融化水平,那么究竟是通过减弱资源观下的预防性动机,还是代理观下的逐利性动机实现?本文进一步进行路径检验。

一方面,资源观下的预防性动机路径检验。理论分析指出,数字金融可以拓展和优化企业新、旧融资渠道,提高融资便利性,从而减弱企业资源观下的预防性动机,促使企业金融化水平下降。因此,在预防性动机路径检验中,中介变量(*Med*)使用企业融资约束程度。通常来说,企业的融资便利性越高,其融资约束程度越低。借鉴Lamont等(2001)的研究,本文采用*KZ*指数来衡量企业融资约束程度。^①另一方面,代理观下的逐利性动机路径检验。理论分析也指出,数字金融

① *KZ*指数=-1.002×(经营现金流量净额+总资产)+0.283×托宾*Q*值+3.139×资产负债率-39.368×(分配股利支付现金+总资产)-1.315×(现金+总资产)。 *KZ*指数越大,企业融资约束程度越高。

可以抑制企业代理观下的逐利性动机,促使企业金融化水平下降。因此,在逐利性动机路径检验中,参考 Ang 等(2000)的研究,本文分别采用管理费用率(*Agency1*)和总资产周转率(*Agency2*)来衡量代理成本。^①

表 3 列(2)和列(3)报告了数字金融对企业金融化预防性动机影响机制的检验结果。在列(2)中,*Dif*的系数为-0.1669,在 10% 水平上显著,说明数字金融缓解了企业融资约束。列(3)为 *Path C* 的回归结果。在加入融资约束变量(*KZ*)后,数字金融(*Dif*)的系数变为-0.0131,其绝对值小于 0.0170,且在 5% 水平上显著。*Sobel* 中介因子检验的 *Z* 值为-1.723,在 10% 水平上显著。列(4)至列(7)报告了逐利性动机的检验结果。列(4)的被解释变量为管理费用率,*Dif*的系数没有通过显著性检验;列(6)的被解释变量为总资产周转率,*Dif*的系数为负,也没有通过显著性检验。这说明数字金融并没有降低企业代理成本。综上分析,数字金融主要通过减弱预防性动机来抑制企业金融化趋势。

(四)稳健性检验

1. 替换被解释变量

借鉴王红建等(2017)以及彭俞超等(2018)的研究,本文将被解释变量分别替换为企业是否金融化(*Finass_sta*)、企业金融化变动(*Finass_stb*)以及企业金融化增速(*Finass_stc*)。如果企业配置了金融资产,则 *Finass_sta* 取值为 1,否则为 0;企业金融化变动(*Finass_stb*)使用期末与期初企业金融资产占总资产比重的变动来衡量;企业金融化增速(*Finass_stc*)是在企业金融化变动(*Finass_stb*)的基础上计算得到,如果企业金融化变动不大于 0,则 *Finass_stc* 取值为 0,否则 *Finass_stc*=*Finass_stb*。表 4 列(1)至列(3)结果显示,数字金融(*Dif*)的系数均显著为负,表明本文研究结论较为稳健。

表 4 稳健性检验: 替换被解释变量与剔除 2015 年样本

	(1) 是否金融化 <i>Finass_sta</i>	(2) 金融化变动 <i>Finass_stb</i>	(3) 金融化增速 <i>Finass_stc</i>	(4) 剔除 2015 年样本 <i>Finass</i>
<i>Dif</i>	-0.5185** (-2.5190)	-0.0194*** (-3.6456)	-0.0170*** (-3.5291)	-0.0185*** (-3.1933)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Ind, Year, Prov</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 493	13 493	13 493	11 905
<i>Pseudo R² 或 R²</i>	0.2836	0.0672	0.0997	0.6997

注:列(1)为 *Logit* 回归结果,括号内为 *z* 值。

2. 剔除 2015 年金融冲击

在本文研究的时间序列中,2015 年是一个较为典型的金融事件冲击。考虑到事件冲击的后果难以通过变量进行测度,同时全球金融市场波动也会影响企业金融资产配置行为,本文将 2015 年数据作为特殊样本予以剔除。表 4 列(4)结果显示,在剔除 2015 年数据后,数字金融(*Dif*)的系数仍然显著为负,表明本文研究结论依然稳健。

3. 处理内生性问题

本文使用工具变量法来缓解内生性问题。本文手工整理了所有城市的接壤城市,使用相同

^① 管理费用率(*Agency1*)=管理费用÷营业收入, *Agency1* 数值越大,代理成本越高;总资产周转率(*Agency2*)=营业收入÷总资产, *Agency2* 数值越大,代理成本越低。

年度某城市所有接壤城市数字金融指数的均值(*Dif_near*)作为工具变量。^①表 5 报告了工具变量法的回归结果。列(1)为第一阶段回归结果,*Dif_near*的系数为 0.1737,在 1% 水平上显著,说明本文选取的工具变量与内生变量高度相关;列(2)为第二阶段回归结果,数字金融(*Dif*)的系数依然显著为负。

此外,由于 OLS 回归可能存在非观测异质性问题,本文借鉴 Kravet 和 Muslu(2013)的研究,采用 *Change* 模型来解决上述异质性偏误所导致的内生性。表 5 列(3)报告了 *Change* 模型的回归结果。被解释变量 *CFinass* 为当期金融化程度与上一期金融化程度之差,解

释变量 *CDif* 为当期数字金融发展程度与上一期数字金融发展程度之差。*CDif* 的系数为 -0.0148,在 5% 水平上显著。上述结果表明,在控制可能存在的内生性问题后,本文结论依然稳健。

4. 数字金融分指数与企业“脱虚向实”

数字金融(*Dif*)指标体系主要由数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度三个维度构建而成,在这三个维度基础上,又可进一步细分为 11 个二级维度指标和 33 个三级维度指标。为了保证结论的稳健性,本文选择数字金融的覆盖广度(*Dif_a*)、使用深度(*Dif_b*)和数字化程度(*Dif_c*)作为数字金融的替代变量重新进行回归。其中,覆盖广度主要指每万人中使用支付宝的比例,使用深度指地区实际使用数字金融服务的情况,数字化程度指移动支付占比。

表 6 列(1)至列(3)结果显示,数字金融的覆盖广度(*Dif_a*)和数字化程度(*Dif_c*)通过了 1% 水平的显著性检验,但数字金融的使用深度(*Dif_b*)没有通过显著性检验。可能的原因是,数据金融使用深度这一指标包含的内容较多。查阅“数字普惠金融指数”可以发现,数字金融使用深度按照服务类型可以进一步细分为支付服务、货币基金服务、信贷服务、保险服务、投资服务和信用服务六种,但并非所有指标均与企业金融化有密切关系。本文选择与研究主题关系密切且连续多年均有披露的信贷服务指数(*Dif_d*)作为数字金融使用深度(*Dif_b*)的替代变量重新进行检验。表 6 列(4)结果显示,信贷服务指数(*Dif_d*)通过了 5% 水平的显著性检验。上述结果表明,本文的研究结论较为稳健。

表 5 稳健性检验:处理内生性问题

	(1) 第一阶段 <i>Dif</i>	(2) 第二阶段 <i>Finass</i>	(3) <i>Change</i> 模型 <i>CFinass</i>
<i>Dif</i>		-0.1464* (-1.7777)	
<i>Dif_near</i>	0.1737*** (7.6889)		
<i>CDif</i>			-0.0148** (-2.0097)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Ind,Year,Prov</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 493	13 493	12 101
<i>R</i> ²	0.9970	0.6940	0.1174

表 6 稳健性检验:数字金融分指数

	(1) <i>Finass</i>	(2) <i>Finass</i>	(3) <i>Finass</i>	(4) <i>Finass</i>
<i>Dif_a</i>	-0.0339*** (-3.6010)			
<i>Dif_b</i>		0.0037 (1.0996)		
<i>Dif_c</i>			-0.0083*** (-4.2329)	
<i>Dif_d</i>				-0.0134** (-2.5462)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Ind,Year,Prov</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 493	13 493	13 493	13 493
<i>R</i> ²	0.7040	0.7039	0.7040	0.7039

① 该工具变量符合相关性和外生性两个约束条件:一方面,邻近地区通常与当地具有相似的经济水平,数字金融发展程度相近;另一方面,由于市场分割,邻近地区的数字金融发展水平难以影响本地企业的资源获取,也就无法影响本地企业的金融资产配置。因此,选用邻近地区的数字金融发展程度作为工具变量具有一定合理性。

五、进一步分析

(一) 预防性动机与逐利性动机再检验

传统金融在服务实体经济时暴露出一系列结构性问题,主要体现在属性错配、领域错配和阶段错配上。具体来说,属性错配主要表现为市场规模贡献占比大、预算硬约束部门融资难、融资贵,市场规模贡献占比小、预算软约束部门融资成本低、效率低,如金融资源在国有企业与民营企业的流动性分层现象。领域错配主要表现为传统间接金融部门秉承盈利准则和风控要求,与国家发展动能转换和制造业转型升级在考核次序和风险监管上出现错位,从而造成制造业难以获得足够支持。阶段错配主要表现为企业不同生命周期在担保能力和市场前景上存在较大差异,传统金融依据企业的资产、盈利能力等选择授信客户,使得最具发展潜力的成长期企业往往面临金融排斥。不难发现,结构性错配造成民营企业、传统制造业以及高速成长期企业面临较严重的融资约束。为了缓解融资困难,这些企业更倾向于配置金融资产。而在高收益率的驱动下,国有企业、非传统制造业以及成熟期企业更容易获得资金支持,也更容易出现逐利性金融化问题(彭俞超和黄志刚,2018)。

为了进一步检验数字金融与企业金融化的作用机理,同时观察数字金融对企业金融化在不同错配领域的差异表现,本文参考唐松等(2020)的研究,将全样本分为国有企业和民营企业,制造业和非制造业,以及成长期企业、成熟期企业和衰退期企业。^①如果数字金融缓解企业金融化是因为减弱了企业预防性动机,那么数字金融与企业金融化的负相关关系在民营企业、制造业和成长期企业样本中应该更加显著;如果数字金融缓解企业金融化是因为减弱了企业逐利性动机,那么数字金融与企业金融化的负相关关系在国有企业、非制造业和非成长期企业样本中应该更加显著。

表7报告了预防性动机与逐利性动机的再检验结果。结果显示,数字金融(*Dif*)的系数在民营企业、制造业和成长期企业样本中均显著为负,而在其他样本中没有通过显著性检验。这表明数字金融缓解企业金融化主要是因为缓解了企业预防性动机。

表7 预防性动机与逐利性动机再检验

	属性错配		领域错配		阶段错配		
	(1) <i>Finass</i> 国有企业	(2) <i>Finass</i> 民营企业	(3) <i>Finass</i> 非制造业	(4) <i>Finass</i> 制造业	(5) <i>Finass</i> 成长期	(6) <i>Finass</i> 成熟期	(7) <i>Finass</i> 衰退期
<i>Dif</i>	0.0004 (0.0346)	-0.0271*** (-2.6908)	-0.0135 (-0.9823)	-0.0163** (-2.1224)	-0.0344** (-2.2292)	-0.0109 (-1.4913)	-0.0024 (-0.1923)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Ind, Year, Prov</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	5 921	7 572	4 855	8 638	5 936	4 886	2 596
<i>R</i> ²	0.7951	0.6532	0.7692	0.6339	0.6822	0.7417	0.7358

(二) 不同金融资产配置分析

既然数字金融能够抑制企业金融化,本文进一步观察数字金融的抑制效应对哪类金融资产更加显著。参照黄贤环等(2018)的研究,根据金融资产的变现能力,本文将金融资产分为短期金

^① 企业生命周期的划分标准借鉴刘诗源等(2020)的研究,采用经营活动、投资活动和筹资活动现金流净额的正负组合来反映不同生命周期。

融资产(*Finass_a*)、投资性房地产(*Finass_b*)和长期股权投资中公司持有的金融机构股权(*Finass_c*),其中短期金融资产包括交易性金融资产以及其他流动资产中的委托贷款、理财产品和信托产品投资。表8结果表明,数字金融没有影响企业对短期金融资产(*Finass_a*)的配置,但减少了对投资性房地产(*Finass_b*)和长期股权投资中公司持有的金融机构股权(*Finass_c*)的配置。可能的原因在于,数字金融虽然在一定程度上减弱了企业资源观下的预防性动机,但是对大多数企业来说,未来的融资约束和不确定性风险依然存在,保留变现能力相对较强的资产很有必要。因此,数字金融对长期金融资产配置的影响更加显著。

(三)金融监管下的差异表现

我国互联网经济虽然行业规模巨大,但是存在数据安全、金融欺诈等风险。随着数字金融的不断发展,对数字金融的监管越来越受到重视。2015年7月,中国人民银行联合多个部门颁布《关于促进互联网金融健康发展的指导意见》(银发[2015]221号),标志着互联网金融监管正式启动。为了探究监管前后数字金融对企业金融化的影响是否存在差异,本文将2015年作为节点进行分样本检验。

表9列(1)和列(2)结果显示,在金融监管加强前,数字金融(*Dif*)的系数为0.0103,没有通过显著性检验;在金融监管加强后,数字金融(*Dif*)的系数为-0.0308,在1%水平上显著。结果表明,加大监管力度前,数字金融发展对企业金融化没有产生显著影响;而加强监管后,数字金融发展对企业金融化的抑制效应明显。同时,本文借鉴王韧等(2019)的研究,采用区域金融监管支出作为金融监管的代理变量重新进行检验。列(3)和列(4)结果显示,在金融监管弱的地区,数字金融(*Dif*)的系数为-0.0025,没有通过显著性检验;而在金融监管强的地区,数字金融(*Dif*)的系数为-0.0245,在5%水平上显著。上述结果表明,数字金融的监管力度越强,企业金融化程度越低,回归结果稳健。

表8 数字金融发展对不同金融资产配置的影响

	(1) 短期金融资产 <i>Finass_a</i>	(2) 投资性房地产 <i>Finass_b</i>	(3) 长期股权投资 <i>Finass_c</i>
<i>Dif</i>	-0.0026 (-0.3227)	-0.0223*** (-3.3326)	-0.0220*** (-4.0149)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制
<i>Ind,Year,Prov</i>	控制	控制	控制
<i>N</i>	13 493	13 493	13 493
<i>R</i> ²	0.4217	0.2423	0.1996

表9 数字金融发展、金融监管与企业“脱虚向实”

	(1) 金融监管前 <i>Finass</i>	(2) 金融监管后 <i>Finass</i>	(3) 金融监管弱 <i>Finass</i>	(4) 金融监管强 <i>Finass</i>
<i>Dif</i>	0.0103 (0.8486)	-0.0308*** (-2.9564)	-0.0025 (-0.2328)	-0.0245** (-2.3690)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
<i>Ind,Year,Prov</i>	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	6 141	7 352	6 661	6 832
<i>R</i> ²	0.7344	0.6768	0.6846	0.7226

上述结果产生的原因在于,相关监管政策法规颁布后,数字金融在市场上的套利、欺诈等行为减少,数字金融向规范化、有序化方向发展。而有序良好的数字金融环境拓展并改善了企业的新、旧融资渠道,缓解了企业融资约束。同时,随着惠及范围的扩大和效能的释放,数字金融能够更好地服务实体经济,缓解市场信息不对称,提高金融机构的决策效率和资源配置效率,从而降低企业金融化水平。

六、结论与启示

本文以数字金融发展为研究背景,以2011—2018年沪深两市A股上市公司为研究样本,基于企业配置金融资产的预防性动机和逐利性动机,考察了数字金融发展对企业金融化的影响。研究发现,数字金融发展对企业配置金融资产具有抑制效应。中介效应检验发现,数字金融发展主要通过缓解融资约束、减弱预防性动机来抑制企业金融化。本文没有发现数字金融通过提高债权人监督效率、减弱逐利性动机来抑制企业金融化的证据。进一步研究发现,数字金融发展在一定程度上能够矫正传统金融的结构性错配问题(属性错配、领域错配和阶段错配);与短期金融资产相比,数字金融发展对企业长期金融资产配置的抑制作用更加显著。同时,随着金融监管的规范及力度的增强,数字金融发展抑制企业金融资产配置的作用凸显。本文研究结果表明,除了传统金融因素外,数字金融同样可以影响企业的金融资产配置行为。基于上述结论,本文得到以下启示:

在理论层面,与现有研究主要基于传统金融视角不同,本文基于数字金融这一新视角,发现数字金融发展能够抑制企业金融化。具体来说,企业需要一定资金来维持日常经营,也需要一定资本在生产性领域配置。而现实中,传统金融服务市场往往存在“金融排斥”,企业面临资金压力、外部融资约束等问题。根据预防性储蓄理论,企业会通过配置金融资产来维持一定的流动性,从而满足企业日常资金需求。凭借数字技术优势,数字金融缓解了企业融资约束,降低了财务风险,从而减弱了企业配置金融资产的预防性动机,最终抑制了企业金融化趋势。

在实践层面,对企业而言,数字金融能够有效缓解企业面临的资金压力和融资约束。特别是对制造业企业、初创企业和民营企业而言,数字金融能够产生普惠金融的作用。本文研究表明,数字金融发展能够在一定程度上矫正传统金融的三大错配问题,从而缓解企业外部融资约束。因此,企业应该充分认识数字金融这一发展趋势,加强和完善与之相关的配套机制。但企业在享受数字金融所带来利好的同时,也要认清数字金融背后的风险,合理利用数字金融进行融资活动,从而实现企业自身的经营目标。对监管机构而言,需要对数字企业和数字经济进行有效监管。我国互联网经济之所以行业规模巨大,一是因为传统金融供给存在的问题为数字经济留下成长空间;二是政府对数字经济的治理一直秉持鼓励创新、包容审慎的原则,以及相对灵活的“试点容错”机制(唐松等,2020)。这种自下而上发展的互联网经济模式不仅需要打破现有市场规制,更需要政策支持。在与政府、市场的博弈过程中,互联网经济自然也会进入“灰色地带”,出现“行业垄断”“数据安全”“监管漏洞”等风险。阿里巴巴反垄断调查也印证了加强政府监管才是数字经济健康发展的有效保障。本文研究表明,与加强金融监管前相比,数字金融对企业金融化的抑制作用在加强金融监管后更加显著。同时,针对数字金融技术创新的复杂性和易变性,监管部门应创新性地设计监管模式与方式,维护健康、有序和公平的竞争环境,管制垄断和不正当的竞争行为。

参考文献:

- [1]楚有为. 公司战略与金融资产配置——基于经济政策不确定性的证据[J]. 会计与经济研究, 2019, (3): 108—126.
- [2]杜勇, 谢瑾, 陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济, 2019, (5): 136—154.
- [3]顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020, (2): 109—127.
- [4]郭峰, 孔涛, 王靖一, 等. 中国数字普惠金融指标体系与指数编制[R]. 北京: 北京大学数字金融研究中心, 2016.
- [5]胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 2020, 43(1): 70—96.

- [6]胡诗阳,杨文君,陆正飞.上市公司购买理财产品会导致投资不足吗[J].[会计研究](#),2019,(10):71-77.
- [7]胡奕明,王雪婷,张瑾.金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据[J].[经济研究](#),2017,(1):181-194.
- [8]黄贤环,吴秋生,王瑶.金融资产配置与企业财务风险:“未雨绸缪”还是“舍本逐末”[J].[财经研究](#),2018,(12):100-112.
- [9]李馨子,牛煜皓,张广玉.客户集中度影响企业的金融投资吗?[J].[会计研究](#),2019,(9):65-70.
- [10]刘贯春,张军,刘媛媛.金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J].[世界经济](#),2018,(1):148-173.
- [11]刘诗源,林志帆,冷志鹏.税收激励提高企业创新水平了吗?——基于企业生命周期理论的检验[J].[经济研究](#),2020,(6):105-121.
- [12]柳永明,罗云峰.外部盈利压力、多元化股权投资与企业的金融化[J].[财经研究](#),2019,(3):73-85.
- [13]潘文卿,张伟.中国资本配置效率与金融发展相关性研究[J].[管理世界](#),2003,(8):16-23.
- [14]彭俞超,韩珣,李建军.经济政策不确定性与企业金融化[J].[中国工业经济](#),2018,(1):137-155.
- [15]彭俞超,黄志刚.经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革[J].[世界经济](#),2018,(9):3-25.
- [16]邱晗,黄益平,纪洋.金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J].[金融研究](#),2018,(11):17-29.
- [17]宋军,陆旸.非货币金融资产和经营收益率的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据[J].[金融研究](#),2015,(6):111-127.
- [18]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.
- [19]王红建,曹瑜强,杨庆,等.实体企业金融化促进还是抑制了企业创新——基于中国制造业上市公司的经验研究[J].[南开管理评论](#),2017,(1):155-166.
- [20]吴雨,李成顺,李晓,等.数字金融发展对传统私人借贷市场的影响及机制研究[J].[管理世界](#),2020,(10):53-64.
- [21]谢平,邹传伟,刘海二.互联网金融的基础理论[J].[金融研究](#),2015,(8):1-12.
- [22]解维敏.“脱虚向实”与建设创新型国家:践行十九大报告精神[J].[世界经济](#),2018,(8):3-25.
- [23]谢绚丽,沈艳,张皓星,等.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].[经济学\(季刊\)](#),2018,(4):1557-1580.
- [24]许罡,朱卫东.金融化方式、市场竞争与研发投资挤占——来自非金融上市公司的经验证据[J].[科学学研究](#),2017,(5):709-719.
- [25]杨箐,李茫茫,刘放.产融结合与实体企业技术创新:促进还是抑制——基于金融机构持股实体企业的实证研究[J].[宏观经济研究](#),2019,(10):62-77.
- [26]赵璨,陈仕华,曹伟.“互联网+”信息披露:实质性陈述还是策略性炒作——基于股价崩盘风险的证据[J].[中国工业经济](#),2020,(3):174-192.
- [27]周建军,鞠方.房地产泡沫的虚拟经济决定论及其实证检验[J].[财贸研究](#),2008,(3):1-7.
- [28]Allen F, Qian J, Qian M J. Law, finance, and economic growth in China[J]. [Journal of Financial Economics](#), 2005, 77(1): 57-116.
- [29]Ang J S, Cole R A, Lin J W. Agency costs and ownership structure[J]. [The Journal of Finance](#), 2000, 55(1): 81-106.
- [30]Baron R M, Kenny D A. The Moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. [Journal of Personality and Social Psychology](#), 1986, 51(6): 1173-1182.
- [31]Duarte J, Siegel S, Young L. Trust and credit: The role of appearance in peer-to-peer lending[J]. [The Review of Financial Studies](#), 2012, 25(8): 2455-2483.
- [32]Fuster A, Plosser M, Schnabl P, et al. The role of technology in mortgage lending[J]. [The Review of Financial Studies](#),

- 2019, 32(5): 1854–1899.
- [33]Gomber P, Kauffman R J, Parker C, et al. On the fintech revolution: Interpreting the forces of innovation, disruption, and transformation in financial services[J]. *Journal of Management Information Systems*, 2018, 35(1): 220–265.
- [34]Grossman S J, Hart O D. The costs and benefits of ownership: A theory of vertical and lateral integration[J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(4): 691–719.
- [35]Huang Y P, Wang X. Does financial repression inhibit or facilitate economic growth? A case study of Chinese reform experience[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2011, 73(6): 833–855.
- [36]Kliman A, Williams S D. Why ‘financialisation’ hasn’t depressed US productive investment[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2015, 39(1): 67–92.
- [37]Kravet T, Muslu V. Textual risk disclosures and investors’ risk perceptions[J]. *Review of Accounting Studies*, 2013, 18(4): 1088–1122.
- [38]Lamont O A, Plok C K, Saa-quejo J. Financial constraints and stock returns[J]. *Review of Financial Studies*, 2001, 14(2): 529–554.
- [39]Lee I, Shin Y J. Fintech: Ecosystem, business models, investment decisions, and challenges[J]. *Business Horizons*, 2018, 61(1): 35–46.
- [40]Merton R C. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information[J]. *The Journal of Finance*, 1987, 42(3): 483–510.
- [41]Orhangazi O. Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973-2003[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2008, 32(6): 863–886.
- [42]Palley T I. Financialization: What it is and why it matters[A]. Palley T I. *Financialization: The economics of finance capital domination*[M]. London: Palgrave Macmillan, 2013.

The Development of Digital Finance and Firms’ Transformation from Virtual to Real

Chen Chunhua¹, Cao Wei^{2, 3}, Cao Yanan⁴, Shao Xinjie²

(1. *Shanghai Lixin University of Accounting and Finance, Shanghai 200235, China;*

2. *Management College, Ocean University of China, Qingdao 266100, China;*

3. *China Business Working Capital Management Research Center, Qingdao 266100, China;*

4. *School of Accountancy, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)*

Summary: Firms’ transformation from virtual to real means that firms allocate more capital from non-productive areas to productive areas, which is shown as the decrease of the level of firm financialization. The inefficient supply of traditional financial services is one of the factors that promotes firm financialization. In recent years, with the development and popularization of new technology, digital finance emerges at the historic moment. In essence, digital finance utilizes network technologies such as artificial intelligence, big data, cloud computing, Internet of Things, and blockchain to not only expand the accessibility of financial services, but also solve the problems of high risk premium and high operating cost generated in traditional financial services. Therefore, in view of the development scale of China’s internet economy and its leading position in the world’s technical practice, and considering the huge effect of digital finance on traditional financial services, it

is necessary to explore the effect mechanism of digital finance on firm financialization from the perspective of Fintech progress.

Based on the annual data of A-share listed firms in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2011 to 2018, this paper examines the effect of digital finance development on firm financialization. The empirical study finds that the development of digital finance can reduce the level of firm financialization. The mechanism test finds that digital finance inhibits firm financialization mainly by weakening the precautionary motivation of firms. Further study finds that the inhibition of digital finance development on firm financialization only exists in the weak samples of the structural mismatch of traditional finance. In other words, the inhibitory effect of digital finance on firm financialization is more significant in private firms, manufacturing firms and growth-stage firms. Meanwhile, compared with short-term financial assets, long-term financial assets of firms are more significantly inhibited by the development of digital finance. With the standardization of the regulatory environment and the strengthening of supervision, the development of digital finance has a more significant inhibiting effect on firm financialization.

The research contributions of this paper are mainly reflected in the following three aspects: Firstly, from the perspective of digital finance, it reveals the effect mechanism of Fintech progress on firm financialization, and clarifies the important role of Fintech progress in the interaction between real economy and virtual economy. Secondly, from the perspective of firm financialization, it empirically investigates the microeconomic consequences of digital finance, and supplements related literatures on the economic consequences of digital finance. Thirdly, the findings of this paper are conducive to understanding the positive role of digital finance in correcting financial mismatch. In terms of policy suggestions, on the one hand, for firms, digital finance can effectively alleviate the financial pressure and financing constraints. Especially for manufacturing firms, startups and private firms, digital finance can play a role of inclusive finance. On the other hand, for regulators, it is necessary to effectively regulate digital firms and the digital economy to avoid risks such as industry monopoly, data security and regulatory loopholes.

Key words: digital finance; from virtual to real; firm financialization; precautionary motivation; financial supervision

(责任编辑 康健)