

互联网金融超市与企业债务融资

——以“支付宝”财富平台为例

王可 周亚拿*

摘要: 本文分析了金融产品的线上交易对上市公司银行贷款及其替代性债务融资方式的影响。研究表明,互联网金融平台中的金融产品交易能够异质地影响企业贷款获得,并相应带来企业商业信用行为的变化。本文在已有互联网金融活动改变传统商业银行行为结论的基础之上,从投资理财类业务进行切入,将研究延伸至互联网金融对上市公司债务融资的影响,对于理解我国数字金融实践下的企业债务问题具有一定的参考价值。

关键词: 互联网金融超市; 数字金融; 企业债务融资

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.19

一、引言

以互联网为基础的现代信息技术正重塑着传统金融业态,其中我国的实践尤为引人关注。随着金融行业互联网化的不断深入,以移动应用软件为依托的大规模综合性互联网金融平台开始形成并不断发展壮大。它们以早期开展的支付业务及其所积累的用户沉淀资金为基础,不断向其他的金融业务进行拓展,其中基于互联网金融平台的投资理财类业务占据了十分重要的位置¹。互联网金融公司借助流量与资金规模优势,通过与传统金融类企业进行合作,为用户提供了搜索和购买基金、理财等金融产品的线上统一平台,成为不折不扣的“互联网金融超市”。网上金融超市的出现,不仅为第三方支付账户中的闲散资金提供了生财之道,还大大降低了购买金融产品的手续费和搜寻成本,提高了交易的便捷性,从而受到相关金融企业以及大众的广泛青睐。例如有统计表明,2018年中国约三分之一的股票、债券、基金等金融产品是在第三方互联网平台中完成的(Hong et al., 2019)。此外,2018年我国互联网理财用户可投资资产中货币基金和银行储蓄存款占比均为17%²,而居民全部金融资产中现金、活期存款和定期存款占比高达88%³,说明线上渠道并非线下渠道的简单替代。

* 王可,广东财经大学金融学院;周亚拿,广东金融学院金融与投资学院。通信作者及地址:周亚拿,广东省广州市天河区迎福路527号广东金融学院金融与投资学院,510521;电话:13318763370;E-mail:jnzhou@126.com。本文得到了广东省自然科学基金面上项目(2022A1515010634)以及广东省哲学社会科学基金青年项目(GD19YYJ01)的资助。感谢匿名审稿人提出的建设性意见,文责自负。

¹ 根据第45次《中国互联网络发展状况统计报告》,截至2020年3月,我国互联网理财用户规模达1.6亿,占全部网民人数的18.1%。

² 数据来源于第一财经商业数据中心与蚂蚁财富联合发布的《2019线上理财人群报告》。

³ 数据来源于经济日报社中国经济趋势研究院编制的《中国家庭财富调查报告2019》。

互联网金融超市中进行的大量交易会带来何种后果？已有的少量研究以支付宝、好买基金网等互联网金融平台为例，从银行行为和基金市场等方面给出了佐证，发现国内大型互联网金融超市的出现会对传统商业银行带来冲击（邱晗等，2018），且影响了基金市场中投资者和基金经理的行为（Hong et al., 2019）。然而遗憾的是，此部分研究较少涉及非金融企业。本文试图在此基础上从非金融类上市公司债务融资的角度进行拓展。本文的基本逻辑是：互联网金融超市的存在通过改变传统商业银行体系的可贷资金规模和贷款利率，从而对不同性质上市公司的债务融资带来异质性的影响。在此基础上，我们还将所有制信贷歧视问题纳入了分析范畴，并且对银行信贷的替代性融资方式进行了考察。

本文与以下两个方面的研究有关。第一方面的研究围绕互联网金融、数字金融、金融科技等相关主题，探讨互联网技术与金融行业的融合及其经济效应。以谢平和邹传伟（2012）、谢平等（2015）对互联网金融概念的一系列深入剖析为基础，该领域逐渐成为学术研究的焦点之一。鉴于互联网金融活动通常起步于第三方支付和P2P贷款业务（Goldstein et al., 2019；Frost et al., 2019），已有研究多从第三方支付（战明华等，2018；Beck et al., 2018；尹志超等，2019）以及互联网信贷（李焰等，2014；王会娟和廖理，2014；Fuster et al., 2019）的角度展开。借助北京大学数字普惠金融指数（郭峰等，2020）进行的一系列实证研究发现，数字金融能够促进银行竞争（孟娜娜等，2020）、影响农户的金融需求（傅秋子和黄益平，2018）、刺激消费（易行健和周利，2018）、推动创业（谢绚丽等，2018）并由此提高经济增长的包容性（张勋等，2019）。就大规模互联网金融超市交易的效应方面，邱晗等（2018）发现支付宝平台的使用增加了银行同业负债占比而减少了存款负债占比，使得银行的贷款利率和净息差降低，风险承担升高；Hong et al.（2019）则分析了中国的大型第三方网络平台分销基金产品如何影响基金市场投资者与基金经理的行为。本文的研究在此基础上进行拓展，从互联网金融超市中的金融产品交易切入，探讨数字金融对我国上市公司债务融资的影响。

第二方面的研究是对公司债务融资影响因素的讨论。本文在已有探讨货币政策（Kashyap et al., 1993；叶康涛和祝继高，2009；张伟华等，2018）、银行关联（Byrd and Mizruchi, 2005；祝继高等，2015）、政治关联（余明桂和潘红波，2008；Claessens et al., 2008）等与企业债务融资之间关系研究的基础上，从互联网金融的角度进行拓展。特别地，本文与以下两个该领域的细分话题相关。一是所有制信贷歧视问题。已有研究广泛证实了中国信贷所有制歧视现象的存在，即相比非国有企业来说，银行更倾向于贷款给国有企业（Brandt and Li, 2003；卢峰和姚洋，2004；方军雄，2007；李广子和刘力，2009；Lu et al. 2012；饶品贵和姜国华，2013；邓路等，2016），且在受到宏观因素冲击时，我国信贷的所有制歧视矛盾往往更加尖锐（陆正飞等，2009；李青原等，2015）。二是银行贷款的替代性融资问题。商业信用被认为是企业在难以获得银行贷款时重要的替代性融资方式（Kashyap et al., 1993；石晓军等，2009；陆正飞和杨德明，2011；王彦超，2014；陈胜蓝和马慧，2018）。与所有制信贷歧视的观点相一致，现有研究发现非国有企业在更大程度上利用商业信用作为银行贷款的替代性融资方式（刘仁伍和盛文军，2011；饶品贵和姜国华，2013；叶宁华和包群，2013；孙浦阳等，2014），国有企业由于获得了更多信贷资源，成为商业信用的主要提供者（王彦超，2014），并通过商业信用将信贷资源向非国有企业进行再配置（卢峰和姚洋，2004；张杰等，

2013)。本文的分析将延伸至商业信用这一替代性融资方式,基于银行信贷歧视和替代性融资的视角考察互联网金融超市对企业债务融资的冲击。

我们使用北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服联合编制的数字普惠金融指数与上市公司的匹配数据展开的实证分析表明,“支付宝”财富平台中货币基金产品交易的增加提高了国有企业的贷款并降低了非国有企业的贷款,而一般基金理财产品交易的增加在总体上降低了我国上市公司的贷款获得,且这一影响主要体现在非国有企业当中;互联网金融冲击带来的国有企业信贷资源相对优势的扩大,使其提供了更多的商业信用,接受这部分商业信用的对象包括其他国有上市企业以及本公司大股东等,但没有证据表明非国有上市企业在总体上显著获得了这部分商业信用。

相比于以往的研究,本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,在以往探讨互联网金融活动对商业银行行为、小微企业融资影响的基础上进行延伸,从互联网金融超市中的投资理财类业务进行切入,揭示互联网金融活动影响上市公司融资的机制;第二,将互联网投资理财产品交易根据金融产品的资金配置特征分为货币基金产品交易和其他基金理财产品交易,对比分析并验证这两类交易如何有差异地影响上市公司融资,从而在现有少量基于互联网投资理财视角研究的基础上实现业务层面的细分推进;第三,从互联网金融的角度丰富我国上市公司债务融资影响因素的研究,特别地,将以往在货币政策、通货膨胀等宏观冲击视角下的信贷歧视研究从互联网金融冲击的方面进行拓展,并在此框架下进一步对公司的商业信用融资问题进行讨论。

二、理论分析

根据波士顿咨询公司(BCG)与陆金所联合发布的《全球数字财富管理报告2018》,2018年中国互联网理财用户的资金当中有约17%投向了货币基金,有约53%投向了股票、国债等非银行类基金理财产品。基于资金投向特征的不同,我们将互联网金融超市中的金融产品分为货币基金产品以及其他基金理财产品,分别分析其影响企业债务融资的机理。一方面,结合2018年中国约三分之一的股票、债券、基金等金融产品通过互联网平台完成(Hong et al., 2019),可推断它们均在总规模上占有不可忽视的份量;另一方面,基于上面的数据,从相对规模上讲两类金融产品具有量级上的可比性。

我们用图1表示本文的理论分析框架,该框架以互联网金融超市对居民金融资产配置的改变为基础,说明其对企业的银行贷款及其替代性融资的影响。

互联网金融超市的存在使得居民增加了对基金理财产品的购买,降低了对银行存款的直接配置比例。其中,货币基金产品主要投向的是银行存款和银行间市场,这些资金最终回流到传统商业银行体系中,因此其交易在总体上对银行可贷资金规模的冲击程度不大,但由于货币基金产品资产组合中的相当一部分投向了银行间市场⁴,成为银行的非存款性负债并改变了商业银行的负债结构,从而导致银行降低贷款利率以应对更大程度的竞争(邱晗等,2018)⁵。对于其他基金理财产品,其资产组合中的大部分资金则直接

⁴ 我们根据天弘余额宝货币市场基金2018年的财务报告中的数据计算出的这一比例约为48%。

⁵ 这也与现有数字金融或金融科技加剧银行竞争(孟娜娜等,2020)及利率变动(吴晓求,2015)的观点相一致。

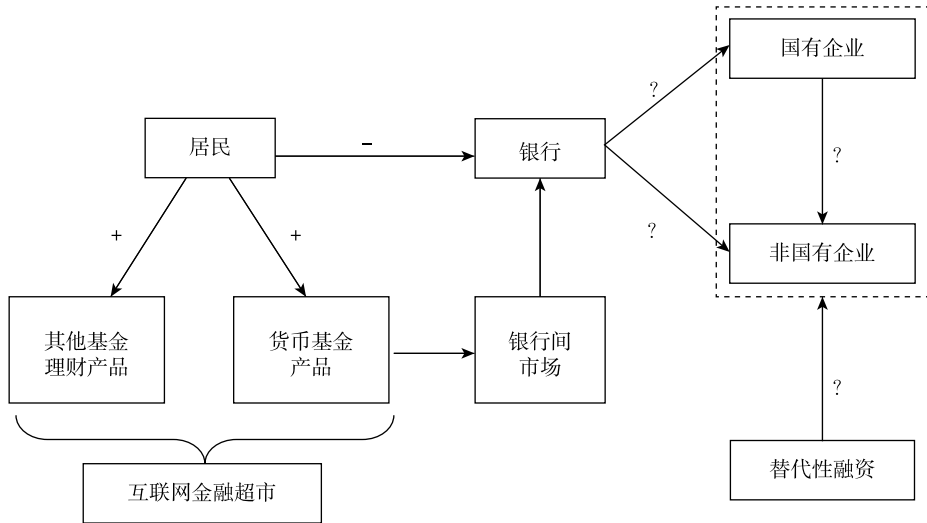


图1 本文的理论分析框架

注：正负号表示互联网金融超市所带来的效果，问号为本文将要进行检验的问题，箭头表示资金或信贷的流动方向。

投向了股票市场、公司债券、政府债券等，没有回流到传统商业银行体系当中，这将在总体上压缩商业银行的可贷资金。尽管其他基金理财产品当中包括一部分在互联网金融超市销售的银行理财或银行储蓄存款产品，这部分资金也回流到了银行，但考虑到其所占其他基金理财产品的比例相较于投向商业银行体系的资金所占货币基金产品的比例而言存在系统性的差别⁶，因此合理的预期是，这两类金融产品交易将带来显著不同的效果。

上述两类金融产品交易对商业银行的冲击将传递到企业的债务融资上。货币基金产品交易尽管在总体上对商业银行的可贷资金规模没有显著影响，但其所致负债结构的改变实际上影响了商业银行的贷款定价。银行为争夺优质客户压低贷款利率进行竞争，使得原本以较高利率进行贷款的企业更难寻得相匹配的贷款定价，从而降低了这部分企业的贷款（陈胜蓝和马慧，2018）。从所有制贷款歧视的角度来说，由于非国有企业被认为较国有企业来说风险和融资成本更高，因此银行贷款利率的这一改变会使得非国有企业得到的贷款减少，而这部分信贷资源则流向了国有企业。基于上述分析，我们提出如下的研究假设：

假设1 互联网金融超市中的货币基金产品交易在总体上对企业贷款不产生显著影响，但对国有企业贷款具有显著正向影响，对非国有企业贷款具有显著负向影响。

与货币基金产品投向银行间市场和银行存款不同，互联网金融超市中其他基金理财产品的资金大多没有回流到银行，因此其交易的增加意味着一部分资金从传统商业银行体系当中流失，从而在总量意义上影响到企业的贷款可获得性。从所有制贷款歧视的角度来说，当商业银行受到货币政策紧缩等负向宏观冲击时，非国有企业往往遭受的损害

⁶ 例如，根据我们的整理和计算，我国互联网理财用户资金中直接投向银行储蓄存款或银行理财产品的占比为30%，而2018年年末余额宝基金资产组合中配置在商业银行体系的资金（包括固定收益投资中的银行间市场部分、买入返售金融资产中的银行间市场部分以及银行存款）占基金资产总规模的比例则高达97%。

更加严重(陆正飞等, 2009; 李青原等, 2015), 而互联网金融的发展作为传统商业银行的重要冲击来源, 也可能对非国有企业的贷款产生更加显著的影响。基于以上分析, 我们提出如下的研究假设:

假设 2 互联网金融超市中的其他基金理财产品交易减少了企业贷款, 且这一效应主要体现在非国有企业当中。

此外, 若互联网金融超市中的交易的确能够影响企业向商业银行获得的贷款, 那么一个自然的延伸是考察受到贷款冲击的企业通过何种方式应对, 而那些相对获得优势的企业又将如何反应。其中商业信用被认为是企业在难以获得银行贷款时重要的替代性融资方式。受到互联网金融超市负向影响的非国有企业可能会增加商业信用融资, 而国有企业在银行信贷方面相对优势的扩大可能会使其增加商业信用供给。本文也将对这一相关的问题进行考察。

假设 3 互联网金融超市中的金融产品交易增加了国有企业的商业信用供给和非国有企业的商业信用接受。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文借助北京大学数字金融研究中心与蚂蚁金服联合编制的数字普惠金融指数, 以“支付宝”财富平台为例对互联网金融超市与企业债务融资之间的关系展开实证分析。“支付宝”财富平台是国内典型的大型综合性互联网金融超市, 数字普惠金融指数则对全国各地支付宝平台不同功能模块的用户使用情况进行了打分, 其中货币基金业务和投资业务与用户的互联网投资理财行为直接相关。本文使用这两个分指标的城市层面数据, 并将其与中国研究数据服务平台(CNRDS)中的非金融类上市公司数据以及其他地区数据进行匹配。匹配后的公司-年度总有效样本量为7 589, 时间跨度为2013—2018年。

(二) 模型与变量

本文的基本模型设定如下:

$$bankloan_{ic,t+1} = \beta_0 + \beta_1 INTFINSM_{ct} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{ct} + \phi_{ind} + \theta_p + \varphi_t + \varepsilon_{ict}, \quad (1)$$

其中 i 表示样本公司, c 表示样本公司所在城市, t 表示年份, X 和 Z 分别为公司层面和城市层面的控制变量, φ_t 、 ϕ_{ind} 、 θ_p 分别表示时间固定效应、行业固定效应、省份固定效应, ε 为扰动项。模型中具体包括如下变量:

被解释变量。该模型的被解释变量为公司的银行贷款情况 $bankloan$, 使用公司的银行贷款年末余额占公司总资产之比计算。为防止可能产生的内生性问题, 该变量取提前一期。

解释变量。模型中的解释变量 $INTFINSM$ 表示各城市居民对“支付宝”财富平台的使用情况, 包括货币基金交易情况 ($monefund$) 和一般基金理财交易情况 ($oinvest$) 两个指标, 分别使用北京大学数字普惠金融指标体系中的“货币基金业务”和“投资业

务”指数衡量⁷。

控制变量。根据模型中的主要变量并结合已有研究，我们选取了总资产 (*asset*)、资产负债率 (*lev*)、净资产收益率 (*roe*)、是否国有企业 (*soe*)、第一大股东持股比例 (*sh1*)、是否两职合一 (*dual*)、董事会规模 (*bsize*)、董事会独立性 (*indep*)、企业成立年限 (*age*) 作为公司层面的控制变量，以及人均 GDP (*gdppc*)、总人口 (*popu*)、宽带接入情况 (*web*)、金融机构贷款余额 (*cloan*)、是否直辖市 (*plcity*) 作为城市层面的控制变量。此外我们控制了时间、行业和省份因素。

在模型 (1) 的基础上，我们进一步考虑企业的替代性融资方式，模型如下：

$$TCREDIT_{ic,t+1} = \beta_0 + \beta_1 INTFINSM_{ct} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{ct} + \phi_{ind} + \theta_p + \varphi_t + \varepsilon_{ict}. \quad (2)$$

模型 (2) 中的被解释变量 *TCREDIT* 表示商业信用，包括商业信用接受 (*tc*)、商业信用供给 (*stc*)、商业信用净接受 (*ntc*) 三个指标。其中商业信用接受量 (*tc*) 使用公司的应付账款、应付票据、预收账款之和占总资产的比例衡量，商业信用供给量 (*stc*) 使用公司的应收账款、应收票据、预付账款之和占总资产的比例衡量，商业信用融资的净接受量 (*ntc*) 为两者之差，其他部分含义与模型 (1) 相同。

(三) 变量释义与统计

上述主要变量的具体释义与描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量释义与描述性统计

变量名称	变量释义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>bankloan</i>	公司的银行贷款余额占总资产之比 (%)	7 589	17.56	13.24	0.089	60.06
<i>monefund</i>	支付宝平台中的余额宝交易情况，“货币基金业务”分指数	7 589	226.6	69.13	2.01	356.7
<i>oinvest</i>	支付宝平台中的一般基金理财产品交易情况，“投资业务”分指数	6 695	162.4	64.77	16.81	288.8
<i>tc</i>	商业信用接受，应付账款、应付票据、预收账款之和占总资产之比 (%)	5 738	17.86	11.10	2.104	53.63
<i>stc</i>	商业信用提供，应收账款、应收票据、预付账款之和占总资产之比 (%)	6 579	19.37	12.55	0.879	56.34
<i>ntc</i>	商业信用净接受量，为 <i>tc</i> 与 <i>stc</i> 之差 (%)	5 415	-2.235	12.82	-34.27	36.12
<i>asset</i>	公司总资产 (对数形式)	7 589	22.24	1.238	19.63	26.02
<i>lev</i>	公司资产负债率 (%)	7 589	45.19	19.39	4.92	92.84
<i>roe</i>	公司净资产收益率 (%)	7 589	5.78	11.19	-72.44	35.99
<i>soe</i>	是否国有企业	7 589	0.407	0.491	0	1
<i>sh1</i>	第一大股东持股比例 (%)	7 589	34.15	14.62	8.73	74.96
<i>dual</i>	董事长与总经理是否由同一人担任	7 589	0.271	0.445	0	1
<i>bsize</i>	董事会成员数	7 589	9.661	2.596	4	18
<i>indep</i>	独立董事占董事会比例 (%)	7 589	40.10	9.023	0	66.67

⁷ 对该指数的详细解释见郭峰等 (2020)。

(续表)

变量名称	变量释义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>age</i>	企业成立年限	7 589	18.19	5.508	4	63
<i>gdppc</i>	城市人均 GDP (对数形式)	7 589	11.50	0.461	9.533	15.68
<i>popu</i>	城市总人口数 (对数形式)	7 589	15.61	0.656	12.21	17.34
<i>web</i>	城市宽带账户数与地区总人口数之比	7 589	0.447	0.347	0.039	1.890
<i>cloan</i>	城市金融机构贷款余额与地区 GDP 之比	7 589	2.298	1.317	0.247	43.79
<i>plcity</i>	是否直辖市	7 589	0.193	0.395	0	1

四、实证结果与分析

(一) 互联网金融超市对企业贷款的影响

我们用模型(1)考察互联网金融超市中的金融产品交易对企业贷款的影响,结果如表2所示。货币基金产品交易方面,第(2)列的结果显示,“支付宝”财富平台中的货币基金产品交易与国有企业的银行贷款呈现正相关关系;与此相对,第(3)列的结果显示,对于非国有企业而言,货币基金产品交易与企业贷款呈现出显著负相关关系。一般投资理财产品交易方面,第(4)列的结果显示,变量 *oinvest* 与被解释变量呈现显著负相关关系,说明“支付宝”财富平台中的一般投资理财产品交易在总体上对企业的银行贷款存在负向影响,第(5)、(6)列的子样本回归结果显示,解释变量 *oinvest* 的系数只在非国有企业样本回归中负向显著,而在国有企业样本回归结果中不显著,说明“支付宝”财富平台中的一般投资理财产品交易对企业贷款的影响主要体现在非国有企业当中。表2的结果与本文预期相一致,提供了互联网金融超市中的金融产品交易对企业的银行信贷获得产生冲击的佐证。

表2 互联网金融超市与企业贷款

因变量	<i>f. bankloan</i>					
	全样本	国有	非国有	全样本	国有	非国有
样本企业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>monefund</i>	-0.001 (0.009)	0.032** (0.016)	-0.019* (0.011)			
<i>oinvest</i>				-0.022* (0.012)	-0.005 (0.022)	-0.028* (0.015)
<i>controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是	是	是	是
<i>province</i>	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	-4.785 (7.505)	-19.143 (12.537)	2.387 (9.624)	-6.222 (7.416)	-31.547** (12.600)	7.767 (9.622)

(续表)

因变量	<i>f. bankloan</i>					
	全样本	国有	非国有	全样本	国有	非国有
样本企业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>N</i>	7 589	3 086	4 503	6 695	2 701	3 994
<i>R</i> ²	0.445	0.514	0.403	0.444	0.516	0.399

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

(二) 互联网金融超市对企业商业信用的影响

本文接下来分别考察互联网金融超市中的货币基金产品交易以及一般基金理财产品交易情况对企业商业信用接受与提供的影响。表 3 为货币基金产品交易的结果。前三列的结果显示，货币基金产品交易 *monefund* 对被解释变量均不显著，即非国有企业在受到互联网金融超市中货币基金产品交易对其银行贷款的负向冲击后不能够通过商业信用的方式对资金进行有效补充。国有企业方面，第 (4)、(5) 列的结果显示，*monefund* 与商业信用供给 *stc* 呈现显著正相关关系，表明互联网金融超市中的货币基金产品交易对国有企业银行贷款的正面影响使其提供了更多的商业信用。进一步，第 (6)、(7) 列的回归结果提供了这部分商业信用流向的佐证。第 (6) 列的结果显示，国有企业的商业信用接受随着货币基金产品交易的增加而增加，表明这些商业信用部分流向了其他国有上市企业。第 (7) 列采用 Probit 模型回归，被解释变量 *stcbsh* 为新建立的二值变量，该变量取 1 表示样本国有上市公司的大股东对其存在欠款并形成了上市公司的“应收账款”项目，这意味着该国有上市企业向其大股东提供了商业信用。结果显示 *monefund* 与被解释变量 *stcbsh* 正向相关，说明随着 *monefund* 的提高，国有企业通过应收账款的方式向其大股东提供商业信用的概率增加。

表 3 货币基金产品交易与企业商业信用

因变量	<i>f. tc</i>	<i>f. ntc</i>	<i>f. stc</i>	<i>f. stc</i>	<i>f. ntc</i>	<i>f. tc</i>	<i>f. stcbsh</i>
样本企业	非国有	非国有	非国有	国有	国有	国有	国有
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>monefund</i>	-0.010	-0.007	-0.0001	0.065***	-0.038**	0.029*	0.018**
	(0.010)	(0.015)	(0.013)	(0.016)	(0.019)	(0.016)	(0.009)
<i>controls</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>year</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>province</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	25.234**	-47.000***	75.217***	102.809***	-63.359***	45.104***	18.886***
	(9.866)	(15.577)	(12.964)	(13.194)	(16.089)	(12.977)	(5.315)
<i>N</i>	3 461	3 261	3 983	2 596	2 154	2 277	1 158
(pseudo) <i>R</i> ²	0.396	0.308	0.320	0.431	0.360	0.493	0.346

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

表4考察了“支付宝”财富平台上的一般基金理财交易对商业信用的影响。前三列的结果依然表明非国有企业不能够通过商业信用这一替代性方式进行有效融资。第(4)、(5)列的结果说明国有企业的商业信用供给随着互联网金融超市中一般投资理财产品交易的增多而增加。这一结果与表2第(5)列相结合,可以推测尽管支付宝财富平台中一般投资理财产品交易对银行资产负债带来的压缩效应并没有对国有企业的贷款获得形成显著影响,但银行信贷资源的总体吃紧扩大了国有企业获得信贷资源相对优势,因此依然对其商业信用供给行为产生了显著的积极作用。遗憾的是,由于第(6)、(7)列的结果并不显著,我们暂时无法从现有检验中获得足够的证据以判断这部分商业信用最终被哪些企业所接受。

表4 一般基金理财产品交易与企业商业信用

因变量	<i>f. tc</i>	<i>f. ntc</i>	<i>f. stc</i>	<i>f. stc</i>	<i>f. ntc</i>	<i>f. tc</i>	<i>f. stcsh</i>
样本企业	非国有	非国有	非国有	国有	国有	国有	国有
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>oinvest</i>	-0.013 (0.015)	-0.007 (0.021)	-0.0002 (0.018)	0.087*** (0.021)	-0.107*** (0.023)	0.004 (0.022)	-0.0004 (0.010)
<i>controls</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>year</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>industry</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>province</i>	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	29.458*** (10.087)	-49.616** (19.937)	81.576*** (14.168)	87.227*** (12.952)	-65.296*** (15.693)	31.977** (12.697)	4.094 (6.673)
<i>N</i>	3 063	2 894	3 545	2 283	1 891	1 992	910
(pseudo) <i>R</i> ²	0.395	0.314	0.331	0.440	0.369	0.499	0.319

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

五、机制验证

(一) 互联网金融超市对商业银行贷款行为的影响

本小节以城市商业银行这一类典型的区域性商业银行为研究对象,检验互联网金融超市对其行为的影响。我们具体分别检验了互联网金融超市对银行贷款量、贷款利率、贷款风险的影响。根据本文的理论分析框架,我们预期货币基金产品交易将负向影响银行贷款利率和贷款风险,但不对贷款量具有显著影响;一般投资理财产品交易则会负向影响银行贷款量。

本小节所使用的数据仍主要来源于北京大学数字普惠金融指数(PKU-DFIIC)和中国研究数据服务平台(CNRDS),我们通过银行总部所在地将银行层面的数据与城市层面的数据进行匹配,总共得到474个银行-年度样本,时间跨度为2013—2018年。

本部分的实证模型如下:

$$LOANVAR_{ic,t+1} = \beta_0 + \beta_1 INTFINSM_{ct} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{ct} + \theta_p + \varphi_t + \epsilon_{ict}, \quad (3)$$

其中 i 表示样本银行, c 表示样本银行所在城市, t 表示年份, X 和 Z 分别为银行层面和城市层面的控制变量, φ_t 、 θ_p 分别表示时间固定效应、省份固定效应, ε 为扰动项。模型中具体包括如下变量: 第一, 被解释变量 $LOANVAR$ 代表一系列与银行贷款相关的变量, 包括银行的贷款利率 (ir)、贷款风险 ($nplr$)、贷款量 ($loanr$) 等, 其中贷款利率借鉴邱晗等 (2018), 采用利息收入占生息资产的比例衡量, 贷款风险则使用不良贷款率衡量, 贷款量采用年末贷款余额占总资产的比例衡量; 第二, 模型的主要解释变量与前文相同; 第三, 我们控制了银行规模 (对数形式的总资产, $size$)、总资本充足率 (car)、存款占比 ($depor$)、贷款占比 ($loanr$)、是否上市 ($list$)、是否国有银行 (gov)、总资产收益率 (roa)、第一大股东持股比例 (lsp) 等银行层面的变量, GDP (对数形式, gdp)、人口数 (对数形式, $popu$)、宽带户数占总人口比例 (web)、金融机构贷款余额与 GDP 之比 ($cloan$)、是否直辖市或省会 ($pcity$) 等城市层面的变量, 以及法定存款准备金率 (月度平均, rrr)、银行间隔夜拆借利率 (日度平均, $shibor_d$) 等宏观变量。

表 5 为相关的实证结果, 其中前三列为以货币基金业务分指数为主要解释变量的回归结果, 后三列为以投资业务分指数为主要解释变量的回归结果。第 (1) 列结果显示, 货币基金业务分指数与当地银行借贷利率呈现显著的负相关关系, 这与邱晗等 (2018) 的结论以及本文的理论分析相一致, 说明货币基金产品交易的增加的确降低了银行的借贷利率。第 (2) 列的结果在此基础上表明货币基金产品交易在一定程度上使得银行贷款的风险也相应降低。第 (3) 列显示货币基金产品交易与银行贷款不显著相关, 这与本文的理论分析框架相一致。投资业务方面, 一个主要的结果是投资业务分指数与银行贷款呈现显著负相关关系, 这仍然与本文的分析相一致, 说明互联网金融超市中的其他基金理财产品交易的确在总体上对银行贷款形成了负向冲击。

表 5 互联网金融超市与商业银行贷款行为

因变量	$f. ir$	$f. nplr$	$f. loanr$	$f. ir$	$f. nplr$	$f. loanr$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>monefund</i>	-0.017** (0.008)	-0.005* (0.003)	0.006 (0.015)			
<i>oinvest</i>				-0.022 (0.015)	-0.006 (0.004)	-0.043* (0.023)
<i>controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>year</i>	是	是	是	是	是	是
<i>province</i>	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	11.181 (13.567)	14.023** (6.832)	24.634 (24.963)	18.800 (16.502)	15.721*** (4.627)	69.273*** (24.552)
<i>N</i>	251	469	474	210	379	382
<i>R</i> ²	0.590	0.436	0.811	0.568	0.468	0.818

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。

(二) 互联网金融超市对地区居民存款及地区贷款的影响

本小节从地区层面给出检验,以继续提供证据验证本文的理论分析框架。具体地,本文分别从地级市层面检验互联网金融超市对居民储蓄存款和金融机构贷款的影响。根据文章的理论分析框架,我们预期货币基金产品交易将降低当地金融机构吸收的住户存款,但不影响贷款,而一般基金理财交易则同时负向影响当地金融机构吸收的住户存款和发放的贷款。

除北京大学数字普惠金融指数外,本小节所使用的数据来自各年份的《中国城市统计年鉴》,我们直接将这两部分数据按城市进行合并,得到总样本量为1 070的城市-年度观测值,时间跨度为2013—2018年。

本小节的实证模型如下:

$$CITYDEVAR_{ct} = \beta_0 + \beta_1 INTFINSM_{ct} + \beta_2 Z_{ct} + \theta_c + \varphi_t + \epsilon_{ct}, \quad (4)$$

其中 c 表示城市, t 表示年份, Z 为一系列控制变量, θ_c 、 φ_t 分别表示城市固定效应、时间固定效应, ϵ 为扰动项。模型中具体包括如下变量:第一,被解释变量具体包括两个指标,分别为城市年末金融机构人民币住户存款余额占 GDP 的比重 ($hdepo$) 以及城市年末金融机构人民币各项贷款余额占 GDP 比重 ($loan$);第二,主要解释变量与前文一致;第三,我们选取的控制变量为人口数(对数形式, $popu$)、GDP 增长率 ($ggdp$)、私营企业和个体从业者占总人口数的比例 ($uppopu$)、第一产业生产总值占 GDP 比重 ($firind$)、第二产业生产总值占 GDP 比重 ($secind$)、失业率 ($unem$)、财政一般预算收入占 GDP 比重 ($ginc$)、规模以上工业企业数(对数形式, $firms$)、互联网宽带接入户数占总人数比重 (web)。

表6第(1)列的结果显示,随着货币基金产品交易的增多,地区住户存款减少,第(2)列结果显示货币基金产品交易不会影响地区贷款量,第(3)、(4)列的回归结果显示投资业务指数与地区住户存款以及地区贷款量之间均存在显著负相关关系,表明一般投资理财产品交易的增加的确对当地的传统存贷款业务形成了一定程度的挤出。这些结果与理论分析以及前文的实证结果均保持一致,从地区层面佐证了本文的理论机制。

表6 互联网金融超市与地区居民存款及地区贷款

因变量	$hdepo$	$loan$	$hdepo$	$loan$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$monefund$	-0.124** (0.049)	-0.175 (0.125)		
$oinvest$			-0.152*** (0.034)	-0.198*** (0.066)
$controls$	是	是	是	是
$city$	是	是	是	是
$year$	是	是	是	是
$_cons$	211.891 (163.298)	-95.839 (185.131)	190.861 (142.127)	-123.650 (185.661)

(续表)

因变量	<i>hdepo</i>	<i>loan</i>	<i>hdepo</i>	<i>loan</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>N</i>	1 069	1 070	1 069	1 070
<i>R</i> ²	0.606	0.566	0.617	0.569

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。

(三) 考虑企业动机的机制验证

在我国总体和非国有企业降杠杆的宏观环境下（钟宁桦等，2016；刘莉亚等，2019），非国有企业的银行贷款下降是否真的是互联网金融超市发展所带来的被动效果，而非降杠杆等宏观环境趋势下企业的主动选择，是关系到本文理论分析框架和实证结果可靠性的重要问题。本小节对此进行检验的主要思路是：对于那些贷款量相对不足的企业，一方面其对贷款的需求倾向于更大，另一方面其受到的降杠杆等宏观环境压力也较小，因此这部分企业选择主动降低贷款的动机是比较弱的。基于这一分析，我们主要观察互联网金融超市对本就贷款较少的非国有企业的贷款不足程度是否产生影响。除此之外，为了更加充分地控制宏观环境及其时间趋势的影响，我们同时控制了时间×行业以及时间×省份，这样做能够较好地吸收每个行业以及每个省份那些随时间变动且无法观测因素的影响。

具体地，我们分别对样本国有企业和非国有企业取银行贷款占比的行业-省份中位数，之后用样本企业的银行贷款占比指标减去该中位数作为新的被解释变量 (*loangap*)，若该变量小于零且值越小，代表企业贷款量更倾向于不足。检验结果如表 7 所示。特别地，第 (1) 列和第 (3) 列的结果表明互联网金融超市对企业相对贷款量的负向影响在那些贷款相对不足的企业当中依然显著，而这难以解释为企业的主动行为，从而体现出企业贷款的被动降低。第 (5) 列和第 (6) 列为对国有企业贷款的检验，结果显示货币基金产品交易与贷款较少的国有企业相对贷款量之间具有正相关关系，第 (7) 列和第 (8) 列的结果则显示互联网金融超市与这部分国有企业的商业信用供给也存在正相关关系，结合本文的理论分析，可推测货币基金产品交易使非国有企业降低的那部分贷款流向了贷款相对不足的国有企业当中并带来了其更多的商业信用供给。

表 7 考虑企业动机的机制验证

因变量	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>f. stc</i>	<i>f. stc</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
样本企业	非国有 低贷款	非国有 高贷款	非国有 低贷款	非国有 高贷款	国有 低贷款	国有 高贷款	国有 低贷款	国有 低贷款
<i>monefund</i>	-0.017*	-0.033*			0.040**	0.006	0.068**	
	(0.010)	(0.017)			(0.018)	(0.029)	(0.031)	
<i>oinvest</i>			-0.025*	-0.050**				0.140***
			(0.015)	(0.025)				(0.047)

(续表)

因变量	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>loangap</i>	<i>f. stc</i>	<i>f. stc</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
样本企业	非国有 低贷款	非国有 高贷款	非国有 低贷款	非国有 高贷款	国有 低贷款	国有 高贷款	国有 低贷款	国有 低贷款
<i>controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>year</i> × <i>industry</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>year</i> × <i>province</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>_cons</i>	-8.309 (7.009)	20.723* (10.774)	-10.916 (7.112)	27.151** (11.292)	3.160 (11.829)	13.461 (17.998)	104.514*** (21.209)	103.795*** (21.899)
<i>N</i>	2 203	2 203	1 961	1 951	1 473	1 464	1 239	1 101
<i>R</i> ²	0.285	0.370	0.282	0.355	0.400	0.455	0.575	0.564

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。

六、进一步分析⁸

(一) 互联网金融超市与企业债务融资成本

本小节的结果显示,货币基金产品交易对非国有企业的债务融资成本呈现显著负向影响,这意味着货币基金产品交易使得原本以更高利率获得银行贷款的那部分非国有企业的贷款降低,进而在整体上降低了非国有企业的债务融资成本,而这部分贷款大致以国有企业面临的平均利率流向了国有企业。这一结果为表2和表5的结果提供了进一步的证据。

(二) 企业规模的影响

本小节的结果显示,在小规模企业的子样本回归当中,互联网金融超市的影响依然存在,而在大规模企业的回归中则不再显著。这可能意味着大规模企业由于融资的选择更多,因此没有受到互联网金融超市的显著影响。

(三) 企业融资约束的影响

企业最终获得的贷款量是企业贷款需求与银行贷款供给两方面共同作用的结果,本部分进一步从融资约束的角度考虑企业的自身贷款需求。结果显示,全部高融资约束组的分样本回归均与表2的结果相一致,而低融资约束组的回归结果则均不显著。这一结果符合本文的逻辑,说明互联网金融超市主要影响了那些融资约束水平更高的企业。

⁸ 限于篇幅,本部分的实证结果和更为详尽的阐述留存备案。

（四）互联网金融超市与企业杠杆率

本小节进一步考察互联网金融超市对企业杠杆率是否会产生影响。结果显示，货币基金产品交易显著升高了国有企业的杠杆率，而一般投资理财产品交易则对非国有企业的杠杆率产生显著负向影响。这些结果说明互联网金融超市中的金融产品交易的确能够在一定程度上异质地影响国有企业和非国有企业的杠杆率水平。

七、稳健性检验⁹

（一）互联网金融超市使企业主动选择其他债务融资方式吗？

为了排除互联网投资理财产品交易使得企业主动选择减少银行贷款并增加其他债务融资，本小节检验了一般投资基金理财产品交易的增多对企业债券融资的影响，结果显示一般基金理财产品交易并没有提高企业的债券发行融资。

（二）企业的异地经营问题

企业异地发展现象的存在仍然可能对本文结论的有效性带来影响。考虑到子公司是企业异地发展的重要体现，我们对样本企业是否在当年与其子公司存在关联资金往来进行了识别，剔除存在资金往来的观测值并重复了表2的回归，结果保持一致。

（三）进一步考虑宏观环境及其时间趋势的影响

我们进一步考虑了地区层面的资产负债、经济发展和产业结构等因素，以及宏观层面的杠杆率时间趋势和去杠杆政策，此外还控制了时间×行业以及时间×省份。结果均保持一致。

八、结 论

随着我国数字金融与金融科技实践的不断发展，互联网与金融行业的不同结合方式如何影响微观主体的融资以及实体经济的发展，成为近年来国内学术研究的焦点之一。与现有大多从直接信贷视角分析数字金融或互联网金融对个人及小微企业信贷获得关系的研究有所不同，本文从居民互联网投资理财的视角探讨国内大型综合性互联网金融超市的出现如何影响我国上市公司的债务融资，以将数字金融经济效果的研究从个体和小微企业拓展至上市公司及一般企业。本文的主要结论如下：第一，“支付宝”财富平台中的货币基金产品交易在总体上不影响企业贷款，但却增加了国有企业的贷款获得，降低了非国有企业的贷款获得，一般基金理财产品交易的增多在总体上降低了我国上市公司的银行贷款，但这一影响只体现在非国有企业当中；第二，“支付宝”财富平台中的金融产品交易使国有企业提供了更多的商业信用，但非国有企业却没能通过增加商业信

⁹ 限于篇幅，本部分具体的实证结果和更为详尽的阐述留存备索。

用融资有效弥补因互联网金融超市冲击所带来的融资缺口。

大型互联网金融平台所起到的作用不仅仅在于为“长尾”信贷供求方提供直接的投融资平台,还在于通过聚集大量金融产品,为人们提供线上金融产品购买渠道。本文的结论意味着,相比于投融资平台,互联网金融平台作为线上金融超市的影响可能在更高层次、更大程度上显现。尽管互联网金融超市只是一种搜寻和买卖金融产品的渠道,但它却可能对金融产品的供需、企业融资乃至整个经济体系产生真实的影响。金融监管部门应密切关注国内代表性的互联网金融超市对居民资产配置、传统商业银行体系的资产负债以及银行信贷资源配置情况的冲击,在引导其健康发展的同时,防止线上渠道使金融产品交易严重偏离均衡并由此加重非国有企业的融资负担和引发金融风险。

参考文献

- [1] Beck, T., H. Pamuk, R. Ramrattan, and B. R. Uras, “Payment Instruments, Finance and Development”, *Journal of Development Economics*, 2018, 133, 162-186.
- [2] Brandt, L., and H. Li, “Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?”, *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31 (3), 387-413.
- [3] Byrd, D. T., and M. S. Mizruchi, “Bankers on the Board and the Debt Ratio of Firms”, *Journal of Corporate Finance*, 2005, 11 (1-2), 129-173.
- [4] 陈胜蓝、马慧,“贷款可获得性与公司商业信用——中国利率市场化改革的准自然实验证据”,《管理世界》,2018年第11期,第108—120页。
- [5] Claessens, S., E. Feijen, and L. Laeven, “Political Connections and Preferential Access to Finance: The Role of Campaign Contributions”, *Journal of Financial Economics*, 2008, 88 (3), 554-580.
- [6] 邓路、刘瑞琪、廖明情,“宏观环境、所有制与公司超额银行借款”,《管理世界》,2016年第9期,第149—160页。
- [7] 方军雄,“所有制、制度环境与信贷资金配置”,《经济研究》,2007年第12期,第82—92页。
- [8] Frost, J., L. Gambacorta, Y. Huang, H. S. Shin, and P. Zbinden, “BigTech and the Changing Structure of Financial Intermediation”, BIS Working Paper, 2019, No. 779.
- [9] 傅秋子、黄益平,“数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据”,《金融研究》,2018年第11期,第68—84页。
- [10] Fuster, A., M. Plosser, P. Schnabl, and J. Vickery, “The Role of Technology in Mortgage Lending”, *Review of Financial Studies*, 2019, 32 (5), 1854-1899.
- [11] Goldstein, I., W. Jiang, and G. A. Karolyi, “To FinTech and Beyond”, *Review of Financial Studies*, 2019, 32 (5), 1647-1661.
- [12] 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,“测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征”,《经济学》(季刊),2020年第4期,第1401—1418页。
- [13] Hong, C. Y., X. Lu, and J. Pan, “The Economic Impact of Distributing Financial Products on Third-Party Online Platforms”, NBER Working Paper, 2019, No. w26576.
- [14] Kashyap, A., J. Stein, and D. Wilcox, “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance”, *American Economic Review*, 1993, 83 (1), 78-98.
- [15] 李广子、刘力,“债务融资成本与民营信贷歧视”,《金融研究》,2009年第12期,第137—150页。
- [16] 李青原、吴素云、王红建,“通货膨胀预期与企业银行债务融资”,《金融研究》,2015年第11期,第124—141页。
- [17] 李焰、高弋君、李珍妮、才子豪、王冰婷、杨宇轩,“借款人描述性信息对投资人决策的影响——基于P2P网络借贷平台的分析”,《经济研究》,2014年第S1期,第143—155页。

- [18] 刘莉亚、刘冲、陈垠帆、周峰、李明辉，“僵尸企业与货币政策降杠杆”，《经济研究》，2019年第9期，第73—89页。
- [19] 刘仁伍、盛文军，“商业信用是否补充了银行信用体系”，《世界经济》，2011年第11期，第103—120页。
- [20] 卢峰、姚洋，“金融压抑下的法治、金融发展和经济增长”，《中国社会科学》，2004年第1期，第42—55页。
- [21] 陆正飞、杨德明，“商业信用：替代性融资，还是买方市场？”，《管理世界》，2011年第4期，第6—14页。
- [22] 陆正飞、祝继高、樊铮，“银根紧缩、信贷歧视与民营上市公司投资者利益损失”，《金融研究》，2009年第8期，第124—136页。
- [23] Lu, Z., J. Zhu, and W. Zhang, “Bank Discrimination, Holding Bank Ownership, and Economic Consequences: Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36 (2), 341-354.
- [24] 孟娜娜、粟勤、雷海波，“金融科技如何影响银行业竞争”，《财贸经济》，2020年第3期，第66—79页。
- [25] 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”，《金融研究》，2018年第11期，第17—29页。
- [26] 饶贵贵、姜国华，“货币政策、信贷资源配置与企业业绩”，《管理世界》，2013年第3期，第12—22页。
- [27] 石晓军、张顺明、李杰，“商业信用对信贷政策的抵消作用是反周期的吗？来自中国的证据”，《经济学》（季刊），2009年第1期，第214—237页。
- [28] 孙浦阳、李飞跃、顾凌骏，“商业信用能否成为企业有效的融资渠道——基于投资视角的分析”，《经济学》（季刊），2014年第4期，第1637—1652页。
- [29] 王会娟、廖理，“中国P2P网络借贷平台信用认证机制研究——来自‘人人贷’的经验证据”，《中国工业经济》，2014年第4期，第136—147页。
- [30] 王彦超，“金融抑制与商业信用二次配置功能”，《经济研究》，2014年第6期，第86—99页。
- [31] 吴晓求，“互联网金融：成长的逻辑”，《财贸经济》，2015年第2期，第5—15页。
- [32] 谢平、邹传伟，“互联网金融模式研究”，《金融研究》，2012年第12期，第11—22页。
- [33] 谢平、邹传伟、刘海二，“互联网金融的基础理论”，《金融研究》，2015年第8期，第1—12页。
- [34] 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰，“数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据”，《经济学》（季刊），2018年第4期，第1557—1580页。
- [35] 叶康涛、祝继高，“银根紧缩与信贷资源配置”，《管理世界》，2009年第1期，第22—28页。
- [36] 叶宁华、包群，“信贷配给、所有制差异与企业存活期限”，《金融研究》，2013年第12期，第140—153页。
- [37] 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”，《金融研究》，2018年第11期，第47—67页。
- [38] 尹志超、公雪、潘北啸，“移动支付对家庭货币需求的影响——来自中国家庭金融调查的微观证据”，《金融研究》，2019年第10期，第40—58页。
- [39] 余明桂、潘红波，“政治关系、制度环境与民营企业银行贷款”，《管理世界》，2008年第8期，第9—21页。
- [40] 战明华、张成瑞、沈娟，“互联网金融发展与货币政策的银行信贷渠道传导”，《经济研究》，2018年第4期，第63—76页。
- [41] 张杰、刘元春、翟福昕、芦哲，“银行歧视、商业信用与企业发展”，《世界经济》，2013年第9期，第94—126页。
- [42] 张伟华、毛新述、刘凯璇，“利率市场化改革降低了上市公司债务融资成本吗？”，《金融研究》，2018年第10期，第106—122页。
- [43] 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾，“数字经济、普惠金融与包容性增长”，《经济研究》，2019年第8期，第71—86页。
- [44] 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林，“我国企业债务的结构性问题”，《经济研究》，2016年第7期，第102—117页。
- [45] 祝继高、韩非池、陆正飞，“产业政策、银行关联与企业债务融资——基于A股上市公司的实证研究”，《金融研究》，2015年第3期，第176—191页。

Internet Financial Supermarket and Corporate Debt Financing —Taking “Alipay” Wealth Platform as an Example

WANG Ke

(Guangdong University of Finance and Economics)

ZHOU Yana*

(Guangdong University of Finance)

Abstract: This study analyzes the impact of online trading of financial products on bank loans and alternative debt financing of listed companies. The results show that the financial products trading in internet financial platform have heterogeneous influence on the enterprise loan acquisition, and correspondingly bring about the change of enterprise commercial credit behavior. This paper breaks through the logical chain of the influence of Internet Finance on the financing of listed companies, which has a certain reference value for understanding the corporate debt in the practice of digital finance in China.

Keywords: internet financial supermarket; digital finance; corporate debt financing

JEL Classification: G21, G32, O16

* Corresponding Author: Zhou Yana, School of Finance & Investment, Guangdong University of Finance, Tianhe District, Guangzhou, Guangdong 510521, China; Tel: 86-13318763370; E-mail: jnzhou@126.com.