



当代财经
Contemporary Finance & Economics
ISSN 1005-0892, CN 36-1030/F

《当代财经》网络首发论文

题目： 互联网金融超市发展与企业创新投入
作者： 傅顺，王正位，向虹宇，王宇桐
DOI： 10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20241205.001
收稿日期： 2024-03-01
网络首发日期： 2024-12-05
引用格式： 傅顺，王正位，向虹宇，王宇桐. 互联网金融超市发展与企业创新投入[J/OL]. 当代财经. <https://doi.org/10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.20241205.001>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

互联网金融超市发展与企业创新投入

傅顺¹, 王正位², 向虹宇³, 王宇桐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;

3. 北京师范大学经济与工商管理学院, 北京 100875)

收稿日期: 2024-03-01 修返日期: 2024-09-23

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“基金投资者的社会责任投资偏好”(72203024); 国家自然科学基金青年项目“资本市场监管创新对企业并购绩效的影响及其作用机制”(72302124); 国家自然科学基金青年项目“支付科技的社会治理作用——以携童乞讨为例”(72103110)

作者简介: 傅顺, 南京审计大学讲师, 博士, 主要从事数字金融研究; 王正位, 清华大学副教授, 博士生导师, 博士, 主要从事数字金融研究; 向虹宇, 北京师范大学副教授, 博士, 主要从事数字金融研究; 王宇桐(通信作者), 清华大学博士研究生, 主要从事数字金融研究, 联系方式 wangyt.19@pbcfsf.tsinghua.edu.cn.

摘要: 创新投入是驱动实体企业创新发展的重要“燃料”。采用 2011—2021 年中国沪深两市 A 股上市公司数据, 结合数字普惠金融指标体系中的二级指标投资业务, 探讨互联网金融超市发展对企业创新投入的影响。研究发现, 互联网金融超市中的金融产品线上交易越活跃, 区域内企业的创新投入越高, 并且这种促进效应在小规模企业、民营企业、高成长型企业和高经济政策不确定性时期效果更好。机制分析发现, 互联网金融超市中的金融产品线上交易现象具有财富效应和竞争效应, 具体表现为, 其发展增加了企业的内源融资比例, 降低了企业的债务融资成本, 进而促进了企业的创新投入。调节效应分析发现, 以独立董事和地区金融监管为代表的内外部监督制度会弱化互联网金融超市发展对企业创新投入的促进作用。因此, 政府可以将稳健发展大型互联网金融平台和加快实施创新驱动战略进行深度融合, 进一步赋能企业加大创新投入。

关键词: 互联网金融超市; 内源融资; 债务融资成本; 企业创新投入; 数字金融

中图分类号: F832.2 **文献标志码:** A

一、引言

党的二十届三中全会提出, 必须深入实施创新驱动发展战略。根据世界银行数据, 中国研发投入占GDP比值从1996年0.56%, 上升到2021年的2.43%, 每年的研发投入逐步上升。但是, 相对于美国2021年研发投入占GDP比值的3.46%、德国2021年研发投入占GDP比值的3.14%和日本2021年研发投入占GDP比值的3.3%而言, 中国仍然存在差距。企业创新投入对国家实施创新驱动战略而言具有举足轻重的作用。根据国家统计局发布的《2020年全国科技经费投入统计公报》, 2020年末中国企业研发投入资金为18673.8亿元, 占全国研发投入的76.6%。

企业创新存在投资回报不确定性高、研发项目周期长等固有特征。这意味着企业创新需要大量资金的持续投入, 一旦研发失败则损失很大, 这种“成本-收益”模式不符合以抵押为主要风控手段的债务融资要求。因此, 企业创新投入往往面临着融资难, 同时伴随着融资成本高等问题。目前, 如何激励企业加大创新投入, 改善企业创新投入面临的融资难、融资贵问题, 已成为学术界、实务界和政府部门共同关注的重要话题。

目前, 学术界从宏观、中观和微观层面对企业创新投入影响因素展开了较为丰富的研究, 但鲜有研究关注到互联网金融超市发展。宏观层面美国的货币政策(Zhang等, 2020)、注册制改革(刘瑞

琳和李丹, 2022) 等因素; 中观层面政府补贴 (姚林香等, 2022)、资本市场定价效率 (黄志宏等, 2023)、银行业竞争 (Li和Peng, 2024) 等因素; 微观层面双重股权结构 (郑志刚等, 2021)、对外担保 (陈泽艺等, 2022)、数字化转型 (赵波等, 2023)、董事会断裂带 (Zhang和Li, 2024) 等因素均能显著影响企业创新投入。

近年来, 随着移动互联网、区块链、大数据和云计算等数字技术与金融业务的深度耦合, 涌现出以支付宝等代表的互联网金融平台。这类平台依托第三方支付业务沉淀的资金为基础, 不断拓展出多种可以线上交易的金融产品。以支付宝平台为代表的互联网金融公司为客户提供了集搜索和购买股票、债券、基金等金融产品的一体化服务, 成为名副其实的“互联网金融超市” (王可和周亚拿, 2023)。这些平台凭借着庞大的客户流量、交易便捷和更好的服务质量等优势, 受到广大用户的青睐。数据显示, 截至2020年12月, 中国在互联网金融超市平台购买金融产品的用户规模已经达到1.7亿元。^①

由于互联网金融超市中的金融产品交易活动起步于以余额宝为代表的金融产品, 前期研究多基于余额宝交易规模和收益率数据展开, 且集中在对银行间市场和商业银行的影响。已有研究发现, 余额宝收益率与同业拆借利率、国债收益率呈现负相关关系 (庄雷等, 2015), 而余额宝交易规模则降低了商业银行的活期存款 (罗方科和陈晓红, 2017), 导致银行间的同业资产出现缺口, 挤占了商业银行盈利空间 (方芳和陈宸, 2021; 傅顺和裴平, 2022)。此外, 邱晗等 (2018) 发现互联网金融超市中的金融产品线上交易情况增加了商业银行批发型负债比例, 抬高了商业银行负债成本, 而商业银行并未将上升的负债成本转嫁给下游企业, 主要体现在商业银行贷款利率和净息差呈现出下降趋势。

党的二十届三中全会提出“要健全促进实体经济和数字经济深度融合制度”。数字金融是数字经济不可分割的一部分, 而数字金融与实体企业紧密相关, 是数字经济和实体经济深度融合的重要切入点。理论上, 居民购买互联网金融超市中的金融产品具有财富效应, 能够提高企业的销售收入, 进而转化为企业内源融资的来源; 此外, 互联网金融超市中的金融产品具有竞争效应, 冲击了商业银行信贷业务, 进而降低企业的债务融资成本。因此, 企业可能有更高的容忍度去承担创新投入产生的风险。由此, 本文探讨的问题是, 互联网金融超市出现的大量金融产品线上交易现象是否影响企业创新投入? 其内在作用机制又是什么?

相对于已有研究, 本文可能的边际贡献是: 第一, 本文从互联网金融超市发展视角拓展了企业创新投入影响因素分析框架。已有文献探讨了货币政策、注册制改革、资本市场定价效率、数字化转型等因素对企业创新投入的影响, 但以互联网金融超市中的金融产品线上交易现象为视角, 开展的研究较为缺乏, 本文在一定程度上完善了企业创新投入的动因研究。第二, 本文为互联网金融超市发展的经济后果研究增添新的经验证据。过往研究主要聚焦于银行间市场和商业银行等领域, 探讨了互联网金融超市发展对同业拆借率、国债收益率、银行负债业务、银行盈利能力等方面的影响, 只有部分研究涉及到企业债务融资 (王可和周亚拿, 2023), 鲜有研究关注到其对企业创新投入的影响, 本文丰富了已有研究内容。第三, 基于企业内外部差异探究互联网金融超市发展对企业创新投入的影响具有较好的现实意义。本文从企业规模、产权性质、企业成长性、不同经济政策不确定性时期等方面分析互联网金融超市发展影响企业创新投入的异质性, 并从地区金融监管强度和独立董事制度视角考察内外部监督情况对两者之间关系的调节作用, 这深化了互联网金融超市发展的创新效应研究。

^①数据来源: 第47次《中国互联网络发展状况统计报告》。

二、理论分析与假设提出

（一）互联网金融超市发展与企业创新投入

一般来说，企业创新投入需要大量研发资金长期、稳定地注入。但是，由于企业创新行为具有信息不对称程度高、投资回报周期长和项目风险高等特点，往往面临较大的融资约束问题。企业创新投入的研发资金来源主要是内源融资和外源融资，外源融资又分为债务融资和股权融资。内源融资对企业创新投入的影响已经得到理论界的一致认可，但是企业内部资金规模往往不大、稳定性也不好，所以外部资金的获取对于企业创新投入相当重要。中国是以商业银行为主体的金融体系，债务融资是企业主要的外源融资。已有研究表明，金融体系发展对于企业创新投入至关重要。

互联网金融超市作为数字金融的具体业务模式，已成为中国金融体系的重要组成部分。互联网金融超市是指互联网金融公司为客户在线上提供了集搜索和购买股票、债券、基金等金融产品的一站式服务。作为居民购买金融产品的新兴线上理财渠道，互联网金融超市呈现出金融产品线上交易井喷现象，对微观企业创新投入产生了深远影响。首先，互联网金融超市发展汇聚了海量金融长尾客户的零散资金，直接影响了资本市场的资金供给量，使得资金的增量供给更为充分。理论研究表明，地区金融资源的丰富程度与区域内企业的创新投入呈现正相关关系。其次，金融中介理论认为，金融中介的重要功能是能够动员、集聚零散客户储蓄转化为大规模、长期的项目投资，实现负债到投资的规模和期限转化。金融中介较强的吸纳零散资金储蓄功能，能够为企业创新投入提供更稳定、更充分的资源支撑（解维敏和方红星，2011）。最后，互联网金融公司通过前沿信息技术手段获取有关项目的多维“软信息”，有利于缓解投资者与项目之间的信息不对称，降低了融资过程产生的信息成本、交易成本和监督成本等，进而有利于企业创新投入。基于上述分析，提出如下假设：

假设1：互联网金融超市发展促进了企业的创新投入。

（二）互联网金融超市发展影响企业创新投入的机制分析

互联网金融超市中的金融产品线上交易现象表现出“财富效应”，增加了企业的内源融资比例，进而促进企业的创新投入。一方面，互联网金融超市的兴起增加了居民购买股票、债券和基金的便捷性，降低了居民购买金融产品的手续费和菜单成本，提高了居民零散资金的收益，会使居民在家庭资产配置中提高流向互联网金融超市的资金比重，增加居民的财富收入和消费支出倾向，这最终会转化为企业的产品销售收入，改善企业经营性现金流，进而能够提高企业内源融资的可得性（Gong等，2023；傅顺等，2023）。可见，互联网金融超市发展会增加企业内源融资可得性，而内源融资是企业创新投入的重要来源之一。

通常情况下，企业内源融资成本会显著低于外源融资成本，而且内源融资不需要抵押资产，也不需要对外界披露创新项目信息，抵押风险和泄密风险较低；管理层也不存在担心因为项目失败而导致的破产风险。创新激励的契约理论认为，短期内承受投资失败的风险容忍度是激励创新的必要条件。企业内源融资具有资金使用成本低、较高的风险容忍度，这将会激励企业的创新投入。由此，本文认为互联网金融超市的金融产品线上交易增加了企业内源融资比例，进而提高企业创新投入。基于上述分析，提出如下假设：

假设2：互联网金融超市发展通过内源融资比例机制促进企业的创新投入。

互联网金融超市中的金融产品线上交易现象表现出“竞争效应”，降低了企业的债务融资成本，进而促进企业的创新投入。首先，根据融资优序理论，企业面临融资选择时的决策顺序为“内源融资→债务融资→股权融资”，这一决策顺序主要是因为内源融资成本是最低的，并且不会稀释现有股东的股权份额；在内源融资规模不足以支撑企业发展的资金需求时，企业则会优先考虑债务融资。互联

网金融超市发展提高了内源融资比例的同时，企业也会相应减少使用债务融资渠道，这会在需求侧加剧债务融资的竞争。

其次，互联网金融超市中的金融产品凭借着高收益、高流动性和高便捷性等优势，吸收了大量客户的零散资金，与商业银行负债端产生激烈竞争，较大程度地侵蚀了商业银行以储户存款为主的负债模式，商业银行转而逐步依赖银行间的市场资金。但是，这部分资金不需要缴纳20%的存款准备金，实际上增加了商业银行可贷资金规模，在供给侧加剧了信贷市场竞争。商业银行为争夺优质信贷客户，不断压低贷款利率进行竞争，从而降低上市公司的债务融资成本。

最后，互联网金融超市中的金融产品不以高门槛的抵押担保为主要风控手段，转而采用与借款项目和借款人相关的软信息，如强制披露借款用途、借款期限等；年龄、性别、受教育程度等借款人的统计学特征；大数据信用评分、收入流水账单、商圈和社会关系等经过第三方认证的非财务信息（廖理和张伟强，2017）。互联网金融超市中的金融产品让原本一部分需要向商业银行寻求信贷支持的客户有了新的选择，在一定程度上挤出了原本属于商业银行的信贷市场份额，加剧了信贷市场的竞争程度。面对信贷市场日趋激烈的竞争，商业银行选择降低贷款利率以更好地维护客户黏性，使得企业能够以较低的融资成本获得银行信贷。在项目评估阶段，较低的债务融资成本扩大了可投资创新项目的范围（江轩宇等，2021）。根据成本与收益对等理论，债务融资成本越低，企业未来获得收益越高，这也将会激励企业加大创新投入。基于上述分析，提出如下假设：

假设3：互联网金融超市发展通过债务融资成本机制促进企业的创新投入。

三、研究设计

（一）模型设计

为实证检验互联网金融超市发展对企业创新投入的影响，本文构建的基准模型如下所示：

$$RD_{i,t} = a_0 + a_1 IWP_{j,t-1} + \sum_k \theta_k CV_{k,i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，被解释变量 $RD_{i,t}$ 表示 i 企业在 t 年的创新投入；解释变量 $IWP_{j,t-1}$ 表示企业所在 j 城市 $t-1$ 年互联网金融超市发展情况，采用数字普惠金融体系中的二级指标“投资业务”来衡量，为缓解可能存在的逆向因果导致的内生性问题，在此将投资业务指数进行滞后一期处理；另外，考虑到投资业务指数量纲相对较大以及缓解潜在的异方差问题，本文对此指数进行对数化处理。 $CV_{k,i,t}$ 表示控制变量合集， k 表示控制变量个数； Ind 和 $Year$ 表示基准模型分别控制了行业和年份固定效应； $\varepsilon_{i,t}$ 表示基准模型的随机扰动项。

（二）变量选取

1. 企业创新投入

研发资金是企业创新投入（ RD ）的重要资源，本文采用研发投入占营业收入的比值来衡量企业创新投入。另外，段军山和庄旭东（2021）指出测度企业创新投入不仅包括资金层面的投入，还应包括人员层面的投入，在后文中，本文将使用研发人员投入作为稳健性指标。

2. 互联网金融超市

本文的互联网金融超市发展（ IWP ）是指居民在支付宝等线上财富平台购买股票、债券和基金等金融产品行为。考虑到数据的可得性、权威性和代表性，本文借鉴郭峰等（2020）、王可和周亚拿（2023）的研究，选用源于国内大型线上财富平台——支付宝客户数据构建的城市层面数字普惠金融指标，该指标体系涵盖三个一级指标：覆盖广度指数、使用深度指数和数字化程度指数。其中，使用深度指数主要测度了具体业务的发展情况，包括：支付业务指数、投资业务指数、信贷业务指数、保险业务指数和征信业务指数等。本文利用二级指数中的“投资业务”来衡量城市层面互联网金融超市

中的金融产品线上交易情况。投资业务指标测算主要来自“每万人支付宝用户参与互联网理财人数”、“人均投资笔数”和“人均投资金额”三方面数据。

3. 控制变量

为排除其他变量对企业创新投入的影响，本文进一步控制以下变量：企业规模（*Size*，用总资产取对数表示）、经营现金流（*OCF*，用经营活动现金流净额除以非现金资产表示）、盈利能力（*Roa*，用净利润除以总资产表示）、资本支出（*Capex*，用构建固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金之和除以总资产表示）、公司价值（*TobinQ*，用公司市值除以总资产表示）、成长性（*Growth*，用营业收入增长率表示）、企业年龄（*Age*，用企业成立年限加1后取对数表示）、股权集中度（*Top1*，用第一大股东持股比例表示）、两职合一（*Dual*，用董事长和总经理两职合一取值1，否则为0表示）。

（三）样本选择和数据来源

本文选取2011—2021年上市公司数据，并匹配《北京大学数字普惠金融指数（2011—2021）》第四期数据。借鉴已有研究范式，本文对样本数据进行如下清洗：剔除金融业公司观测值；剔除样本期内出现ST、*ST、PT以及核心变量缺失严重的企业；为确保样本数据质量，仅保留正常经营超过5年的企业；剔除资产负债率大于1的观测值；为减轻可能存在的极端值对回归结果产生偏误，本文对所有连续变量进行1%分位的双侧缩尾处理。本文所用公司层面数据来自国泰安（*CSMAR*）数据库。

（四）描述性统计结果

基于上文选取的样本数据和研究变量，本文对所有变量进行描述性分析，以观察各变量的统计特征，结果见表1。表1显示，样本公司研发投入均值为5.117，与已有研究较为一致；其最小值为0，最大值为76.350，表明在样本期间内不同上市公司之间的创新投入差异较大。互联网金融超市最小值为2.915，最大值为5.923，考虑到是对数化后的数值，表明互联网金融超市发展较为迅速。

表1描述性统计

变量符号	观察值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>RD</i>	16,498	5.117	5.149	0.000	3.920	76.350
<i>IWP</i>	16,498	5.297	0.421	2.915	5.406	5.923
<i>Size</i>	16,498	22.200	1.287	19.295	21.993	28.548
<i>OCF</i>	16,498	0.076	0.105	-0.908	0.065	1.693
<i>Roa</i>	16,498	0.050	0.073	-0.931	0.047	0.880
<i>Capex</i>	16,498	0.050	0.046	0.000	0.036	0.642
<i>TobinQ</i>	16,498	2.131	1.463	0.641	1.702	31.400
<i>Growth</i>	16,498	0.004	0.050	-0.117	0.001	4.346
<i>Age</i>	16,498	2.930	0.297	1.386	2.944	4.159
<i>Top1</i>	16,498	33.417	14.555	2.430	31.260	89.990
<i>Dual</i>	16,498	0.666	0.472	0.000	1.000	1.000

四、实证结果分析

（一）互联网金融超市发展与企业创新投入

为实证检验互联网金融超市发展对企业创新投入的促进作用。本文对模型（1）进行估计，结果如表2所示。首先，在表2列（1）的回归中加入了互联网金融超市发展和所有控制变量，结果显示互联网金融超市发展系数在1%的统计水平上显著为正。其次，表2列（2）在列（1）的基础上增加年份固定效应，结果显示互联网金融超市发展系数在1%的统计水平上显著为正。再次，表2列（3）在列

(1)的基础上增加行业固定效应,结果显示互联网金融超市发展系数在1%统计水平上显著为正。最后,表2列(4)同时控制了行业和年份固定效应,互联网金融超市发展对企业创新投入的影响系数为2.392,在1%显著性水平通过检验,表明互联网金融超市中的金融产品线上交易情况显著促进了企业创新投入,假说H1得到实证检验的支持。

表2基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>IWP</i> 滞后一期	1.765***(0.13)	4.457***(0.48)	1.224***(0.11)	2.392***(0.42)
<i>Size</i>	-0.523***(0.06)	-0.520***(0.06)	-0.199***(0.06)	-0.200***(0.06)
<i>OCF</i>	-0.293(0.66)	-0.158(0.67)	0.981*(0.55)	0.927*(0.56)
<i>Roa</i>	-5.057***(0.96)	-5.149***(0.97)	-5.592***(0.86)	-5.603***(0.87)
<i>Capex</i>	-0.641(1.69)	-0.003(1.69)	4.530***(1.60)	4.603***(1.60)
<i>TobinQ</i>	0.828***(0.08)	0.820***(0.09)	0.533***(0.07)	0.530***(0.07)
<i>Growth</i>	0.832(0.99)	0.705(0.94)	0.513(0.57)	0.515(0.58)
<i>Age</i>	-1.585***(0.30)	-1.353***(0.29)	-0.988***(0.25)	-0.933***(0.25)
<i>Top1</i>	-0.052***(0.01)	-0.053***(0.01)	-0.024***(0.01)	-0.025***(0.01)
<i>Dual</i>	-0.555***(0.16)	-0.511***(0.16)	-0.327***(0.14)	-0.309***(0.14)
常数项	12.684***(1.53)	-2.342(2.92)	5.806***(1.40)	-0.503(2.62)
行业	不控制	不控制	控制	控制
年份	不控制	控制	不控制	控制
样本量	16,498	16,498	16,497	16,497
R^2	0.147	0.156	0.364	0.365

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

(二) 内生性处理

1. 控制高阶多维固定效应

为了更严格控制省份和行业层面在时间序列上不可观测因素的干扰,本文借鉴唐松等(2020)的研究,进一步控制“行业×年份”和“省份×年份”的高阶多维固定效应,以期较大程度缓解遗漏变量导致的估计偏误,其回归结果如表3列(1)所示。列(1)显示,增加“行业×年份”和“省份×年份”的高阶多维固定效应后,互联网金融超市发展系数方向和显著性水平,与表2结果保持一致。

2. 双重差分法

工业和信息化部联合国家发展改革委员会分别于2014年、2015年和2016年在试点城市分批完善网络宽带基础设施建设,以逐步提高网络传输速度并增加网络覆盖范围。鉴于互联网金融平台的蓬勃发展与宽带网络基础设施建设紧密相关,“宽带中国”政策在很大程度上可以有效代表互联网金融超市发展,本文以“宽带中国”试点政策作为准自然实验,建立渐进双重差分(DID)模型,用于评估“宽带中国”政策对企业创新投入的影响,以缓解本文基准回归结果的内生性问题。具体模型构建如下:

$$RD_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 Treat_i \times Post_t + \sum_k \theta_k CV_{k,i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Treat_i \times Post_t$ 表示上市公司注册地所在城市在不同年份被选入“宽带中国”试点城市的虚拟变量。系数 ρ_1 表示“宽带中国”政策对企业创新投入影响的净效应,若系数为正,则说明互联网金融超市发展促进了企业创新投入,其回归结果如表3列(2)所示。列(2)显示,“宽带中国”政策的回归系数为0.650,在1%显著性水平上通过检验,表明“宽带中国”政策能够显著促进企业创新投入,在一定程度上说明互联网金融超市发展对企业创新投入的促进效应是可靠的。

表3内生性问题处理

	(1) RD	(2) RD	(3) IWP	(4) RD
IWP滞后一期	4.179***(0.73)			5.969***(1.34)
Treat×Post		0.650***(0.13)		
IV			0.000***(0.00)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
行业×年份	控制			
省份×年份	控制			
Chi-sq(1) P-val			0.000	
K-P Wald F statistic			1573.395	
Hansen J			0.000	
样本量	16,451	16,497	9,952	9,952
R ²	0.385	0.364	0.915	0.045

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

3. 工具变量法

借鉴柏培文和喻理（2021）的研究，本文采用1984年城市人均固定电话机数与上一年全国互联网宽带接入端口作为工具变量（IV）。首先，城市的人均固定电话机数量与该地的网络基础设施密切相关，而网络基础设施是互联网金融超市发展的必要条件，理论上两者具有相关性；其次，使用1984年历史数据，可以近似看作该变量是外生的。因此，符合工具变量相关性与外生性的要求。表3列（3）和列（4）为采用IV作为工具变量的一阶段和二阶段回归结果。

列（3）显示，IV的系数显著为正，表明符合相关性假设，K-P Wald F检验排除了弱工具变量情形。列（4）显示，在采用IV缓解模型内生性问题后，互联网金融超市发展系数为5.969，在1%的显著性水平上通过检验，与表2结果保持一致。

（三）稳健性检验

1. 变换互联网金融超市的衡量方式

互联网金融超市发展离不开数字金融整体发展情况，本文采用滞后一期的城市层面数字金融总指数（DF）作为替代变量，回归结果见表4列（1）。列（1）显示，数字金融总指数系数显著为正，说明表2结果不受互联网金融超市衡量方式的影响。

2. 变换企业创新投入的衡量方式

段军山和庄旭东（2021）指出测度企业创新投入不仅包括资金层面的投入，还包括人员层面的投入。因此，本文采用研发人员数量占总员工比例作为替代变量，回归结果见表4列（2）。列（2）显示，互联网金融超市发展系数显著为正，说明表2结果不受企业创新投入衡量方式的影响。

3. 缩短样本时间

在本文的研究期间内，2015年出现了股市崩盘，资本市场的异常波动会冲击企业生产经营，管理层出于市值管理压力而采取短视行为，可能会影响企业创新投入。本文在此删除了2015年的样本数据，回归结果见表4列（3）。列（3）显示，互联网金融超市发展的回归系数显著为正，说明表2结果不受特殊年份的影响。

4. 减少样本城市数量

四大直辖市的各种资源禀赋远高于一般的地级市，此外，杭州市作为代表性互联网金融超市——支付宝发源地，其互联网金融超市发展程度会显著异于其他城市。为避免这五个城市所在地企业存在

偏差，本文删除了五个城市的所在地样本企业，回归结果见表4列（4）。列（4）显示，互联网金融超市发展的回归系数显著为正，说明表2结果不受五个特殊样本城市所在地企业的影响。

5. 控制变量滞后一期

为防止某些控制变量与企业创新投入也存在互相影响的问题，致使估计结果可能存在偏差。因此，本文将全部控制变量进行滞后一期处理，回归结果见表4列（5）。列（5）显示，互联网金融超市发展系数显著为正，说明表2结果不受控制变量滞后一期的影响。

6. 剔除持有银行股份的企业

与未持股银行的企业相比，持股银行企业能够以低成本获得银行贷款。因此，在不同银企关系背景下，互联网金融超市发展对企业创新投入影响可能存在差异。^①因此，本文将研究样本中参股商业银行的企业剔除，回归结果见表4列（6）。列（6）显示，互联网金融超市发展系数显著为正，说明表2结果不受持股银行股份企业样本数的影响。

表4稳健性检验结果

	(1) RD	(2) RDP	(3) RD	(4) RD	(5) RD	(6) RD
DF滞后一期	4.277*** (0.67)					
IWP滞后一期		6.534*** (1.15)	2.836*** (0.49)	1.313* ** (0.39)	2.801*** (0.52)	2.365*** (0.42)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	16,497	16,300	14,927	12,680	13,010	16,349
R ²	0.366	0.414	0.372	0.345	0.364	0.366

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

五、进一步分析

（一）作用机制分析

上文表明，互联网金融超市中的金融产品线上交易越活跃，该地区企业的创新投入越多，这一结果仅反映出“互联网金融超市发展-企业创新投入”之间的关系，并未打开其内在作用机制的黑匣子。为此，本文构建模型（3）和模型（4）来检验互联网金融超市发展促进企业创新投入的内在作用机制：

$$Med_{m,i,t} = \beta_0 + \beta_1 IWP_{j,t-1} + \sum_k \theta_k CV_{k,i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$RD_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 IWP_{j,t-1} + \delta_2 Med_{m,i,t} + \sum_k \theta_k CV_{k,i,t} + Ind + Year + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中， $Med_{m,i,t}$ 分别表示中间机制变量内源融资比例（CashH）和债务融资成本（TTM）。首先，企业内源融资主要来自现金持有，本文借鉴底璐璐等（2020）的研究，采用（货币资金+交易性金融资产）/（总资产）来表示内源融资比例。其次，考虑到企业进行债务融资时，不仅需要支付利息，还需要支付手续费和佣金等其他费用，仅使用利息支出衡量融资成本无法全面表现出企业融资成本全貌，本文借鉴罗进辉等（2022）的研究，本文采用利息支出、手续费和其他财务费用之和与企业总负债的比值来表示企业融资成本。

^①需要说明的是本文样本中有 142 家企业持有银行股份。

1.内源融资比例作用机制。表5列（1）显示，互联网金融超市发展对企业内源融资比例的回归系数为0.043，在1%的显著性水平上通过检验，表明互联网金融超市中的金融产品线上交易越活跃，该区域内企业的内源融资比例越高。列（2）显示，内源融资比例对企业创新投入的回归系数为3.519，在1%的显著性水平上通过检验，表明内源融资比例越高，企业创新投入越多。综上，内源融资比例作用机制成立，假说H2得到实证检验的支持。

表5内源融资比例的机制检验结果

	(1) <i>CashH</i>	(2) <i>RD</i>
<i>IWP</i> 滞后一期	0.043***(0.01)	2.240***(0.42)
<i>CashH</i>		3.519***(0.57)
控制变量	控制	控制
行业/年份	控制	控制
样本量	16,497	16,497
R^2	0.373	0.371

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

2.债务融资成本作用机制。表6列（1）显示，互联网金融超市发展对企业债务融资成本的回归系数为-0.008，在1%的显著性水平上通过检验，表明互联网金融超市中的金融产品线上交易越活跃，该区域内企业的债务融资成本越低。列（2）显示，债务融资成本对企业创新投入的回归系数为-17.006，在1%的显著性水平上通过检验，表明债务融资成本越低，企业的创新投入越高。综上，债务融资成本作用机制成立，假说H2得到实证检验的支持。

表6 债务融资成本的机制检验结果

	(1) <i>TTM</i>	(2) <i>RD</i>
<i>IWP</i> 滞后一期	-0.008***(0.00)	2.249***(0.42)
<i>TTM</i>		-17.006***(2.60)
控制变量	控制	控制
行业/年份	控制	控制
样本量	16,497	16,497
R^2	0.136	0.378

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

（二）异质性分析

1. 产权属性差异

在企业创新投入中产权属性具有重要的作用。机制分析表明，互联网金融超市发展主要通过内源融资比例和债务融资成本影响企业创新投入，国有企业和民营企业在内源融资储备和债务融资的可获得性方面存在显著差异。具体表现为，国有企业大多数经营着部分垄断或是完全垄断的业务，经营业务较为稳定，销售现金流充沛，可抵押资产较多；而且国有企业通常具有政府的隐性担保，商业银行更愿意将低成本的信贷资源配置给国有企业。可以推断，在不同类型产权属性下，互联网金融超市发展对企业创新投入的影响可能存在差异。因此，本文将研究样本按照企业产权属性差异进行分组检验，结果如表7列（1）和列（2）所示。

表7列（1）显示，互联网金融超市发展对国有企业创新投入的回归系数为0.971，在10%的水平上通过显著性检验；列（2）显示，互联网金融超市发展对民营企业创新投入的回归系数为2.997，在1%

的显著性水平上通过检验。系数差异显著性检验表明，相对于国有企业，互联网金融超市发展对民营企业创新投入的影响更大。

2.企业成长潜力差异

企业成长性能直观反映出企业未来可持续发展的潜力。李飞等（2021）认为企业成长主要表现为生产规模的扩张、产品销售额的提高和雇佣工人的增加等。企业高速增长具有更多的投资机会，亟需加大创新投入以巩固市场地位。已有研究认为托宾Q值能较好地反映企业成长潜力，如果Q值数值高于1，表明企业能够利用所拥有资源创造出高于成本的价值，同时也表明投资者看中企业成长潜力，愿意支付高于企业资产价格来购买公司。因此，本文将Q值数值高于1的企业作为高成长型企业样本，将Q值数值低于1的企业作为低成长型企业样本，分别检验高成长型企业和低成长型企业中互联网金融超市发展对企业创新投入的影响差异，结果如表7列（3）和列（4）所示。

表7列（3）显示，互联网金融超市发展对高成长型企业创新投入的回归系数为2.474，在1%的显著性水平上通过检验；列（4）显示，互联网金融超市发展对低成长型企业创新投入的回归系数为0.926，在10%的显著性水平上通过检验。系数差异显著性检验显示，相对于低成长型企业，互联网金融超市发展对高成长型企业创新投入影响更大。

表7 企业产权属性和成长潜力的异质性检验结果

	(1) 国有企业	(2) 民营企业	(3) 高成长型	(4) 低成长型
<i>IWP</i> 滞后一期	0.971*(0.55)	2.997***(0.54)	2.474***(0.45)	0.926*(0.48)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
样本量	4,104	12,015	15,536	950
R^2	0.446	0.351	0.353	0.456
<i>P</i> 值		0.000		0.025

注：经验P值是基于费舍尔组合检验法，用于检验组间系数差异的显著性，通过自体抽样（Bootstrap）1000次抽样得到。括号内是公司层面的聚类稳健标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

3.企业规模差异

中国以银行为主体的金融体系在信贷资源分配环节存在“规模歧视”，银行倾向于将信贷资源分配给大型企业，而小规模企业很难从银行获得信贷支持。为考察互联网金融超市发展对不同规模企业创新投入的影响差异，本文借鉴万佳彧等（2020）的研究，将全样本依据行业、年份进行四等分，将企业规模高于75%分位的样本划为大规模企业，将企业规模低于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列（1）和列（2）。

表8列（1）显示，互联网金融超市发展对大规模企业创新投入的影响系数为1.949，在5%的显著性水平上通过检验；列（2）显示，互联网金融超市发展对小规模企业创新投入的影响系数为4.081，在1%的显著性水平上通过检验。系数差异显著性检验表明，相对于大规模企业，互联网金融超市发展对小规模企业创新投入的影响更大。

4.经济政策不确定性差异

经济政策不确定性指数越高时，表明企业获取债务融资难度越大，其融资所需成本也会相应提高，企业可能会减少创新投入。由此可以推论，企业处于高经济政策不确定性时期，互联网金融超市发展通过降低债务融资成本影响企业创新投入的效果越好。为实证检验互联网金融超市发展对不同经济政策不确定性时期企业创新投入的影响差异，本文采用学术界广泛认可的《南华早报》提供的经济政策

不确定指标^①。本文将经济政策不确定性指数高于中位数的样本划为高经济政策不确定性时期，将经济政策不确定性指数低于中位数的样本划为低经济政策不确定性时期，两个子样本的回归结果分别见表8列（3）和列（4）。

表8列（3）显示，互联网金融超市发展对高经济政策不确定时期企业的创新投入回归系数为3.316，在1%的显著性水平上通过检验；列（4）显示，互联网金融超市发展对低经济政策不确定时期企业的创新投入回归系数为2.120，在1%的显著性水平上通过检验。系数差异显著性检验表明，相对于低经济政策不确定时期，互联网金融超市发展对高经济政策不确定时期企业的创新投入影响更大。

表8 企业规模和经济政策不确定性的异质性检验结果

	(1) 大规模	(2) 小规模	(3) 高不确定性	(4) 低不确定性
<i>IWP</i> 滞后一期	1.949**(0.78)	4.081***(0.97)	3.316***(0.56)	2.120***(0.40)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制	控制
样本量	4,113	4,139	8,513	7,983
R^2	0.395	0.325	0.391	0.342
<i>P</i> 值	0.000		0.000	

注：经验*P*值是基于费舍尔组合检验法，用于检验组间系数差异的显著性，通过自体抽样（Bootstrap）1000次抽样得到。括号内是公司层面的聚类稳健标准误，***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

（三）调节效应分析：基于内外部监督角度

基于公共利益监管理论，金融监管有利于规范金融机构的套利行为，疏通融资市场资金流通梗阻问题，适度提高金融机构竞争程度，降低实体企业融资成本，优化信贷市场资源配置效率，引导金融资源流向创新效率更高的企业。据此，金融监管强度在互联网金融超市发展促进企业创新投入的调节效应主要表现为以下两个方面：首先，金融监管强度会强化信贷资源流向的过程监督，提高企业“脱实向虚”成本，抑制企业短期金融化倾向，减少金融投资对企业研发投资的挤出效应。其次，金融监管有利于打破地方金融机构的垄断行为，促进金融机构之间的良性竞争，进而降低企业的债务融资成本，增强企业研发投入的动力。

独立董事制度设计是为了降低公司内部可能存在的委托代理问题。理论表明，独立董事制度能够降低大股东占款，改善企业的盈余信息质量，提高企业信贷融资可得性等。据此，独立董事制度在互联网金融超市发展促进企业创新投入的调节效应主要表现为以下两个方面：首先，独立董事占比越高，越能够提高企业信贷资源的可得性，这将有利于企业获取研发投入所需资金。其次，独立董事占比越高，其公司治理越完善，财务盈余管理相对较少，内源资金被大股东侵占可能性较低，这将有利于企业的研发投入。

从上述分析可以推论，金融监管强度和独立董事比例应该会弱化互联网金融超市发展促进企业创新投入的影响。为检验这一猜想，本文在基准回归模型中分别加入了金融监管强度（*Supervision*）以及互联网金融超市与金融监管强度的交互项（*IWP*×*Supervision*）；独立董事比例（*IDR*）以及互联网金融超市与独立董事比例（*IWP*×*IDR*）。在金融监管强度指标选择上，本文借鉴唐松等（2020）的研究，采用地区金融监管支出与地区金融业增加值的比值作为地区金融监管强度的代理变量。在独立董事占比的指标选择上，本文采用独立董事人数与董事会人数比值作为代理变量，结果如表9所示。

^①本文使用年度数据进行研究，故对月度经济政策不确定性指数进行算术平均后取自然对数从而得到年度的经济政策不确定性指标（EPU）。

表9 金融监管和独立董事的调节效应检验结果

	(1) RD	(2) RD	(3) RD
<i>IWP</i>	2.392***(0.42)	2.761***(0.60)	3.377***(0.63)
<i>Supervision</i>		0.007**(0.00)	
<i>IWP</i> × <i>Supervision</i>		-0.001**(0.00)	
<i>IDR</i>			14.558**(6.02)
<i>IWP</i> × <i>IDR</i>			-2.565**(1.14)
控制变量	控制	控制	控制
行业/年份	控制	控制	控制
样本量	16,497	16,497	16,497
<i>R</i> ²	0.365	0.366	0.366

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

表9列（2）显示，互联网金融超市与地区金融监管强度的交互项系数为-0.001，在5%的统计水平上显著为负，表明地区金融监管强度显著弱化了互联网金融超市发展对企业创新投入的促进作用。表9列（3）显示，互联网金融超市与独立董事占比的交互项系数为-2.565，在5%的统计水平上显著为负，表明独立董事制度显著弱化了互联网金融超市发展对企业创新投入的促进作用。

六、结论与政策建议

党的二十届三中全会强调，要健全促进实体经济和数字经济深度融合制度。在此背景下，本文以互联网金融超市发展对企业创新投入影响研究作为切入点，进行深入研究。与现有研究从融资端进行分析不同，本文从投资端探讨互联网金融超市发展对实体企业影响的经济后果。利用2011—2021年上市企业数据，结合数字普惠金融指标体系中的二级指标投资业务，实证检验了互联网金融超市发展对企业创新投入的影响。主要结论是：第一，互联网金融超市中的金融产品线上交易越活跃，区域内企业的创新投入越高，这一结论在经过三种内生性处理和六种稳健性检验后，仍然成立。第二，机制分析表明，互联网金融超市发展具有财富效应和竞争效应，即互联网金融超市中的金融产品线上交易现象提高了企业的内源融资比例，降低了企业的债务融资成本，进而增加企业的创新投入。第三，异质性分析表明，对于小规模企业、民营企业、高成长型企业和高经济政策不确定性时期的企业而言，互联网金融超市发展对企业创新投入的影响更大。第四，调节效应分析表明，地区金融监管强度和独立董事制度与互联网金融超市发展具有同向作用，显著弱化了互联网金融超市发展对企业创新投入的促进作用。

基于上述研究结论，本文可能存在如下的政策建议：

第一，政府部门可以将稳健发展大型互联网金融平台和加快实施创新驱动战略进行深度融合。实体企业是国家创新能力的微观主体，而研发投入是企业创新发展的重要“燃料”，增加企业创新投入是保障实施创新发展战略的关键所在。政府可以将发展大型互联网金融平台作为抓手，推进实体企业加大创新投入。政府应该落实、落细对大型互联网金融平台的监管措施，未来进一步发挥互联网金融平台的财富创造功能和资金融通功能，构建良好的居民财富配置渠道，为丰富实体企业融资渠道奠定坚实基础，进而引导实体企业走向创新发展的高质量路线。同时，政府也要规范大型互联网金融平台发展，避免成为类资金池平台，成为金融风险的聚集地。

第二，商业银行应该优化信贷资源配置结构，多向企业创新方向倾斜。商业银行一方面应该多开发科创金融产品，增加企业研发资金的可得性，提高对企业研发资金的风险容忍度，降低企业创新投

入的融资成本。另一方面, 商业银行应加快自身数字化转型步伐, 提高客户购买金融产品的便捷性, 多渠道获取客户征信数据源, 提高对客户风险识别准确度, 优化客户信贷资源获取流程, 进而增加优质客户的黏性和自身竞争力。

第三, 根据异质性分析结论, 政府应该有针对性地帮扶小规模企业、民营企业和高成长企业, 推动经济政策平稳运行。小规模企业和民营企业占据了我国实体企业的大部分份额, 是推动创新的重要力量。互联网金融超市虽然只是一种线上购买金融产品的方式, 但其发展能够有效缓解传统商业银行存在的“规模歧视”“产权歧视”等问题。因此, 政府应该鼓励大型互联网金融平台增加合理、规范的金融产品销售, 以互联网金融超市中的金融产品“普惠性”特征为抓手, 进而推动小规模企业和民营企业的增加创新投入。

第四, 加强外部金融监管强度和内部公司治理机制, 以发挥对企业创新投入的监督作用。创新战略的实施离不开良好的金融监管政策和有效的公司内部治理机制, 宏观金融监管政策和微观公司治理机制互相影响、协同发展, 这样才有利于企业创新投入。政府要注重企业内外部监督的政策制定, 防止企业资金发生“脱实向虚”, 以及企业资金被大股东掏空等问题, 营造有利于企业创新的宏观环境。政府在针对金融监管政策制定时, 需要坚持市场化、法制化原则, 避免过度金融监管, 伤害企业创新积极性。

参考文献:

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.

陈泽艺, 李常青, 李宇坤. 对外担保与企业创新投入[J]. 金融研究, 2022, (4): 133-150.

段军山, 庄旭东. 金融投资行为与企业技术创新——动机分析与经验证据[J]. 中国工业经济, 2021, (1):155-173.

底璐璐, 罗勇根, 江伟, 等. 客户年报语调具有供应链传染效应吗? ——企业现金持有的视角[J]. 管理世界, 2020, (8):148-163.

方芳, 陈宸. 商业银行同业资产缺口的边际风险研究——基于互联网理财的视角[J]. 广东社会科学, 2021, (1):14-23.

傅顺, 裴平. 互联网金融发展与商业银行净息差——来自中国36家上市银行的经验证据[J]. 国际金融研究, 2022, (2):55-64.

傅顺, 王正位, 王宇桐, 等. 数字金融如何影响企业现金持有?[J]. 审计与经济研究, 2023, (4):44-52.

郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, (4):1401-1418.

郭田勇, 孙光宇. 经济政策不确定性、融资成本和企业创新[J]. 国际金融研究, 2021, (10):78-87.

黄志宏, 杨若明, 王彩萍, 等. 资本市场定价效率对企业创新投入的影响及作用机制研究[J]. 管理学报, 2023, (9): 1335-1343.

解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究, 2011, (5): 171-183.

江轩宇, 贾婧, 刘琪. 债务结构优化与企业创新——基于企业债券融资视角的研究[J]. 金融研究, 2021, (4):131-149.

罗方科, 陈晓红. 互联网理财对商业银行活期存款的影响研究[J]. 系统工程, 2017, (3):43-48.

刘瑞琳, 李丹. 注册制改革会产生溢出效应吗? ——基于企业投资行为的视角[J]. 金融研

究,2022,(10):170-188.

廖理,张伟强.P2P网络借贷实证研究:一个文献综述[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2017,(2):186-196+199.

罗进辉,刘玥,杨帆.高管团队稳定性与公司债务融资成本[J].南开管理评论,2023,(5):95-106.

李飞,胡毅,张奇.组织管理模式对企业成长性的影响实证研究[J].管理评论,2021,(12):295-302.

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.

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+9.

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.

万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020,(1):71-83.

姚林香,彭瑞娟,徐建斌.异质性政府补贴对企业研发投入与研发产出的非对称影响[J].当代财经,2022,(10):40-51.

赵波,郭子宇,黄信灶,等.不同数字化路径对企业创新能力的影响差异——基于1035份工业企业调研问卷的研究[J].当代财经,2023,(6):94-105.

郑志刚,朱光顺,李倩,等.双重股权结构、日落条款与企业创新——来自美国中概股企业的证据[J].经济研究,2021,(12):94-110.

庄雷,姚登宝,周勤.互联网理财创新、债市波动与风险传染[J].经济与管理研究,2015,(12):56-61+65.

Gong Q., Ban M. Y., Yu Y. J., et al. Digital wealth management and consumption: Micro evidence from individual investments[J/OL]. China Economic Review, 2023,81(10):102022.

Li Y., Peng W..Bank price competition and enterprise innovation——Based on empirical evidence of Chinese A-share listed companies[J]. International Review of Financial Analysis, 2024,91(1): 103004.

Zhang D. Y., Guo Y. M., Wang Z. R., et al., The impact of US monetary policy on Chinese enterprises' R&D investment[J]. Finance Research Letters, 2020, 35(7):101301.

Zhang R. X., Li B. Y..Board team faultlines and enterprise innovation investment[J]. Finance Research Letters, 2024, 66(8):105601.

Development of Internet Financial Supermarket and Enterprise Innovation Investment

FU Shun¹, WANG Zheng-wei², XIANG Hong-yu³, WANG Yu-tong²

(1. Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

2. Tsinghua University, Beijing 100083, China;

3. Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Innovation investment is an important driving force for entity enterprises to achieve innovative development. Based on the data of listed companies on the Main Board of Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2011 to 2021, and combined with one secondary indicator (investment business) in the Digital Financial Inclusion Index System, this paper discusses the impact of the development of Internet financial supermarkets on enterprise innovation investment. The research reveals that the more actively the

financial products are traded online in the Internet financial supermarket, the higher innovation investment of enterprises in the region. This promotional effect is more prominent in SMEs, private enterprises, high-growth enterprises, and periods of high economic policy uncertainty. The mechanism analysis shows that the online trading of financial products in the Internet financial supermarkets has a wealth effect and a competition effect, specifically, its development increases the proportion of internal financing of enterprises and reduces the cost of debt financing of enterprises, thus promoting enterprise innovation investment. The moderating effect analysis finds that the internal and external supervision system, which are represented by independent directors and regional financial supervision, would weaken the promotional effect of the development of Internet financial supermarkets on enterprise innovation investment. Therefore, the government can deeply integrate the steady development of large Internet financial platforms with the accelerated implementation of innovation-driven strategies, to further empower enterprises to increase innovation investment.

Keywords: Internet financial supermarket; internal financing; debt financing cost; enterprise innovation investment; digital finance

