

金融科技发展赋能企业创新水平提升

黄敏璇

上海大学, 中国·上海 200444

【摘要】本文基于2004-2020年的中国上市公司平衡面板数据, 研究地区的金融科技发展如何促进企业创新水平的提升。研究发现: 地区的金融科技发展水平更好则企业的创新能力越强, 二者为正相关关系, 且这一结果在考虑了工具变量以及一系列稳健性检验后仍然成立。基于此, 本文提出加强地区的金融科技相关基础设施建设、鼓励金融机构和科技企业开展合作等政策建议。

【关键词】金融科技; 企业创新水平; 普惠金融

创新是撬动经济发展的第一杠杆(刘元锥, 2022)。纵观历史发展的轨迹, 不难发现人类社会的每一次飞跃性发展无一例外都是由突破性的科技创新所引发。而在当前的社会环境下, 我国正面临百年未有之大变局, 这是新旧动能转换的关键时期, 技术创新正发挥着重要作用。企业所开展的创新研发工作, 于培育壮大国家新动能、加速推动产业转型升级进程中, 发挥着不可替代的作用。因此, 如何激发企业创新活力成为社会广泛关注的焦点。

近年金融科技在金融领域不断得到渗透与运用, 通过借助前沿科技对企业经营运转数据展开建模, 进而对资金流、信息流以及物流予以实时监控, 使得金融业态与服务格局均产生了极为重大的变革。例如, 金融科技的应用极大地降低了金融资源的传输成本, 能够助力企业缓解融资难的问题。

金融科技与企业创新能力的关系逐渐受到学术界的关注, 梳理这一问题对推进我国金融业供给侧结构性改革、提升企业自主创新能力、实现经济高质量发展具有重要的现实意义。基于此, 本文从当前金融科技迅速发展的背景出发, 分析地区的金融科技能否有效提升企业的创新水平, 以丰富金融科技与企业创新相关领域的研究。

1 理论分析与假说提出

如今, 科学技术发展迅猛, 企业要想实现高质量发展, 离不开创新这一重要因素。然而由于缺乏资金支持, 企业的技术创新面临着诸多难题。资本市场的完善致使企业遭遇融资约束, 这一现象在与创新活动关联紧密的新兴发展企业中尤为显著。金融科技的兴起, 为缓解企业融资困境、为其创新活动提供资金支持开辟了新路径。例如, 人工智能、大数据等新兴技术的运用, 方便金融机构对企业

以往行为展开信用识别与预测, 也为投资者提供更为精确的决策依据。在有效规避道德风险的同时, 极大地降低了信息不对称程度, 从而有助于企业在创新活动中更高效地筹集资金。

基于此, 本文提出假设1:

H1: 金融科技的发展能够促进企业创新水平的提升。

2 研究设计

2.1 变量选取与说明

2.1.1 被解释变量

企业创新水平。专利申请能够反映一个企业投入创新研发之后的最终项目成果, 能够衡量企业的创新能力。同时, 专利申请量比专利授予量更接近创新成果产出的时间, 能够更加准确地反映企业的创新水平。由此, 本文借鉴潘红波(2022)的做法^[1], 将专利申请数作为企业创新的代理变量。

2.1.2 解释变量

地区金融科技发展水平。依据金融稳定理事会(FSB)对金融科技的定义, 金融科技是指大数据、云计算、区块链等新兴前沿技术与金融服务相结合所产生的产品与服务^[2]。基于此, 本文参考李春涛(2020)的做法, 采用文本挖掘技术, 检索与金融科技相关的关键词, 包括大数据、第三方支付、量化金融、绿色计算等百度指数关键词。并将同一地级市或直辖市层面的所有关键词搜索结果数量加总, 得到总搜索量。再此基础之上, 对其做对数变换, 作为衡量该地级市或直辖市层面金融科技发展水平的指标。

2.1.3 其他控制变量

由于企业的创新表现是一个由多种复杂因素共同导致的结果, 为了研究核心变量地区金融科技指数对企业创新水

平被解释变量的影响，本文选取了如下控制变量：（1）企业规模（size），用营业收入（自然对数）表示。（2）资产负债率（LEV），代表了企业的资本结构和企业的长期偿付能力，当企业面临的杠杆较低时，持续的研发投入更能得到保证，创新能力更强（李春涛，2023），用总负债除以总资产来表示；（3）固定资产占比（PPE），用固定资产在总资产中的占比来衡量；（4）总资产报酬率（ROA），用净利率除以总资产来衡量；（5）产权性质（SOE），企业的产权性质可能会影响到创新水平。本文将产权性质作为二元变量，若为国有企业则赋值为1，否则赋值为0；（6）董事会规模（Boardsize），用董事会人数的自然对数表示；（7）两职合一（Dual），两职合一也可能成为影响企业能够实现创新的因素之一，若董事长与总经理为同一人则取值为1，否则为0；（8）企业年龄（Age），企业年龄取值为企业成立年数。

2.2 模型设定

为验证本文的假设1，设定OLS模型如（1）所示。其中，Innovation为第t年的第j个企业的创新水平，为本文的被解释变量；Fintech为第t年的企业所在城市金融科技发展水平，是本文的核心解释变量，X为一系列控制变量，其具体定义同上文， α_0 为截距项； α_1 和 α_i 代表解释变量和控制变量的影响系数； ε_{it} 为残差项。为了控制潜在的如遗漏变量等部分内生性问题，本文控制了年份、个体双向固定效应。此外，本文将通过一系列方法进行稳健性与异质性检验。

$$Innovation_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Fintech_{it} + \alpha_i X_{it} + \phi_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

2.3 数据来源与描述性统计

本文以2004-2020年的中国上市公司为研究样本。地级市或直辖市层面金融科技的发展程度来自百度新闻高级检索相关关键词的结果数量。企业专利申请数据来自CNRDS数据库，其他的财务变量数据来自CSMAR数据库。在合并数据、将金融业企业、资产负债率大于1和主要变量数据缺失的样本剔除，对所有连续变量在1%和99%分位进行Winsorize处理之后，共得到45506个观测值。

各变量的统计特征表明，各企业的创新差异较为明显，创新成果的最小值为0，说明存在企业未参与创新开发；此外，金融科技发展水平差异也比较明显。

3 实证结果与分析

3.1 基准回归结果分析

表1报告了金融科技发展对企业创新水平影响的逐步回归结果。列（1）纳入核心解释变量与被解释变量；列（2）进一步控制企业个体与年份双向固定效应；列（3）加入了一系列控制变量，而列（4）在列（3）的基础之上控制双向固定效应。在抓住个体差异以及影响时间趋势的特征且考虑控制变量后，核心解释变量的估计结果在1%水平上显著为正。地区的金融科技水平每提升1个单位，企业的创新水平能够提升7.559。

此外，就控制变量而言，企业规模每增加1个单位，企业的创新水平在1%的水平上提升18.782，说明规模越大的企业发展的程度越高，一方面有足够的资金以支持其创新研发的投入；另一方面，大规模的企业更注重通过创新等方式提高企业的风险管理能力，维持企业的长期发展。

表1 基准回归结果

| VARIABLES | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------|----------------------|--------------------|-------------------------|-------------------------|
| | Innovation | Innovation | Innovation | Innovation |
| Fintech | 9.937*** (17.49) | 7.641*** (4.26) | 3.186*** (4.50) | 7.559*** (3.69) |
| Size | | | 41.204*** (42.57) | 18.782*** (12.00) |
| Constant | -6.545*** (-2.76) | 2.346 (0.35) | -839.427*** (-41.14) | -397.983*** (-11.50) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| Observations | 36,612 | 36,205 | 30,071 | 29,882 |
| R-squared | 0.008 | 0.623 | 0.076 | 0.644 |
| Year FE | NO | YES | NO | YES |
| Individual FE | NO | YES | NO | YES |

t-statistics in parentheses

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

3.2 内生性检验

虽然本文使用双向固定效应来缓解部分遗漏变量产生的内生性问题，但其他的内生性如反向因果等仍然存在，比如某地区的企业创新能力普遍强，可能会促进当地的金融科技水平进一步发展。基于此，本文借鉴谢绚丽等（2018）^[3]的研究，使用所在地的互联网宽带接入户数（IV）作为工具变量进行两阶段回归。该工具变量合理之处在于：其一，互联网宽带用户接入数量，可作为衡量当

地互联网普及程度的指标,体现出该地区互联网经济的繁荣状况。并且,这一接入数量与金融科技的发展程度存在着紧密的内在联系,因此满足相关性的要求;其二,当地的互联网宽带使用人数多少与一个企业是否有创新能力并不相关,因此满足排他性要求。

数据显示,工具变量的估计系数显著为正,且F值大于10,说明不存在弱工具变量问题。虽然第二阶段的估计系数有所下降,但由工具变量剥离出来的金融科技发展水平净效益仍然与基准回归方向一致,在一定程度上表明,考虑内生性问题后,金融科技仍然能够促进企业的创新水平提升。

3.3 稳健性检验

更换被解释变量。本文首先采取更换被解释变量的衡量方式进行稳健性检验。基准回归当中使用企业的发明专利申请数量以衡量企业创新水平。在基准回归的基础上,先将其替换成实用新型专利总申请数。更换被解释变量后的结果仍然在1%水平上显著为正^[4]。可见,金融科技仍然能够促进企业创新水平的提升,说明本文结果是稳健合理的。

更换样本区间。为检验结果的稳健性及考察金融科技发展水平对企业创新水平的影响随时间变化,本文剔除受疫情影响的年份,即样本当中2020年及以后的年份,重新进行新的样本区间回归。回归结果不受时间区间的改变而改变,结论仍然是稳健的。

更换核心解释变量。北京大学数字金融研究中心根据蚂蚁金服的交易账户数据,从多个维度构建了我国地级市数字金融发展指数,该指标能够较好地反映地市级金融科技水平^[5]。基于此,本文借鉴王世文(2023)的方法,选取中国地市级数字普惠金融总指数(Index)衡量地区金融科技水平,进行稳健性检验^[6]。结果显示,再更换核心解释变量的衡量方式后,本文的结果仍然是稳健的。

4 结论与建议

本文使用2004-2020年的中国上市公司的数据,研究了地区的金融科技发展如何促进企业创新水平的提升。研究表明:金融科技发展对企业创新能力的影响显著为正,地区的金融科技水平每提升1个单位,企业的创新水平能够提

升7.559。且这一结果在考虑了内生性问题、以及一系列稳健性检验之后仍然成立。由此,本文提出以下建议:

第一,着力强化各地区金融科技基础设施的建设力度,进一步助力我国金融科技朝着高质量方向稳健迈进,尤其是注对向西部地区的企业给予更多的政策倾斜,为西部地区金融科技发展注入更多应用型人才,缩小我国金融科技发展水平的地区差异。

第二,出台一系列扶持金融科技的政策举措,涵盖资金投入、税收减免优惠、创新成果奖励等方面,以此激励企业踊跃投身于金融科技领域开展创新实践活动。与此同时要重视数据安全和隐私保护政策,为企业明确的数据管理规范和安全保障,以促进金融科技创新的可持续发展;

第三,鼓励金融机构和科技企业开展合作,促进金融科技创新和技术共享,同时推动金融市场的开放和竞争。

参考文献:

- [1] 潘红波,高金辉.数字化转型与企业创新——基于中国上市公司年报的经验证据[J].中南大学学报(社会科学版),2022,28(05):107-121.
- [2] 邓治军,杨鹏.金融科技与企业绿色创新——基于融资约束视角的分析[J].产业创新研究,2023(15):124-126.
- [3] 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),2018,17(04):1557-1580.
- [4] 吴非,丁子家,车德欣.金融科技、市场化程度与企业数字化转型[J].证券市场导报,2023,(11):15-31.
- [5] 林青宁,毛世平.科技金融与企业创新:财政资金有引导作用吗[J/OL].科学学研究,1-14[2024-01-21]<https://doi.org/10.16192/j.cnki.1003-2053.20231026.003>.
- [6] 张巍,毕慧娟.科技金融提升硬科技企业创新能力的对策建议[J].现代工业经济和信息化,2023,13(09):49-52.

作者简介:

黄敏璇(1999-),女,上海大学,硕士,研究方向:金融。