

金融市场化与企业技术创新:机制与证据*

白俊红¹ 刘宇英²

(1. 南京师范大学商学院, 江苏 南京 210023;

2. 南开大学经济学院, 天津 300071)



内容提要:在中国推进经济高质量发展、建立创新型国家的进程中,充分发挥金融支持企业技术创新的功效至关重要。本文从金融市场化的视角,就金融市场化如何影响企业技术创新进行了理论分析,并从银行信贷资金分配市场化和金融结构两个层面构建金融市场化指数,采用两阶段最小二乘法,实证考察了金融市场化对企业技术创新的影响效应及传导机制。研究发现:金融市场化进程对企业技术创新具有显著的促进作用;就传导机制而言,金融市场化有助于缓解企业外部融资约束和增强企业内部研发支出,从而推动企业创新能力的提升。在替换不同度量指标、采用不同方法以及剔除异常样本点以后,这一结果依然稳健。进一步研究发现,金融市场化对企业技术创新的促进效果受政府干预程度的影响,并且具有明显的空间差异。本文结论为中国深化金融市场化改革,进而促进创新型国家建设提供政策启示。

关键词:金融市场化 技术创新 机制

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2021)04—0039—16

一、引言

自主创新不仅是企业增强核心竞争力的重要手段,也是一国经济实现高质量发展的动力源泉(潘越等,2015)^[1]。尤其是对于处于转型时期的中国而言,面对资源和环境约束的双重压力,经济发展必须向创新驱动的内涵式增长方式转变。因此,当前阶段,如何有效地支持企业的创新发展,便成为学界和政界共同关注的一项重要议题。金融支持对企业创新的重要性不言而喻。对于企业创新而言,由于需要巨额的资金投入且周期较长,因而需要一个高效、健全、稳定的金融体系来为其提供充足的资金支持(孙德梅等,2014)^[2],以保障创新活动的顺利开展。近年来,中国的金融部门不断深化市场化改革,为经济的高速发展提供了持续的金融支持。2020年4月,中共中央和国务院发布《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,明确强调“推进资本要素市场化配置,健全多层次资本市场体系,优化金融资源配置”,进一步加快金融体系市场化改革。那么,中国的金融市场化改革是否与推动经济转型升级的现实需求相匹配,即金融部门市场化进程的推进是否能够有效地促进企业的技术创新?其内在机制是什么?本文将对这些问题做重点考察。

改革开放以来,中国实施的一系列以市场化为导向的改革措施为经济增长提供了良好的环境

收稿日期:2020-11-28

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“协同创新与空间关联对区域创新绩效的影响机理及实证研究”(71573138);国家自然科学基金面上项目“研发要素流动对区域创新绩效的影响:基于空间资源配置的视角”(71874084);江苏省高校哲学社会科学重点研究项目“高校科技成果的产权化及产业化问题研究”(2016ZDIXM022)。

作者简介:白俊红,男,教授,博士生导师,研究领域是技术创新与管理,电子邮箱:nsdbjh@126.com;刘宇英,男,博士研究生,研究领域是技术创新与管理,电子邮箱:liuyuying_nk@126.com。通讯作者:刘宇英。

和制度保障(戴魁早和刘友金,2013)^[3]。与此同时,作为中国经济运行核心之一的金融部门也在不断深化市场化改革:国有银行实行商业化改革和公开上市(巴曙松等,2005)^[4],股份制商业银行的占比不断上升,银行业准入限制的放宽也使得民间资本和外资得以进入,信贷资金配置的市场化程度逐步提高(李青原等,2013)^[5]。这些改革措施极大地增强了金融体系的竞争性和活力,为中国经济的高速发展提供了稳定的金融支持。经过多年的市场化改革,中国的金融体系日趋完善,企业的融资渠道逐步扩宽。融资方式的多元化有助于逐步缓解企业的信贷约束,进而对企业的技术创新活动产生重要影响(周彬蕊等,2017)^[6]。与此同时,政府对金融资源配置的直接干预逐步减少,金融资源配置市场化水平进一步提高,为金融体系更好地服务企业创新和实体经济发展提供了保障。在此背景下,本文从金融市场化的视角,理论分析和实证检验金融发展过程中市场化因素对企业技术创新的影响及其作用机制,无疑具有重要的理论价值与现实意义。

金融市场具有信息集散、风险化解和企业监控等功能(Love,2003^[7];周业安和赵坚毅,2005^[8])。但是,这些功能的有效发挥可能需要依赖于金融市场化水平的提高。特别是对于中国这样一个处于转型时期的新兴经济体而言,金融体系的建立与完善更是一个从无到有的复杂过程。在此过程中,随着市场化程度的提高,金融体系的市场配置资源机制逐步健全,企业创新面临的融资环境亦趋于改善,融资效率不断提高。现有研究在考察企业创新时虽然已经关注到了金融体系的重要作用,但这些研究较多以金融相关比率或麦氏指标来反映一国或地区的金融发展水平(孙婷等,2011^[9];李苗苗等,2015^[10];孙晓华等,2015^[11];刘金全等,2017^[12]),侧重于对金融工具和金融机构发展规模的考量,忽视了金融发展过程中由于市场化水平不同而导致的金融资源配置效率和质量问题(杨志群,2013)^[13]。事实上,金融发展的内涵除了包括金融规模的扩张外,还应包括金融结构、制度的完善与资金配置效率的提高。尤其是对于中国这样一个处于转型时期的新兴经济体而言,由于前期存在较多的金融抑制和政府干预,金融资源配置呈现出显著的非市场化特征,这也一定程度上使得采用金融机构年末信贷余额/GDP、M2/GDP等相对规模指标,可能会过高测度金融市场的发展水平,致使对金融市场如何影响企业创新产生误判。因此,有部分学者开始关注金融发展过程中市场化因素的重要作用(解维敏和方红星,2011^[14];唐建新和陈冬,2009^[15]),但这些研究并未就金融市场化影响企业技术创新产出的渠道和机制进行详实的理论分析和严格的实证检验,这无疑不利于金融发展支持企业技术创新理论的完善和政府相关部门政策制定的有的放矢。

相较于以往研究,本文的贡献主要体现在:第一,本文从企业外部融资约束和内部研发支出两个层面,深入揭示金融市场化进程推动企业技术创新的内在机制,将四者纳入一个统一的分析框架,探究金融市场化在影响企业技术创新过程中可能扮演的重要角色及影响渠道,从而在理论上进行积极的探讨,并辅之以严格的实证检验,为理解金融市场化与企业创新之间的关系提供了新的经验证据。第二,借鉴樊纲等(2011)^[16]的市场化指数构造方法,本文从“信贷资金分配市场化”和“金融结构”两个层面构建金融市场化指标,以对各地区的金融市场化水平进行定量考察。相关结论亦可为金融支持促进企业创新活动的有效开展,以及创新型国家建设提供政策启示。

二、理论分析与研究假设

金融市场化是指一个国家或地区金融部门的运行从主要由政府管制转变为由市场力量决定的过程(周业安和赵坚毅,2005)^[8]。McKinnon(1973)^[17]和Shaw(1973)^[18]认为,只有推动金融市场化进程,才能有效发挥金融体系的资源配置功能,进而促进经济增长。此后,学者们通过大量的理论和实证研究发现,金融市场化具有减轻金融抑制(Huang,2010)^[19]、降低企业的融资成本(Laeven,2003)^[20]、缓解信息不对称(Stiglitz,2000)^[21]等功能,可以有效提高金融体系的资源配置效率进而推动经济的长期增长(Galindo等,2007)^[22]。与此同时,研发创新作为推动经济持续增长

的核心动力一直以来备受关注。学者们基于不同的视角对影响企业技术创新的因素进行了较为丰富的考察,其中也不乏研究涉及到了金融市场的作用,并且发现良好的金融市场有助于为企业创新提供更好的资金支持,从而促进企业创新能力的提升(Benfratello等,2008)^[23]。本文将结合现有研究,尝试对金融市场化影响企业技术创新的内在机制进行归纳和总结。

企业技术创新活动具有高风险和高投入特征,能否获取充足稳定的外部资金支持是关乎创新成败的关键(谭小芬等,2016)^[24]。事实上,金融首要的功能是为企业提供融资支持,而且融资功能暗含着风险分散、信息处理、价值发现和公司治理等内在的功能(贾俊生等,2017)^[25],但这些功能的有效发挥很大程度上依赖于金融体系市场化水平的提高。过去,我国的信贷资源更多地由政府根据计划进行分配,市场化水平不高。金融市场化水平的提高,降低了政府对金融机构的过度干预,使得金融机构在一定程度上能够行使自主权,利用自身的专业优势甄选优质创新项目,并将资金更多地配置于效率更高的创新部门。同时,市场化水平越高,资本和信息流动障碍越少,这不仅有助于创新型企业获得更为充足的资金支持,还有助于投资者充分获取企业的相关信息,从而降低投资者和企业之间的信息不对称问题(Laeven,2003)^[20]。此外,金融市场化的推进还在一定程度上增强了金融机构之间的竞争,这无疑有助于创新型企业研发资金的获取和融资成本的降低,进而推动其创新活动的顺利开展。因此,本文提出以下假设:

H₁:金融市场化对企业技术创新具有正向促进作用。

那么金融市场化影响企业技术创新的内在机制是什么?本文认为金融市场化进程的推进可以通过缓解企业外部融资约束和激励企业内部研发支出两条途径作用于企业的技术创新。

1. 金融市场化水平的提高有助于缓解企业创新的外部融资约束

银企之间的信息不对称和创新的高风险特征会强化金融机构的借贷行为,使企业创新面临较强的融资约束(汪昌云等,2014)^[26]。尤其是对于民营企业,在中国金融资源配置受政府干预影响的现实条件下更难以获得充足的创新贷款。金融市场化水平的提升则在一定程度上有助于缓解这一问题。一方面,随着金融市场化进程的推进,政府对金融资源配置的直接干预会逐步减少,金融资源配置扭曲现象会得到一定程度的缓解,从而有助于更多的金融资源从创新效率较低的国有企业或传统生产部门向创新效率更高的民营企业或研发创新部门转移,为创新型企业提供良好的融资环境(谭小芬等,2016)^[24];另一方面,金融市场化改革有助于减轻银企之间由于信息不对称而带来的逆向选择和道德风险。由于信息不对称效应,银行往往难以准确衡量企业创新项目的价值,一般会采取较高的贷款利率定价,这无疑在一定程度上抑制了企业创新活动的开展。随着证券等金融市场的不断完善,信息的流动将更加充分。证券市场汇集了大量的潜在投资者,其所拥有的信息可以通过市场交易最终汇聚到证券价格的变动之中(Allen和Gale,1997)^[27],从而可以更为有效地反映企业创新项目的潜在价值,并为其提供资金支持。同时,证券市场融资不需要企业提供额外的担保抵押,更有利于降低企业的融资成本。因此,本文提出以下假设:

H₂:金融市场化有利于缓解企业的融资约束,从而促进企业技术创新。

2. 金融市场化水平的提升有利于激励企业增加研发支出

由于创新活动具有周期长、风险大等特征,企业须有充足的资金支持作为其研发投入的保障,而当企业面临较高的创新风险和融资约束而又无法通过外部途径化解时,便会在一定程度上削弱其进行创新的积极性,自动缩减研发支出(汪昌云等,2014)^[26]。随着金融市场化水平的提升,一方面,证券市场得到逐步发展和完善,这无疑有利于通过金融创新和产品组合分散创新项目的风险,从而增强企业创新的积极性,并激励其增加研发投入(王贞洁和沈维涛,2013)^[28];另一方面,金融市场化水平的提高有助于在一定程度上降低政府对金融资源配置的干预,从而使市场价格信号更为真实地反映企业创新项目的潜在价值。创新企业的管理层亦可以通过市场观察获取更多的外部

信息,了解市场对于创新项目的信心和价值评价,不断改进研发策略,提高创新效率(Chen, 2006)^[29]。不仅如此,金融市场化水平的提高还有助于营造更好的法律和制度环境,降低外部债权人对企业研发支出的监管成本(Aghion等,2005)^[30],提高管理层的创新努力程度,从而更好地克服委托代理问题,提升企业开展研发创新活动的积极性,增加研发支出。因此,本文提出以下假设:

H₃:金融市场化有利于激励企业增加研发支出,从而促进企业技术创新。

三、研究设计

1. 模型设定

为了考察金融市场化对企业技术创新的影响,本文构建如下计量模型:

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta FM_{it} + \sum \theta_j X_{ijt} + \mu_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y_{it} 为企业技术创新产出; FM_{it} 为金融市场化指数; X_{ijt} 为第 j 个控制变量; μ_i 为地区固定效应, ψ_t 为时间效应; ε_{it} 为误差项,服从正态分布。

2. 指标构建

(1)创新产出。对于企业技术创新的产出,本文采用发明专利申请量(*Patent*)和新产品销售收入(*Revenue*)来表征。其中,前者体现了企业技术创新过程中新知识、新技术的产生,而后者则在一定程度上反映了创新成果的商业化价值。需要注意的是,在中国,专利分为发明专利、实用新型和外观设计三种类型,而三者所包含的新知识和新技术信息存在差异。发明专利所蕴含的创新价值要明显高于另外两种专利,故其更能够体现企业技术创新的质量和價值所在。因此,本文采用发明专利而非总的专利数来表征企业的技术创新水平。另外,相对于申请量,授权量容易受到审核机构的审查干预,并且具有较长的时间滞后,因而本文采用专利申请量而非授权量。

(2)金融市场化。对于金融市场化的测度,影响较大的是樊纲等(2011)^[16]和王小鲁等(2017)^[31]构建的金融市场化指数。但遗憾的是,樊纲等(2011)^[16]的《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告》只包含1999—2009年分省份的金融市场化指数,随后王小鲁等(2017)^[31]只公布了2010年、2012年和2014年的分省份金融市场化指数,且2009年之后该项指标的统计口径发生了变化,不适用于本研究的开展。此外,樊纲等(2011)^[16]构建的金融市场化指数侧重于反映信贷市场的市场化水平,缺乏对金融结构的考量,而信贷市场和资本市场由于价格信号和风险分散等功能的不同,对企业技术创新的支持程度亦会有所差异。因此,本文在周彬蕊等(2017)^[6]的基础上,参照樊纲等(2011)^[16]的指标构建方法,从“信贷资金分配市场化”和“金融结构”两个层面来构建本文的金融市场化指数。

1)银行信贷资金分配市场化。与樊纲等(2011)^[16]一致,本文采用银行分配给非国有企业的贷款占GDP的比重来衡量信贷资金配置的市场化水平。长期以来,由于我国的金融体系尚处于一个渐进式的变革过程当中,国有企业和非国有企业在银行信贷资金获取上存在较大差异,国有企业能够以更加优惠的条件获取更大比例的银行贷款(何贤杰等,2008)^[32]。因此,非国有企业贷款比例的上升,说明银行信贷市场的竞争机制发生了变化,市场原则在银行信贷资金分配中发挥了更大的作用,因而在一定程度上可以表明银行信贷市场的市场化程度在逐步提高。本文借鉴李青原等(2013)^[5]的研究^①,运用“残差结构一阶自相关”固定效应方法估算非国有企业的贷款比重:

$$Credit_{it} = \alpha + \beta Soe_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{i,t-1} + \delta_{it} \quad (3)$$

^① 模型(2)和模型(3)的各指标定义参见李青原等(2013)^[5],限于篇幅,备索。

李青原等(2013)^[5]在模型(2)中采用的解释变量 Soe_{it} 为各地区国有企业产值占工业生产总值的比重。但本文认为,考虑到国有企业的平均生产效率低于民营企业,而信贷资金分配给国有企业的比例远远高于其产出比例,其结果可能在一定程度上导致银行国有企业贷款比例与国有企业产出份额之间并非具有很强的对应关系。因此,本文采用与银行国有企业贷款比例关系更为密切的国有企业固定资产投资额占全社会固定资产投资额的比重作为解释变量 Soe_{it} 。当然,在后文的稳健性检验部分,本文也参照李青原等(2013)^[5]的研究,采用国有企业产值占工业生产总值的比重作为解释变量重新计算银行信贷市场化得分。估计结果如表 1 所示。

表 1 对非国有企业的信贷估计(AR1/固定效应)

| 变量 | 系数 | T 值 |
|------------|--------|--------|
| Soe_{it} | 0.8462 | 3.0500 |
| $\rho(ar)$ | 0.7355 | |
| R^2 | 0.7251 | |
| 观测值 | 510 | |

资料来源:作者整理

Wooldridge-Test 检验 F 统计量的相伴概率为 0.000,强烈拒绝“不存在一阶自相关”的原假设,因此,本文认为随机误差项 ε_{it} 存在一阶自相关的模型设定是合理的。估计出系数 β 之后,用全部银行信贷占 GDP 的比重 $Credit_{it}$ 减去由国有企业固定资产投资比重解释的部分 βSoe_{it} ,可以得到银行分配给非国有企业的信贷比重。

2) 金融结构。现有一些研究单独考察了某一类市场,如银行信贷市场或股票市场对企业技术创新的影响。但是,这些研究尚未充分关注到我国市场化进程中各类金融市场发育程度的差异,即金融结构对企业技术创新的影响。实际上,金融结构也会影响企业的创新过程(林毅夫和姜烨,2006)^[33]。考虑到我国是一个新兴加转型的经济体国家,在银行信贷市场和证券资本市场从无到有的过程中,由于渐进式改革所导致的不同类型金融市场的改革进程不一致,这也可能引发不同金融市场发育程度的差异性。我国证券市场起步较晚,且改革进程又明显滞后于银行信贷市场,致使证券市场的发育较为缓慢,其市场发育程度要远远低于银行市场,逐步形成了目前以银行市场为主导、企业融资以间接融资为主的金融市场体系。市场化改革的推进,大大提高了金融市场的发育程度和企业融资中直接融资所占的比重。股票证券市场的发展拓宽了企业的融资渠道,企业不仅能够通过银行以间接融资的方式获取信贷资金支持,而且可以在证券市场寻求直接融资(周彬蕊等,2017)^[6]。现有研究表明,相较于传统银行信贷市场,证券市场在分散投资、风险化解和信息集散方面具有更好的表现。证券市场由于具有使投资者共享收益、分散风险的优势,汇集了不同风险偏好的投资者,因而对具有高风险特征的企业技术创新活动具有更好的促进作用。同时,企业在证券市场上直接融资具有无需提供抵押担保的便利性,更易获得充足的资金支持,从而更有助于缓解企业技术创新活动面临的信贷约束。因此,考虑到金融市场的结构特征,即银行市场和证券市场之间的互动关系亦可能影响企业的技术创新过程,本文在衡量金融市场化时纳入金融结构指标。借鉴 Levine(2000)^[34]研究,本文从金融结构有效性的角度来构建金融结构市场化指数,具体定义为:金融结构有效性 = 股市总成交价比/信贷市场有效性。其中,股票市场总成交价比用“地区上市公司流通股票交易额/GDP”表示,信贷市场有效性用金融机构存贷比表示(王志强和孙刚,2003)^[35]。

在得到银行信贷资金分配市场化和金融结构两项指标的基础数据之后,本文根据王小鲁等(2017)^[31]的方法将其转化为基础得分指数。为了使最终构建的金融市场化指数跨年度可比,本文将基期年份设定为 2008 年,并将 2008 年基础指标在各省份之间的最大值和最小值分别设定为 10

和0。然后根据每个省份在2008年各项指标的具体数值确定其在0~10之间的得分。基期年份(2008年)的得分计算如下:

$$\text{第 } i \text{ 个指标的得分} = \frac{V_i - V_{\min}}{V_{\max} - V_{\min}} \times 10 \quad (4)$$

其中, V_i 是某个省份第 i 个指标 2008 年的基础数据, V_{\max} 和 V_{\min} 分别是 30 个省份 2008 年第 i 个指标基础数据中的最大值和最小值。

基期之后年份的指数得分计算公式如下:

$$t \text{ 年第 } i \text{ 个指数} = \frac{V_i - V_{\min(2008)}}{V_{\max(2008)} - V_{\min(2008)}} \times 10 \quad (5)$$

参照王小鲁等(2017)^[31]的研究,本文也采用简单算术平均法将两个单项指标合为一项总指标,进而得到各个地区2008—2016年金融市场化指数的实际得分。

(3)控制变量。为了尽可能减少由于遗漏变量而造成的估计偏差,本文还对其他可能影响企业技术创新的因素进行了控制。具体包括:企业规模(*Size*),用企业固定资产净值对数值表示。企业规模越大越有能力开展研发创新活动(张杰等,2017)^[36],但也可能面临管理体制僵化等问题而影响创新活力。企业利润率(*Profit*),定义为企业利润总额/总资产。较高的利润率能够为企业提供充裕的现金流保障,从而增强企业研发创新的内部融资能力,为企业创新活动提供稳定的资金支持(Brown等,2012)^[37]。企业出口(*Export*),用企业出口交货值占主营业务收入的比重表示(Chen等,2017)^[38]。企业资本密集度(*CI*),定义为企业固定资产净值/企业员工数。孙晓华等(2015)^[11]研究发现,资本密集度较高的企业倾向于在生产过程中依赖资本投入,而忽视技术创新的作用,挤占了企业对研发创新活动的资金投入,从而对企业创新产生负面影响。

3. 样本选择与数据来源

本文选取2008—2016年中国30个省份(西藏自治区除外)规模以上工业企业作为研究样本。原始数据来源于EPS数据库、历年《中国科技统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》及各省份《统计年鉴》。

如表2所示,各相关系数的绝对值均小于0.55,且方差膨胀因子(VIF)的取值在[1.17,1.75]区间范围内,远小于10,在可接受的范围之内,表明各解释变量之间不存在严重的多重共线性问题。

表2 各变量间的相关系数和描述性统计

| 变量 | <i>Patent</i> | <i>Revenue</i> | <i>FM</i> | <i>Size</i> | <i>Profit</i> | <i>Export</i> | <i>CI</i> |
|----------------|---------------|----------------|-----------|-------------|---------------|---------------|-----------|
| <i>Patent</i> | 1.0000 | | | | | | |
| <i>Revenue</i> | 0.9230 | 1.0000 | | | | | |
| <i>FM</i> | 0.2441 | 0.1329 | 1.0000 | | | | |
| <i>Size</i> | 0.8090 | 0.7778 | -0.0354 | 1.0000 | | | |
| <i>Profit</i> | 0.2439 | 0.3203 | -0.3932 | 0.2324 | 1.0000 | | |
| <i>Export</i> | 0.6026 | 0.5783 | 0.3177 | 0.3209 | 0.1429 | 1.0000 | |
| <i>CI</i> | -0.4485 | -0.5985 | 0.2140 | -0.2521 | -0.5039 | -0.4409 | 1.0000 |
| VIF | | | 1.52 | 1.17 | 1.55 | 1.71 | 1.75 |
| 均值 | 7.6594 | 7.3286 | 2.757 | 8.7698 | 0.0695 | 0.0747 | 0.4030 |
| 标准差 | 1.5096 | 1.5995 | 1.8499 | 0.8199 | 0.0299 | 0.0777 | 0.2507 |
| 最小值 | 3.3322 | 2.0884 | 0.1155 | 6.2697 | -0.0077 | 0.0009 | 0.0176 |
| 最大值 | 11.1297 | 10.306 | 12.4935 | 10.5572 | 0.2021 | 0.3771 | 1.6329 |
| 观测值 | 270 | 270 | 270 | 270 | 270 | 270 | 270 |

资料来源:作者整理

四、实证结果与分析

1. 基准回归

固定效应模型的估计结果如表 3 所示。需要说明的是,表 3 第(1)列和第(4)列采用了上文构建的总的金融市场化指数来度量各地区的金融市场化进程,但金融市场化指数是两个分项指标的加总,直接采用总金融市场化指数作为解释变量,暗含的假设是两个分项指标信贷资金分配市场化和金融结构对企业技术创新的影响系数大小一致,这样强行回归可能会面临方程设定偏误的问题。因此,本文将两个分项指标也分别纳入回归模型,检验其对企业技术创新的影响。其中,表 3 第(2)列和第(5)列为采用银行信贷资金分配市场化作为解释变量的回归估计结果,第(3)列和第(6)列为采用金融结构作为解释变量的回归估计结果。

表 3 基准回归结果

| 变量 | <i>Patent</i> | | | <i>Revenue</i> | | |
|---------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>FM</i> | 0.1999 *** (0.0405) | 0.1514 *** (0.0240) | 0.0084 (0.0419) | 0.1886 *** (0.0443) | 0.1018 *** (0.0272) | 0.0995 ** (0.0448) |
| <i>Size</i> | 1.0737 *** (0.0871) | 1.0599 *** (0.0844) | 1.1540 *** (0.0903) | 0.6682 *** (0.0953) | 0.6803 *** (0.0959) | 0.7250 *** (0.0965) |
| <i>Profit</i> | 2.6316 ** (1.2041) | 2.6793 ** (1.1652) | 1.6725 (1.2548) | 0.2104 (1.3166) | -0.0107 (1.3227) | -0.3865 (1.3417) |
| <i>Export</i> | -3.5242 *** (1.0463) | -3.3548 *** (1.0166) | -4.1432 *** (1.0921) | -3.7573 *** (1.1441) | -3.8087 *** (1.1539) | -4.2381 *** (1.1677) |
| <i>CI</i> | 0.3863 (0.2557) | 0.0268 (0.2645) | 0.7814 *** (0.2580) | -0.5010 * (0.2796) | -0.6335 ** (0.3002) | -0.0208 (0.2758) |
| 常数项 | -2.5827 *** (0.6846) | -2.4741 *** (0.6655) | -2.7747 *** (0.7180) | 1.4068 * (0.7486) | 1.4177 * (0.7554) | 1.0290 (0.7677) |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| Hausman 检验 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 样本量 | 270 | 270 | 270 | 270 | 270 | 270 |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内数字为相应的稳健标准误(双侧)

资料来源:作者整理

由表 3 第(1)列和第(4)列的估计结果可知,无论是以发明专利申请量(*Patent*),还是新产品销售收入(*Revenue*)来衡量企业的创新产出,金融市场化指数对企业技术创新的影响系数均在 1% 的水平上显著为正,与预期假设 H_1 一致。这也在一定程度上说明,在样本期间内,控制了其他因素后,金融市场化对企业技术创新具有显著的正向影响。就分项指标的回归结果而言,银行信贷资金分配市场化对企业发明专利申请量和新产品销售收入的影响均显著为正;金融结构对企业发明专利申请量的影响不显著,但对新产品销售收入的影响显著为正。采取不同的创新产出衡量指标之后,两个分项指标的回归结果出现了差异,其原因可能与模型存在内生性有关。下文将对模型可能存在的内生性做进一步处理。

2. 内生性问题处理

尽管上文回归结果显示,金融市场化对企业技术创新具有显著的正向影响,但模型可能存在的内生性问题会导致估计系数的有偏或非一致,进而影响估计结果的准确性。本文的核心解释变量金融市场化进程与企业技术创新之间可能存在着双向因果关系。一方面,正如前文所述,金融市场化水平的提高有助于促进企业创新活动的开展;另一方面,创新能力越高的企业作为一种“好”的信号,可能使企业更容易获得外部金融机构的融资,从而在一定程度上推动金融资源的“重新组合”和市场化进程。同时,企业的出口能力与创新之间也可能存在双向因果关系。此外,模型中可能存在的遗漏变量和测量误差也可能致使内生性问题的出现。为了对模型中可能存在的内生性问题进行控制,本文拟采用工具变量 2SLS 法重新对模型(1)进行估计。

就金融市场化而言,本文参照贾俊生等(2017)^[25]和陈长石等(2015)^[39]的研究,选取樊纲等(2011)^[16]的市场化指数中各省份中介组织的发育和法律制度环境指标在 1997—1999 年得分的均值作为金融市场化的一个工具变量。地区的金融市场化改革具有很强的历史依赖性,且与该地区的法律制度环境和中介组织发育程度息息相关。一般而言,律师事务所、会计师事务所和行业协会等市场中介组织的发育是市场完善程度的重要体现,且完善的法律制度环境有助于在一定程度上降低政府对金融资源配置的过度干预,从而为市场机制的有效运行提供保障,因而工具变量与内生变量之间具有很好的相关性。同时,本文采用的是该项指标的历史数据,与当前企业技术创新的相关性微乎其微(Acemoglu 等,2001)^[40],满足外生性条件。此外,由于增加工具变量的个数可以得到更有效的估计结果(毛其淋和盛斌,2012)^[41],本文还选用金融市场化指数的一阶滞后项作为它的第二个工具变量。就企业出口能力而言,本文参照黄玖立和李坤望(2006)^[42]的研究,选取海外市场接近度(FMA)作为工具变量。 FMA 的计算公式如下:

$$FMA_i = \begin{cases} 100 \times r_{ii}^{-1} & i \in Q \\ 100 \times (d_{ij} + r_{jj})^{-1} & i \notin Q, j \in Q \end{cases} \quad (6)$$

其中, Q 表示沿海省份的集合, $r_{ii} = \frac{2}{3} \sqrt{\frac{S_i}{\pi}}$ 表示沿海省份到海岸线的距离, S_i 为省份*i*的陆地面积, d_{ij} 表示内陆省份到最近的沿海省份的距离。

表4显示了IV-2SLS的估计结果。Kleibergen-Paap rk LM等统计量的检验结果表明,工具变量通过了过度识别和弱工具变量检验,即本文所选取的工具变量是有效的。在控制了模型可能存在的内生性问题之后,金融市场化指数对企业发明专利申请量与新产品销售收入均有显著的正向影响,这与基准模型的估计结果一致,表明金融市场化水平的提高有助于促进企业的技术创新。就分项指标的回归结果而言,控制了内生性问题之后,银行信贷资金分配市场化的回归系数均显著为正,一定程度上说明,以非国有部门信贷比重衡量的银行体系市场化对企业技术创新有显著的正向影响。这也意味着以银行部门为主的金融体系如果可以将更多的资金分配给非国有企业,为非国有企业R&D活动提供更好的信贷支持,籍此提高信贷资金配置的市场化水平,有助于促进企业技术创新水平的整体提升。金融结构的回归系数亦显著为正,一定程度上说明,随着证券市场的发展完善,金融结构得以优化,不仅为企业创新开拓了更多的融资渠道,而且有助于分散创新活动的风险,从而为企业技术创新提供更好的融资支持。控制了模型的内生性问题之后,企业规模和企业出口的回归系数均显著为正,表明企业规模的扩大和出口确实有助于提升企业的技术创新能力。资本密集度对企业发明专利申请量和新产品销售收入的影响均显著为负,与孙晓华等(2015)^[11]的研究结论一致,表明资本密集度较高的企业在生产过程中可能会更加依赖资本投入,而忽视了技术创新水平的提升。

表 4 工具变量两阶段最小二乘(IV-2SLS)估计结果

| 变量 | Patent | | | Revenue | | |
|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| FM | 0.1757*** (0.0237) | 0.1872*** (0.0283) | 0.1452*** (0.0225) | 0.0873*** (0.0327) | 0.0788* (0.0426) | 0.0881*** (0.0240) |
| Size | 0.9583*** (0.0460) | 1.0428*** (0.0587) | 0.8868*** (0.0427) | 0.9787*** (0.0669) | 1.0099*** (0.0761) | 0.9438*** (0.0640) |
| Profit | 3.1983** (1.4343) | 5.9018*** (1.8408) | 0.5183 (1.3529) | 2.4597 (1.5238) | 3.2485* (1.8310) | 1.3050 (1.5541) |
| Export | 4.8603*** (0.9424) | 2.0813* (1.2610) | 7.1180*** (0.8301) | 7.1565*** (1.2378) | 6.0917*** (1.7862) | 8.2331*** (1.0664) |
| CI | -2.0512*** (0.2126) | -2.3014*** (0.2272) | -1.8686*** (0.2183) | -2.5606*** (0.3175) | -2.6669*** (0.3385) | -2.4681*** (0.3056) |
| 常数项 | -0.4276 (0.4910) | -1.5720** (0.6433) | 0.6278 (0.4506) | -0.6086 (0.6686) | -0.9878 (0.8298) | -0.1140 (0.6326) |
| D-W-H 内生性 检验 | 2.6220 [0.0749] | 4.7883 [0.0092] | 2.6289 [0.0744] | 8.8698 [0.0002] | 6.5664 [0.0017] | 13.1610 [0.0000] |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 28.6450 [0.0000] | 22.560 [0.0000] | 35.9570 [0.0000] | 28.6450 [0.0000] | 22.560 [0.0000] | 35.9570 [0.0000] |
| Cragg-Donald Wald F 统计量 | 24.9960 {13.4300} | 16.9270 {13.4300} | 43.1650 {13.4300} | 24.9960 {13.4300} | 16.9270 {13.4300} | 43.1650 {13.4300} |
| Hansen J 统计量 | 0.4590 [0.4982] | 1.8240 [0.1768] | 0.192 [0.6610] | 0.3560 [0.5506] | 3.4410 [0.0636] | 0.1260 [0.7222] |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 240 | 240 | 240 | 240 | 240 | 240 |

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；()内数字为相应的稳健标准误(双侧)，[]内为相应统计量的 p 值，{}内为 Stock-Yogo 检验在 10% 显著性水平上的临界值，下同

资料来源：作者整理

3. 影响机制分析

上述估计结果表明，金融市场化对企业技术创新具有显著的正向影响。那么，其作用机制是什么？如前文所述，金融市场化促进企业技术创新可能基于以下两条渠道：一方面，金融市场化水平的提高，有助于分散创新风险，增强企业技术创新的积极性，即金融市场化水平的提升，有助于激励企业自身内部增加研发投入，从而促进其创新能力的提升；另一方面，完善的金融市场体系有利于缓解企业技术创新过程中面临的信贷约束，为其提供有力的资金支持，即金融市场化有利于提供更多的外部资金支持，从而促进企业技术创新水平的提高。本文拟采用 Baron 和 Kenny(1986)^[43]、温忠麟等(2004)^[44]的中介效应检验方法对上述两条作用机制进行检验，构建如下模型：

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \lambda FM_{it} + \sum \theta_j X_{ijt} + \mu_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Med_{ijt} = \alpha_1 + \varphi FM_{it} + \sum \delta_j X_{ijt} + \nu_i + \omega_t + \sigma_{it} \quad (8)$$

$$\ln Y_{it} = \alpha_2 + \lambda' FM_{it} + \omega Med_{ijt} + \sum \rho_j X_{ijt} + \psi_i + \tau_t + \zeta_{it} \quad (9)$$

其中，Med 代表中介变量，包括企业内部研发支出(K)和外部资金供给(Loan)。其中，内部

研发支出用企业 R&D 经费内部支出占主营业务收入的比重衡量,外部资金供给用 R&D 经费中来源于金融机构的贷款额占主营业务收入的比重衡量。2009 年之后,《中国科技统计年鉴》不再统计 R&D 经费支出中来源于金融机构的贷款数据,但仍公布了来源于政府、企业和国外的资金。因此,本文参照钟娟等(2012)^[45]的研究,用企业 R&D 经费内部支出总额减去来源于政府、企业和国外的资金,来近似地表征各地区规模以上工业企业 R&D 经费内部支出中来源于金融机构的资金供给。

检验中介效应最常用的方法是逐步系数检验法。逐步系数检验的第一类错误较低,但其检验力也较低,即系数乘积实际上显著而依次检验比较容易得出不显著的结论(Stock 等,2002)^[46]。因此,当第 2 步检验出现至少一个系数不显著时,可以采用 Sobel 法、乘积分布法、Bootstrap 法和马尔科夫链蒙特卡罗法(MCMC)等来直接检验系数乘积的显著性。2SLS 的估计结果如表 5 所示^①。其中,第(1)~(3)列检验了企业内部研发支出的中介效应,第(4)~(6)列检验了外部资金供给的中介效应。检验结果表明,金融市场化与两个中介变量的系数均显著为正,Sobel 检验 Z 统计量均大于 5% 水平上的临界值 0.97,这意味着企业内部研发支出和外部资金供给在金融市场化对企业技术创新的影响中存在着中介效应,即假设 H₂ 和假设 H₃ 成立。金融市场化水平的提高,能够通过激励企业增加研发投入和增加外部资金供给两条途径作用于企业的技术创新活动,推动了企业技术创新水平的提高。

表 5 影响机制检验

| 变量 | 促进企业内部研发支出 | | | 增加企业外部资金供给 | | |
|------------|---------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------------|-----------------------|------------------------|
| | <i>Patent</i> | <i>K</i> | <i>Patent</i> | <i>Patent</i> | <i>Loan</i> | <i>Patent</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>FM</i> | 0.1757*** (0.0237) | 0.0424*** (0.0112) | 0.1115*** (0.0160) | 0.1757*** (0.0237) | 0.0036*** (0.0004) | 0.1039*** (0.0308) |
| <i>Med</i> | | | 1.3564*** (0.1850) | | | 19.7821*** (5.9935) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 240 | 240 | 240 | 240 | 240 | 240 |
| Sobel 检验 | Z = 3.3638 > 0.97, 中介效应显著 | | | Z = 3.0988 > 0.97, 中介效应显著 | | |
| 中介效应 | 中介效应 = 0.0575 | | | 中介效应 = 0.0712 | | |
| 中介效应占比 | 中介效应/总效应 = 32.73% | | | 中介效应/总效应 = 40.53% | | |

资料来源:作者整理

4. 稳健性检验

(1) 更换信贷资金分配市场化的衡量指标。考虑到金融市场化指数的不同构造方法可能会对估计结果产生影响,本文进一步借鉴李青原等(2013)^[5]的方法,基于“国有企业产值/工业总产值”的角度重新计算银行信贷市场化指数及金融市场化指数,估计结果如表 6 所示。重新计算非国有企业信贷占比之后,金融市场化指数对企业发明专利申请量和新产品销售收入的估计系数仍显著为正,一定程度上表明本文的估计结果是稳健的。

① 限于篇幅,这里只显示了使用企业发明专利申请量作为被解释变量的中介效应检验结果。

表 6 更换信贷资金分配市场化衡量指标的稳健性检验结果

| 变量 | Patent | | Revenue | |
|-----------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|---------------------------------|
| | FE | 2SLS | FE | 2SLS |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>FM</i> | 0.1914 ^{***} (0.0360) | 0.1812 ^{***} (0.0285) | 0.1619 ^{***} (0.0398) | 0.0736 [*] (0.0428) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 240 | 240 | 240 | 240 |

资料来源:作者整理

(2)更换估计方法。为了进一步克服上文两阶段最小二乘(2SLS)估计过程中可能存在的异方差和弱工具变量问题,本文采用有限信息最大似然估计(IV-LIML)和广义矩估计(IV-GMM)方法对模型重新进行估计,结果如表7所示。换用不同的估计方法之后,*FM*的系数仍显著为正。这在一定程度上说明估计结果未明显受到潜在弱工具变量和异方差问题的影响,即金融市场化对企业技术创新的正向促进作用是稳健的。

表 7 更换估计方法的稳健性检验结果

| 变量 | Patent | | Revenue | |
|-----------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|
| | LIML | GMM | LIML | GMM |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>FM</i> | 0.1756 ^{***} (0.0238) | 0.1750 ^{***} (0.0238) | 0.0868 ^{***} (0.0329) | 0.0852 ^{***} (0.0329) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 240 | 240 | 240 | 240 |

资料来源:作者整理

(3)考虑滞后效应。考虑到企业的创新投入转化为产出需要一定的时间,即金融市场化水平等变量对企业创新产出的影响可能存在一定的时滞,本文将解释变量滞后一期,并采用OLS和工具变量2SLS方法重新进行估计,结果如表8所示。考虑滞后效应之后,*FM*的估计系数仍显著为正,结果仍具有稳健性。

表 8 考虑滞后效应的稳健性检验结果

| 变量 | Patent | | Revenue | |
|-----------|----------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|
| | FE | 2SLS | FE | 2SLS |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>FM</i> | 0.0942 ^{**} (0.0403) | 0.1735 ^{***} (0.0213) | 0.1423 ^{***} (0.0513) | 0.0745 ^{**} (0.0356) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 240 | 210 | 240 | 210 |

资料来源:作者整理

(4)剔除异常样本点的影响。中国不同地区的金融市场化水平存在较大差异。比如,2008—2016年间,北京的平均金融市场化水平为13.32,而河南的平均金融市场化水平仅为1.76。因此,本文借鉴毛其淋和盛斌(2012)^[41]的方法,将样本中金融市场化水平的平均值低于10%分位数值和高于90%分位数值省份予以剔除^①。重新估计结果如表9所示,*FM*的估计系数仍显著为正,因此,异常样本点并未对本文的主要结论造成实质性影响。结果是稳健的。

表9 剔除异常样本点的稳健性检验结果

| 变量 | <i>Patent</i> | | <i>Revenue</i> | |
|-----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | FE | 2SLS | FE | 2SLS |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>FM</i> | 0.2670*** (0.0489) | 0.4969*** (0.1907) | 0.2426*** (0.0550) | 0.4917** (0.2121) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 243 | 216 | 243 | 216 |

资料来源:作者整理

五、进一步研究

1. 政府干预程度的差异是否影响估计结果

企业研发创新活动需要巨额的资金投入,而金融体系在为企业提供信贷支持以保证技术研发活动的顺利开展过程中扮演着重要角色。前期由于我国金融市场化水平较低,地方政府在晋升压力的作用下可能利用银行改革的漏洞,以直接或间接的方式掠夺金融资源,如指令性贷款的存在可能使得银行贷款更多地流向可以创造稳定税收收入的传统行业(巴曙松等,2005^[4];周黎安等,2013^[47]),而技术密集型行业的创新活动却难以获得资金支持。林毅夫和姜烨(2006)^[33]研究发现,地方政府对城市商业银行的贷款行为具有较强的干预,可能会使信贷资源流向与地方政府关系密切的国有企业。因此,政府干预可能会在一定程度上弱化金融市场化对企业技术创新的正向促进作用。本文用地方政府财政支出占GDP的比重来衡量政府干预程度,计算样本期内各个省份的平均值,然后根据该值的中位数将30个省份划分为两组,生成政府干预的虚拟变量*GOV*及其与金融市场化水平*FM*的交互项*GOV*×*FM*,并运用工具变量2SLS进行估计,以考察政府干预程度的差异是否影响估计结果。

表10的第(1)列和第(2)列显示了纳入政府干预与金融市场化水平交互项*GOV*×*FM*的估计结果。*FM*的估计系数仍显著为正,而*GOV*×*FM*的估计系数却显著为负。这表明,政府干预会影响金融市场化对企业创新的促进作用。在政府干预较强的地区,金融市场化对企业技术创新的促进作用较弱。可能原因在于,在政府干预较强的地区,金融资源扭曲程度较高,因而金融市场化水平的提高难以有效改善金融资源配置扭曲,对企业技术创新的推动作用也就越弱。

^① 由于金融市场化指数是由银行信贷资金分配市场化和金融结构两个分项指标构成的,本文还按照相同的方法分别剔除了两个分项指标的异常样本点,最终得到24个省份样本点。结果显示,金融市场化对企业技术创新依然具有显著的正向影响。限于篇幅,此处并未列示。感兴趣的读者可以向作者索取。

表 10 政府干预的影响和空间异质性检验

| 变量 | 政府干预的影响 | | 空间异质性 | |
|------------------------|------------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| | <i>Patent</i> | <i>Revenue</i> | <i>Patent</i> | <i>Revenue</i> |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>FM</i> | 0.1799 ^{***} (0.0257) | 0.0714 ^{***} (0.0244) | 0.5565 ^{***} (0.1847) | 0.7014 ^{***} (0.1799) |
| <i>FM</i> × <i>GOV</i> | -0.0387 ^{***} (0.0042) | -0.1717 ^{***} (0.0411) | | |
| <i>FM</i> × <i>DQ</i> | | | -0.2569 ^{**} (0.1282) | -0.4018 ^{***} (0.1239) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间/地区效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 240 | 240 | 240 | 240 |

资料来源:作者整理

2. 空间异质性分析

由于历史、政策和地理环境等多重因素的影响,中国的区域经济发展呈现出明显的空间梯度格局。沿海和内陆地区的区域发展差距明显,金融市场化水平也存在较大的差异。因此,本文估计沿海和内陆地区金融市场化对企业技术创新的影响效应是否存在显著差异,以考察金融市场化影响企业技术创新的空间异质性。2SLS 的估计结果如表 10 第(3)列和第(4)列所示。其中,*DQ* 为地区虚拟变量,当省份属于沿海地区时 *DQ* 取值为 0,属于内陆地区时 *DQ* 取值为 1。*FM* × *DQ* 为金融市场化与地区虚拟变量的交互项。估计结果显示,*FM* 的估计系数均显著为正,而 *FM* × *DQ* 的估计系数均显著为负,这表明金融市场化对企业技术创新的影响在不同地区间呈现出显著差异:相较于内陆地区,金融市场化改革对沿海地区企业技术创新的促进作用更明显。这一估计结果与孙伍琴和王培(2013)^[48]的研究结论相似。沿海地区经过多年的发展,其本身金融体系较为健全,金融市场化水平也相对较高,政府对银行信贷资源配置的干预较少,因而金融市场化改革对于进一步缓解本地区企业融资约束进而促进企业技术创新水平的提升效果也就越明显。

六、研究结论与启示

企业技术创新能力的高低一定程度上体现了国家经济发展的质量和可持续发展水平。在当前中国深入推进金融市场化改革和落实创新驱动战略的背景下,深入考察金融市场化对企业技术创新的影响无疑具有重要的理论与现实意义。鉴于此,本文在理论分析金融市场化影响企业技术创新的基础上,从银行信贷资金分配市场化和金融结构两个层面入手,构建了金融市场化指数,实证考察了金融市场化对企业技术创新的影响。研究发现,金融市场化水平对企业技术创新具有显著的正向影响,金融市场化水平的提升有助于充分发挥金融支持企业技术创新的功效。进一步考察其作用机制发现,金融市场化有助于缓解企业的外部融资约束和增强企业的内部研发支出,从而促进企业技术创新能力的提升。在进行了多种稳健性检验以后,金融市场化对企业技术创新的正向影响依然稳健。此外,本文的研究还发现,金融市场化对企业技术创新的促进作用受政府干预程度的影响,相较于政府干预较强的地区,政府干预较弱地区的金融市场化水平提高对企业技术创新的促进效果更为明显;金融市场化对企业技术创新的影响具有明显的空间差异,金融市场化改革对于沿海地区企业技术创新的促进作用更为明显。

根据实证研究结论,本文提出以下两点政策建议:

第一,稳步推进金融市场化改革,提高金融服务企业创新的能力。在中国实施创新驱动战略的进程中,稳步推进金融体系市场化改革,既是《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》的重要内容,亦是建设高标准市场体系的内在要求。新时期应继续加快推进金融部门的市场化改革,从注重金融规模扩张转向注重金融资源配置效率提升,把更好地服务实体经济尤其是企业的技术创新活动作为出发点和落脚点。进一步破除银行信贷资源配置过程中存在的所有制歧视和利率扭曲现象,有效消除非国有企业获取信贷资源的瓶颈和障碍,通过各项政策安排鼓励信贷资源向研发效率较高的创新型企业流动,从而更好地发挥金融体系支持企业技术创新的功效。

第二,建立健全现代化金融市场体系,为企业创新提供多渠道的资金支持。与发达国家相比,我国的金融体系尚不完善,企业的融资渠道较少,限制了企业创新能力的提升。因此,在切实保持风险可控的前提下,应加快金融工具和金融产品创新,多渠道为企业创新提供资金支持,切实缓解创新型企业面临的融资困境。应充分利用现代化数字技术有效甄别高效率创新型企业,并为之提供有针对性的金融服务。通过金融市场化改革协调推进银行信贷市场和资本市场发展,充分发挥资本市场的信息披露、项目甄别和分散风险等功能,提高直接融资比重,逐步形成一个高效、健全、稳定的多层次金融体系,满足实体经济的金融服务需求,助推企业技术创新能力显著提升。当然,由于政府的直接干预一定程度上弱化了金融市场化对企业技术创新的正向促进作用,并且这一影响还具有明显的空间异质性,这就需要在有效降低政府行政干预、健全现代化金融市场体系的同时,还必须充分关注中国金融发展的地区差异,制定和实施针对性的政策措施,加快推进落后地区的金融市场化进程,这无疑有利于加快释放落后地区企业的创新活力并促进地区间创新的协调发展。

参考文献

- [1]潘越,潘健平,戴亦一.公司诉讼风险、司法地方保护主义与企业创新[J].北京:经济研究,2015,(3):131-145.
- [2]孙德梅,胡媚琦,王正沛,杨早立.政府行为、金融发展与区域创新绩效——基于省际面板数据的实证研究[J].武汉:科技进步与对策,2014,(20):34-41.
- [3]戴魁早,刘友金.行业市场化进程与创新绩效——中国高技术产业的经验分析[J].北京:数量经济技术经济研究,2013,(9):37-54.
- [4]巴曙松,刘孝红,牛播坤.转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J].北京:金融研究,2005,(5):25-37.
- [5]李青原,李江冰,江春.金融发展与地区实体经济资本配置效率——来自省级工业行业数据的证据[J].北京:经济学(季刊),2013,(2):527-548.
- [6]周彬蕊,刘锡良,张琳.货币政策冲击、金融市场化改革与企业风险承担[J].北京:世界经济,2017,(10):93-118.
- [7]Love,I. Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model[J]. Review of Financial Studies,2003,16,(3):765-791.
- [8]周业安,赵坚毅.我国金融市场化测度、市场化过程和经济增长[J].北京:金融研究,2005,(4):68-78.
- [9]孙婷,温军,秦建群.金融中介发展、政府干预与企业技术创新——来自我国转轨经济的经验证据[J].武汉:科技进步与对策,2011,(20):75-79.
- [10]李苗苗,肖洪钧,赵爽.金融发展、技术创新与经济增长的关系研究——基于中国的省市面板数据[J].北京:中国管理科学,2015,(2):162-169.
- [11]孙晓华,王昀,徐冉.金融发展、融资约束缓解与企业研发投入[J].北京:科研管理,2015,(5):47-54.
- [12]刘金全,丁娅楠,姬广林.金融发展与技术创新的内在关联性——基于金融结构视角的实证分析[J].济南:山东大学学报(哲学社会科学版),2017,(6):74-83.
- [13]杨志群.金融集聚、金融发展对企业技术创新的影响研究[D].天津:南开大学,2013.
- [14]解维敏,方红星.金融发展、融资约束与企业研发投入[J].北京:金融研究,2011,(5):171-183.
- [15]唐建新,陈冬.金融发展与融资约束——来自中小企业板的证据[J].北京:财贸经济,2009,(5):5-11.
- [16]樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各地区市场化相对进程2011年报告[M].北京:经济科学出版社,2011.

- [17] Mckinnon, R. I. Money and Capital in Economic Development [M]. Washington DC: Brooking Institution Press, 1973.
- [18] Shaw E. S. Financial Deepening in Economic Development [M]. New York: Oxford University Press, 1973.
- [19] Huang, Y. China's Great Ascendancy and Structural Risks: Consequences of Asymmetric Market Liberalization [J]. Asian-Pacific Economic Literature, 2010, 24, (1): 65 - 85.
- [20] Laeven, L. Does Financial Liberalization Reduce Financing Constraints [J]. Financial Management, 2003, 32, (1): 5 - 34.
- [21] Stiglitz, J. E. Capital Market Liberalization, Economic Growth and Instability [J]. World Development, 2000, 28, (6): 1075 - 1086.
- [22] Galindo, A., F. Schiantarelli, and A. Weiss. Does Financial Liberalization Improve the Allocation of Investment? Micro Evidence from Developing Countries [J]. Journal of Development Economics, 2007, 83, (2): 562 - 587.
- [23] Benfratello L., F. Schiantarelli and A. Sembenelli. Banks and Innovation: Microeconomic Evidence on Italian Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 90, (2): 197 - 217.
- [24] 谭小芬, 王雅琦, 卢冰. 汇率波动、金融市场化与出口 [J]. 北京: 金融研究, 2016, (3): 15 - 30.
- [25] 贾俊生, 伦晓波, 林树. 金融发展、微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析 [J]. 北京: 金融研究, 2017, (1): 99 - 113.
- [26] 汪昌云, 钟腾, 郑华懋. 金融市场化提高了农户信贷获得吗? ——基于农户调查的实证研究 [J]. 北京: 经济研究, 2014, (10): 33 - 45, 178.
- [27] Allen, F., and D. Gale. Financial Markets, Intermediaries, and Intertemporal Smoothing [J]. Journal of Political Economy, 1997, 105, (33): 523 - 546.
- [28] 王贞洁, 沈维涛. 金融生态环境、异质性债务与技术创新投资——基于我国制造业上市公司的实证研究 [J]. 北京: 经济管理, 2013, (12): 130 - 139.
- [29] Chen, H. Development of Financial Intermediation and Economic Growth: The Chinese Experience [J]. China Economic Review, 2006, 17, (4): 347 - 362.
- [30] Aghion, P., P. Howitt, and D. Mayer-Foulkes. The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence [J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120, (1): 173 - 222.
- [31] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [32] 何贤杰, 朱红军, 陈信元. 政府的多重利益驱动与银行的信贷行为 [J]. 北京: 金融研究, 2008, (6): 1 - 20.
- [33] 林毅夫, 姜焱. 经济结构、银行业结构与经济发展——基于分省面板数据的实证分析 [J]. 北京: 金融研究, 2006, (1): 7 - 22.
- [34] Levine, R., N. Loayza, and T. Beck. Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes [J]. Journal of Monetary Economics, 2000, 46, (3): 31 - 77.
- [35] 王志强, 孙刚. 中国金融发展规模、结构、效率与经济增长关系的经验分析 [J]. 北京: 管理世界, 2003, (7): 13 - 20.
- [36] 张杰, 郑文平, 新夫. 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新 [J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (10): 118 - 136.
- [37] Brown, J., G. Martinsson, and B. Petersen. Do Financing Constraints Matter for R&D? [J]. Social Science Electronic Publishing, 2012, 56, (8): 1512 - 1529.
- [38] Chen, Z., J. Zhang, and W. Zheng. Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms [J]. European Economic Review, 2017, 94: 205 - 220.
- [39] 陈长石, 刘和骏, 刘晨晖. 金融市场化与地区发展不平衡: 规模主导还是效率主导 [J]. 北京: 财贸经济, 2015, (11): 40 - 58.
- [40] Acemoglu, D., S. Johnson, and J. Robinson. The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation [J]. American Economic Review, 2001, 91, (5): 1369 - 1401.
- [41] 毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2012, (1): 181 - 210.
- [42] 黄玖立, 李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长 [J]. 北京: 经济研究, 2006, (6): 27 - 38.
- [43] Baron R. M., and D. A. Kenny. 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.
- [44] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 刘红云. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 北京: 心理学报, 2004, (5): 614 - 620.
- [45] 钟娟, 魏彦杰, 沙文兵. 金融自由化是否有利于企业的知识创新? ——来自中国制造业的证据 [J]. 天津: 南开经济研究, 2012, (4): 126 - 140.
- [46] Stock, J., J. Wright, and M. Yogo. A Survey of Weak Instrument and Weak Identification in Generalized Method of Moments [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20, (4): 518 - 529.
- [47] 周黎安, 赵鹰妍, 李力雄. 资源错配与政治周期 [J]. 北京: 金融研究, 2013, (3): 15 - 29.
- [48] 孙伍琴, 王培. 中国金融发展促进技术创新研究 [J]. 北京: 管理世界, 2013, (6): 172 - 173.

Financial Marketization and Enterprise Technology Innovation: Mechanism and Evidence

BAI Jun-hong¹, LIU Yu-ying²

(1. School of Business, Nanjing Normal University, Nanjing, Jiangsu, 210023, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjing, 300071, China)

Abstract: The level of technological innovation ability of enterprises reflects the quality and sustainable level of national economic development. In the process of promoting high-quality economic development and improving the level of innovation in China, it is very important to give sufficient financial support for enterprise to innovate. First of all, this paper analyzes the theoretical mechanism of financial marketization affecting enterprise technological innovation. Then, this paper constructs the financial marketization index from the two aspects of credit fund distribution marketization and financial structure, to quantitatively reflect the level of financial marketization of 30 provinces in China. Based on the data of Industrial Enterprises above Designated Size, we investigate the impact of financial marketization on enterprise technological innovation empirically. The positive effect is found. Financial marketization plays a significant role in helping enterprise to carry out R&D activities through financial support, which can ease the external financing constraints of enterprises and improve the level of technological innovation. After dealing with the endogenous problem by employing the two-stage least square method, the promotion effect of financial marketization reform on enterprise technological innovation is valid. After changing the measurement method of financial marketization index, using other estimation methods, considering the lag effect, and removing outliers, this result is still robust.

This paper also finds that internal R&D expenditure and external capital supply are served as two mediating channels from financial marketization to technological innovation of enterprises. Financial marketization helps to ease the external financing constraints and enhance the internal R&D expenditure of enterprises, so as to improve the level of technological innovation. On the one hand, the improvement of the level of financial marketization can disperse the risk of innovation, which will encourage enterprises to increase R&D investment. On the other hand, a perfect financial market system helps to reduce the information asymmetry between investors and enterprises, alleviate the principal-agent problem and provide more external sources of funds for enterprises to innovate. Further research shows that the promotion of financial marketization on enterprise technological innovation is affected by the degree of government intervention. Compared with the regions with strong government intervention, the promotion effect in regions with weak government intervention is more obvious. In addition, the impact of financial marketization on enterprise technological innovation has obvious spatial differences, and the promotion effect in coastal areas is more obvious.

The conclusions of this article provide a feasible path to improve the level of innovation of enterprises. The government should steadily promote the financial market-oriented reform to establish an efficient, sound and stable financial system gradually, which can provide financial support for the real economy in the development process, and boost the technological innovation of enterprises. A better financial system plays a significant role in allocating more credit resources to enterprises with higher innovation efficiency. In addition, reducing the government's administrative intervention on financial resources allocation is also important, so as to build a modern financial system. Considering the regional differences in China's financial development, we should formulate and implement targeted policies in different regions. Taking actions to accelerate the process of financial marketization in backward areas is undoubtedly beneficial to promote the coordinated development of innovation among regions.

Key Words: financial marketization; technological innovation; mechanism

JEL Classification: G20, O31, O32

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2021.04.003

(责任编辑:刘建丽)