

文章编号:1000-5862(2019)06-0620-10

利率市场化、信贷资源配置与企业技术创新 ——基于上证 A 股企业的实证分析

叶卫红¹ 宋 洁² 喻家驹²

(1. 江门职业技术学院教育与教育技术系, 广东 江门 529000; 2. 江西财经大学统计学院, 江西 南昌 330013)

摘要:管制利率限制了信贷业务自主定价过程, 导致信贷资源在企业技术创新投资和固定资产投资活动之间的错配。研究利率市场化对企业技术创新信贷资源约束的影响对我国经济由要素驱动向创新驱动转型的进程具有重要意义。该文采用系统 GMM 估计方法, 通过 2013—2016 年 A 股非银行类上市公司样本数据研究利率市场化对企业技术创新信贷资源约束及固定资产信贷资源约束的影响; 并在不同企业属性及行业特征企业之间对这种影响进行差异化分析。研究发现: 利率市场化有利于缓解企业技术创新信贷资源约束, 但对固定资产信贷资源约束无显著影响; 利率市场化有利于优化信贷资源在不同企业产权属性及行业特征的企业之间的配置, 主要表现为缓解了民营企业和高科技行业企业的信贷资源约束。

关键词:利率市场化; 技术创新; 信贷资源

中图分类号: F 832. 4; F 224. 0

文献标志码: A

DOI: 10. 16357/j. cnki. issn1000-5862. 2019. 06. 11

0 引言

改革开放以来, 全社会对技术创新在社会经济发展中重要性的认识持续加深, 创新热情不断提高, 创新资源的投入也不断加大。科技资源的大量投入和积累对我国整体技术创新能力的促进作用初步彰显: 中国国家创新指数在占世界经济总量 88% 的 40 余个主要国家中排名第 17 名, 其中“企业创新”指标排在第 11 位^①。长期以来我国科技创新的进步主要依赖于大量的资源投入, 但是这个过程中存在的资源投入盲目、积累效果差、利用效率低下的问题导致社会研发存量的增加未能带动企业技术创新水平的提升。而利率市场化作为资本要素价格改革的制度, 能有效缓解市场利率形成过程中的定价扭曲现象。利率市场化的推行使得存款利率和贷款利率的浮动不再受限, 将促进市场利率趋近其均衡水平。这一过程将使得国有企业和非高科技行业企业的融资成本提高, 进而抑制其过度融资需求, 其信贷融资决策对资金成本的重视程度将更高。国有企业和非高

科技行业企业过度融资需求下降也意味着流向民营企业和高科技行业企业的信贷资源增加, 可以在一定程度上缓解企业技术创新的信贷约束。

失败率高、周期长的现象普遍存在于技术创新项目过程中, 这使得为技术创新活动提供信贷资源面临较高的信用风险。因此追求稳健经营的商业银行为企业提供信贷资源的意愿较低, 使得企业技术创新面临的信贷资源融资约束较高。银行信贷资源更青睐于风险较低的固定资产投资, 并且银行信贷资源在不同企业产权属性及行业特征的企业之间存在配置失衡现象。在此背景下本文关注几个问题: 利率市场化能否促进信贷资源流向企业技术创新活动? 能否降低信贷资源在企业技术创新活动和固定资产投资活动之间的错配程度? 对信贷资源约束的缓解作用在不同企业产权属性及行业特征的企业之间是同质的还是异质的? 回答上述问题对于研究在利率市场化的制度环境下如何通过缓解企业技术创新的信贷资源约束来推进社会创新水平的提升具有重要的理论意义和现实意义。

收稿日期: 2019-06-27

基金项目: 国家自然科学基金 (71773041, 71973055), 国家社会科学基金 (18BJY001) 和江西省自然科学基金 (20181ACB29001, 20181BAA208044) 资助项目。

作者简介: 叶卫红 (1966-), 女, 江西南康人, 副教授, 主要从事经济数学研究。E-mail: hongyezi88@163.com

①数据来源:《国家创新指数报告 2016—2017》。

1 文献回顾

1.1 银行信贷资源与技术创新

现有文献主要以信贷资源配置和金融市场发展为视角来研究银行信贷资源对技术创新的影响。一方面,信贷资源错配会导致技术创新效率的低下,而信贷资源的有效配置则可以促进技术创新^[1-2]。另一方面,相关研究也发现功能完备的金融市场能为企业新产品和新技术的引入提供资金支持,进而提升金融资源的配置效率,改善生产效率和技术创新水平(W. Bagehot (1873)^①; J. A. Schumpeter (1911)^②)。金融体系进步对技术创新的推动作用也不断得到学者的证实^[3-6]。推动金融市场发展、完善企业融资渠道是提升科技创新的重要方式^[7]。

1.2 利率市场化与信贷资源配置

技术创新效率与包括利率市场化在内的制度环境强相关。受资本积累程度和金融市场发展程度的限制,新兴市场中政府经常对利率市场进行干预和管制以调控金融资源的配置。而政府的管控会使实际利率偏离市场的均衡利率,引发信贷资源在企业间的配置失衡:对部分企业而言信贷资金成本低于市场均衡利率,引发过度信贷需求;部分企业信贷资金成本高于市场均衡利率水平,导致其信贷需求相对萎缩。许多文献对利率市场化改革前后金融资源配置状况进行了研究。利率市场化改革之前,政府对利率市场干预较强,使得实际利率偏离市场均衡利率,并导致了资源的错配^[8-10]。政府对利率市场的干预对经济资源的配置效率也会产生影响。在政府干预下,利率市场化水平较低,实际利率偏离市场均衡水平,导致信贷资源配置失衡,企业融资成本发生偏离,进而导致企业投资行为扭曲,并减损社会经济资源的配置效率^[9]。在管制利率环境下,由于银行对利率水平的调整范围有限,导致银行在对风险较高的中小企业发放贷款时无法将利率提高至相应水平来覆盖企业违约带来的损失,进而阻碍了信贷资源向中小企业的流通^[10]。对利率市场化改革之后的研究发现,利率市场化的推进可以促进资源配置的优化^[11-15]。利率市场化改革后,利率将会提升至均衡水平,从而提高银行的信贷资源配置效率^[12]。此外,利率市场化还会对企业全要素生产率产生积极影响^[16]。

1.3 关于利率市场化与技术创新的研究

许多学者从信贷资源错配的视角对利率市场化与技术创新间的关系进行了研究,并发现利率市场化可以促进技术创新。一方面,利率市场化的发展先表现为对银行的影响,利率市场化的推进能够提升银行的技术创新^[17]。另一方面,在管制利率背景下,由于贷款利率浮动范围受限,银行对风险较高的创新型企业配给信贷无法获得相应风险补偿,使得信贷资源过度流向风险较低的大型传统型企业,进而导致风险较高的创新型企业信贷供给不足^[18]。而利率市场化的推进使得银行信贷规模的总体水平增长,促使企业获得更多的贷款支持,进而促进企业的技术创新能力^[19-20]。

通过文献梳理不难发现,已有研究认为利率市场化水平会对银行信贷资源配置产生影响,利率市场化水平的不足会引发银行信贷资源在企业间的配置失衡,进而导致技术创新型企业信贷融资困难。利率市场化的推进对社会技术创新具有促进作用。但现有文献尚未以信贷资源配置为视角对利率市场化与企业技术创新之间的关系进行研究,也无法很好地回答引言部分提出的问题。

2 理论分析与研究假设

利率市场化对企业技术创新信贷资源约束的作用路径如图1所示。

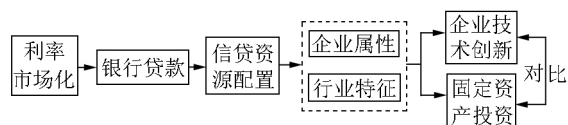


图1 利率市场化对企业技术创新信贷资源约束的作用路径

创新是企业持续发展的助力,是社会经济发展的源泉,而作为创新的主体,企业的创新行为对企业自身及国民经济的发展意义重大。信贷资源配置的失衡将引发创新型企业信贷配给的不足,抑制企业技术创新的发展。因此如何降低创新活动的信贷资源约束是企业面临的重要挑战。文献[21-22]发现金融自由化的提升会促进企业创新。作为金融自由化的重要指标,利率市场化水平的提升对提高资源配置效率具有重要的意义。文献[11-23]认为,在利润最大化的经营假设下,商业银行引导信贷资源合理配置的前提是能够对信贷业务自主定价,因此利率

①Bagehot W. Lombard street [M]. Homewood: Richard D Irwin ,1873.

②Schumpeter J A. Theory of economic development [M]. Cambridge: Harvard University Press ,1911.

市场化对于提升信贷资源配置效率、缓解部分企业信贷约束具有重要作用。

新兴市场中股权融资门槛和成本较高,因而企业经营活动(包括创新活动)对债务资金依赖程度较高。银行在金融体系中占主导地位,其信贷资源的配置效率对企业创新活动的影响至关重要。受资本积累程度和金融市场发展程度的限制,新兴市场中金融体系完善程度较低,政府对利率市场的干预影响较大,实际利率明显偏离其均衡水平,引发信贷资源在企业间的配置失衡,进而对企业技术创新活动产生不利影响。因此,当利率市场化水平较高时,这种信贷资源的配置失衡现象可以得到缓解,并进而缓解企业技术创新的信贷资源约束。因此提出假设 1:

H₁ 利率市场化改革降低了企业技术创新的信贷资源约束水平。

研发(R&D)项目是企业进行技术创新的主要方式。一般而言,研发项目亏损风险较高,因此银行在为企业 R&D 项目提供信贷资源时将面临着较高的违约风险。当利率受政府干预、利率市场化水平较低时,银行贷款利率的上浮空间有限,难以在此类信贷业务中获得合理的风险补偿,且高风险信贷业务的扩展不符合银行稳健经营的原则,因此银行为企业 R&D 项目提供信贷资源的意愿较低。B. H. Hall^[24]也发现,企业技术创新投资活动往往存在信息不对称和代理成本较高的现象,由此引发的逆向选择和道德风险使其债务融资能力有限,这在一定程度上约束了企业的创新投入。唐清泉等^[25]提出,对于低风险的固定资产投资来说,企业的大量债务资金用于固定资产投资,存在一定的过度投资倾向。固定资产投资低风险的特性对银行信贷资金具有较强的吸引力,因此当利率市场化水平提高时,更多地信贷资源流向高风险信贷业务,这一定程度上会降低信贷资源在固定资产投资信贷业务中的配置比例,有助于缓解风险较高的技术创新融资面临的信贷约束。但由于固定资产投资所受到的信贷资源约束程度较弱,利率市场化对其信贷资源约束的缓解作用可能并不大。因此提出假设 2:

H₂ 利率市场化对企业固定资产的信贷资源约束无显著影响。

在政府主导信贷配给的背景下,银行信贷资源的配置难以使其经济利益最大化。K. Tsai^[18]提出,在国企有政府背景的情况下银行信贷资金更倾向于流入配置效率较低的国企。江伟等^[26]发现,在实行管制利率制度时,民企融资约束严重。另一方面,相

关研究表明,行业技术水平越高,债务融资需求越强,高科技行业对银行信贷资源的需求旺盛。

就企业产权属性而言,由于国企担负了较重的社会责任,其经营状况对国民经济和社会稳定具有重要意义,加之国有背景的存在,使得国企在进行债务融资时较容易获得政府隐性担保,这意味着流向国企的信贷资源的预期违约损失率相对更小,即使当国企面临经营困境、偿债困难时,也可以在一定程度上获得政府援助。在管制利率背景下,银行更青睐于低风险信贷业务,这使得国企在信贷资源获取方面较民企具有显著优势。利率市场化后,由于银行贷款利率的上浮空间打开,在进行高风险信贷业务时能够通过提高贷款利率的方式获得足够的风险补偿,这有利于消除信贷资源在国企和民企之间的歧视性配置,进而缓解民企的技术创新信贷资源约束。对不同行业特征的企业而言,技术创新项目的收益和风险特性也不一样,高科技行业往往创新意识较强,且由于技术累积较为成熟,创新项目成功的概率比低科技行业更高。因此随着利率市场化,高科技行业技术创新活动的融资成本也就比低科技行业创新活动的融资成本更低,其创新项目的成功率比低科技行业优势进一步扩大,这使其更容易获得银行信贷支持,技术创新信贷资源约束将得到更显著的缓解。因此提出假设 3:

H₃ 利率市场化对民营企业及高科技行业企业技术创新的信贷资源约束的缓解更显著。

3 研究设计

3.1 变量选取

3.1.1 被解释变量 技术创新水平。当前学术界对企业的技术创新水平主要通过下面几种方法进行测度:(i)对技术创新的投入程度测度,如 D. Baysinger 等^[27]和 P. Berrone 等^[28]分别使用研发投入除以员工数的人均研发投入和研销比(研发投入与销售收入的比值)来测度;(ii)以技术创新的产出来测度,如 R. Kochhar 等^[29]。本文考虑到数据可获取性和实践意义,通过企业研发支出(R&D)与期初总资产(K)来计算技术创新水平($R\&D/K$),具体计算方式如表 1 所示。本文借鉴唐清泉等^[30]的方法测度固定资产投资(Q/K)。

3.1.2 解释变量 银行信贷资源(F_A)以长期借款占总资产的比例来表示。利率市场化程度(I_{RM})以一年期定期存贷利率差来表示,取值越小代表利率市

场化水平越高^[13]。

考虑到企业规模越大,企业研发投入潜力越高,因此企业规模与企业研发投入可能存在正相关关系。本文采用销售收入(S/K)与总负债(D/K)²进行控制。变量的定义与说明如表 1 所示。

表 1 主要变量定义与说明

变量名称	变量符号	变量定义与说明
技术创新	$R\&D/K$	$R\&D$ 为研发支出, K 为期初总资产
固定资产投资	Q/K	Q 表示当期固定资产增加额
利率市场化	I_{RM}	一年期存款利率与贷款利率的差额
信贷资源	F_M/K	长期负债/总资产额
销售收入	S/K	S 为销售收入,它表示企业规模的差异性
负债	$(D/K)^2$	D 为负债总额
国有企业	S_{OE}	$S_{OE} = 1$ 为国企; $S_{OE} = 0$ 为民企
民营企业	noS_{OE}	$noS_{OE} = 1$ 为民企; $noS_{OE} = 0$ 为国企
高科技行业企业	G_X	$G_X = 1$ 为高科技行业企业; $G_X = 0$ 为非高科技行业企业
非高科技行业企业	noG_X	$noG_X = 1 - G_X$

3.2 数据与样本

本文实证研究部分的样本包括 2013—2016 年间在中国深圳和上海证券交易所中所有 A 股上市公司(不包含银行类),共包含 3 409 组样本。微观数据通过 Wind 数据库获取,宏观数据通过中国人民银行官网获取。在剔除了有缺失数据的样本、亏损样本和 ST、* ST 类样本后共得到 685 组数据样本。

3.3 模型

考虑到我国金融市场不够完善,投资行为理性程度较低,企业托宾 Q 的误差可能较显著,本文借鉴文献[31-32]中的研究模型,并作适度调整,采用企业创新投资对信贷资源的敏感程度对企业创新投资的信贷资源约束进行测度,具体如下:

$$(W/K)_{it} = \alpha + \beta_0(W/K)_{it-1} + \beta_1(W/K)_{it-1}^2 + \beta_2(S/K)_{it-1} + \beta_3(F_M/K)_{it-1} + \beta_4(D/K)_{it-1}^2 + d_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中 W 可表示 $R\&D$ 或 Q ; d_t 为时间固定效应; ε_{it} 为误差项。当 W 表示企业研发支出时, β_3 显著大于 0 说明企业信贷资源水平(F_M/K)与下一年度的研发

支出/固定资产投资水平正相关,由于信贷资源约束水平与信贷资源水平负相关,因此不难发现此情况下企业信贷资源约束会限制企业研发支出/固定资产投资水平。为进一步开展研究,在模型(1)中加入 I_{RM} 与 F_M/K 的交互项:

$$(W/K)_{it} = \alpha + \beta_0(W/K)_{it-1} + \beta_1(W/K)_{it-1}^2 + \beta_2(S/K)_{it-1} + \beta_3(F_M/K)_{it-1} + \beta_4(F_M/K)_{it-1} \cdot I_{RM_{it}} + \beta_5(D/K)_{it-1}^2 + d_t + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

在(2)式中,若系数 β_3 显著大于 0,同时 β_4 显著小于 0,则说明利率市场化改革缓解了企业信贷资源约束对研发支出/固定资产投资水平的负面影响,且信贷资源约束越大,这种缓解效果越大。在(2)式基础上进一步引入企业的产权属性和所属行业的影响,加入了 2 组交互项:

$$(R\&D/K)_{it} = \alpha + \beta_0(R\&D/K)_{it-1} + \beta_1(R\&D/K)_{it-1}^2 + \beta_2(S/K)_{it-1} + \beta_3(F_M/K)_{it-1} \cdot g_{group1_{it-1}} + \beta_4(F_M/K)_{it-1} \cdot g_{group2_{it-1}} + \beta_5(D/K)_{it-1}^2 + d_t + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

在(3)式中, g_{group1} 和 g_{group2} 分别表示企业的产权属性和所属行业的虚变量。 $\beta_3 > 0$ 且显著,而系数 β_4 不显著,这说明 g_{group1} 存在技术创新的信贷资源约束, g_{group2} 不存在技术创新的信贷资源约束。进一步加入 I_{RM} 、 F_M/K 与分组虚拟变量 3 者的交互项:

$$(R\&D/K)_{it} = \alpha + \beta_0(R\&D/K)_{it-1} + \beta_1(R\&D/K)_{it-1}^2 + \beta_2(S/K)_{it-1} + \beta_3(F_M/K)_{it-1} \cdot g_{group1_{it-1}} + \beta_4(F_M/K)_{it-1} \cdot g_{group2_{it-1}} + \beta_5(F_M/K)_{it-1} \cdot g_{group1_{it-1}} \cdot I_{RM_{it}} + \beta_6(F_M/K)_{it-1} \cdot g_{group2_{it-1}} \times I_{RM_{it}} + \beta_7(D/K)_{it-1}^2 + d_t + \varepsilon_{it}. \quad (4)$$

在(4)式中,若 $\beta_3 > 0$ 且显著, $\beta_5 < 0$ 且显著,但 β_4 、 β_6 不显著,则说明 g_{group1} 存在明显技术创新信贷资源约束,但该约束随利率市场化的实行有所缓解,利率市场化对 g_{group2} 中企业影响不明显,对 2 类企业技术创新信贷资源约束均有缓解作用。

4 实证分析

4.1 单位根检验

表 2 结果显示各变量均已通过单位根检验。

4.2 样本描述性统计

变量描述性统计如表 3 所示。其中 $R\&D/K$ 的均值为 0.019,其标准差和最大值较大,这意味着我国企业创新投资的强度呈两极分化:少部分企业创新投资强度较高,而大部分企业技术创新强度较低。

从国企组和民企组的描述性统计来看,民企

$R\&D/K$ 均值大于国企,意味着民企创新意愿更强,但另一方面,民企信贷配置增量的均值远小于国企,意味着技术创新信贷资源在国企和民企间的配置失衡.信贷资源大量进入创新意愿低的国企,降低了信贷资源配置效率,配置给民企的信贷资源进一步降低,导致企业技术创新得不到足够的信贷资金支持.在 $R\&D/K$ 均值方面高科技行业企业是非高科技行业企业的约 2.18 倍,但在信贷资源均值方面高科技行业企业小于非高科技行业企业,意味着信贷资源大量进入创新意愿较低的非高科技行业,这是导致我国社会技术创新水平较低的另一重要原因.

表 2 单位根检验

变量	LLC	ADF	PP
$R\&D/K$	-149.138 (0.000)	1 924.23 (0.000)	2 131.35 (0.000)
I_{RM}	-81.524 (0.000)	1 648.63 (0.000)	3 019.52 (0.000)
F_M/K	-412.325 (0.000)	2 877.77 (0.000)	3 247.76 (0.000)
$(D/K)^2$	-63.149 (0.000)	1 856.57 (0.000)	2 441.92 (0.000)
S/K	-47.939 (0.000)	2 017.02 (0.000)	2 132.47 (0.000)

表 3 分样本的描述性统计

	变量	均值	标准差	最小值	最大值
所有企业	$R\&D/K$	0.019	0.015	0.000	0.092
	Q/K	2.312	1.852	0.485	13.928
	I_{RM}	2.756	0.088	2.398	3.112
	F_M/K	0.397	0.615	0.038	8.935
	$(D/K)^2$	1.000	0.000	1.000	1.001
	S/K	0.617	0.346	0.079	2.135
	S_{OE}	0.414	0.495	0.000	1.000
	G_X	0.534	0.498	0.000	1.000
企业产权属性	国有企业 $R\&D/K$	0.021	0.013	0.000	0.086
	国有企业 F_M/K	0.368	0.275	0.041	3.992
	非国有企业 $R\&D/K$	0.019	0.013	0.000	0.098
	非国有企业 F_M/K	0.479	0.580	0.009	5.687
行业特征	高科技行业企业 $R\&D/K$	0.031	0.020	0.000	0.135
	高科技行业企业 F_M/K	0.376	0.601	0.008	4.968
	非高科技行业企业 $R\&D/K$	0.009	0.013	0.000	0.085
	非高科技行业企业 F_M/K	0.470	0.398	0.145	3.026

4.3 实证结果

实证过程使用系统 GMM 方法估计了 (1)~(4) 式.前文提出的 3 个理论假设均得到了实证结果的支撑.在表 4 的创新投资模型 (1) 中 $(F_M/K)_{i,t-1}$ 回归系数显著为正,这意味着信贷资源约束普遍存在于所选样本中.在创新投资模型 (2) 中 $(F_M/K)_{i,t-1}$ 回归系数显著为正,但 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot I_{RM,t}$ 的回归系数显著小于 0,这意味着利率市场化改革降低了企业信贷资源约束对研发支出的负面影响,企业技术创新信贷资源约束有所缓解,假设 1 得到实证支持.在表 4 的固定资产投资的模型 (1) 中 $(F_M/K)_{i,t-1}$ 回归系数显著为负,固定资产投资的信贷资金较充足,样本固定资产信贷资源约束较弱.在固定资产投资的模型 (2) 中 $(F_M/K)_{i,t-1}$ 回归系数显著为负,且交互项 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot I_{RM,t}$ 回归系数显著为正,这说明利率市场化改革缓解了对固定资产信贷资源的过度配置,但其信贷资源约束未被缓解,与假设 2 预期一

致.管制利率市场下,银行信贷业务风险补偿机制不完善,信贷资源过度配置于风险较低的固定资产投资,在信贷资源相对有限的情况下,这意味着技术创新项目可获取的信贷资源更加匮乏,使得企业技术创新投资受限.假设 1 和假设 2 被验证说明利率市场化改革促进了信贷资源从过度配置的固定资产投资流向配置不足的技术创新投资领域,在一定程度上降低了信贷资源的错配程度,并促进了技术创新投资的增加.

从表 5 的企业产权属性分组回归结果来看,企业属性模型 (3) 的回归结果显示 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot S_{OE}$ 的回归系数不显著, $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noS_{OE}$ 的回归系数显著为正,这意味着国企无信贷资源约束,但民企面临显著的技术创新信贷资源约束.模型 (4) 中 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot S_{OE}$ 与 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noS_{OE}$ 的回归系数显著性与模型 (3) 的回归系数一致,但 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot S_{OE} \cdot I_{RM,t}$ 的回归系数不显著, $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noS_{OE} \cdot I_{RM,t}$ 的

回归系数显著为负,这说明信贷资源在利率市场化改革后大量流入民企技术创新活动,缓解了民企技术创新信贷约束,但该现象在国企中不明显。利率市场化改革使得高风险民企贷款对商业银行吸引力增加,促使信贷资源由创新意愿较低的国企向创新意愿较高的民企转移,缓解了民企技术创新信贷资源约束。

表 4 创新投资与固定资产投资实证检验结果

变量	创新投资		固定资产投资	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
$(R\&D/K)_{i,t-1}$	-0.289** (-2.103)	-0.292*** (-4.600)		
$(R\&D/K)^2_{i,t-1}$	1.255* (1.867)	1.362** (2.113)		
$(Q/K)_{i,t-1}$			-0.528*** (-7.271)	-0.493*** (-12.422)
$(Q/K)^2_{i,t-1}$			0.003* (1.821)	0.002* (-1.852)
$(F_M/K)_{i,t-1}$	0.002* (-1.752)	0.051*** (-3.472)	-0.031* (-0.171)	-9.622*** (-4.771)
$(D/K)^2_{i,t-1}$	5.855* (1.801)	10.118*** (4.221)	9741.070*** (8.983)	8825.208*** (13.687)
$(S/K)_{i,t-1}$	0.003** (1.661)	0.003** (2.388)	0.305* (1.897)	0.166* (-1.792)
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot I_{RM}$		-0.009*** (3.425)		4.110*** (4.762)
Constant	-6.002* (-1.905)	-9.857*** (-4.224)	8963.227*** (-8.933)	-8126.850*** (-13.672)
Sargen test	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(1)	0.698	0.199	0.011	0.005
N	651	651	651	651

注:括号内为z值,* ** *、* **、* 分别表示1%、5%、10%显著性水平。其中AR(1)为1阶自回归结果,Sargen值是过度识别检验,下同。

从表5的行业特征分组回归结果来看,模型(3)中 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot G_X$ 的回归系数不显著, $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noG_X$ 的回归系数显著为正,这说明技术创新信贷资源约束主要存在于非高科技行业,高科技行业的企业技术创新信贷资源约束不明显。模型(4)中 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot G_X$ 与 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noG_X$ 的回归系数符号与模型(3)的相反,另一方面 $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot G_X \cdot I_{RM_t}$ 回归系数不显著, $(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noG_X \cdot I_{RM_t}$ 回归系数显著为负,这意味着利率市场化对高科技行业企业的技术创新信贷资源约束水平的缓解程度较大,重置部分的信贷资源主要流入了高科技行业,与假设3预期一致。

表 5 不同企业的实证结果

变量	企业产权属性		行业特征	
	模型(3)	模型(4)	模型(3)	模型(4)
$(R\&D/K)_{i,t-1}$	-0.311*** (-3.212)	-0.192* (-1.923)	-0.322*** (-4.709)	-0.201** (-2.142)
$(R\&D/K)^2_{i,t-1}$	1.630 (1.172)	-0.911 (0.650)	1.564* (1.852)	1.358 (0.961)
$(D/K)^2_{i,t-1}$	7.188* (1.951)	-1.266 (-0.343)	11.902*** (5.485)	-1.413 (-0.421)
$(S/K)_{i,t-1}$	0.005** (2.215)	0.005** (2.322)	-0.006*** (4.662)	0.005** (2.213)
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot S_{OE}$	0.001 (1.630)	0.010 (0.842)		

表 5(续)

变量	企业产权属性		行业特征	
	模型(3)	模型(4)	模型(3)	模型(4)
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noS_{OE}$	0.001*** (2.784)	0.041*** (-2.682)		
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot G_X$			0.000 (0.004)	-0.051 (1.472)
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noG_X$			0.002** (-2.314)	-0.023* (-1.751)
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot S_{OE} \cdot I_{RM_t}$		-0.005 (-0.812)		
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noS_{OE} \cdot I_{RM_t}$		-0.012*** (2.701)		
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot G_X \cdot I_{RM_t}$				0.014 (1.081)
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot noG_X \cdot I_{RM_t}$				-0.008* (1.742)
Constant	-6.825* (-1.951)	1.577 (0.352)	-10.395*** (-5.474)	1.587 (0.412)
Sargen test	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(1)	0.312	0.826	0.302	0.901
N	651	651	651	651

4.4 稳健性检验

本文采用替代变量的方法对模型稳健性进行了检验。参照钱爱民等^[33]的研究,分别用 $(r/K)_{i,t-1}$ 和 $(f/K)_{i,t-1}$ 替代变量 $R\&D/K$ 和 $(F_M/K)_{i,t-1}$ 引入原模型进行回归。其中

$(r/K)_{i,t-1}$ = 研发支出/营业收入,

$(f/K)_{i,t-1}$ = (长期借款 + 短期借款 + 一年内到期的非流动负债)/期末总资产。

表6、表7显示了稳健性检验的回归结果。在采用替代变量进行回归后,变量的回归系数、显著性和符号大体不变,模型稳健性较好。

表 6 稳健性检验结果

变量	创新投资		固定资产投资	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
$(r/K)_{i,t-1}$	-0.387** (-2.158)	-0.392*** (-3.321)		
$(r/K)_{i,t-1}^2$	1.592 (0.649)	1.702 (1.221)		
$(Q/K)_{i,t-1}$			-0.670*** (-6.849)	-0.672*** (-12.951)
$(Q/K)_{i,t-1}^2$			0.001 (0.193)	0.001 (0.422)
$(f/K)_{i,t-1}$	0.000* (-1.801)	0.012* (-1.781)	-0.054* (-1.602)	-0.625** (-4.640)
$(D/K)_{i,t-1}^2$	5.974 (1.272)	5.852*** (1.949)	9 660.435*** (9.083)	9 668.42*** (15.121)
$(S/K)_{i,t-1}$	0.003 (1.532)	0.003** (2.044)	0.270 (0.816)	0.298 (1.101)
$(F_M/K)_{i,t-1} \cdot I_{RM_t}$		-0.003** (2.043)		0.201*** (4.304)
Constant	-6.168 (-1.227)	-6.017** (-1.981)	-9 855.347*** (-8.560)	-8 963.152*** (-17.226)

表 6(续)

变量	创新投资		固定资产投资	
	模型(1)	模型(2)	模型(1)	模型(2)
Sargen test	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000
AR(1)	0. 295	0. 293	0. 011	0. 011
N	651	651	651	651

表 7 稳健性检验结果

变量	企业产权属性		行业特征	
	模型(3)	模型(4)	模型(3)	模型(4)
$(r/K)_{i,t-1}$	-0. 410*** (- 4. 152)	-0. 415*** (- 4. 278)	-0. 405*** (- 2. 968)	-0. 401*** (- 3. 025)
$(r/K)^2_{i,t-1}$	1. 627 (1. 162)	1. 653 (1. 186)	1. 581 (1. 131)	1. 705 (1. 212)
$(D/K)^2_{i,t-1}$	5. 930** (2. 021)	5. 831** (1. 973)	5. 742** (1. 972)	5. 549* (1. 891)
$(S/K)_{i,t-1}$	0. 003** (2. 001)	0. 003** (2. 012)	0. 003** (1. 989)	0. 003** (2. 018)
$(f/K)_{i,t-1} \cdot S_{OE}$	-0. 000 (- 0. 107)	0. 003 (0. 421)		
$(f/K)_{i,t-1} \cdot noS_{OE}$	0. 002*** (- 3. 325)	0. 002*** (- 3. 107)		
$(f/K)_{i,t-1} \cdot G_X$			-0. 002 (- 0. 172)	-0. 004 (- 0. 907)
$(f/K)_{i,t-1} \cdot noG_X$			0. 001** (- 2. 092)	-0. 021 2* (- 1. 745)
$(f/K)_{i,t-1} \cdot S_{OE} \cdot I_{RM_t}$		-0. 002 (- 0. 438)		
$(f/K)_{i,t-1} \cdot noS_{OE} \cdot I_{RM_t}$		-0. 000*** (2. 732)		
$(f/K)_{i,t-1} \cdot G_X \cdot I_{RM_t}$				0. 001 (1. 690)
$(f/K)_{i,t-1} \cdot noG_X \cdot I_{RM_t}$				-0. 003* (1. 842)
Constant	-6. 101*** (- 2. 572)	-6. 036** (- 1. 971)	-5. 928** (- 1. 965)	-5. 745* (- 1. 882)
Sargen test	0. 000	0. 000	0. 000	0. 000
AR(1)	0. 299	0. 301	0. 343	0. 352
N	651	651	651	651

5 结论与建议

本文采用 2013—2016 年 A 股非银行类上市公司样本数据,通过构建相关假说研究了信贷资源配置视角下利率市场化改革对企业技术创新的影响。对实证结果进行分析后发现:利率市场化有利于缓解企业技术创新信贷资源约束,但对固定资产信贷资源约束无显著影响;利率市场化有利于优化信贷资源在不同企业产权属性及行业特征的企业之间的

配置,主要表现为缓解了民营企业和高科技行业企业的信贷资源约束。

利率市场化的推进促进了信贷资源的合理配置,有利于信贷资源向创新意愿较强的企业流动,推动全社会技术创新水平的提升。本文的研究结果具有如下的政策含义:在利率市场化不断推进的背景下,对于商业银行而言,信贷业务格局已发生变化,以提供信贷资金的方式参与社会技术创新已逐渐成为银行业新的盈利增长点。探索与创新型企业的信贷业务合作模式已成为银行业维持其可持续发展的

重点问题之一.对于政府相关部门而言,如何引导银行等金融机构建立完善的技术创新项目信贷业务的流程也是国家促进社会创新、推动经济转型过程中应当重点关注的问题.对于创新型企业而言,应把握住利率市场化带来的制度环境变化,主动调整创新投资决策,利用好信贷资源配置结构变化带来的发展福利,充分发展企业创新潜力.

6 参考文献

- [1] Chowdhury Maung. Financial market development and the effectiveness of R&D investment: evidence from developed and emerging countries [J]. *Research in International Business and Finance* 2012 26(2): 258-272.
- [2] 连立帅,陈超,白俊.产业政策与信贷资源配置[J]. *经济管理* 2015 37(12): 1-11.
- [3] Liodakis G. Finance and intellectual property rights as the two pillars of capitalism changes [C] // Laperche B, Uzunidis D. *Powerful finance and innovation trends in a high-risk economy*. Hampshire: Palgrave Macmillan 2008: 110-127.
- [4] Xiao Sheng, Zhao Shan. Financial development government ownership of banks and firm innovation [J]. *Journal of International Money and Finance* 2012 31(4): 880-906.
- [5] 李后建,张宗益.金融发展、知识产权保护与技术创新效率:金融市场化的作用[J]. *科研管理*, 2014, 35(12): 160-167.
- [6] 孙立梅,高硕.我国金融发展对技术创新效率作用的实证[J]. *统计与决策* 2015(8): 110-113.
- [7] 何丹,燕鑫.金融支持科技创新效率实证分析[J]. *统计与决策* 2017(10): 166-168.
- [8] 王东静,张样建.利率市场化、企业融资与金融机构信贷行为研究[J]. *世界经济* 2007 30(2): 50-59.
- [9] 易纲.中国改革开放三十年的利率市场化进程[J]. *金融研究* 2009(1): 1-14.
- [10] 郭路,刘霞辉,孙瑾.中国货币政策和利率市场化研究:区分经济结构的均衡分析[J]. *经济研究*, 2015, 50(3): 18-31.
- [11] Ghosh S. Did financial liberalization ease financing constraints? Evidence from Indian firm-level data [J]. *Emerging Markets Review* 2006 7(2): 176-190.
- [12] 张宗益,吴恒宇,吴俊.商业银行价格竞争与风险行为关系:基于贷款利率市场化的经验研究[J]. *金融研究* 2012(7): 1-14.
- [13] 黎齐.货币政策、利率市场化与信贷资源错配:基于非平等市场地位的信贷市场资金供给平衡模型[J]. *金融经济研究* 2016(2): 3-13.
- [14] 刘莉亚,余晶晶,等.竞争之于银行信贷结构调整是双刃剑吗?:中国利率市场化进程的微观证据[J]. *经济研究* 2017(5): 131-145.
- [15] 祝树金,赵玉龙,肖皓.利率市场化、信贷歧视与中国经济发展:基于动态一般均衡模型的分析[J]. *财经理论与实践* 2018 39(2): 2-8.
- [16] 蔡雯霞,邱悦爽.利率市场化下企业全要素生产率研究:基于信贷资源配置的视角[J]. *江苏社会科学*, 2018(4): 67-76.
- [17] Maghyreh A. The effect of financial liberalization on the efficiency of financial institutions: the case of Jordanian commercial banks [J]. *Savings and Development* 2004, 28(3): 235-270.
- [18] Tsai K S. Financing small and medium enterprises in China: recent trends and prospects beyond shadow banking [R]. HKUST Institute for Emerging Market Studies 2015.
- [19] Abiad A, Oomes Ueda K. The quality effect: does financial liberalization improve the allocation of capital? [J]. *Journal of Development Economics* 2008 87(2): 270-282.
- [20] 叶振宇,叶素云.要素价格与中国制造业技术效率[J]. *中国工业经济* 2010(11): 47-57.
- [21] Amore M D, Schneider C, Zaldokas A. Credit supply and corporate innovation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3): 835-855.
- [22] Cornaggia J, Mao Yifei, Tian Xuan. Does banking competition affect innovation? [J]. *Journal of Financial Economics* 2015, 115(1): 189-209.
- [23] Laeven L. Does financial liberalization reduce financing constraints? [J]. *Financial Management* 2003 32(1): 5-34.
- [24] Hall B H. The financing of research and development [J]. *Oxford Review of Economic Policy* 2002 18(1): 35-51.
- [25] 唐清泉,徐欣.企业R&D投资与内部资金:来自中国上市公司的研究[J]. *中国会计评论* 2010 8(3): 341-362.
- [26] 江伟,李斌.制度环境、国有产权与银行差别贷款[J]. *金融研究* 2006(11): 116-126.
- [27] Baysinger B D, Kosnik R D, Turk T A. Effects of board and ownership structure on corporate R&D strategy [J]. *The Academy of Management Journal* 1991 34(1): 205-214.
- [28] Berrone P, Surroca J, Tribó J A. Corporate ethical identity as a determinant of firm performance: a test of the mediating role of stakeholder satisfaction [J]. *Journal of Business Ethics* 2007 76(1): 35-53.
- [29] Kochhar R, David P. Institutional investment and firm innovation: a test of competing hypothesis [J]. *Strategic Management Journal* 1996 17(1): 73-84.
- [30] 唐清泉,巫岑.银行业结构与企业创新活动的融资约束

- [J]. 金融研究 2015(7): 116-134.
- [31] Koo J, Maeng K. The effect of financial liberalization on firms' investment in Korea [J]. Journal of Asian Economics 2005, 16(2): 281-297.
- [32] Guermazi A. Financial liberalization, credit constraints and collateral: the case of manufacturing industry in Tunisia [J]. Procedia Economics and Finance 2014, 13: 82-100.
- [33] 钱爱民, 付东. 供给侧改革、金融关联与企业产能过剩 [J]. 吉林大学社会科学学报 2017, 57(3): 17-30.

The Marketization of Interest Rate Allocation of Credit Resources and Technological Innovation of Enterprises

——An Empirical Study of Enterprises Based on Shanghai Stock Market

YE Weihong¹, SONG Jie², YU Jiaju²

(1. Department of Education and Educational Technology, Jiangmen Vocational and Technical College, Jiangmen Guangdong 529000, China;
2. School of Statistics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013, China)

Abstract: Regulated interest rate limits the independent pricing process of credit business, leading to the mismatch of credit resources between technological innovation investment and fixed asset investment. It is of great significance to study the influence of interest rate marketization on the constraint of technological innovation credit resources for the transformation of China's economy from factor driven to innovation driven. In this paper, the systematic GMM estimation method is used to analyze the impact of interest rate marketization on the credit resource constraints of technological innovation and fixed asset credit resource constraints of A-share non-bank-listed companies in 2013—2016, and the difference between enterprises with different enterprise attributes and industry characteristics is analyzed. The results show that interest rate marketization is conducive to easing the credit resource constraints of technological innovation of enterprises, but has no significant impact on the credit resource constraints of fixed assets, and interest rate marketization is conducive to optimizing the allocation of credit resources among enterprises with different property rights and different industries, mainly in relieving the credit resource constraints of private enterprises and high-tech industry enterprises.

Key word: interest rate marketization; technological innovation; credit resources

(责任编辑: 曾剑锋)