

利率市场化能抑制企业投融资期限错配么？

徐亚琴¹, 陈娇娇²

(1. 东北财经大学 会计学院, 辽宁 大连 116025; 2. 山东财经大学 会计学院, 山东 济南 250014)

[摘要]以2001—2016年A股上市公司为研究样本,采用双重差分模型考察利率市场化对企业投融资期限错配的影响。研究发现:利率市场化能够抑制企业投融资期限错配,且融资约束发挥了中介作用。具体来说,贷款利率上限放开增加了企业长期贷款的可获得性,贷款利率下限放开则降低了企业的债务融资成本。进一步研究发现,利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在小规模、高成长性的企业中更加显著。研究结论丰富了利率市场化的经济后果和企业投融资期限错配的影响因素类文献,对于推进我国金融体系深化改革具有一定的启示意义。

[关键词]利率市场化;期限错配;融资约束;企业投融资;债务融资成本;金融改革

[中图分类号]F275.5;F832.1 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2020)05-0116-12

一、引言

投融资期限匹配是公司金融理论中的基本原则,即企业的流动资产应由短期资金筹集,长期资产则应由长期资金筹集而来。然而,我国企业却普遍存在投融资期限错配的现象,大量的短期资金被用于支持长期投资^[1]。这不仅降低了企业的投资效率,还可能导致企业陷入财务困境^[2]。究其原因,投融资期限错配是我国企业为应对现有金融市场结构、利率期限结构以及货币政策等制度的缺陷而采取的替代性选择^[1]。

利率市场化作为一项重要的宏观政策,对银行信贷资金的配置效率及微观企业的投融资决策均会产生重要影响。利率市场化不仅有助于企业缓解融资约束^[3]、降低融资成本^[4],还能促进企业资本结构和债务期限结构的调整^[5-7],提高企业的投资效率^[8]。那么,利率市场化将如何影响企业的投融资期限错配呢?其内在逻辑和影响机制又是什么?另外,在不同的企业规模和成长性情境中,利率市场化对企业投融资期限错配的影响又有何差异?

基于此,本文以2001—2016年A股中非金融保险业的上市公司为研究样本,运用双重差分模型考察利率市场化对企业投融资期限错配的影响。研究发现:首先,利率市场化有助于抑制样本企业的投融资期限错配,融资约束发挥了中介作用;其次,贷款利率上限放开增加了企业长期贷款的可获得性,而贷款利率下限放开则降低了企业的债务融资成本;最后,利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在小规模、高成长性的企业中更加显著。

本文的主要贡献体现为以下两个方面:第一,丰富了利率市场化的经济后果类文献,增补了已有研究结论的逻辑不足。现有文献在考察利率管制放松延长企业债务期限的实证检验部分发现利率管制放松对企业“短贷长投”具有抑制作用^[7],但并未对其内在逻辑和影响路径进行深入分析与探讨。本文不仅分析了利率市场化抑制企业投融资期限错配的内在逻辑,还从贷款利率上、下限放开缓解融资约束的不同路径分析了其对投融资期限错配影响的视角展开研究。第二,本文研究具有一定的实践价值。企业占用短期资金用作长期投资会导致企业陷入流动性风险,甚至是财务困境^[2]。投融资期限错配是我国企业普遍存在的现象,已成为我国各类金融风险的来源,因此,考察企业投融资期限错配的影响因素具有重要的实践意义。利率市场化是我国的一项重要金融体制改革,它不仅有助于缓解金融抑制、提高金融体系效率,还有助于改善企业的融资环境、提高企业的投资效率。故本文考察利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用,对于推进我国金融体系深化改革和缓解企业融资难、融资贵的问题都具有重要的启示意义。

[收稿日期]2020-03-29

[基金项目]山东省自然科学基金面上项目(ZR2018MG008);山东省社会科学规划研究项目(19DJJJ06)

[作者简介]徐亚琴(1987—),女,江苏东台人,东北财经大学会计学院博士研究生,从事资本市场会计与财务研究,E-mail:398386385@qq.com;陈娇娇(1987—),女,山东威海人,山东财经大学会计学院讲师,从事资本市场会计与审计研究。

二、制度背景与文献回顾

(一) 制度背景

利率市场化指银行存贷款利率不再受到政府的行政管制,而是交由市场的供求关系决定。我国利率市场化改革历经二十余载,1996年6月1日央行放开银行间同业拆借利率拉开了我国利率市场化改革的大幕。我国利率市场化改革基本分为两步走:利率管制的放开和基于市场供求关系的利率定价机制的建立。其中,利率管制放松的历程中有两项政策影响最为深远:一是2004年10月29日,央行不再设置贷款利率上限和存款利率下限,我国金融机构的贷款利率基本过渡到“上限放开、下限管理”的阶段;二是2013年7月20日,央行不再设置贷款利率下限,全面放开了对银行贷款利率的行政管制。贷款利率上、下限的放开标志着我国利率市场化的任务初步完成^[9]。2013年10月25日,央行正式运行贷款基准利率(LPR)集中报价机制标志着基于市场供求关系的利率定价机制的建立。LPR集中报价机制是由9家具有代表性的银行依据最优质客户的贷款利率,以公开市场操作利率加点的方式形成报价。但由于各报价行的参考报价仍是官定的存贷款基准利率,原LPR并非真正意义的利率市场化。2019年8月央行对原LPR报价机制进行改革,要求LPR不再参考央行的贷款基准利率,改为参考中期借贷便利(MLF)利率。MLF利率的市场性决定了以之为基准的贷款利率是真正意义的市场化。改革后的LPR能够更好地反映市场供求变化,至此,我国的利率市场化改革也基本完成。

(二) 文献回顾

1. 利率市场化的经济后果

我国的银行贷款长期受政府管制,极大地降低了信贷资源的配置效率。为此,我国历经了二十余载的循序渐进的利率市场化改革。从已有文献看,利率市场化不仅增加了银行业的竞争^[10]、改善了信贷资源的配置效率^[9],还给微观企业的财务决策带来重要影响。

利率市场化首先放开了贷款利率的上限,银行可以根据客户项目的风险进行合理定价,提高了贷款利率与银行风险的匹配程度。这有助于提高客户企业的贷款可获得性^[11-12],改善企业的融资环境、缓解融资约束^[3,13],进而遏制企业的非效率投资^[8]。此外,由于商业信用与银行贷款之间的替代性关系,银行贷款的可获得性降低了企业对于商业信用的依赖^[14]。随后利率市场化还放开了银行贷款利率下限,加剧了商业银行间的竞争,有利于企业债务融资成本的降低^[4,9,15],进而提高企业的创新效率^[16]。另外,贷款利率下限的放开使银行间的竞争更加充分,银行更加注重自身的风险管理,也更加关注客户企业的绩效表现和经营风险。

2. 投融资期限错配的影响因素

投融资期限错配现象在我国企业普遍存在,其根源是企业应对长期以来的金融抑制的替代性选择^[1-2,17]。比较中美两国企业的投融资期限错配,可以发现资本市场结构不完善、利率水平不合理以及货币政策不稳定或非适度是我国企业投融资期限错配的主要原因^[1-2,17-19]。现有文献从宏观视角研究发现适度的货币政策、产融结合和银行业的竞争加剧均有助于缓解企业的融资困境、抑制投融资期限错配^[2,17,20]。

当然,企业投融资期限错配除了制度诱发外,也有企业自身特征的影响。如管理者特征:管理者的非理性因素会加剧融资约束程度较低的企业投融资期限错配^[19];官员到访企业引起管理层的过度自信也会加剧企业的投融资期限错配^[21]。另外,公司治理特征也是影响企业投融资期限错配的重要因素:家族控制权的“侵占效应”会导致家族控制权越高的企业投融资期限错配的程度越高^[22];而董责险的“兜底”作用也会引发管理者更多的机会主义行为,加剧企业的投融资期限错配^[18]。

3. 文献述评

已有文献发现企业投融资期限错配是金融抑制的产物,而利率市场化能够缓解金融抑制、改善企业的融资环境^[13]。利率管制放松后,企业通过支付更高的利率补偿银行的信贷风险,从而可以获得更多的长期借款。有学者通过实证结果检验了贷款利率上限放开通过提高贷款风险、获得更多长期贷款而抑制了企业“短贷长投”的风险^[7]。遗憾的是,他们忽略了贷款利率下限放开对投融资期限错配的影响以及对利率市场化影响企业投融资期限错配的内在机理和作用路径的检验。因此,本文将深入探讨贷款利率上、下限放开对企业投融资期限错配的影响,并考察企业规模和成长性异质性对这一关系的调节作用。

三、理论分析与假设提出

由于资金市场结构不完备,我国企业融资过度依赖银行贷款。利率期限结构不合理和贷款利率的行政管制诱发了银行惜贷、拒贷,尤其是银行长期信贷供不应求,企业被迫选择“短贷长投”这一激进型的资金期限错配策略作为应对金融抑制的替代选择^[2]。另外,受贷款期限溢价的影响,企业用短期资金代替长期贷款投资能够节约融资成本,从而提高了企业“短贷长投”的主观动机。因此,改善企业投融资期限错配的现状需“双管齐下”,不仅要增加企业长期贷款的可获得性,还要降低企业的融资成本。利率市场化后,银行在一定程度上能够自主决定贷款定价,有助于减少金融抑制、改善企业的融资环境、缓解融资约束。利率市场化标志着政府对贷款利率管制的全面放开,银行能够根据市场资金供求关系来决定资金价格,而不再按照官定的贷款利率配置信贷。贷款利率上限放开增加了企业长期贷款的可获得性^[11-12],贷款利率下限放开降低了企业的融资成本^[23],有助于抑制企业投融资期限错配。

具体来说,银行贷款利率上限放开之后,金融市场能够给予长期资金必要的风险溢价,有助于增加银行提供长期贷款的意愿和企业获取长期贷款的机会。首先,贷款利率上限放开后,银行能够依据客户公司或投资项目的风险特征进行市场化定价,对于客户公司或项目的高风险可以通过提高利率的方式来实现自身的风险补偿^[14],从而增加银行发放长期贷款的意愿。其次,贷款利率上限放开后,企业也有机会通过支付较高的贷款利率来获取银行长期贷款资金的支持^[24],这在一定程度上增加了企业长期贷款的可获得性。最后,利率市场化后银行业间的竞争加剧,为了挽留长期优质的客户资源,银行可能会通过长期贷款的发放来建立长期稳定的客户关系,进一步增加了企业长期贷款的可获得性。因此,本文认为贷款利率上限放开有助于提高企业长期贷款的可获得性,抑制企业的投融资期限错配。据此,本文提出假设 1。

假设 1:贷款利率上限放开后,企业的投融资期限错配程度降低。

银行贷款利率下限的放开有助于降低企业的资金使用成本,进而抑制企业投融资期限错配。贷款利率下限放开后银行间的市场竞争更加充分,企业对贷款来源机构的选择范围增大,有助于降低企业的债务融资成本^[14,25]。同时,银行间的竞争加剧也增加了银行贷款营销的难度^[26-27]。为了挽留住优质的企业客户,银企间会建立长期稳定的合作关系,这有助于降低银企双方的交易成本,大量隐性成本的有效控制也有助于降低企业的债务融资成本。利率管制与商业信用之间具有替代性,贷款利率下限放开后商业信用显著更多^[14],拓宽了企业的融资渠道与规模,增加企业融资的可得性,也有利于消解企业的投融资期限错配。据此,本文提出假设 2。

假设 2:贷款利率下限放开后,企业的投融资期限错配程度降低。

四、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文选取 2001—2016 年沪深两市 A 股上市公司作为研究样本,并对样本数据进行如下处理:(1)剔除金融、保险类公司;(2)剔除 ST、*ST 的公司;(3)剔除财务和公司治理数据缺失的公司。本文最终获得 17116 家公司-年度观测值。本文所有财务数据均来自国泰安数据库,并使用 stata15.0 进行数据处理与分析。为控制离群值对实证结果的影响,本文对主要连续变量在上下 1% 水平进行了缩尾(winsorize)处理。

(二)变量度量与模型设定

1. 解释变量:利率市场化

利率市场化是本文研究的重要变量,已有文献关于利率市场化的度量尚未形成统一的标准。现有的度量方法包括:根据重大政策的出台时间设置虚拟变量^[7-9]、多指标合成^[5]和通过变量赋值计算利率市场化指数^[3]。至于合成指标应纳入哪些利率指标以及计算利率市场化指数的赋值权重,已有文献并未给出一致结论,因此在赋值和计算过程中存在较大的主观性。为了更加客观地与已有文献的研究结论作比较,本文采用虚拟变量的方法度量利率市场化。考虑到原 LPR 报价机制的弊端以及改革后的 LPR 存续时间尚短,已有数据可能无法支撑本文的实证检验,而贷款利率上、下限放开是整个利率市场化进程中影响较大、意义深远的政策,能够很好地检验利率管制放开对企业贷款可获得性及融资成本的影响,本文借鉴杨等^[8]的做法,将 *Marketup* 定义为贷款利率上限放开的时间虚拟变量(2004 年为政策变更年份,2001—2003 年赋值为 0,2005—2007 年赋值为 1),将

Marketdown 定义为贷款利率下限放开的时间虚拟变量(2013年为政策变更年份,2010—2012年赋值为0,2014—2016年赋值为1)。

2. 被解释变量:投融资期限错配

已有文献关于投融资期限错配的度量方法有相对指标和存量指标两种。白云霞等和沈红波等构建了“投资—流动负债”敏感性模型度量企业长期投资对短期资金的依赖程度^[1,28],是企业投融资期限错配的相对指标。长期投资对短期资金的依赖程度越大则表明企业投融资期限错配的程度越高。钟凯等和马红等则通过计算企业的长期投资与长期融资之间的缺口直接度量出企业的投融资期限错配程度,是企业利用短期资金支持长期投资的存量指标^[2,17]。相对指标度量的企业投融资期限错配程度只具有统计学意义,而并不属于经济意义上的直接度量^[29]。为了更加精确地考察利率市场化对企业投融资期限错配的作用,本文参考钟凯等的做法用两个变量来度量企业的投融资期限错配^[2]。第一,企业投融资期限错配规模(*SFLI*):等于企业构建固定资产等投资活动的现金支出减去长期借款的本期增加额、本期权益增加额、经营活动现金净流量与出售固定资产现金流入的总和。其中,长期借款的本期增加额等于本期长期借款加上一年内到期的非流动负债减去前期长期借款,并除以总资产来消除量纲。第二,企业投融资期限错配虚拟变量(*SFLI_dum*):若*SFLI*大于0,则*SFLI_dum*赋值为1,否则为0。

3. 控制变量

本文部分沿用了已有研究中模型所包含的控制变量,如企业规模(*Size*)、企业杠杆(*Lev*)、资产收益率(*Roa*)、成长性(*Growth*)和投资机会(*TobinQ*)。另外,本文还控制了可能影响投融资期限错配的其他变量。投融资期限错配很大程度上是企业对金融抑制的替代性选择,因此融资约束是影响企业投融资期限错配的重要因素。融资约束的度量方法较为丰富,应用较多的有投资—现金流模型、现金—现金流模型以及由公司特征等多指标构造的融资约束指数,如*SA*指数、*KZ*指数以及*WW*指数。由于投资—现金流模型和现金—现金流模型不能从公司层面直接度量融资约束,本文选用在大样本的实证研究中使用较多的*KZ*指数。

另外,考虑到固定资产是企业长期投资的项目之一,固定资产比重会影响企业的长期投资决策;货币政策会影响到企业的贷款可获得性以及融资成本,进而影响投融资期限错配。因此,本文还控制了企业的固定资产比重(*Fixratio*)以及货币政策预期(*Exp*)的影响。最后,本文还控制了年度和行业变量,模型中主要的控制变量的定义见表1。

4. 模型设定

本文建立模型(1)和模型(2)分别检验贷款利率上、下限放开对企业投融资期限错配的影响:

$$SFLI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Marketup_{i,t} + \alpha_2 Nsoe_{i,t} + \alpha_3 Marketup_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$SFLI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Marketdown_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Marketdown_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \mu_{i,t} \quad (2)$$

其中,利率市场化用*Marketup*和*Marketdown*度量,分别表示贷款利率上、下限放开。由于产权性质差异,非国有企业受到银行的信贷歧视,面临较强的融资约束。贷款利率上、下限放开后增加了企业的贷款可获得性、降低了贷款成本,融资约束得以缓解。因此,本文借鉴已有文献的做法,以产权性质为组间虚拟变量,非国有企业为处理组,国有企业为对照组^[8]。在稳健性检验中,本文还将借鉴陈学胜和罗润东的做法,以企业融资约束程度高低作为划分组间虚拟变量的标准,并再次检验贷款利率上、下限放开对企业投融资期限错配的抑制作用^[9]。模型(1)和模型(2)均为双重差分模型,故应重点关注贷款利率上、下限放开与组间虚拟变量的交乘项(*Marketup* × *Nsoe*和*Marketdown* × *Nsoe*)回归系数 α_3 和 β_3 ,本文预期 α_3 和 β_3 均显著为负。

表1 控制变量定义

变量符号	变量名称	变量定义
<i>Size</i>	公司规模	总资产的自然对数
<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产
<i>Roa</i>	资产收益率	总资产报酬率
<i>Growth</i>	成长性	(本期主营业务收入 - 上期主营业务收入) / 上期主营业务收入
<i>Kz</i>	融资约束	$Kz = -1.002 \times OCF/TA - 39.368 \times DIV/TA - 1.315 \times Cash/TA + 3.139 \times Lev + 0.283 \times TobinQ$, 其中, <i>OCF</i> 表示经营性净现金流, <i>DIV</i> 表示股利现金, <i>Cash</i> 表示企业的现金持有水平。
<i>TobinQ</i>	投资机会	总市值/总资产
<i>Fixratio</i>	固定资产比重	固定资产余额/总资产
<i>Exp</i>	货币政策预期	未来一期的 <i>MP</i> 指数, $MP = M2$ 增长率 - <i>GDP</i> 增长率 - <i>CPI</i> 增长率
<i>LR</i>	流动性	流动负债/流动资产

五、实证结果分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计结果, Panel A 为全样本。可以看到, 投融资期限错配 (*SFLI*) 的平均值为 -0.0908, 标准差为 0.3049; 投融资期限错配虚拟变量 (*SFLI_dum*) 的平均值为 0.4514, 标准差为 0.4976。这说明样本企业之间投融资期限错配的差异较大, 与已有研究结论一致^[2,18]。另外, 企业的固定资产比重 (*Fixratio*) 的平均值为 0.2554, 标准差为 0.1764; 流动性 (*LR*) 的平均值为 0.8337, 标准差为 0.7195, 统计结果与白云霞等的描述一致^[1]。其他控制变量如企业规模、资产负债率、成长性、资产收益率、托宾 Q 值等变量的描述性结果也均与已有文献一致。为了考察贷款利率上、下限放开分别对企业投融资期限错配的影响, 本文还将全样本划分为贷款利率上限放开样本 (Panel B) 和贷款利率下限放开样本 (Panel C)。贷款利率上限放开样本中企业投融资期限错配的均值为 -0.0423, 而贷款利率下限放开样本中企业投融资期限错配的均值为 -0.1146, 贷款利率上限放开样本企业投融资期限错配的均值明显大于贷款利率下限放开样本企业投融资期限错配的均值, 可能反映了贷款利率上限放开对于样本企业投融资期限错配的抑制作用更大。

(二) 相关系数检验

表 3 列示了本文主要变量之间的皮尔逊相关系数。企业投融资期限错配 (*SFLI*) 与其虚拟变量 (*SFLI_dum*) 的相关系数为 0.464, 且在 1% 的统计水平上正相关, 说明本文关于投融资期限错配的两种度量方式之间存在内在的统一性。另外, 贷款利率上限放开 (*Marketup*) 和贷款利率下限放开 (*Marketdown*) 与投融资期限错配 (*SFLI*) 的相关系数均为负, 分别为 -0.082 和 -0.083, 与企业是否存在投融资期限错配 (*SFLI_dum*) 也显著负相关。同时, 本文重点关注的贷款利率上、下限放开与组间虚拟变量的交乘项 (*Marketup × Nsoe* 和 *Marketdown × Nsoe*)、与投融资期限错配 (*SFLI* 和 *SFLI_dum*) 的相关系数分别为 -0.047、-0.127、-0.027 和 -0.091, 且均在 5% 以上的水平显著。相关系数检验结果初步验证了假设 1 和假设 2, 即贷款利率上、下限放开能够抑制企业的投融资期限错配。

表 3 Pearson 相关系数

变量	<i>SFLI</i>	<i>SFLI_dum</i>	<i>Marketup</i>	<i>Marketup × Nsoe</i>	<i>Marketdown</i>	<i>Marketdown × Nsoe</i>	<i>Nsoe</i>
<i>SFLI</i>	1						
<i>SFLI_dum</i>	0.464 ***	1					
<i>Marketup</i>	-0.082 ***	-0.085 ***	1				
<i>Marketup × Nsoe</i>	-0.047 ***	-0.027 **	0.457 ***	1			
<i>Marketdown</i>	-0.083 ***	-0.141 ***	—	—	1		
<i>Marketdown × Nsoe</i>	-0.127 ***	-0.091 ***	—	—	0.694 ***	1	
<i>Nsoe</i>	-0.093 ***	0.051 ***	0.151 ***	0.758 ***	0.091 ***	0.586 ***	1

注: ***、**、* 分别表示在 10%、5%、1% 水平 (双侧) 上显著相关, 下同。

(三) 单变量检验

表 4 列示了贷款利率上、下限放开的单变量检验结果。Panel A 为贷款利率上限放开样本, 贷款利率上限放开后企业投融资期限错配的均值 (-0.057) 小于放开前的均值 (-0.021), 贷款利率上限放开后企业投融资期限错配

的中位数(-0.033)小于放开前的均值(-0.014),并且两者的差异分别为0.036和0.019,均在1%的水平上显著。同样,贷款利率上限放开后企业是否存在投融资期限错配的均值(0.369)也小于放开前的均值(0.444),贷款利率上限放开后企业是否存在投融资期限错配的中位数与放开前的中位数的差异也在1%的水平上正向显著。贷款利率上限放开后,企业投融资期限错配的均值和中位数都显著降低,本文假设1得到初步的验证。

表4 单变量回归结果

Panel A 贷款利率上限放开样本										
变量	放开前			放开后			MeanDiff		MedianDiff	
	N	Mean	Median	N	Mean	Median	Diff	t 值	Diff	z 值
<i>SFLI</i>	2470	-0.021	-0.014	3098	-0.057	-0.033	0.036***	6.386	0.019***	6.516
<i>SFLI_dum</i>	2470	0.444	0.000	3098	0.369	0.000	0.075***	5.694	0.000***	5.678
Panel B 贷款利率下限放开样本										
变量	放开前			放开后			MeanDiff		MedianDiff	
	N	Mean	Median	N	Mean	Median	Diff	t 值	Diff	z 值
<i>SFLI</i>	5044	-0.088	-0.026	6504	-0.147	-0.065	0.060***	9.4559	0.039***	17.173
<i>SFLI_dum</i>	5044	0.408	0.000	6504	0.273	0.000	0.134***	15.3684	0.000***	15.214

同理,Panel B中贷款利率下限放开后企业投融资期限错配的均值(-0.147)小于放开前的均值(-0.088),贷款利率下限放开后企业投融资期限错配的中位数(-0.065)小于放开前的均值(-0.026),且两者均在1%的水平上显著为正。同样,贷款利率下限放开后企业是否存在投融资期限错配的均值(0.273)也小于放开前的均值(0.408),贷款利率下限放开后企业是否存在投融资期限错配的中位数与放开前的中位数的差异也在1%的水平上正向显著。贷款利率下限放开后,企业投融资期限错配的均值和中位数都显著降低,本文假设2也得到初步的验证。

(四)多元回归结果

表5列示了贷款利率上、下限放开分别对企业投融资期限错配影响的回归结果,重点关注贷款利率上、下限放开与组间虚拟变量的交乘项(*Marketup* × *Nsoe*和*Marketdown* × *Nsoe*)的符号与显著性。其中,(1)列和(2)列列示了贷款利率上限放开对企业投融资期限错配的影响,可以看到,*Marketup* × *Nsoe*的回归系数分别为-0.0263和-0.0702,且均在5%的统计水平上显著,说明贷款利率上限放开对企业投融资期限错配具有抑制作用,本文的假设1得到验证。同理,(3)列和(4)列列示了贷款利率下限放开对企业投融资期限错配的影响,*Marketdown* × *Nsoe*的回归系数分别为-0.0373和-0.0799,且均在1%的统计水平上显著,说明贷款利率下限放开也抑制了企业的投融资期限错配,本文的假设2得到验证。

(五)稳健性检验

为了验证本文的研究结论是可靠的,我们进行了以下稳健性检验:第一,使用倾向匹配得分方法(PSM)生成新的对照组样本并重新回归;第二,改变处理组与对照组的划分方法,按照企业融资约束程度重新分组并再次回归。

表5 利率市场化与企业投融资期限错配

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>SFLI</i>	<i>SFLI_dum</i>	<i>SFLI</i>	<i>SFLI_dum</i>
<i>_cons</i>	0.3109*** (3.51)	0.8858*** (5.11)	0.2987*** (3.99)	0.7939*** (6.90)
<i>Marketup</i>	0.0035 (0.28)	-0.0797** (-2.65)		
<i>Marketup</i> × <i>Nsoe</i>	-0.0263** (-2.12)	-0.0702** (-2.43)		
<i>Marketdown</i>			-0.0747*** (-5.65)	-0.0673*** (-3.38)
<i>Marketdown</i> × <i>Nsoe</i>			-0.0373*** (-3.63)	-0.0799*** (-4.84)
<i>Nsoe</i>	0.0066 (0.65)	0.0548** (2.28)	0.0049 (0.61)	0.0605*** (4.50)
<i>Size</i>	-0.0148*** (-3.63)	-0.0104 (-1.38)	-0.0175*** (-5.18)	-0.0164*** (-3.32)
<i>Lev</i>	0.1744*** (5.39)	0.0702 (1.44)	0.4372*** (16.05)	0.1727*** (5.15)
<i>Roa</i>	-0.9302*** (-16.10)	-2.5114*** (-28.78)	-0.9060*** (-13.81)	-3.2574*** (-40.12)
<i>Growth</i>	-0.0817*** (-6.42)	-0.0336*** (-3.47)	-0.2305*** (-18.92)	-0.0336*** (-5.11)
<i>Kz</i>	0.0040 (0.85)	0.0413*** (4.69)	0.0054 (1.26)	0.0190*** (3.28)
<i>Tobin_Q</i>	-0.0214*** (-3.30)	-0.0317*** (-4.07)	0.0131*** (5.08)	-0.0077** (-2.14)
<i>Fixratio</i>	0.0393* (2.05)	-0.0544 (-1.30)	-0.0059 (-0.24)	-0.1943*** (-6.28)
<i>Exp</i>	0.0064** (2.67)	0.0040 (0.95)	-0.0122** (-3.26)	0.0116** (2.31)
<i>LR</i>	-0.0574*** (-6.86)	-0.0820*** (-6.69)	-0.0967*** (-10.89)	-0.0727*** (-8.10)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	5568	5568	11548	11548
<i>Adj. R²</i>	0.2892	0.1947	0.3080	0.2091

1. PSM-DID

借鉴已有文献的做法,本文使用 PSM-DID 的方法再次检验前文的研究假设^[18]。首先,本文标记出贷款利率上、下限放开的年份,通过 Probit 模型对贷款利率上、下限放开给企业带来的经济影响打分。其次,本文通过最近邻匹配法,匹配出国有企业中与非国有企业样本特征最为接近的企业,生成对照组样本。表 6 列示了样本匹配后主要特征变量平衡性检验的结果,Panel A 是贷款利率上限放开样本,匹配后的处理组和对照组的标准偏差的绝对值均在 10% 以内(分别为 1.8%、2.2%、3.0%、2.8%、1.3% 和 0.4%),标准偏差均有较大幅度的降低(分别为 96.5%、91.1%、66.7%、91.1%、91.9% 和 99.5%)。从 T 检验的结果来看,处理组和样本组的特征变量均值差异检验不显著(-0.58、0.64、-0.80、0.93、-0.36 和 -0.14),说明处理组和样本组的特征变量不存在显著差异,满足平衡性假设。最终,本文获得 3931 个贷款利率上限放开样本的观测值,并再次使用双重差分模型进行回归。表 7 的(1)列和(2)列列示了匹配后样本中贷款利率上限放开对企业投融资期限错配影响的实证结果。 $Marketup \times Nsoe$ 的回归系数分别为 -0.0255 和 -0.0719,且分别在 10% 和 5% 的水平上显著,说明贷款利率上限放开的确抑制了企业的投融资期限错配,假设 1 再次得到验证。

同理,表 6 的 Panel B 中,匹配后的处理处和对照组标准偏差的绝对值也均在 10% 以内(分别为 1.4%、1.4%、2.2%、1.2%、0.5% 和 1.9%),标准偏差均有较大幅度的降低(分别为 98%、97.8%、83.1%、97.5%、99.2% 和 95.5%)。从 T 检验的结果来看,处理组和样本组的特征变量均值差异检验是不显著的(-1.01、-0.95、-1.21、1.07、-0.27 和 1.33),说明处理组和样本组的特征变量不存在显著差异,满足平衡性假设。经过以上匹配过程,本文最终获得 8518 个贷款利率下限放开样本的观测值,使用双重差分模型再次进行回归,表 7 的(3)列和(4)列列示了实证回归的结果。可以看到, $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数分别为 -0.0325 和 -0.0684,且均在 1% 的水平上显著,说明贷款利率下限放开也抑制了企业的投融资期限错配,假设 2 也再次得到验证。

2. 改变处理组和对照组的划分方法

已有文献认为利率市场化对于高融资约束企业的缓解作用更显著。因此,本文借鉴已有文献做法,以企业的融资约束的程度作为处理组和对照组的标准,将高融资约束企业视为处理组,低融资约束企业视为对照组^[9],重新使用双重差分模型检验利率市场化对企业投融资期限错配的影响,表 8 列示了实证回归的结果。(1)列和(2)列中,贷款利率上限放开($Marketup$)的回归系数为 -0.0017 和 -0.0749,说明贷款利率上限放开有助于抑制企业投融资期限错配。而本文重点关注的 $Marketup \times Treated$ 的回归系数分别为 -0.0172 和 -0.0560,且分别在 10% 和 5% 的统计水平上显著,说明贷款利率上限放开有助于抑制高融资约束企业的投融资期限错配。同样,(3)列和(4)列列示了贷款利率下限放开对企业投融资期限错配的影响,可以看到, $Marketdown \times Treated$ 的回归系数为 -0.0259 和 -0.0544,且均在 5% 以上的水平显著,说明贷款利率下限放开也能够抑制高融资约束企业的投融资期限错配。至此,假设 1 和假设 2 再次得到实证结果的验证,说明贷款利率上、下限放开能够抑制企业投融资期限错配的结论是稳健可靠的。

表 6 匹配变量的平衡性检验

变量	匹配	均值		标准偏差 (%)	标准偏差降 低幅度(%)	T 检验	
		处理组	对照组			t 值	p 值
Panel A: 贷款利率上限放开样本							
Size	匹配前	20.842	21.302	-50.5	96.5	-18.42	0.000
	匹配后	20.844	20.861	-1.8		-0.58	0.561
Lev	匹配前	0.543	0.488	25.1	91.1	9.77	0.000
	匹配后	0.542	0.537	2.2		0.64	0.520
Growth	匹配前	0.296	0.237	9.0	66.7	3.68	0.000
	匹配后	0.290	0.310	-3.0		-0.80	0.423
Fixratio	匹配前	0.264	0.318	-31.9	91.1	-11.45	0.000
	匹配后	0.264	0.260	2.8		0.93	0.353
Dual	匹配前	0.104	0.060	16.8	91.9	6.32	0.000
	匹配后	0.104	0.108	-1.3		-0.36	0.721
Top	匹配前	32.106	43.854	-78.3	99.5	-27.60	0.000
	匹配后	32.131	32.193	-0.4		-0.14	0.886
Panel B: 贷款利率下限放开样本							
Size	匹配前	21.609	22.407	-71	98.0	-42.17	0.000
	匹配后	21.610	21.626	-1.4		-1.01	0.313
Lev	匹配前	0.379	0.518	-65.7	97.8	-38.25	0.000
	匹配后	0.379	0.382	-1.4		-0.95	0.340
Growth	匹配前	0.251	0.174	13.1	83.1	7.53	0.000
	匹配后	0.250	0.263	-2.2		-1.21	0.225
Fixratio	匹配前	0.212	0.297	-50.0	97.5	-38.36	0.000
	匹配后	0.212	0.210	1.2		1.07	0.283
Dual	匹配前	0.344	0.099	61.7	99.2	34.48	0.000
	匹配后	0.343	0.345	-0.5		-0.27	0.788
Top	匹配前	32.812	38.214	-42.9	95.5	-25.25	0.000
	匹配后	32.812	32.522	1.9		1.33	0.184

表7 PSM-DID模型的实证回归结果

变量	(1) SFLI	(2) SFLI_dum	(3) SFLI	(4) SFLI_dum
_cons	0.3122 ** (2.42)	0.7895 *** (3.54)	0.2855 *** (3.32)	0.9130 *** (6.83)
Marketup	0.0085 (0.55)	-0.0762 ** (-2.10)		
Marketup × Nsoe	-0.0255 * (-1.94)	-0.0719 ** (-2.29)		
Marketdown			-0.0849 *** (-6.02)	-0.0680 *** (-3.06)
Marketdown × Nsoe			-0.0325 *** (-2.83)	-0.0684 *** (-3.62)
Nsoe	0.0083 (0.78)	0.0648 ** (2.53)	0.0019 (0.22)	0.0482 *** (3.22)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3931	3931	8518	8518
Adj. R ²	0.3138	0.2059	0.3282	0.2106

表8 以融资约束作为划分处理组与非处理组的标准

变量	(1) SFLI	(2) SFLI_dum	(3) SFLI	(4) SFLI_dum
_cons	0.2601 *** (2.92)	0.8509 *** (4.98)	0.2840 *** (3.86)	0.9060 *** (8.16)
Marketup	-0.0017 (-0.13)	-0.0749 ** (-2.38)		
Marketup × Treated	-0.0172 * (-1.77)	-0.0560 ** (-2.31)		
Marketdown			-0.0904 *** (-6.85)	-0.0889 *** (-4.73)
Marketdown × Treated			-0.0259 ** (-2.28)	-0.0544 *** (-3.36)
Treated	0.0172 ** (2.17)	0.0495 ** (2.23)	-0.0080 (-0.84)	0.0052 (0.32)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5568	5568	11548	11548
Adj. R ²	0.2723	0.1885	0.3078	0.2083

六、进一步分析

(一) 中介机制检验

长期以来,我国金融市场结构发展不完备,银行信贷是企业发展的主要融资途径^[30]。但出于金融发展程度、政府管制以及风险考虑,银行的长期资金供给难以满足企业发展的需要^[31],企业普遍存在融资约束。投融资期限错配是企业应对金融抑制的替代性选择^[1-2,17],能够在一定程度上缓解企业的融资约束^[32]。根据金融抑制理论,金融自由化和利率市场化使利率对投资机会的反应更加准确,有助于提高银行信贷资源的配置效率^[23],缓解企业的融资约束。具体表现为:利率市场化后,银行能够根据市场资金的供求关系合理定价,增加银行发放长期贷款的意愿;而企业也可以通过支付一定的风险溢价提高长期贷款的可获得性。同时,利率市场化促进了银行间更加充分、有效的竞争,有助于降低企业的融资成本^[14,25]。因此,利率市场化通过缓解企业的融资约束,降低企业对短期信贷资金的依赖,进而起到抑制企业投融资期限错配的作用。

为了检验融资约束在利率市场化抑制企业投融资期限错配关系中的中介作用,本文借鉴温忠麟等检验变量中介作用的做法^[33],建立了模型(3)至模型(5):

$$SFLI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Market_{i,t} + \alpha_2 Nsoe_{i,t} + \alpha_3 Market_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Kz_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Market_{i,t} + \beta_2 Nsoe_{i,t} + \beta_3 Market_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \mu_{i,t} \quad (4)$$

$$SFLI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Market_{i,t} + \gamma_2 Nsoe_{i,t} + \gamma_3 Market_{i,t} \times Nsoe_{i,t} + \gamma_4 Kz_{i,t} + \sum Controls + \sum Year + \sum Ind + \eta_{i,t} \quad (5)$$

其中,模型(3)与前文的模型(1)和模型(2)一致,回归时 *Market* 分别用 *Marketup* 和 *Marketdown* 代替。本文重点关注模型(4)中 *Market* × *Nsoe* 的回归系数 β_3 和模型(5)中 *Kz* 的回归系数 γ_4 ,若 β_3 显著为负、 γ_4 显著为正则表明融资约束增加了企业投融资期限错配,而利率市场化缓解了企业的融资约束进而抑制了企业投融资期限错配,融资约束发挥了中介作用。另外,本文还需关注模型(5)中 *Market* × *Nsoe* 的回归系数 γ_3 ,若 γ_3 显著说明融资约束发挥了部分中介作用,否则为完全中介作用。

表9列示了融资约束在贷款利率上限放开子样本内中介作用检验的回归结果。其中,(1)列为模型(4)的回归结果,可以看到 *Marketup* × *Nsoe* 的回归系数为 -0.0874,且在5%的水平上显著,说明贷款利率上限放开有助于缓解企业的融资约束。(2)列和(3)列为模型(5)的回归结果,*Kz* 的回归系数分别为0.0228和0.0919,并且均在1%的水平上显著;而 *Marketup* × *Nsoe* 回归系数分别为 -0.0303和 -0.0809,且在5%以上的统计水平显著负相关。以上回归结果说明贷款利率上限放开抑制了企业的投融资期限错配,且融资约束发挥了部分中介的作用。

同理,表 10 列示了融资约束在贷款利率下限放开子样本内中介作用的实证检验结果。可以看到,(1)列中 $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数为 -0.1704 ,在 1% 的水平上显著,说明贷款利率下限放开缓解了企业的融资约束。(2)列和(3)列中,融资约束(Kz)的回归系数分别为 0.0242 和 0.0867 ,并均在 1% 的水平上显著; $Marketdown \times Nsoe$ 回归系数分别为 -0.0424 和 -0.0983 ,且在 1% 以上的统计水平上显著负相关。以上实证结果反映了贷款利率下限放开抑制了企业投融资期限错配,且融资约束发挥了部分中介的作用。

表 9 融资约束在贷款利率上限放开样本中的中介作用

变量	(1) Kz	(2) $SFLI$	(3) $SFLI_dum$
$_cons$	1.2098 *** (4.56)	0.6273 *** (7.20)	1.7399 *** (9.85)
$Marketup$	-0.0939 *** (-2.74)	-0.0086 (-0.66)	-0.1124 *** (-3.60)
$Nsoe$	0.3241 *** (8.67)	0.0051 (0.49)	0.0507 ** (2.03)
$Marketup \times Nsoe$	-0.0874 ** (-2.09)	-0.0303 ** (-2.34)	-0.0809 *** (-2.69)
Kz		0.0228 *** (4.68)	0.0919 *** (10.17)
$Controls$	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes
N	5568	5568	5568
$Adj. R^2$	0.6278	0.2391	0.1269

表 10 融资约束在贷款利率下限放开样本中的中介作用

变量	(1) Kz	(2) $SFLI$	(3) $SFLI_dum$
$_cons$	0.8528 *** (4.48)	0.4966 *** (6.77)	1.5053 *** (12.74)
$Marketdown$	-0.2184 *** (-10.76)	-0.0436 *** (-3.30)	0.0444 ** (2.14)
$Nsoe$	0.0769 *** (3.06)	0.0038 (0.47)	0.0567 *** (4.00)
$Marketdown \times Nsoe$	-0.1704 *** (-6.88)	-0.0424 *** (-4.08)	-0.0983 *** (-5.65)
Kz		0.0242 *** (5.86)	0.0867 *** (14.94)
$Controls$	Yes	Yes	Yes
$Year$	Yes	Yes	Yes
Ind	Yes	Yes	Yes
N	11549	11548	11548
$Adj. R^2$	0.6288	0.2948	0.1213

虽然贷款利率上、下限放开都能够抑制企业投融资期限错配,但其作用方式可能并不相同。本文认为贷款利率上限放开增加了企业银行贷款(尤其是长期贷款)的可获得性,而企业长期贷款的增加有助于改善企业的贷款期限结构,抑制企业的投融资期限错配。贷款利率下限放开加剧了银行业的竞争,在一定程度上有助于降低企业的融资成本,降低企业对短期贷款的依赖程度,进而抑制了企业的投融资期限错配。故本文补充检验了贷款利率上、下限放开分别对企业贷款期限结构和融资成本的影响,实证回归结果见表 11。其中, $Maturity$ 为企业的债务资金期限结构,用长期借款占企业贷款总额的比例度量; $Cost$ 为公司的债务融资成本,用债务利息支出与企业含息税负债总额的比例度量,其他变量度量与前文一致。

(1)列和(2)列列示了贷款利率上限放开对企业资金期限结构和债务融资成本的影响。(1)列中 $Marketup \times Nsoe$ 的回归系数为 0.0419 ,且在 5% 的统计水平上显著,说明贷款利率上限放开显著改善了企业债务期限结构,增加了企业长期贷款的可获得性;(2)列中 $Marketup \times Nsoe$ 的回归系数为 0.0173 ,但在统计上不显著。同理,(3)列和(4)列列示了贷款利率下限放开对企业资金期限结构和债务融资成本的影响,(3)列中 $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数为 0.0170 ,但在统计上不显著;(4)列中 $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数为 -0.0443 ,在 10% 的水平上显著,说明贷款利率下限放开能够降低企业的债务融资成本,但是作用较小。这可能是由于利率管制放松后运行的原 LPR 报价仍然基于官定的贷款基准利率,且个别银行还通过协同行为以贷款基准利率的一定倍数(如 0.9 倍)设定贷款利率“隐性下限”,从而抑制了市场利率向实体经济的传导作用,造成即便市场利率降低,但实体企业的贷款利率下降幅度却相对较小的现象。

(二)企业规模异质性的影响

已有研究发现利率市场化缓解融资约束的作用在中小企业中更加显著^[24,34-35],本文认为利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在不同规模的企业也存在差异。利率管制放开前,高风险的中小企业受到银行的信贷歧视,而利率市场化后,银行能够依据客户企业或者项目的风险来设定贷款利率,增加了企业的贷款可获得性、缓解了融资约束^[13]。具体来说,贷款利率上限放开后,中小企业可以通过支付较高的贷款利率补偿银行的风险溢价,这有助于提高银行的贷款意愿、增加企业的贷款可获得性,尤其是长期贷款^[11-12]。而贷款利率下限放开后,银行在优质客户市场、资源的竞争更加激烈,一些银行可能会转而投向收益高、竞争不那么激烈的中小型企业客户市场^[3],这有助于提高中小型企业贷款的可获得性,同时有助于降低企业的资金使用成本,从而抑制

企业投融资期限错配。而由于经营风险较小、可抵押资产较多,大企业所面临的融资约束比中小企业低,利率市场化改革对于大企业投融资期限错配的抑制作用相对来说较小。因此,本文认为贷款利率上、下限放开对企业投融资期限错配的抑制作用在小规模企业中更加显著。

根据行业、年度的企业规模中位数,本文将样本企业划分为大、小规模企业两个子样本,检验企业规模异质性对利率市场化抑制企业投融资期限错配的调节作用,表 12 列示了实证回归结果。(1)列和(3)列列示了小规模企业样本中利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用, $Marketup \times Nsoe$ 和 $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数分别为 -0.1034 和 -0.0430,且分别在 5% 和 1% 的统计水平上显著。同理,(2)列和(4)列列示了在大规模企业样本中 $Marketup \times Nsoe$ 和 $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数分别为 -0.0215 和 -0.0293,回归系数符号仍然为负,但在统计上不再显著。以上实证结果反映了利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在小规模企业中更加显著。

表 11 利率市场化对于企业贷款期限结构和成本的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Maturity</i>	<i>Cost</i>	<i>Maturity</i>	<i>Cost</i>
<i>_cons</i>	-1.3384 *** (-12.06)	-0.0038 (-0.02)	-1.1879 *** (-13.87)	0.2432 (1.26)
<i>Marketup</i>	0.0704 *** (3.96)	-0.0193 (-1.27)		
<i>Marketup × Nsoe</i>	0.0419 ** (2.51)	0.0173 (1.01)		
<i>Marketdown</i>			0.0792 ** (2.96)	-0.0663 *** (-4.94)
<i>Marketdown × Nsoe</i>			0.0170 (1.40)	-0.0443 * (-1.73)
<i>Nsoe</i>	-0.0499 *** (-3.92)	0.0014 (0.29)	-0.0297 *** (-3.04)	0.0364 * (1.78)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5011	3789	9209	6990
Adj. R ²	0.1598	0.0377	0.2547	0.0355

表 12 企业规模异质性的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	小规模企业	大规模企业	小规模企业	大规模企业
<i>_cons</i>	0.7655 ** (2.59)	0.5030 (1.18)	0.2182 * (2.00)	0.2914 (1.48)
<i>Marketup</i>	0.0053 (0.13)	-0.1753 *** (-3.89)		
<i>Marketup × Nsoe</i>	-0.1034 ** (-2.18)	-0.0215 (-0.57)		
<i>Marketdown</i>			-0.1168 *** (-7.16)	-0.0507 ** (-2.13)
<i>Marketdown × Nsoe</i>			-0.0430 *** (-3.17)	-0.0293 (-1.54)
<i>Nsoe</i>	0.0501 (1.21)	0.0629 ** (2.11)	-0.0160 (-1.50)	0.0044 (0.34)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2883	2685	6256	5292
Adj. R ²	0.1780	0.2239	0.4201	0.2277

(三) 企业成长性异质性的影响

利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在不同成长性的企业中也有所不同。已有文献认为高成长性的企业在利率市场化的政策中将首先获益^[36]。因为高成长性企业处于业务快速增长阶段,经营绩效较好、投资机会和项目质量较高,有助于降低银行贷款回收的风险、增加银行的贷款意愿。即使高成长性企业的业绩波动较大、经营风险较高,企业也能够通过支付更高的贷款利率弥补银行的风险溢价。因此,贷款利率上限放开有助于增加银行的贷款意愿和高成长性企业贷款的获得性。而贷款利率下限放开增加了银行间的竞争,为了开辟新的市场、争取更多的优质客户资源,银行更加愿意与高成长性企业建立长期稳定的合作关系。这不仅增加了企业长期贷款的可获得性,也降低了银企双方的交易成本。因此,本文认为利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在高成长性企业中更加显著。

根据行业、年度的企业成长性中位数,本文将样本企业划分为高、低成长性两个子样本,并检验了企业成长性对利率市场化抑制企业投融资期限错配的调节作用,表 13 列示了实证回归的结果。(1)列和(3)列列示了高成长性企业中利率市场化对投融资期限错配的抑

表 13 企业成长性异质性的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	高成长性企业	低成长性企业	高成长性企业	低成长性企业
<i>_cons</i>	1.2865 *** (5.22)	0.4223 (1.66)	0.8286 *** (6.60)	-0.0579 (-0.70)
<i>Marketup</i>	-0.0658 (-1.47)	-0.0805 * (-1.93)		
<i>Marketup × Nsoe</i>	-0.0802 * (-1.91)	-0.0594 (-1.48)		
<i>Marketdown</i>			-0.1171 *** (-4.91)	0.0075 (0.43)
<i>Marketdown × Nsoe</i>			-0.0515 *** (-2.93)	-0.0142 (-1.23)
<i>Nsoe</i>	0.0767 ** (2.18)	0.0343 (1.04)	-0.0182 (-1.49)	0.0136 (1.43)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Ind</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2727	2842	5815	5734
Adj. R ²	0.1469	0.2248	0.3565	0.1820

制作用, $Marketup \times Nsoe$ 和 $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数分别为 -0.0802 和 -0.0515 , 且分别在 10% 和 1% 的水平上显著, 这说明利率市场化能够抑制高成长性企业的投融资期限错配。同理, (2) 列和 (4) 列列示了低成长性企业中利率市场化对投融资期限错配的抑制作用, $Marketup \times Nsoe$ 和 $Marketdown \times Nsoe$ 的回归系数分别为 -0.0594 和 -0.0142 , 但在统计上不再显著。实证结果验证了前文分析, 即利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在高成长性企业中更加显著。

七、研究结论与政策建议

本文以 2001—2016 年 A 股上市公司为研究对象, 考察了利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用、影响机制以及企业规模和成长性的调节作用。通过理论分析与实证检验, 本文得出以下研究结论: 第一, 贷款利率上、下限放开与企业投融资期限错配显著负相关, 说明利率市场化能够抑制企业的投融资期限错配。贷款利率上限放开与企业债务期限结构显著正相关, 说明贷款利率上限放开增加了企业长期信贷的获得性; 贷款利率下限放开与企业的融资成本在 10% 的统计水平上负相关, 说明贷款利率下限放开在一定程度上降低了企业的资金使用成本。但利率双轨以及贷款利率“隐性下限”的存在, 可能导致贷款利率下限放开对企业融资成本的影响较小。第二, 利率市场化有助于缓解企业的融资约束, 贷款利率上、下限放开与融资约束显著负相关, 而融资约束与企业投融资期限错配显著正相关, 说明利率市场化通过缓解企业融资约束抑制了其投融资期限错配, 融资约束是利率市场化抑制企业投融资期限错配的中介路径。第三, 利率市场化与企业投融资期限错配的显著负相关关系仅存在于小规模、高成长性企业中, 说明利率市场化对企业投融资期限错配的抑制作用在小规模和高成长性企业中更加明显。

本文研究结论为利率市场化改革的方向提供了新的经验证据, 据此提出如下建议。第一, 监管部门应当严厉打击商业银行通过协同方式设定贷款利率“隐性下限”的行为。相关人员除了向政府部门监管和企业客户举报外, 还可以通过银行同业举报等多方监督的方式打击报价行设定贷款利率“隐性下限”的行为, 使实体企业享受到更加合理的信贷资金定价。第二, 定期优化 LPR 报价行的入选范围。一方面, 不断扩充 LPR 报价行的类型及数量, 将更多的具代表性的银行纳入 LPR 报价行的范围内, 增加大型商业银行协同设定贷款利率“隐性下限”的成本, 阻断银行串谋操纵利率水平的可能性; 另一方面, 建立健全对 LPR 报价行的报价质量考核制度, 将考核结果作为筛选进入 LPR 报价行范围的依据之一, 并适时调整优化现存的报价行范围, 让实体企业真正地享受到利率市场化的福利。

本文研究尚存在一些不足之处: 无论从理论还是现实视角, 本文均应以 2019 年 8 月 LPR 的改革来界定利率市场化。但由于改革时间较短, 已有数据尚不足以支撑 LPR 改革的经济后果。因此, 本文退而求其次选择以利率上、下限放开作为界定利率市场化的时间变量。随着时间的推移, 在未来的研究中可以直接考察改革后的 LPR 对商业银行资金定价、风险管理等影响; 考察改革后的 LPR 对微观企业的融资规模、融资成本、企业杠杆以及整个宏观经济波动的经济后果。

参考文献:

- [1] 白云霞, 邱穆青, 李伟. 投融资期限错配及其制度解释——来自中美两国金融市场的比较[J]. 中国工业经济, 2016(7): 23-39.
- [2] 钟凯, 程小可, 张伟华. 货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜[J]. 管理世界, 2016(3): 87-98.
- [3] 胡晖, 张璐. 利率市场化对成长型企业融资约束的影响——基于对中小板企业的研究[J]. 经济评论, 2015(5): 141-153.
- [4] 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? [J]. 金融研究, 2018(10): 106-122.
- [5] 付淑换. 利率市场化改革背景下的企业资本结构调整[J]. 经济问题, 2018(5): 16-22.
- [6] 傅利福. 利率市场化对上市公司资本结构影响的实证分析[J]. 经济经纬, 2014(3): 133-138.
- [7] 王红建, 杨箐, 阮刚铭等. 放松利率管制、过度负债与债务期限结构[J]. 金融研究, 2018(2): 100-117.
- [8] 杨箐, 刘放, 李茫茫. 利率市场化、非效率投资与资本配置——基于中国人民银行取消贷款利率上下限的自然实验[J]. 金融研究, 2017(5): 81-96.
- [9] 陈学胜, 罗润东. 利率市场化改革进程下企业贷款成本与资本配置效率研究[J]. 经济管理, 2017(3): 162-174.
- [10] 刘莉亚, 余晶晶. 银行竞争对货币政策传导效率的推动力效应研究——利率市场化进程中银行业的微观证据[J]. 国际金融研究, 2018(3): 57-67.
- [11] Shaw E. Financial deepening in economic development[M]. New York: Oxford University Press, 1973.

- [12] Mckinnon R I. Money and capital in economic development[M]. Washington D. C. :Brookings Institution Press,1973.
- [13] 代凯,邱倩. 利率市场化改革对企业融资约束的影响研究——来自我国上市公司的经验证据[J]. 金融监管研究,2019(6):70-84.
- [14] 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[J]. 管理世界,2018(11):108-120.
- [15] 杨昌辉,张可莉. 民营企业债务融资成本研究——基于利率市场化和会计稳健性双重视角[J]. 中国管理科学,2016(11):405-412.
- [16] 李程. 利率市场化与企业创新效率——基于随机前沿函数的大中型工业企业实证研究[J]. 金融经济研究,2014(1):90-99.
- [17] 马红,侯贵生,王元月. 产融结合与我国企业投融资期限错配——基于上市公司经验数据的实证研究[J]. 南开管理评论,2018(3):46-53.
- [18] 赖黎,唐芸茜,夏晓兰,等. 董事高管责任保险降低了企业风险吗? ——基于短贷长投和信贷获取的视角[J]. 管理世界,2019(10):160-171.
- [19] 孙凤娥. 投融资期限错配:制度缺陷还是管理者非理性[J]. 金融经济研究,2019(1):94-110.
- [20] 肖继辉,李辉煌. 银行业竞争与微观企业投融资期限错配[J]. 南京审计大学学报,2019(3):38-45.
- [21] 邱穆青,白云霞. 官员访问与企业投融资期限错配[J]. 财经研究,2019(10):138-152.
- [22] 钟凯,刘金钊,王化成. 家族控制权会加剧企业资金期限结构错配吗? ——来自中国非国有上市公司的经验证据[J]. 会计与经济研究,2018(2):3-20.
- [23] 郑曼妮,黎文靖,柳建华. 利率市场化与过度负债企业降杠杆:资本结构动态调整视角[J]. 世界经济,2018(8):149-170.
- [24] 王东静,张祥建. 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(2):50-59.
- [25] Rajan R,Zingales L. Financial dependence and growth[J]. Social Science Electronic Publishing,1996,88(3):559-586.
- [26] He D,Wang H. Dual-track interest rates and the conduct of monetary policy in China[J]. Journal of Financial Research,2011,23(4):928-947.
- [27] Obstfeld M. Risk-taking, global diversification, and growth[J]. American Economic Review,1992,84(5):1310-1329.
- [28] 沈红波,华凌昊,郎宁. 地方国有企业的投融资期限错配:成因与治理[J]. 财贸经济,2019(1):70-82.
- [29] 邱穆青,刘晨,王俊秋. 企业投融资期限错配、审计风险与审计师决策[J]. 山西财经大学学报,2020(2):114-126.
- [30] Ayyagari M,Asli D,Vojislav M. Formal versus informal finance:evidence from China[J]. The Review of Financial Studies,2010,23(8):3048-3097.
- [31] Custodio C,Miguel F,Luis L. Why are US firms using more short-term debt? [J]Journal of Financial Economics,2013,108(1):182-212.
- [32] Almeida H,Murillo C,Michael S W. The cash flow sensitivity of cash[J]. Journal of Finance,2004,59(4):1777-1804.
- [33] 温忠麟,张雷,侯杰泰,等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报,2004(5):614-620.
- [34] Love I. Financial development and financing constraints:international evidence from the structural investment model[J]. Review of Financial Studies,2003,16(3):765-791.
- [35] Laeven L. Does financial liberalization reduce financing constraints? [J]. Financial Management,2003,32(1):5-34.
- [36] 林毅夫. 金融体系、信用和中小企业融资[J]. 浙江社会科学,2001(6):9-11.

[责任编辑:杨志辉]

Does Interest Rate Marketization Restrain Maturity Mismatch between Investment and Financing in Enterprises?

XU Yaquin¹, CHEN Jiaojiao²

- (1. School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;
2. School of Accounting, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: Taking A-share listed companies from 2001 to 2016 as the research sample, we used the difference-in-difference model to investigate the impact of interest rate marketization on maturity mismatch between investment and financing. It is found that interest rate marketization restrains maturity mismatch between investment and financing in enterprises, while financing constraint plays an intermediary role in the process. Specifically, scrapping the top limitation of loan rate increases the availability of long-term loans, while lending rate floor relaxation reduces the debt financing cost of enterprises. In addition, it is also found that the constraint of interest rate marketization on the maturity mismatch between investment and financing is more significant in small-scale and high-growth enterprises. The paper enriches the literature on the economic consequences of interest rate marketization and the influencing factors of the maturity mismatch between investment and financing. The research conclusion has some enlightenment significance for promoting the deepening reform of China's financial system.

Key Words: interest rate marketization; maturity mismatch; financing constraints; enterprise investment and financing; cost of debt financing; financial reform