

货币政策适度性、银行 信贷歧视与非金融企业杠杆分化

韩 珣 马思超*

摘要: 本文利用2007—2017年非金融类上市公司数据,系统性地分析了银行信贷歧视背景下,货币政策对非金融企业杠杆分化的影响。结果显示,银行信贷歧视会放大国有企业和非国有企业杠杆分化现象,并且这种效应在存在政治关联和政府补贴的企业以及经济资源市场化配置程度较低、行政审批程序繁琐、融资成本高的地区更为显著。相较于适度宽松的货币政策,紧缩性货币政策会进一步放大国有企业和非国有企业之间的杠杆分化程度,而货币政策适度性、银行家信心指数以及央行沟通有效性的提高,在一定程度上会弱化货币政策紧缩对国有企业和非国有企业杠杆分化的正向影响。进一步讨论发现,无论在货币政策宽松时期还是紧缩时期,银行信贷歧视都会放大国有企业和非国有企业之间的金融性杠杆分化程度,而对经营性杠杆分化作用并不显著,即从资金去向角度识别出我国现阶段非金融企业金融化和经济“脱实向虚”现象的存在。

关键词: 货币政策适度性;银行信贷歧视;企业杠杆分化;经济金融化

一、引言

随着我国经济增长进入“新常态”阶段,前期粗放型经济增长引致的结构性问题逐渐凸显,实体经济长期疲软、杠杆率高企和经济“脱实向虚”等问题日益发酵。杠杆率长期居高不下引致的系统性金融风险成为国内外学者关注的重点。2008—2015年期间,杠杆率年均上升速度超过12%^①。2015年12月“去杠杆”政策提出以后,调整经济结构,降低负债结构,成为监管部门宏观调控的主要目标。从监管部门调控的效果来看,2018年实体经济部门杠杆率实现了2011年以来的首次下降;从结构上来看,居民部门和政府部门杠杆率下降趋势并不明显,非金融企业去杠杆力度较强。在去杠杆方面,2016年中央经济工作会议中提出,

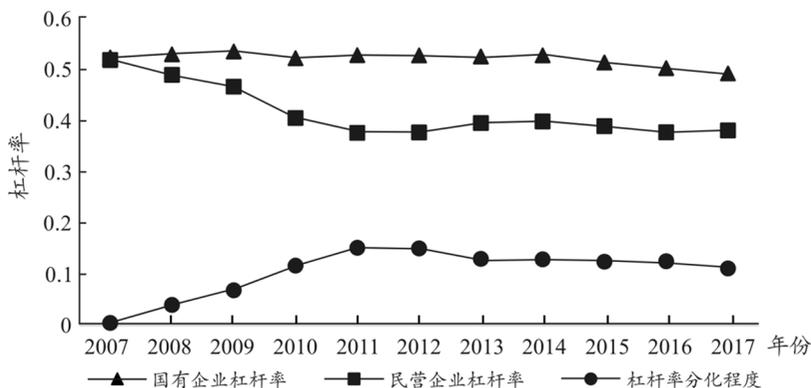
*韩珣,北京第二外国语学院经济学院,邮政编码:100024,电子信箱:hanxunyes@126.com;马思超(通讯作者),首都经济贸易大学金融学院,邮政编码:100070,电子信箱:masichao@cueb.edu.cn。

本文得到国家社科基金后期资助项目暨优秀博士论文项目“非金融企业影子银行化的经济效应”(项目编号:20FYB014)、教育部人文社科研究青年基金项目“政策不确定性、非金融企业影子银行化及其经济效应研究”(项目编号:20YJC790040)、北京第二外国语学院学术英才计划“货币政策适度性、银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化问题研究”(项目编号:21110010010)资助。感谢匿名审稿专家提出的建设性意见,作者文责自负。

①数据来源于《中国杠杆率进程2018年度报告》。

“要在控制总杠杆率的前提下,把降低企业杠杆率作为重中之重。”

值得关注的是,金融资源在不同经济主体之间的非效率配置意味着国有企业和民营企业获得与其自身产出效率不相匹配的融资能力(周煜皓、张盛勇,2014;邵挺,2010),进而可能作用于不同所有制企业之间的杠杆率水平。全球金融危机以后,我国非金融企业出现了严重的杠杆分化问题,主要反映在国有企业杠杆率居高不下,民营企业杠杆率明显下降。目前,非金融企业杠杆率的分化不仅体现在国有企业与非国有企业之间,也表现在不同规模和不同行业的企业之间(徐奇渊,2019)。图1显示了2007—2017年期间,国有企业和非国有企业杠杆率的走势。可以看到,2008年美国次贷危机以后,民营企业杠杆率整体呈下降趋势,而国有企业杠杆率相对稳定,并且国有企业和民营企业杠杆率分化程度在2011年达到最高,随后杠杆率分化程度趋于稳定。



注:杠杆率分化程度采用国有企业杠杆率与民营企业杠杆率之差衡量。

图1 国有企业与非国有企业杠杆分化趋势图

(数据来源:作者根据沪深两市非金融类上市公司手工整理得到。)

近年来,国内外经济政策的不确定性不断上升、影子银行体系过度膨胀、经济“脱实向虚”和杠杆率高企等现象使得系统性金融风险集聚,防范风险成为监管部门的重要任务。信息搜寻成本、贷款风险等是导致银行信贷歧视行为的主要原因。货币政策紧缩使得银行基于风险收益的权衡,更倾向于将信贷资源配置到存在政府隐性担保的国有企业,民营企业的融资成本进一步提升(战明华,2015;Song et al., 2011;饶品贵、姜国华,2013),从而可能作用于国有企业与民营企业之间的杠杆分化程度。党的十九大报告中明确指出,要健全货币政策和宏观审慎双支柱调控框架,提高金融调控的有效性,防范系统性金融风险,以维持宏观经济的稳定。2018年中央财经委员会第一次会议强调:“要以结构性去杠杆为基本思路,分部门、分债务类型提出不同要求,地方政府和企业特别是国有企业要尽快把杠杆降下来,努力实现宏观杠杆率稳定和逐步下降。”因此,去杠杆已经由总量性去杠杆向结构性去杠杆阶段过渡。那么,银行信贷歧视行为与国有企业和非国有企业杠杆分化是否存在关联?货币政策如何影响信贷配给与非金融企业杠杆分化之间的动态关系?本文将就此展开研究。

对于企业杠杆率的研究,大多集中于企业杠杆率高企的驱动因素和微观经济效应两个方面。已有文献从金融资源错配、宏观经济环境、金融市场竞争、企业预算软约束等角度剖析了企业部门高杠杆率形成的原因(王宇伟等,2018;蒋灵多、陆毅,2018;中国人民银行营业管理部课题组,2017)。杠杆率的微观经济效应方面,现有研究剖析了杠杆率对企业创新及其行为绩效的影响(Kini et al., 2017;王玉泽等,2019;Ghosh, 2008)。目前,少有文献从银行

信贷歧视视角剖析异质性企业杠杆分化问题,阐释银行信贷歧视背景下,货币政策对国有企业和非国有企业杠杆分化程度的作用机理。本文拟在这一领域做出有益的补充。

本文的贡献主要在于:第一,有别于已有文献从单一总量视角局限于企业杠杆率的研究,本文关注到了国有企业和非国有企业杠杆分化问题,从而为我国现阶段结构性去杠杆提供了新的思路。第二,从理论和经验层面系统性地剖析了银行信贷歧视对国有企业和非国有企业杠杆分化的影响,并且进一步探讨了这种效应在企业层面和地区层面的异质性,完善了已有对杠杆率分化研究的理论框架。第三,探究了货币政策对银行信贷歧视与异质性企业杠杆分化程度互动关系的作用机理,从而为完善宏观货币政策调控手段提供了理论支持。第四,进一步剖析了货币政策对国有企业和非国有企业结构性杠杆分化的影响,从资金去向视角识别出我国经济“脱实向虚”现象的存在性。

本文的余下部分结构安排如下:第二部分为文献回顾与研究假说的提出,第三部分为实证设计,第四部分为实证结果分析,第五部分进一步识别了货币政策、银行信贷歧视与非金融企业结构性杠杆分化之间的关系,第六部分是结论与政策建议。

二、文献回顾与研究假说的提出

(一) 银行信贷歧视与国有企业和非国有企业杠杆分化

美国次贷危机以后,国有企业和非国有企业的杠杆分化现象逐渐显现,主要表现在非国有企业杠杆率明显下降,而国有企业杠杆率呈上升趋势(纪洋等,2018;钟宁桦等,2016)。中国人民银行营业管理部课题组(2017)从预算软约束和资源错配的视角,剖析了我国部分企业杠杆率长期居高不下的原因。我国现阶段杠杆率高企、经济“脱实向虚”以及僵尸企业处置问题实则归因于金融资源在不同经济主体之间的错配(邵挺,2010)。此外,国有企业在重工业领域集中分布的特征、与金融中介特殊的银企关系以及抵押品优势也会进一步推高自身杠杆率水平,加剧其与民营企业之间的杠杆差异程度(Brandt and Li,2003;苟琴等,2014;汪勇等,2018)。

我国资本市场不发达的外部环境和金融中介垄断主导的金融结构,使得银行在金融资本的配置上处于核心地位。企业的借贷行为通过影响金融性负债而作用于企业杠杆率水平。主流金融中介基于企业资质、政府隐性担保和政治关联的考虑更倾向于为国有企业放贷,民营企业融资需求无法得到满足。在一个完全有效的市场环境中,利率水平取决于资金的供求和风险溢价情况。然而,银行倾向性资金配置使得国有企业等融资优势部门长期处于预算软约束之中,杠杆率居高不下(中国人民银行营业管理部课题组,2017)。国有部门的预算软约束也会进一步挤占高效率企业的资金,从而加剧国有企业与非国有企业的杠杆分化程度。有鉴于此,本文提出第一个研究假说:

假说1:银行信贷歧视会放大国有企业和非国有企业杠杆分化程度。

(二) 货币政策、银行信贷歧视与异质性企业杠杆分化

货币政策是实行宏观调控的重要手段,在抑制经济“脱实向虚”、防范系统性金融风险以及促进实体经济平稳发展等方面发挥重要的作用。已有研究表明我国长期量化宽松的货币政策在一定程度上推动了企业杠杆率的高企(蒋灵多、陆毅,2018)。全球金融危机后,政府的四万亿计划导致国有企业相较于非国有企业获取了更多的信贷资源,在一定程度上加剧了国有企业和非国有企业的杠杆分化程度(Johansson and Feng,2016)。因此,宽松的货币政

策意味着企业的信贷可得性提高,从而会推高微观企业资产负债率。

然而,金融市场摩擦、政府隐性担保和银企关系等因素,使得银根紧缩对民营企业融资的负面冲击更大,而国有企业受到的影响较小。信贷市场信息不完备意味着在紧缩性货币政策下,高杠杆率企业可以有效隔绝价格型货币政策对其负债杠杆约束的传导机制(Kaya and Banerjee, 2014)。相较于宽松的货币政策,紧缩性货币政策意味着银行信贷资金会更多地配置给贷款风险相对较小的国有企业,而民营企业的融资难度增大,从而放大国有企业和非国有企业之间的杠杆分化程度。有鉴于此,本文提出第二个假说:

假说2:在银行信贷歧视背景下,紧缩性货币政策会进一步放大国有企业和非国有企业杠杆分化程度。

三、实证模型设定

(一) 样本选择与数据来源

本文选取2007—2017年沪深两市A股上市公司的数据作为样本。考虑到本文关注的是非金融企业杠杆分化问题,因此,我们从样本中剔除金融行业、ST和PT类企业,最终获得20377个有效样本观测值。数据来源于CSMAR国泰安数据库、中经网统计数据库和Wind数据库。此外,本文对连续变量进行了上下1%极端值缩尾处理。

(二) 变量定义

1. 企业杠杆率

参照已有研究(纪洋等, 2018; 王玉泽等, 2019),我们采用总负债与总资产的比重来反映企业杠杆率水平。进一步讨论中按照负债产生的原因,将杠杆率划分为金融性杠杆与经营性杠杆。具体地,参照宋军和陆旸(2015),采用“Penman-Nissim”财务框架将负债划分为经营性负债和金融性负债,资产划分为金融性资产和经营性资产(Penman and Nissim, 2001)。

2. 银行信贷规模

本文采用两种方法来衡量企业从银行获得的信贷支持。第一种方法,采用本期短期借款、一年内到期非流动性负债和长期借款,与上期短期借款、一年内到期非流动性负债和长期借款之差与总资产的比值来反映;稳健性检验采用第二种方法,即利息支出占销售收入的比重来衡量企业从银行获得借款的规模。

3. 货币政策

第一种方法利用中国人民银行发布的“货币政策感受”指数来反映货币政策的紧缩程度,该指数越低,货币政策紧缩性越强。央行发布的货币政策感受指数为季度数据,将年度四个季度值的平均值作为该年度货币政策紧缩程度的代理指标。第二种方法是基于我国特定的货币政策与宏观环境来设置货币政策虚拟变量(饶品贵、姜国华, 2013; 祝继高、陆正飞, 2009),将2004年、2006年、2007年、2010年设置为货币政策紧缩年份。

4. 控制变量

本文控制了现金流水平(Cash)、有形资产占比(Intg)、公司规模(Size)、盈利能力(ROA)、主营业务收入增长率(Sales_g)、实际控制人性质(SOE)、非债务性税盾(NDTS)、独立董事占比(Iratio)、高管持股占比(Mgratio)、资本密集度(Capint)。

变量的定义和描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量定义与描述性统计

变量	变量定义	变量测度	样本量	标准差	中位数	均值
LEV	企业杠杆率	总负债/总资产 (本期短期借款+本期一年内到期非流动性负债+本期长期借款-上期短期借款-上期一年内到期非流动性负债-上期长期负债)/总资产	20 377	0.2162	0.4405	0.4444
BL	银行贷款规模	银行贷款规模	20 377	0.0808	0.0031	0.0180
BIE	银行利息支出占比	利息支出/销售收入	20 377	0.1094	0.0000	0.0019
SOE	实际控制人性质	国有企业为1,否则为0	20 377	0.4832	0	0.3873
MFI	货币政策感受指数	货币政策感受指数所在年度的季度均值	14 542	7.5613	43.7500	48.0582
Cash	现金流水平	经营性现金流净额与总资产之比	20 377	0.0756	0.0414	0.0416
Intg	有形资产占比	(固定资产+存货)/总资产	20 377	0.1864	0.3781	0.3878
Size	公司规模	总资产的自然对数	20 377	1.3095	21.8458	22.0106
ROA	盈利能力	净利润与总资产之比	20 377	0.0541	0.0355	0.0387
Sales_g	主营业务收入增长率	(本年主营业务收入/上年主营业务收入)-1	20 377	0.5923	0.1195	0.2214
NDTS	非债务性税盾	固定资产折旧/主营业务收入	20 377	0.0455	0.0313	0.0456
Capint	资本密集度	固定资产净额与员工总数之比的自然对数	20 377	1.1279	12.4795	12.5033
Iratio	独立董事占比	独立董事人数与董事会人数之比	20 377	0.0551	0.3333	0.3720
Mgratio	高管持股占比	高管持股数与总股数之比	20 377	0.1312	0.0001	0.0589

(三) 模型设定

为了进一步考察银行信贷歧视对非金融企业杠杆率的影响,以及货币政策对银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化之间的动态作用机制,构建实证模型如下所示。

$$LEV_{it} = \beta_0 + \beta_1 SOE_{it} \times BL_{it} + \beta_2 BL_{it} + \beta_3 SOE_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式用于检验银行信贷歧视对非金融企业杠杆分化的影响,其中 LEV_{it} 表示*i*企业在第*t*年的杠杆率水平; BL_{it} 表示*i*企业在第*t*年从银行获得信贷资源的强度; SOE_{it} 表示企业所有制性质虚拟变量,根据年报中公布的实际控制人性质来划分不同所有制企业,如果该值为1,则为国有企业,反之则为非国有企业。 X_{it} 表示控制变量。此外,模型中进一步控制了企业固定效应和年份固定效应,回归系数的标准误聚类在企业层面。

为了考察银行信贷歧视对国有企业和非国有企业杠杆分化程度的影响,本文通过引入企业所有制性质与银行信贷的交互项来识别上述机制。具体来看,如果交互项 $SOE_{it} \times BL_{it}$ 的系数 β_1 显著为正,则说明银行信贷歧视行为会放大国有企业和非国有企业的杠杆分化程度,即假说1成立。反之,如果交互项系数为负,则说明假说1不成立。

为了进一步检验货币政策对银行信贷歧视与国有企业和非国有企业杠杆分化之间关系的影响,本文在基准模型基础上进一步加入了企业所有制性质、银行信贷强度与货币政策感受指数的交互项,如(2)式所示。

$$LEV_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 SOE_{it} \times BL_{it} \times MFI_t + \varphi_2 BL_{it} + \varphi_3 SOE_{it} + \varphi_4 MFI_t + \gamma X_{it} + u_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式中:如果交互项系数为负,则说明银行信贷歧视背景下,相较于宽松的货币政策,紧缩性货币政策会进一步放大国有企业和非国有企业杠杆分化程度,即研究假说2成立。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本文首先根据模型(1)采用面板固定效应,检验银行信贷歧视对非金融企业杠杆分化的影响,得到的回归结果如表2所示。结果显示,无论是否控制年份固定效应,企业所有制性质与银行信贷强度的交互项($SOE \times BL$)系数 β_1 均在10%的统计水平上显著为正,说明银行信贷歧视会进一步加剧国有企业和非国有企业的杠杆分化程度,即假说1成立。原因在于,银行信贷歧视行为使得国有企业能够从外部融入超过其自身生产经营所需的资金,而民营企业长期处于流动性约束之中,导致民营企业因生产投资、外部行业环境和宏观政策不确定性而发生流动性危机的风险更高,从而减弱金融中介、债权人和供销商对民营企业的资金融通行为,强化国有企业和非国有企业杠杆分化程度。

表2 银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化的基准回归结果

变量	LEV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$SOE \times BL$	0.0565 [*] (0.030)	0.0546 [*] (0.030)	0.0590 [*] (0.032)	0.0573 [*] (0.031)
BL	0.0094 (0.018)	-0.0010 (0.018)	0.0234 (0.018)	0.0117 (0.017)
$Cash$	-0.0890 ^{***} (0.019)	-0.0976 ^{***} (0.019)	-0.0880 ^{***} (0.020)	-0.0962 ^{***} (0.020)
$Intg$	0.2676 ^{***} (0.021)	0.2556 ^{***} (0.021)	0.2688 ^{***} (0.022)	0.2558 ^{***} (0.021)
$Size$	0.0353 ^{***} (0.004)	0.0466 ^{***} (0.006)	0.0363 ^{***} (0.005)	0.0484 ^{***} (0.006)
ROA	-0.0122 (0.009)	-0.0174 ^{**} (0.009)	-0.0053 (0.009)	-0.0110 (0.009)
$Sales_g$	-0.0000 ^{***} (0.000)	-0.0000 ^{***} (0.000)	-0.0000 ^{**} (0.000)	-0.0000 ^{**} (0.000)
SOE	0.0091 (0.009)	0.0092 (0.009)	0.0067 (0.009)	0.0072 (0.009)
$NDTS$	0.0066 ^{***} (0.002)	0.0069 ^{***} (0.002)	0.0068 ^{**} (0.003)	0.0071 ^{**} (0.003)
$Capint$	-0.0148 ^{***} (0.003)	-0.0139 ^{***} (0.003)	-0.0160 ^{***} (0.003)	-0.0149 ^{***} (0.003)
$Idratio$			-0.0341 (0.035)	-0.0148 (0.035)
$Mgratio$			-0.1071 ^{***} (0.025)	-0.1157 ^{***} (0.025)
年份固定效应	NO	YES	NO	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测样本数	21 389	21 389	20 377	20 377
Adjust R^2	0.088	0.096	0.098	0.106

注: *、**和*** 分别代表在1%、5%和10%的水平上显著,括号中为稳健标准误,下同。

存在政治关联的企业与当地官员建立起长期、良好的关系,能够在生产要素的获取和市场竞争中处于优势地位,从而加强其自身金融资本获取能力,推高资产负债率(于蔚等,

2012;余明桂、潘红波,2008)。政府补贴作为地方政府对企业无偿的资金转移,能够缓解企业融资约束,提高企业风险承担水平,从而促进企业负债水平的提高(毛其淋、许家云,2016)。为了进一步考察银行信贷歧视对是否存在政治关联和政府补贴的企业杠杆分化程度的异质性影响,本文在模型(1)的基础上,将企业所有制性质替换为是否存在政治关联和政府补贴变量,通过引入政治关联或政府补贴虚拟变量,与企业从银行获得信贷规模的交互项进行检验,结果如表3所示。

本文采用两种方式来判断企业是否存在政治关联,第一种方式下,如果企业招待费、协调周边费和应酬费支出高于行业中位数值,则将其认定为存在政治关联的企业($PC=1$),反之,则认为企业不存在政治关联($PC=0$)。实证结果显示,政治关联虚拟变量与银行信贷强度的交互项($PC \times BL$)系数在1%的统计水平上显著为正,说明银行信贷歧视行为会放大存在政治关联和不存在政治关联企业的杠杆分化程度。表3中第(2)列采用董事长或总经理的政府背景来衡量政治关联,如果高管存在政府背景,则认为企业存在政治关联($PC2=1$),反之则不存在($PC2=0$)。实证结果表明采用高管的政府背景作为是否存在政治关联的代理指标,交互项($PC2 \times BL$)的系数为0.1941,在1%的统计水平上显著为正,前文得到的结论依然成立。表3中(3)(4)列分别按照是否存在政府补贴(GS),以及政府补贴金额是否高于所在行业年度中位数($GS2$)设置政府补贴的虚拟变量。在两种不同的衡量方式下,政府补贴虚拟变量与银行信贷规模的交互项系数均显著为正,说明银行信贷歧视会放大存在政府补贴和不存在政府补贴企业之间的杠杆分化程度。

表3 银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化:企业异质性

变量	LEV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$PC \times BL$	0.1379*** (0.053)			
$PC2 \times BL$		0.1941*** (0.061)		
$GS \times BL$			0.2257*** (0.065)	
$GS2 \times BL$				0.1819*** (0.038)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测样本数	17 546	20 189	20 377	19 991
Adjust R^2	0.132	0.110	0.128	0.116

金融中介主导和国有银行垄断的金融结构使得信贷资金配置与生产效率之间存在严重的不匹配性(鲁晓东,2008)。在政府干预经济程度较深、官员腐败程度较高和外部融资环境较差的地区,银行信贷资源在不同经济主体之间配置的非市场化程度更高,即融资优势企业和融资弱势企业之间的杠杆分化程度更高。为了进一步考察银行信贷歧视对国有企业和非国有企业之间杠杆分化影响的地区异质性,本文将企业注册地所在省份与地区市场化指数和企业经营环境指数相匹配,分别按照高于和低于对应指数的中位数进行分样本回归。

表4中第(1)列和第(2)列结果说明在市场配置经济资源比重较低的地区,银行信贷歧

视对国有企业和非国有企业杠杆分化程度的正向影响更为显著,然而这种效应在市场化程度较高的企业并不显著。第(3)列和第(4)列是按照地区行政审批效率高低进行划分之后的回归结果,说明银行信贷歧视对国有企业和非国有企业杠杆分化的正向影响,仅在行政审批繁琐的地区是显著的,而行政审批效率的提高则可以弱化银行信贷对企业杠杆分化的影响。第(5)(6)两列结果表明,在金融服务和融资成本高的地区,银行信贷歧视对国有企业和非国有企业杠杆分化程度的正向影响更为显著。原因在于,金融服务和融资成本较高的地区,企业还款风险也更高。基于降低贷款风险的考虑,银行更愿意为具有政府隐性担保且违约风险较低的国有企业放贷,进而加剧了国有企业与非国有企业杠杆分化程度。

表 4 银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化:地区异质性

变量	LEV					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场配置经济资源比重高	市场配置经济资源比重低	行政审批效率高	行政审批效率低	金融服务和融资成本高	金融服务和融资成本低
SOE×BL	-0.0502 (0.058)	0.1679** (0.067)	-0.0154 (0.053)	0.2571** (0.106)	0.1830** (0.089)	-0.0279 (0.100)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测样本数	1 709	752	5 628	1 695	4 177	3 010
Adjust R ²	0.197	0.186	0.173	0.128	0.161	0.121

注:市场配置经济资源比重的数据来自王小鲁等(2017)的市场化指数。行政审批效率高、金融服务和融资成本高低的数据来自企业经营环境指数,其中,行政审批效率由审批手续是否简便易行来反映;金融服务和融资成本指数根据企业能否通过正规渠道获得银行贷款、企业能否从其他正规或民间渠道融到资金、贷款利率和借款利率四个分项指数计算得到。

(二) 货币政策、银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化

为了进一步探究货币政策对银行信贷歧视与国有企业和非国有企业杠杆分化之间关系的动态影响,本文在基准模型中引入企业所有制性质、银行信贷强度与货币政策感受指数三项的交互项。如果 $SOE \times BL \times MFI$ 系数显著为负,则说明相较于宽松的货币政策,紧缩性货币政策会放大银行信贷歧视与国有企业和非国有企业之间的杠杆分化程度。表 5 中给出了模型(2)的回归结果,表明货币政策感受指数的下降,即货币紧缩程度的提高,会放大银行信贷歧视与国有企业和非国有企业杠杆分化之间的正向关系,前文研究假说 2 成立。改变货币政策紧缩程度的代理指标,将 2004 年、2006 年、2007 年和 2010 年视为货币政策紧缩年份进行分样本回归,结果显示在货币政策紧缩的年份,银行信贷歧视会放大国有企业和非国有企业之间存在的杠杆分化,然而,这种效应在央行执行宽松货币政策期间不显著。

货币政策作为政府部门重要的经济调控手段会通过影响信贷规模和融资成本,进而作用于企业投融资行为。如果货币政策适度性较低,借贷双方的信息不对称使得银行更倾向于为企业提供短期贷款以期降低代理风险(钟凯等,2016)。货币政策适度性的提高将会改善融资弱势企业的外部融资环境,融资可得性和资产负债率提高,进而降低银行信贷歧视下国有企业和非国有企业的杠杆分化程度。此外,银行家对经济运行信心的提高,也会弱化金融中介对高风险企业的金融歧视行为,进而作用于所有制性质不同企业之间的杠杆率水平。

央行沟通是在信息噪声和学习偏差下引导公众预期的重要方式,起到稳定市场预期和

提高货币政策有效性的作用(郭豫媚、周璇,2018)。货币政策紧缩会提高企业融资成本,导致企业和居民对未来经济形势的消极预期。而央行沟通则有助于稳定公众预期,降低政策不确定性对企业投融资的负面影响,从而减弱银行信贷歧视下紧缩性货币政策对国有企业和非国有企业杠杆分化的正向效应。

为了进一步检验货币政策适度性(*MCM*)、银行家信心指数(*BCI*)以及央行沟通(*CBC*)对银行信贷歧视下,紧缩性货币政策与国有企业和非国有企业杠杆分化之间的调节效应,本文分别将上述变量与货币感受指数、所有制性质虚拟变量以及银行信贷规模交互,进行实证分析。其中,货币政策适度性采用当年货币政策感受指数为适度的季度均值来反映。银行家信心指数来自中国人民银行和国家统计局共同向银行家们发放的问卷调查数据。央行沟通指数^①借鉴林建浩和赵文庆(2015)的思路,将《中国货币政策执行报告》作为文字信息提取源,并参照 Heinemann 和 Ullrich(2007)提出的测度方法构建。具体回归结果如表6所示。

表6中第(1)列在模型(2)基础上加入了货币政策适度性的交互项,结果显示,*MCM*×*SOE*×*BL*×*MFI*交互项系数在1%统计水平上显著为正,说明货币政策适度性的提高,有助于改善紧缩性货币政策下银行信贷歧视引致的企业杠杆分化问题。第(2)列结果显示,银行家信心指数的提高将会减弱银行信贷歧视下紧缩性货币政策与杠杆分化之间的正向关系。第(3)列和第(4)列探究了央行沟通对货币政策与异质性企业杠杆分化的影响。第(3)列和第(4)列分别采用包含国外形势措辞,删减措辞后的央行沟通指数所在年度的季度均值作为代理变量。结果表明,改变构建指数的措辞和包括描述国外形势的措辞两种方法下,*CBC*×*SOE*×*BL*×*MFI*交互项系数均在5%的统计水平上显著为负,说明在紧缩性货币政策下,如果央行沟通中包括紧缩性货币政策的措辞,会减弱货币政策紧缩程度与国有企业和非国有企业杠杆分化之间的正向关系。

表5 货币政策、银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化的回归结果

变量	LEV		
	(1)	(2)	(3)
<i>SOE</i> × <i>BL</i>	0.5190 ** (0.248)	0.1904 ** (0.075)	0.0478 (0.031)
<i>SOE</i> × <i>BL</i> × <i>MFI</i>	-0.0109 ** (0.005)		
<i>SOE</i> × <i>MFI</i>	0.0001 (0.000)		
<i>BL</i> × <i>MF</i>	0.0157 *** (0.003)		
<i>BL</i>	-0.6713 *** (0.135)	0.0389 (0.054)	0.0154 (0.017)
<i>MFI</i>	0.0024 ** (0.001)		
控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 542	3 643	16 734
Adjust <i>R</i> ²	0.139	0.156	0.108

①如果央行沟通指数越高,说明央行货币政策的执行方向趋于宽松;反之,则表明央行货币政策的紧缩性意愿更为明显。

表 6 货币政策适度性、银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化

变量	LEV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>MCM</i> × <i>SOE</i> × <i>BL</i> × <i>MFI</i>	0.0056*** (0.001)			
<i>BCI</i> × <i>SOE</i> × <i>BL</i> × <i>MFI</i>		0.0027*** (0.001)		
<i>CBC</i> × <i>SOE</i> × <i>BL</i> × <i>MFI</i>			-0.0605** (0.028)	-0.0769** (0.035)
<i>SOE</i> × <i>BL</i> × <i>MFI</i>	-0.4234*** (0.075)	-0.0815* (0.042)	0.2069** (0.086)	0.2015** (0.082)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测样本数	14 542	14 542	9 117	9 117
Adjust <i>R</i> ²	0.182	0.179	0.225	0.225

(三) 稳健性检验

为了证明实证结果的可靠性,本文主要采用三种方法进行稳健性检验:

1. 替换核心解释变量指标

本文在稳健性检验中采用利息支出与销售收入的占比,作为企业从银行获得信贷规模的代理指标,采用模型(1)进行实证分析。表 7 结果显示,替换核心变量指标后,结论依然成立。

表 7 稳健性检验:替换银行信贷强度指标

变量	LEV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SOE</i> × <i>BIE</i>	0.0358*** (0.011)	0.0275** (0.012)	0.0343*** (0.011)	0.0260** (0.012)
<i>BIE</i>	0.0283*** (0.006)	0.0270*** (0.006)	0.0273*** (0.006)	0.0261*** (0.006)
<i>Cash</i>	-0.0849*** (0.018)	-0.0928*** (0.019)	-0.0834*** (0.019)	-0.0909*** (0.019)
<i>Intg</i>	0.2581*** (0.021)	0.2454*** (0.020)	0.2602*** (0.021)	0.2462*** (0.020)
<i>Size</i>	0.0329*** (0.004)	0.0450*** (0.006)	0.0349*** (0.004)	0.0480*** (0.006)
<i>ROA</i>	-0.0168*** (0.003)	-0.0169*** (0.003)	-0.0162*** (0.003)	-0.0163*** (0.003)
<i>Sales_g</i>	-0.0000*** (0.000)	-0.0000*** (0.000)	-0.0000 (0.000)	-0.0000 (0.000)
<i>SOE</i>	0.0080 (0.008)	0.0057 (0.008)	0.0073 (0.008)	0.0054 (0.008)
<i>NDS</i>	0.0118*** (0.003)	0.0119*** (0.003)	0.0106*** (0.004)	0.0108*** (0.004)
<i>Capint</i>	-0.0127*** (0.003)	-0.0118*** (0.003)	-0.0139*** (0.003)	-0.0127*** (0.003)
<i>Iratio</i>			-0.0525 (0.034)	-0.0277 (0.034)
<i>Mgratio</i>			-0.1048*** (0.025)	-0.1150*** (0.025)
年份固定效应	NO	YES	NO	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测样本数	22 662	22 662	21 491	21 491
Adjust <i>R</i> ²	0.084	0.093	0.091	0.100

在稳健性检验中,本文根据股权控制链计算所得的实际控制人拥有上市公司的所有权比例,重新划分国有企业和非国有企业。改变企业所有制性质划分方法后,回归结果如表8所示。可见,国有企业虚拟变量和银行信贷强度的交互项系数均在5%及以上统计水平上显著为正,即本文的结果依然没有发生改变。

表8 稳健性检验:改变企业所有制性质划分方法

变量	LEV			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>SOE</i> × <i>BL</i>	0.0867** (0.036)	0.0825** (0.035)		
<i>SOE</i> × <i>BIE</i>			0.0362*** (0.012)	0.0285** (0.012)
控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	NO	YES	NO	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES
观测样本数	20 430	20 430	21 566	21 566
Adjust R ²	0.097	0.104	0.088	0.097

在银行信贷歧视、货币政策与异质性企业杠杆分化的研究中,采用上述方式重新划分企业所有制性质。表9结果显示,*SOE*×*BL*×*MFI*交互项在1%的统计水平上显著为负,说明货币政策紧缩程度的提高会放大国有企业和非国有企业的杠杆分化程度,即前文的结论仍然成立。

表9 稳健性检验:货币政策、银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化

变量	LEV		
	(1)	(2)	(3)
<i>SOE</i> × <i>BL</i> × <i>MFI</i>	-0.0112*** (0.003)	-0.0110*** (0.003)	-0.0097*** (0.004)
<i>SOE</i> × <i>BL</i>	0.5090*** (0.161)	0.4934*** (0.162)	0.4340** (0.171)
<i>SOE</i> × <i>MFI</i>	-0.0002 (0.000)	-0.0002 (0.000)	-0.0002 (0.000)
<i>BL</i> × <i>MF</i>	0.0146** (0.003)	0.0147*** (0.003)	0.0140*** (0.003)
<i>BL</i>	-0.6169*** (0.124)	-0.6145*** (0.125)	-0.5764*** (0.121)
<i>MFI</i>	0.0083*** (0.003)	0.0058* (0.003)	0.0068** (0.003)
<i>Cash</i>	-0.0923*** (0.024)	-0.0798*** (0.023)	-0.0818*** (0.024)
<i>Intg</i>	0.2194*** (0.023)	0.2693*** (0.025)	0.2760*** (0.025)
<i>Size</i>	0.0493*** (0.007)	0.0539*** (0.008)	0.0539*** (0.008)
<i>ROA</i>	-0.0341** (0.016)	-0.0306* (0.016)	-0.0266 (0.016)

续表 9 稳健性检验:货币政策、银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化

变量	LEV		
	(1)	(2)	(3)
<i>Sales_g</i>	0.0000*** (0.000)	0.0000*** (0.000)	0.0000*** (0.000)
<i>SOE</i>	0.0252* (0.015)	0.0257* (0.015)	0.0255* (0.015)
<i>NDS</i>		0.0580 (0.047)	-0.0025 (0.031)
<i>Capint</i>		-0.0200*** (0.004)	-0.0194*** (0.004)
<i>Idratio</i>			-0.0016 (0.034)
<i>Mgratio</i>			-0.0770*** (0.026)
年份固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
观测样本数	14 998	14 989	14 542
Adjust R^2	0.130	0.142	0.147

2. 消除内生性问题

为了消除反向因果或遗漏变量引致的内生性对实证结果的影响,本文采用 IV 工具变量回归法和系统 GMM 实证检验银行信贷歧视对非金融企业杠杆分化的影响。考虑到企业从银行获得的信贷规模与企业杠杆率之间可能存在反向因果关系,本文在稳健性检验中将银行贷款规模的滞后一阶作为工具变量,采用两阶段最小二乘法对模型(1)进行了重新估计,结果如表 10 所示,与研究假说 1 相一致。此外,本文在基准模型基础上控制杠杆率的滞后一期,采用两阶段 GMM 方法来处理内生性问题。将所有变量视为内生变量,行业虚拟变量和年份虚拟变量设为外生变量,公司规模、盈利能力和成长性作为 GMM 型工具变量,采用稳健标准误,结果依然稳健。

表 10 稳健性检验:内生性问题

变量	LEV		
	(1)	(2)	(3)
	IV 工具变量回归	IV 工具变量回归	系统 GMM
<i>SOE</i> × <i>BL</i>	0.3760*** (0.112)	0.3436*** (0.103)	0.3977*** (0.122)
<i>L.LEV</i>			0.9715*** (0.015)
Anderson canon. corr. LM	51.410	55.981	
Cragg-Donald Wald F	51.546	56.116	
控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	NO	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
观测样本数	17 442	17 442	20 101

3. 剔除金融危机前样本

在稳健性检验中,本文采用模型(1),对2008年以后,货币政策、银行信贷歧视与国有企业和非国有企业杠杆分化之间的关系进行实证分析,结果表明结论依然成立。

表 11 稳健性检验:2008 年以后样本回归

变量	LEV		
	(1)	(2)	(3)
SOE×BL	0.0573* (0.031)	0.1904** (0.075)	0.0478 (0.031)
控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES
观测样本数	20 377	3 643	16 734
Adjust R ²	0.106	0.156	0.108

五、进一步讨论：“脱实向虚”还是“服务实体经济”

近年来,我国实体经济疲软和经济金融化增强的结构性矛盾日益凸显。企业部门在金融行业高额利差收益的吸引下,不断将资源投入资本市场,经济“脱实向虚”和杠杆率高企等问题逐渐发酵。2015年12月,去杠杆政策首次被提出。2017年7月,全国金融工作会议进一步强调规范政府举债融资机制、深化金融体制改革以及防范系统性金融风险。随着去杠杆进程的拉开,国内外学者关注到去杠杆过程中不仅需要强调总量问题,更需要关注杠杆的结构性调整,防止盲目去杠杆带来的信贷资源错配、实体投资环境恶化以及系统性金融风险上升等问题。

银行信贷歧视使得国有企业等融资部门能够从金融中介融入超过其自身生产经营所需的资金,民营企业长期处于流动性约束中,国有企业杠杆率高于非国有企业杠杆率水平。如果国有企业将资金投入生产经营活动中,那么银行信贷歧视将会放大国有企业和非国有企业的经营性杠杆分化程度,而对金融性杠杆分化的影响并不显著。反之,如果国有企业将资金用于购买各类金融产品,参与正规金融市场或者影子信贷市场的链条中,则会加剧国有企业和非国有企业的金融性杠杆分化程度,而几乎不会作用于经营性杠杆差异。因此,本文可以通过实证分析银行信贷歧视对国有企业和非国有企业结构性杠杆分化现象的影响,来识别企业从金融中介融入资金的用途,从而判断信贷资源究竟是“服务实体经济”还是导致了企业的“脱实向虚”。

为了进一步识别企业投资行为,本文参照“Penman-Nissim”财务框架,测算出经营性杠杆和金融性杠杆,以检验银行信贷歧视对国有企业和非国有企业结构性杠杆分化的影响,以及这种影响在紧缩性货币政策和宽松性货币政策下的作用机理。表12结果显示,银行信贷歧视会加剧国有企业和非国有企业金融性杠杆的分化程度,并且这种效应在货币政策紧缩年份和货币政策宽松年份均是显著的。然而,银行信贷歧视对企业经营性杠杆分化的影响并不显著。可见,银行对国有企业信贷资金的倾向性配置并没有促进其实体投资,反而会推高这类企业金融性杠杆水平,即加剧经济“脱实向虚”趋势。

表 12 银行信贷歧视对非金融企业结构性杠杆分化的影响

变量	<i>FinLEV</i>			<i>OprLEV</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	宽松性货币政策	紧缩性货币政策	全样本	宽松性货币政策	紧缩性货币政策
<i>SOE</i> × <i>BL</i>	1.6217*** (0.348)	1.5675*** (0.355)	1.8749* (1.061)	-0.0651 (0.061)	-0.0702 (0.062)	-0.2055 (0.193)
<i>BL</i>	-0.5181* (0.304)	-0.6337** (0.294)	0.8321 (0.752)	-0.1955*** (0.042)	-0.1870*** (0.037)	-0.0725 (0.147)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测样本数	20 377	16 734	3 643	20 377	16 734	3 643
Adjust R^2	0.134	0.137	0.161	0.085	0.089	0.110

六、结论与政策建议

2008 年我国政府推出四万亿计划后,金融部门和企业部门的杠杆率均呈现上升趋势,经济过度金融化、产业空心化和系统性金融风险集聚等问题不断发酵。“三去一降一补”政策提出以后,杠杆率有所下降。然而,盲目去杠杆带来的资源错配、实体投资下滑以及中小企业融资难等问题也逐渐凸显,从而弱化了“去杠杆”的政策效果。本文从银行信贷歧视视角分析了国有企业和非国有企业杠杆分化现象,考察了货币政策对银行信贷歧视与非金融企业杠杆分化之间的动态影响,以及货币政策适度性、银行家信心指数和央行沟通的调节效应,进一步讨论剖析了银行信贷歧视对国有企业和非国有企业结构性杠杆分化的影响,从而为我国现阶段杠杆率高企和经济“脱实向虚”提供了理论支持和政策指引。

研究发现,第一,银行信贷歧视会加剧国有企业和非国有企业杠杆分化程度,并且这种效应存在企业和地区层面异质性,具体表现在银行信贷歧视与国有企业和非国有企业杠杆分化之间的正向关系在存在政企关联、政府补贴的企业和经济资源市场化配置程度低、行政审批程序繁琐以及融资成本高的地区更为显著。第二,货币政策紧缩程度的提高会进一步加剧国有企业和非国有企业之间的杠杆分化现象。第三,货币政策适度性、银行家信心指数和央行沟通有效性的提高,在一定程度上能够弱化紧缩性货币政策与国有企业和非国有企业杠杆分化之间的正向关系。第四,银行信贷歧视主要作用于国有企业和非国有企业之间的金融性杠杆分化,而对经营性杠杆分化的影响并不显著,并且这种效应在货币政策紧缩或宽松时期均显著存在。本文从异质性企业结构性杠杆分化的视角识别出了以国有企业为代表的融资优势企业的金融化行为,从而为现阶段经济“脱实向虚”提供了微观证据。

结合理论分析和研究结论,本文提出以下政策建议:第一,消除银行信贷歧视行为,提高信贷资源配置的市场化程度,抑制金融中介倾向性资源配置引致的金融错配问题,以期从根源上消除金融资本在不同经济主体之间低效配置带来的国有企业和非国有企业杠杆分化问

题。第二,增强货币政策与经济增长之间的协调性,提高货币政策透明度,从而发挥货币政策在调整经济结构、促进企业投资等方面的积极作用。第三,加强央行沟通的有效性,充分发挥央行沟通在引导市场预期中的重要作用,减少政策制定者和公众之间的信息不对称程度,进而降低政策不确定性对经济平稳增长的不利冲击。第四,改善企业实体投资环境,强化财务报表披露机制,加强金融监管,抑制经济“脱实向虚”趋势,防范系统性金融风险的发生,从而促进经济的长期、平稳发展。

参考文献:

1. 苟琴、黄益平、刘晓光,2014:《银行信贷配置真的存在所有制歧视吗?》,《管理世界》第1期。
2. 郭豫媚、周璇,2018:《央行沟通、适应性学习和货币政策有效性》,《经济研究》第4期。
3. 纪洋、王旭、谭雨嫣、黄益平,2018:《经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化》,《经济学(季刊)》第17卷第2期。
4. 蒋灵多、陆毅,2018:《市场竞争加剧是否助推国有企业加杠杆》,《中国工业经济》第11期。
5. 林建浩、赵文庆,2015:《中国央行沟通指数的测度与谱分析》,《统计研究》第1期。
6. 鲁晓东,2008:《金融资源错配阻碍了中国的经济增长吗?》,《金融研究》第4期。
7. 毛其淋、许家云,2016:《政府补贴、异质性与企业风险承担》,《经济学(季刊)》第15卷第4期。
8. 饶品贵、姜国华,2013:《货币政策对银行信贷与商业信用互动关系影响研究》,《经济研究》第1期。
9. 邵挺,2010:《金融错配、所有制结构与资本回报率:来自1999~2007年我国工业企业的研究》,《金融研究》第9期。
10. 宋军、陆旸,2015:《非货币金融资产与经营收益的U形关系——来自我国上市非金融公司的金融化证据》,《金融研究》第6期。
11. 王小鲁、樊纲、余静文,2017:《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
12. 王宇伟、盛天翔、周耿,2018:《宏观政策、金融资源配置与企业部门高杠杆率》,《金融研究》第1期。
13. 王玉泽、罗能生、刘文彬,2019:《什么样的杠杆率有利于企业创新》,《中国工业经济》第3期。
14. 汪勇、马新彬、周俊仰,2018:《货币政策与异质性企业杠杆率——基于纵向产业结构的视角》,《金融研究》第5期。
15. 徐奇渊,2019:《去杠杆背景下工业企业的结构分化》,《国际经济评论》第2期。
16. 于蔚、汪淼军、金祥荣,2012:《政治关联和融资约束:信息效应与资源效应》,《经济研究》第9期。
17. 余明桂、潘红波,2008:《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》第8期。
18. 战明华,2015:《金融摩擦、货币政策银行信贷渠道与信贷资源的产业间错配》,《金融研究》第5期。
19. 中国人民银行营业管理部课题组,2017:《预算软约束、融资溢价与杠杆率——供给侧结构性改革的微观机理与经济效应研究》,《经济研究》第10期。
20. 钟凯、程小可、张伟华,2016:《货币政策适度水平与企业“短贷长投”之谜》,《管理世界》第3期。
21. 钟宁桦、刘志阔、何嘉鑫、苏楚林,2016:《我国企业债务的结构性问题》,《经济研究》第7期。
22. 周煜皓、张盛勇,2014:《金融错配、资产专用性与资本结构》,《会计研究》第8期。
23. 祝继高、陆正飞,2009:《货币政策、企业成长与现金持有水平变化》,《管理世界》第3期。
24. Brandt, L., and H. Li. 2003. “Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives?” *Journal of Comparative Economics* 31(3):387-413.
25. Ghosh, S. 2008. “Leverage, Foreign Borrowing and Corporate Performance: Firm-Level Evidence for India.”

Applied Economics Letters 15(8):607–616.

26. Heinemann, F., and K. Ullrich. 2007. “Does It Pay to Watch Central Bankers’ Lips? The Information Content of ECB Wording.” *Swiss Journal of Economics and Statistics* 143(2):155–185.
27. Johansson, A. C., and X. Feng. 2016. “The State Advances, the Private Sector Retreats? Firm Effects of China’s Great Stimulus Program.” *Cambridge Journal of Economics* 40(6):1635–1668.
28. Kaya, H. D., and G. Banerjee. 2014. “The Impact of Monetary Policy and Firm Characteristics on Short-Term Financial Management Measures: Evidence from U.S. Industrial Firms.” *Journal of Accounting, Business & Management* 21(2):23–35.
29. Kini, O., J. Shenoy, and V. Subramaniam. 2017. “Impact of Financial Leverage on the Incidence and Severity of Product Failures: Evidence from Product Recalls.” *The Review of Financial Studies* 30(5):1790–1829.
30. Penman, S. H., and D. Nissim. 2001. “Ratio Analysis and Equity Valuation from Research to Practice.” *Review of Accounting Studies* 6(1):109–154.
31. Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti. 2011. “Growing Like China.” *American Economic Review* 101(1):196–233.

Monetary Policy Moderation, Bank Credit Discrimination and Leverage Differentiation of Non-financial Enterprises

Han Xun¹ and Ma Sichao²

(1: School of Economics, Beijing International Studies University;

2: School of Finance, Capital University of Economics and Business)

Abstract: Based on the data of non-financial listed enterprises from 2007 to 2017 and the context of bank credit discrimination, this paper analyzes the impact of monetary policy on the leverage differentiation of non-financial enterprises. The results show that bank credit discrimination will enlarge the leverage differentiation between state-owned and non-state-owned enterprises. This effect is more significant in the enterprises with political connections and government subsidies. It is also stronger in regions with low marketization, inefficient government administration and high financing cost. Compared with the looser policy, tight monetary policy will enlarge the leverage differentiation. However, the improvement of monetary policy moderation, banker confidence and effectiveness of central bank communication will weaken the effect of monetary policy on leverage differentiation. Further discussions find that bank credit discrimination will enlarge financial leverage differentiation, but has no significant effect on operational one, no matter the monetary policy is loose or tight. Therefore, from the perspective of fund using, this paper identifies the financialization of non-financial enterprises and the phenomenon “economy divorce from entity to virtual” at this stage.

Keywords: Monetary Policy Moderation, Bank Credit Discrimination, Leverage Differentiation of Enterprises, Economic Financialization

JEL Classification: E52, E58, G32

(责任编辑:赵锐、彭爽)