

银行国有股权与货币政策传导的银行信贷渠道*

刘岩[†] 孙昊天[‡] 程子帅[§]
武汉大学 银华基金 武汉大学

2021年10月

内容提要：新近的实证研究表明，全球范围内国有股份占比高的银行更倾向于在衰退期进行信贷扩张，形成独特的信贷反周期性。本文以一个经典的不对称信息银行信贷模型为基础，引入 Nash 议价机制来分析国有和私人股东之间不同信贷偏好如何影响银行的信贷政策。理论结果表明，刺激性货币政策对不同股权结构的银行具有异质性影响：给定同样的扩张性政策刺激力度，国有股权占比高的银行贷款利率下降更多、信贷增长更快，而风险变化不明确。基于 500 余家中国商业银行 2007–2018 年的面板数据，实证结果稳健地支持理论预测，并表明国有股权能够削弱货币政策刺激对银行的风险承担激励。本文的研究为国有股份高占比银行信贷反周期性现象提供了一个理论解释，深化了对银行国有股权经济后果的理解，有助于更全面地认识银行股权结构对货币政策银行信贷渠道与风险承担渠道的影响。

关键词：货币政策；银行股权结构；银行信贷渠道；银行风险承担渠道

JEL 代码：E52; G21; G38

一、引言

以银行信贷为代表的广义金融中介体系信贷在宏观经济运行中扮演了一个核心角色。广泛的实证经验表明，在经济周期中，银行信贷具有天然的顺周期特性：当经济处于扩张期时，平均银行贷款利率下降且信贷标准下降，导致银行信贷高涨；而经济处于衰退期时，银行信贷总体呈相反变化。关于银行信贷顺周期性的经济机制，过去二十年间已经形成了以 Bernanke et al. (1999) 和 Kiyotaki & Moore (1997) 为代表的标准宏观金融理论。金融危机的经验进一步

* 本文获得国家自然科学基金 (72173091) 与国家社科基金重大项目 (20&ZD105) 的支持。孙昊天在本文中参与的工作先后在武汉大学经济与管理学院金融系、清华大学经济管理学院经济系就读期间完成。感谢潘敏、马理、殷庆、林晨、陈创练、郭豫媚的评论建议；感谢武汉大学、河南大学、浙江大学学术论坛、2016 大中华区金融学术会议、2016 中国金融学年会、2018 中国青年经济学者论坛参会者的反馈建议；当然，文中错漏之处由作者承担。

[†] 通讯作者。武汉大学经济发展研究中心、经济与管理学院金融系，副教授，联系邮箱：yanliu.ems@whu.edu.cn。

[‡] 银华基金行业研究员。

[§] 武汉大学经济与管理学院金融系研究生。

加强了经济学界对银行等中介机构经营、风险等周期性效应的认识，促使经济学界从理论和实证两方面深入研究政府反周期货币、金融政策对银行信贷及宏观总量的刺激性作用（Gertler & Gilchrist, 2018）。

金融危机后一系列实证研究揭示出银行股权结构对其信贷决策的重要影响，特别是发现了国有银行或国有股权占比高的银行呈现出信贷非周期性甚至是反周期性特征（World Bank, 2012; Cull et al., 2018）。Bertay et al. (2015) 基于全球 111 个国家 1633 家银行的数据，发现次贷危机期间国有银行贷款显著增加，而违约概率没有明显的改变；Coleman & Feler (2015) 以巴西全国范围内银行数据为基础，发现地方政府对银行持股比例高的地区信贷可得性显著较高。Chen et al. (2016) 利用 56 个国家的银行数据进一步发现，当一国制度环境较好时，国有银行的反周期信贷行为有助于 GDP 与就业的稳定。与此类似，潘敏、张依茹 (2012, 2013)、储著贞等 (2012)、Zhang et al. (2020) 基于中国商业银行数据的实证分析表明，银行的股权结构显著影响其信贷决策的周期性，即国有股权占比高的银行在经济衰退压力下信贷投放明显提高。

上述实证研究揭示了银行股权结构对于其信贷周期性具有重要影响，但对其背后的经济机制并未作更深入的理论探索。本文认为，国有银行或国有股权占比高的银行所呈现出的信贷反周期性行为与标准宏观金融理论所指出的银行信贷顺周期性特征并不是矛盾的。此类银行的反周期特性来源于反周期货币、金融刺激政策与银行股权结构的交互作用。为了从理论上清晰阐述这个观点，本文以一个经典的信息不对称信贷市场模型（De Meza & Webb, 1987，简记为 DMW 模型）为基础，通过 Nash 议价（Nash bargaining）机制引入了国有股东和私人股东之间偏好差异及其对银行信贷决策的共同影响^①。在这一简洁的模型设置下，本文严格推导了内生均衡信贷利率、信贷总量和银行（资产）违约概率对外生的国有股权比例及货币、金融政策变量的依赖关系（一阶导），以及两个外生变量对内生变量共同作用的效果（二阶导）。理论分析表明，国有股权比例的提高和政策刺激均会导致贷款利率的下降、信贷总量的增长，以及银行风险（违约概率 β 值）的上升。更重要地，国有股权比例的提高会加大政策刺激对银行信贷扩张的边际作用；换言之，国有股权占比高的银行在货币、金融政策作用下信贷顺周期性会有所减弱，甚至在政策刺激下出现信贷反周期性特征。不过，理论分析并不能确定国有股权与货币政策刺激对银行风险的交互影响。

为了进一步验证本文的理论模型，本文利用“中国银行业数据库”提供的 500 余家银行大样本微观数据，实证检验了主要的理论预测。对国有持股比例与货币政策变量交叉项系数的检验表明：给定同样的扩张性政策刺激力度，国有股权占比高的银行贷款利率下降更多、信贷增长更快，但风险上升更少。与此同时，货币政策与股权结构的一阶效应也与理论模型一致。额

^① DMW 模型与 Stiglitz & Weiss (1981) 的信贷配给模型一脉相承，同为微观银行机制不对称信息方法的经典理论模型。DMW 模型结构简单、蕴含丰富，便于进行理论分析。

外的检验说明上述结果具有良好的稳健性。总结而言，实证结果明确支持银行信贷反周期性源于股权结构与反周期政策交互作用的理论观点。

本文对于已有文献的主要贡献在于以下三个方面：其一，在理论方面，以 DMW 模型为基础将银行信贷决策问题与经典的 Nash 议价方法相结合，是本文在研究国有股权银行信贷渠道问题上的重要理论创新。据本文所知，该模型是银行股权结构引致反周期政策异质性方面的第一个严格理论模型，也是本文主要的贡献。其二，在数据方面，本文特别采用了目前涵盖中国银行样本最多的中国银行业数据库（China Banking Database，简记为 CBD），以 2007–2018 年间 549 家商业银行（不含外资银行）的年度面板数据作为初始样本进行实证检验。由于缺乏大样本银行微观数据库，目前国内银行实证研究的平均样本量较小，难以覆盖大量的中小银行^①。本文大幅拓展了银行样本，使得相关结论具备了更强的普适意义。其三，在实证方面，本文采用了前十大国有股东占比作为国有股权比例的代理变量，有别于大多数文献所采用的第一大股东性质的虚拟变量，连续变量更好地衡量了国有股权对银行信贷行为的边际效果，且能更好捕捉银行改制过程中非国有资本增减所带来的银行股权结构连续性差异。此外，本文在货币政策银行信贷渠道实证研究领域的另一重要贡献还在于对银行平均贷款利率周期性及其异质性的讨论。区别于当前国内文献仅局限在对于“量”端的研究，本文延续理论研究的思路，在实证分析中对银行贷款的“价”端进行研究，更加清晰地揭示出货币政策银行信贷渠道在价量传导上的清晰路径。考虑文献中对于相关问题讨论的缺失主要在于数据的局限，本文所采用的 CBD 数据库较为全面的银行财务数据在对上述问题的讨论中具备天然优势。

本文的结构安排如下。第二节进行文献综述。第三节建立理论模型，推导国有股权、货币政策对银行信贷的一阶影响，并进一步在拓展模型中讨论股权结构、货币政策交互作用的定性结果。第四节报告数据来源及实证分析。第五节总结全文。文末附录包括较进一步的辅助性理论分析和稳健性检验结果。

二、文献综述

本文的研究主题与两大类已有文献密切相关：其一为货币政策传导的银行信贷渠道，其二为银行股权结构对其经营行为的影响。本节将分别简述本文与两类文献的联系。

过去三十年来货币政策传导机制的一个重要进展是以银行等金融中介为核心的微观机制的理解。以 Kashyap & Stein（2000）为代表的实证研究基于面板数据并利用银行规模、资本充足率、流动性比率的差异影响成功识别出货币政策的银行信贷渠道，即货币政策变动对银行贷款行为的影响。同时期的银行微观理论模型，如 Holmström & Tirole（1997）和 Repullo & Suarez（2000），也特别突出了银行资本结构对银行信贷行为的影响。作为基本银行信贷渠道研究的一个后续，金融危机催生的银行风险承担渠道研究也在很大程度上延续了以银行资本结构为

^① 截至 2020 年末，全国有近 1700 家商业银行。

主要关注点的思路。国外代表性的实证研究如 Jiménez et al. (2014)，理论研究如 Dell’Ariccia et al. (2014)。国内代表性的实证研究包括张雪兰、何德旭 (2012)，徐明东、陈学彬 (2011, 2012)，江曙霞、陈玉婵 (2012)，牛晓健、裘翔 (2013)；这些研究使用了不同的银行风险度量，均得出资本充足率对银行风险承担渠道有异质性影响。以上文献的出发点以银行资本结构为主，而本文的研究重点是银行的股权结构——集中于国有股权比例——对货币政策传导银行信贷渠道的影响。

政府持股对银行经营本身以及更广泛的经济增长的影响是一个经典研究领域。La Porta et al. (2002) 开创性地使用跨国银行数据克服早前研究的局限，所得结果支持其总结归纳出的政府持股“政治”观^①。国内也已形成了一系列关于银行股权结构的实证研究文献，包括初期李维安、曹廷求 (2004) 和曹廷求等 (2006) 基于问卷调查的截面研究，以及新近基于银行面板数据的分析，如曹廷求、朱博文 (2012, 2013)，祝继高等 (2012)。新近文献的基本结论一致肯定了高政府持股对银行信贷投放的促进作用（国有股权的一阶效果）。与此同时，英文文献的一个主要结论是国有股权高占比银行利润率更低而风险可能更高^②。不过近来也有研究指出国有股权对银行经营效率与风险的影响与一国经济发展水平密切相关 (Altunbas et al., 2001; Micco et al., 2007)，制度环境因素而非单纯政治动机更具解释力 (Andrianova et al., 2008)，且该影响可能随宏观经济环境不同发生变化 (Cornett et al., 2010)。

相比较而言，国有股权对银行信贷周期性特征的影响（而非长期银行绩效、经济发展影响）直到近几年才开始受到关注。除去前面已经述及的 Coleman & Feler (2015) 等国内外文献，Micco & Panizza (2006) 最早对国有银行信贷周期性进行了研究，发现国有银行信贷对宏观环境的敏感性低于私人银行，即顺周期性更弱；Ferri et al. (2014) 对欧洲银行数据的检验也支持类似结论。Cull & Martínez Pería (2013) 对比了金融危机前后拉美地区和东欧地区不同类型银行（国有、外资等），发现前者的国有银行在危机之后大幅增加了信贷投放。针对这个异质性现象，Duprey (2015) 进行了更深入的研究，发现控制了银行资金供给面、经济发展水平等因素后，国有银行信贷周期性普遍弱于私有银行，且这一反周期性不但来源于经济衰退时较高的信贷增速，还来源于经济扩张时较低的信贷增速。Deng et al. (2015) 也强调了中国银行业政府持股对中国实现刺激性信贷政策的作用；但其关注的焦点在于刺激政策，而非银行政府持股异质性的影响。

^① La Porta et al. (2002) 同时总结了另一观点，即“发展”观。“政治”观强调政府持股的主要动机是政治得益，而一般对经济增长造成负面影响。而“发展”观强调政府持股能够克服纯私营银行所面临的负外部性，从而对经济增长产生正面影响。支持“政治”观的重要后续实证研究包括 Sapienza (2004)、Dinç (2005)、Brown & Dinç (2005)、Carvalho (2014) 与 Koetter & Popov (2021)。与此不同，也有使用跨国面板数据的新近研究表明国有银行促进经济发展，如 Andrianova et al. (2012)。

^② 见 Iannotta et al. (2007)，Cole (2009)，Shen & Lin (2012)，Anginer et al. (2014)，Illueca et al. (2014)，Brandao-Marques et al. (2020)。

本文在理论建模方面主要参考了两方面的文献。首先是前文已经提及的不对称信息银行信贷市场模型。不对称信息造成的信贷市场摩擦已经被公认为银行等金融中介的一个重要存在原因（见 Leland & Pyle, 1977 等经典文献）；与此同时，不对称信息的设定还为讨论银行风险承担行为奠定了基础（如 Dell’Ariccia & Marquez, 2006）。其次，在政府持股影响方面，本文借鉴了 Boycko et al. (1996) 及 Willner (2001) 研究一般投资者私有化问题时提出的政府-私人股东议价方法。具体而言，本文假定私人股东目标函数为其所获得的银行净利润，政府股东的目标函数为信贷总量；而最终的信贷决策通过政府-私人股东之间的 Nash 议价决定。已有文献中对银行国有股权进行理论建模分析的研究较少 (Brei & Schclarek, 2015; Ogura, 2018)，且存在两方面的缺陷：一是理论模型只将国有银行作为单独一类行为主体，无法对国有股权占比的变动进行分析；二是尚未将不对称信息引入模型中，从而无法同时考虑银行内生的风险承担行为。利用 Nash 议价框架将国有股权连续变动植入不对称信息银行信贷模型是本文的一个创新^①；下文的分析表明这一简洁的模型具有丰富且直观的理论预测。

在实证研究方面，储著贞等 (2012) 与曹廷求、朱博文 (2012, 2013) 的研究同样讨论了股权结构对货币政策传导可能具有的异质性影响。前者使用双重差分方法，通过股权结构与危机后政策调控期 (2009–2010) 虚拟变量的交叉项系数来检验股权结构的异质影响，因此在解释实证结果时很难区分其与股权结构对信贷周期异质性作用的差别。与直接使用政策变量相比，时间虚拟变量包含的信息严格大于政策变量。从这个角度看，储著贞等 (2012) 的研究与潘敏、张依茹 (2012, 2013) 更为接近。与上述不同，本文直接使用股权结构与政策变量的交叉项，从而获得更清晰的实证结果。本文与曹廷求、朱博文 (2012, 2013) 的主要差别在于，后者考虑第一大股东国有属性虚拟变量与政策变量的交叉项，而本文直接使用了国有股份占比构造交叉项。从理论模型的角度看，国有股份占比也是更为合适的变量。

值得强调的是，本文的理论论证与实证检验，并不涉及银行国有股权的规范性分析，即某种福利最大化意义下的最优国有股权问题，亦不涉及中国银行业国有股权来源的历史逻辑问题。正如张杰 (2017) 在其长期研究的总结性论述中所指出，中国特色国有银行制度一方面是历史进程的结晶，另一方面又是各个历史时期推动中国经济发展的逻辑选择。如此丰富的理论内涵，绝非本文可以全盘刻画。

^① 最新的理论文献 Thakor (2021) 在不对称信息框架下建立了一个分析银行政治性信贷配置的模型，其设定的目标函数与本文考虑的以股权占比为 Nash 议价权重的框架有相似之处；但该文分析的是银行监管机构利用政策设计诱导银行选择政治性信贷配置的问题。

三、理论分析

1. 基准模型

考虑一个单期的信贷市场模型，包括两类经济主体：多个投资者和一个银行，均为风险中性。投资者都可以投资一个项目：期初需要 1 单位不可分投资；期末项目成功后的收益为 $R > 1$ ，失败后收益为 0。各个投资项目的成功概率不同，用 $p \in [0,1]$ 表示，其累积分布函数为 $F(p)$ ，密度函数为 $f(p)$ 。投资者拥有初始可抵押资产 $W < 1$ ，期末项目失败时可用来部分偿还贷款。由于初始资产不足以支付项目总投资，投资者需要向银行借款 $B = 1 - W$ 。投资者受有限责任保护。银行的贷款资金来源有两部分。其一为股东投入的资本 $K > 0$ ，包括国有股东资本 αK 和非国有股东资本 $(1 - \alpha)K$ ； $\alpha \in [0,1]$ 表示国有持股比例。其二为银行吸收的存款 $D > 0$ 。因此，对每笔贷款有 $B = K + D$ ^①。模型中一个基本的经济摩擦在于信息不对称：成功概率 p 是各个投资者的私人信息（类型）。银行无法知晓特定投资者的成功概率，但其作为金融中介的专业优势在于掌握 p 的分布 $F(\cdot)$ ，因此有可能通过平均多个投资者的个体风险获得超额收益。

作为信贷市场中唯一的贷款方，该银行在制定信贷决策时有垄断性的市场权力^②。本文用银行贷款利率 $r \geq 0$ 来表示银行的信贷决策变量。本文假设银行在存款市场中是价格接受者，支付利率 $\rho \geq 0$ 。这里的 ρ 是一个广义的资金成本概念，可以理解为存款利率、银行间借贷市场利率等。尽管本文的模型不直接考虑央行货币政策制定问题，但假定 ρ 的变动主要受央行影响，且对银行来说是一个外生变量。区别于原始的 DMW 模型，本文将用来衡量银行资金成本的利率 ρ 和社会平均资本回报率相区分，以 ρ_f 表示，且总假设 $\rho_f > \rho$ ^③。投资项目的效率（福利）性质将通过 ρ_f 来衡量。同时，各个投资者也可以选择把初始资产 W 投资于回报率为 ρ_f 的资产，而非其个体投资项目。

由于失败时投资者投资项目的收益为 0，其可用来偿还贷款的资金只有抵押资产 W 。如果投资者的可抵押初始资产 W 高于贷款偿付总额 $(1 + r)B$ ，则银行融资无风险。本文聚焦于非平凡情形 $W \leq B$ ，即无论贷款利率如何，投资者项目失败时都无法足额偿付贷款。有限责任制下，投资者违约时的收益为 0，故投资者进行投资的期末回报为 $\eta = R - (1 + r)B$ 或 0。对给定的

^① 本文考虑的是一个简化的银行资产负债表。银行的负债方由资本和存款两部分构成，资产方只有贷款而没有流动性资产（如存款准备金及债券）。本文不考虑银行的资本约束，而是假定银行的资本总额处于监管要求范围内。

^② Willner（2001）在分析政府-私人股东议价问题时考虑了多家投资者寡头竞争的情形，但由于每个投资者依然保有一定的市场权力，因此竞争性因素的考虑并没有实质上改变股权结构的影响机制。为后续分析，本文只考虑单个银行情形。从世界范围来看，学界公认各国的银行都具有一定的市场权力，而银行业总体是远离完全竞争状态的（Degryse & Ongena, 2008）。就我国的情况而言，一般认为银行业市场化竞争程度相比国际水平更低，各银行均享有较高的市场权力，特别是在贷款业务中（杨天宇、钟宇平，2013）。

^③ 据刘晓光、卢锋（2014）和张勋、徐建国（2014）的研究，中国近 30 年来的平均工业资本回报率（扣除税收因素）均处于 15% 左右的高位；而银行的实际资金成本（扣除通胀）一直位于 2% 左右。因此，模型的这一修正更加符合现实情况。

r ，只有在项目期望收益大于等于初始资产获得的平均资本回报时，即 $p[R - (1 + r)B] \geq (1 + \rho_f)W$ ，投资者才会选择投资并从银行申请获得贷款。此时可解得投资者选择其投资项目所必须的最小成功概率为：

$$\theta(r) = \frac{(1 + \rho_f)W}{R - (1 + r)B} \quad (1)$$

换言之，当且仅当 $p \geq \theta(r)$ ，投资者 p 需要从银行获得贷款。排除平凡的参数取值，模型只考虑 $0 < \theta(r) < 1$ 的情形。为此， r 只需满足 $0 \leq r < \bar{r}$ ，其中 $\bar{r} = (R - (1 + \rho_f)W)/B - 1$ 。

银行无法区分投资者的成功概率 p ，但可以通过 r 影响投资者的投资决策，进而改变 $\theta(r)$ 。投资者在利率约束下选择从银行贷款，则给定 $r \in (0, \bar{r})$ ，银行的期望贷款额（总量）为：

$$L(r) = \int_{\theta(r)}^1 B dF(p) = B[1 - F(\theta(r))] \quad (2)$$

相应的银行期望违约率为：

$$Z(r) = \frac{\int_{\theta(r)}^1 (1 - p) dF(p)}{\int_{\theta(r)}^1 dF(p)} = 1 - \frac{\int_{\theta(r)}^1 p dF(p)}{1 - F(\theta(r))} \quad (3)$$

给定贷款利率 r ，银行贷款给成功概率为 p 的投资者获得的期望收益为 $p(1 + r)B + (1 - p)W$ ，相应的存款成本为 $(1 + \rho)D$ ，两者之差即归属银行股东的期望资本收入。为了下面理论推导的简便，模型从期望资本收入中扣除平均资本回报率 ρ_f 代表的机会成本，即

$$p(1 + r)B + (1 - p)W - (1 + \rho)D - (1 + \rho_f)K \quad (4)$$

从而得到给投资者 p 放贷的超额资本收益。对有贷款需求的投资者 p 进行积分，则可得出银行的期望利润函数：

$$\pi(r) = \int_{\theta(r)}^1 [p(1 + r)B + (1 - p)W - (1 + \rho)D - (1 + \rho_f)K] dF(p) \quad (5)$$

由于各个投资者项目成功与否相互独立，上式代表了银行最终获得的无风险超额利润。当 $\pi(r) = 0$ 时，银行股东的回报率等于平均资本回报率 ρ_f ；当 $\pi(r) > 0$ 时，银行股东的回报率高于 ρ_f 。值得一提的是， $\pi(r) = 0$ 对应的信贷市场均衡可能并不能实现社会最优配置；这一点将在下面的分析中具体说明。换言之，零利润完全竞争并不能保证社会最优，而这是有信息不对称问题时的一个常见结论。

与传统的信贷市场模型不同，国有和私人两类股东偏好是有差别的，从而会改变银行信贷决策的制定和信贷市场均衡的性质。参考 Boycko et al. (1996) 和 Willner (2001) 的建模方式，本文引入 Nash 议价模型来描述两类银行股东的交互作用，并通过求解 Nash 议价问题，分析两类股东偏好差异对信贷市场均衡的影响。这也构成本文主要的理论贡献。

具体而言，私人股东的偏好由其所享有的利润 $(1 - \alpha)\pi$ 代表。与此不同，作为国家（政府）的代理，国有股东更关心银行的信贷总量 L 。已有文献中，大量关于银行股权结构的经验研究

都直接或间接地把国有股东对信贷总量的特别偏好作为其实证分析的出发点之一。从理论角度看,投资者面临的融资约束会加强外部融资与投资者资本投资及劳动力需求的互补程度(例如 Jermann & Quadrini, 2012)。当经济中大量投资者依赖银行信贷作为外部融资来源时,政府为减轻经济衰退的负面影响会倾向于刺激银行系统加大信贷投放力度,扩大贷款总额。与此同时,代表政府的国有股东对银行实际利润的关注程度相对有限。为理论分析的简便,本文采取一个极端的假设,即国有股东只对 L 有偏好,而完全不关心其所享有的利润份额 $\alpha\pi$ 。

假设银行两类股东对银行最终信贷决策的影响,是以 Nash 议价的形式完成。按照 Nash (1950),这个合作博弈的最终结果可以表示为下列最优化问题的解:

$$\max_r [(1-\alpha)\pi(r)]^{1-\alpha} [L(r)]^\alpha \quad (6)$$

这里假定国有和私人股东的议价权重与其所持股份成正比,分别为 α 和 $1-\alpha$ 。现实中,国有股东对银行经营的影响当然不只限于其所持股份比例。国有股东及其所代表的政府还可以通过人事任命、监管等多种手段影响银行经营。但作为一阶近似而言,本文认为国家对银行经营的影响主要通过国有股权来实现,故其在 Nash 议价中的权重与股权占比成比例。

上述议价问题是分析银行国有、私人股东互动的基准模型。此处把议价问题的解记为 r^* ,代表了信贷市场均衡贷款利率,同时 r^* 也决定了均衡时的信贷总量及违约概率。显然, r^* 依赖于银行资金成本 ρ (反映央行政策)及国有持股比例 α 。下一节将深入分析信贷市场均衡结果关于这两个变量的比较静态性质。

2. 基准模型性质和均衡

本节将首先证明银行利润函数 $\pi(r)$ 具有一系列重要的解析性质,在对其函数形状进行清晰认识的基础上,本文将仔细分析基准模型均衡解 $r^*(\alpha, \rho)$ 的性质,特别是其关于 α 和 ρ 的一阶比较静态性质,并推导信贷总量及违约概率在均衡状态下的比较静态性质。为行文简洁,首先列出模型中需要使用的两个基本参数假设。这两个假设一方面排除了经济意义上平凡的理论情形,另一方面也简化了数学推导上不必要的麻烦。

假设 1: $W \leq B$ 且 $\rho_f < R - 1$ 。

假设 2: $f(\cdot)$ 在 $(0,1)$ 上连续可导、严格为正,并且其弹性满足 $\varepsilon_f(p) = pf'(p)/f(p) \geq -2$ ^①。

假设 1 排除了模型中信贷市场运行的两种平凡情形:贷款无风险和贷款无利润。首先,假设中令投资者的可抵押资产小于其在银行的借款规模,即排除了贷款无风险的可能;其次,令社会平均资本回报率小于投资者所投资项目成功后产生的回报率,即排除了银行贷款无利润的

^① 这个不等式并不是一个很强的限制。事实上,简单的推导可以说明,对于 $[0,1]$ 区间上的 Beta 分布而言,当其密度函数 $f(x) = Cx^{a-1}(1-x)^{b-1}$ 中的参数满足 $b \leq 1$ 时即有 $f'(x) \geq -f(x)/x$ 。而这一情形涵盖了 $[0,1]$ 上的均匀分布 $f(x) = 1$, 幂次分布 $f(x) = Cx^d$ 且 $d \geq -1$ 等。 $b \leq 1$ 的含义是密度函数递增,即大多数项目都是可以成功的。

可能。并且根据 \bar{r} 的表达式，这一假设还保证了 $\bar{r} > 0$ 得到满足。假设 2 中密度函数的弹性的下限保证了利润函数在最具经济意义的贷款利率区间上是凹函数。在上述假设的基础上，下文对利润函数的性质进行研究，试图清晰地描绘出利润函数的形状，为后文基于利润函数性质的分析进行铺垫。

引理 1: 在假设 1 和假设 2 之下， $\pi(r)$ 在 $[0, \bar{r}]$ 上二阶连续可导，且满足 $\pi(0) < 0$ ， $\pi(\bar{r}) = 0$ 及 $\pi'(\bar{r}) < 0$ 。

证明见附录 A.1。根据引理 1 中证明，可知：

$$\pi'(r) = B \int_{\theta(r)}^1 pf(p)dp - [V(\theta(r)) + \Delta_\rho D]f(\theta(r))\theta'(r) \quad (7)$$

其中， $V(p) = pR + (1-p)W - (1 + \rho_f)$ ，表示成功概率为 p 的投资项目的社会净值。1 单位初始投资在期末的预期收益为 $pR + (1-p)W$ ，而以平均资本回报率来衡量的资金成本为 $1 + \rho_f$ ， $V(p)/(1 + \rho_f)$ 表示项目的净现值。为了使社会福利最大化，当且仅当一个项目的净值大于等于 0 时，该投资者才应该得到贷款进行投资生产。从 $V(p) = 0$ 可以解出这一社会有效投资的临界值 $p^e = (1 + \rho_f - W)/(R - W)$ ，易知 $p^e > 0$ ，且由假设 1 可知 $p^e < 1$ 。根据上述对社会有效投资项目的成功概率 p^e 的分析，引理 2 将证明存在对应的社会有效贷款利率 r^e 使得可获得贷款的项目的最小成功概率 $\theta(r^e) = p^e$ 。

引理 2: 在假设 1 之下，存在 $r^e \in (0, \bar{r})$ 使得 $\theta(r^e) = p^e$ ，且 $\pi(r^e) > 0$ 。

证明见附录 A.2。换言之，存在贷款利率 $r^e \in (0, \bar{r})$ 使得信贷市场配置实现社会最优，最优配置下银行利润大于 0。接下来本文将证明社会有效贷款利率一定大于零利润完全竞争利率 r^0 。为此，首先需要证明一个描述利润函数形状的重要引理。

引理 3: 在假设 1 和假设 2 之下，存在 $r^c \in (0, \bar{r})$ 使得对任意 $r \in [0, r^c]$ 有 $\pi'(r) > 0$ ，对任意 $r \in [r^c, \bar{r}]$ 有 $\pi''(r) < 0$ ，且 $r^c < r^e$ 。

证明见附录 A.3。有了这个结论中对于银行利润函数形状的初步描述，接下来引理 4 将对利润最大化贷款利率进行分析。

引理 4: 在假设 1 和假设 2 之下，存在唯一的 $r^m \in (0, \bar{r})$ 使得 $\pi(r^m) = \max_{r \in [0, \bar{r}]} \pi(r) > 0$ 。

证明见附录 A.4。尽管一般经济学直觉是社会有效利率（价格）应该低于利润最大化垄断利率（价格），但在本文的模型中 r^e 可能大于 r^m 。原因在于社会借贷成本是由平均资本回报率 ρ_f 衡量的，而 ρ_f 高于银行的资金成本 ρ 。这一点也可以从 r^m 满足的一阶条件看出：

$$\frac{B \int_{\theta(r)}^1 pf(p)dp}{f(\theta(r))\theta'(r)} = V(\theta(r)) + \Delta_\rho D \quad (8)$$

由于上式左端大于 0，一阶条件要求 $V(\theta(r^m)) + \Delta_\rho D > 0$ 。但由于 $\rho_f > \rho$ 导致 $\Delta_\rho D > 0$ ，因此，利润最大化时的 $V(\theta(r^m))$ 依然有可能小于 0，从而意味着一部分社会无效率的项目得到

了贷款支持。虽然 r^e 和 r^m 的相对位置没有明确结论，但容易证明 $r^0 < r^m, r^e$ ，其中 r^0 为银行利润为0时的贷款利率定价。

引理 5: 在假设 1 之下，存在唯一的 $r^0 \in (0, \bar{r})$ 使得 $\pi(r^0) = 0$ ，且 $r^0 < r^m, r^e$ 。

证明如下：由 $\pi(0) < 0 < \pi(r^m)$ 及 $\pi(r)$ 在 $[0, r^m]$ 上的单调性可知，存在唯一的 $r^0 \in (0, r^m)$ 使得 $\pi(r^0) = 0$ 。又由 $\pi(r^e) > 0$ ，可知 $r^0 < r^e$ ，故得证。根据引理 5， $\pi(r^0) = 0$ 可以推知 $V(\theta(r^0)) + \Delta_\rho D < 0$ ，因此 $r^0 < r^c$ 。引理 3 表明 $\pi''(r^c) < 0$ ，故由 $\pi''(\cdot)$ 的连续性可知，存在 $r^{cc} \in [0, r^c]$ 使得对任意 $r > r^{cc}$ 有 $\pi''(r) < 0$ 。以上这些结果不足以判定 r^0 处于 r^{cc} 的哪一边，亦即无法确认 $\pi''(r^0)$ 的正负。但深入的分析显示，只需要密度函数的弹性 $\varepsilon_f(p)$ 小于等于一个上限，即可以保证 $r^{cc} = 0$ ，即 $\pi''(r) < 0$ 对所有的 $r \in [0, \bar{r}]$ 成立^①。在以下的分析中，为简明起见，下文将直接假设 $r^{cc} = 0$ 成立。

基准模型的市场均衡贷款利率 r^* 由国有和私人股东 Nash 议价问题(6)的解决定。在此基础上进一步决定均衡信贷总量 $L^* \equiv L(r^*)$ 和银行违约率 $Z^* \equiv Z(r^*)$ 。

引理 6: 在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对任意的 $\alpha \in (0, 1)$ 及 $\rho \in (0, \rho_f)$ ，Nash 议价问题(6)存在唯一的内点解 $r^* \in (r^0, r^m)$ 。

证明见附录 A.6。均衡利率 r^* 显然依赖于 α 和 ρ 的取值。在前一结论基础上，运用隐函数定理可以判断 r^* 关于国有股份占比 α 和货币政策变量 ρ 的比较静态性质。

定理 1: 在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对基准模型有 $\partial r^*/\partial \alpha < 0, \partial r^*/\partial \rho > 0$ 。

证明见附录 A.7。

定理 2: 在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对基准模型有 $\partial L^*/\partial \alpha > 0, \partial L^*/\partial \rho < 0, \partial Z^*/\partial \alpha > 0, \partial Z^*/\partial \rho < 0$ 。

证明以定理 1 为基础，并结合 $L(r)$ 与 $Z(r)$ 关于 r 单调递减的性质，直接可得。上述一阶比较静态结论均与经济直觉保持一致：货币政策的放松（收紧）与国有股份的提高（降低），均有扩张（紧缩）银行信贷的效果。同时提示此种情况下，银行信贷扩张与违约风险同向变动。

3. 拓展模型及理论预测

基准模型是一个单期模型。本小节保持基准模型中银行信贷过程的基本设定不变，但将单期的情形推广到多期，并最终考虑连续时间的极限情形。相对于基准模型的比较静态分析，拓展模型可以让本文更清楚地界定货币政策和股权结构对信贷市场均衡的动态影响，并可以更容易地得到银行信贷决策关于股权结构与货币政策混合二阶导的明确结论。

^①对模型参数的简单校准意味着这个上限等于 1.7，详见附录 A.5 对于利润函数凹性的讨论。

具体而言，考虑两单位连续时间段 $t \in [0,2]$ ，并将前一时段 $[0,1]$ 划分为 M 等份，即 $[0, \Delta t], [\Delta t, 2\Delta t], \dots, [(M-1)\Delta t, M\Delta t]$ ，其中 $\Delta t = 1/M$ 。用 $[t, t + \Delta t]$ 表示其中任一时期，之后将对 M 取极限，故 $\Delta t \rightarrow 0$ 。在前一单位时段 $[0,1]$ 的每一时期内，都有总数为 Δt 的投资者寻求银行贷款以进行投资，且这些投资者投资项目的成功概率均满足截面分布 $F(p)$ 。每个投资项目仍然持续一单位时间，故投资者在 t 时刻获得贷款进行投资，而项目回报 η 在 $1+t$ 时刻实现。所有项目及贷款相关变量和基准模型保持一致。为简化起见，所有贷款、投资事件都发生在前一单位时段内^①。

与基准模型不同，此时银行需要在每一时期 $[t, t + \Delta t]$ 的期初确定当期的信贷政策 r_t 。沿用基准模型的推导，该期内银行所能实现的新增贷款数额为 $L(r_t)\Delta t$ ，新增贷款对应的违约概率仍然为 $Z(r_t)$ ，而新增利润为 $\pi(r_t)\Delta t$ 。在长期情形下，银行的利润总额和贷款总额都在动态变化，而这些都是影响每一时期内国有和私人股东的 Nash 议价及由此确定的贷款政策 r_t^* 。截至时刻 t ，银行已经确定的利润总额记为 $\bar{\pi}(t)$ ，而已经发放的贷款总额记为 $\bar{L}(t)$ 。若银行当期的信贷政策为 r_t ，则其当期期末 $t + \Delta t$ 时的利润和贷款总额分别为 $\bar{\pi}(t) + \pi(r_t)\Delta t$ 和 $\bar{L}(t) + L(r_t)\Delta t$ 。与基准模型一致，国有和私人股东在期初时刻 t 的 Nash 议价问题由下列最优化问题表示：

$$\max_{r_t} [(1 - \alpha)(\bar{\pi}(t) + \pi(r_t)\Delta t)]^{1-\alpha} [\bar{L}(t) + L(r_t)\Delta t]^\alpha \quad (9)$$

拓展模型议价问题(9)与基准模型议价问题(6)的关键差别在于，对前者而言，累计利润和信贷总量分别进入私人 and 国有股东偏好。换言之，尽管 $[t, t + \Delta t]$ 的信贷决策 r_t 只影响信贷和利润的增量部分，但国有股东与私人股东进行议价时还需要考虑过去已经形成的信贷及利润。此一议价问题形式上的改变，将使本文能够明确判断信贷政策混合二阶导的符号。

给定 $\Delta t = 1/M$ ，上述议价问题(9)是对所有 M 个时间点 $t \in \psi_M = \{0, \Delta t, \dots, (m-1)\Delta t\}$ 定义的，相应的信贷决策也是一个序列 $\{r_t: t \in \psi_M\}$ 。该序列进一步决定了信贷市场动态均衡结果 $\{\bar{\pi}(t), \bar{L}(t): t \in \psi_M\}$ 。尽管拓展模型对应的市场均衡是动态的，但下面的结果说明引理 6 中基准模型的均衡仍然构成拓展模型动态均衡的一个稳态解；特别地，这个稳态解也是内点解。

引理 7: 在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对任意的 $\alpha \in (0,1), \rho \in (0, \rho_f)$ 及给定的初始值 $\bar{\pi}(0) = \bar{L}(0) = 0$ ，离散时间动态 Nash 议价问题(9)存在唯一的稳态、内点解 $r_t^{**} = r^*, r^* \in (r^0, r^m), \forall t \in \psi_M$ 。

证明见附录 A.8。给定动态议价问题的稳态解为 r^* ，则上一小节中所有 r^* 关于 α 和 ρ 的一阶比较静态性质继续成立；特别的， α 的上升和 ρ 的下降意味着整个稳态均衡利率 $r_t^* = r^*$ 的下降。然而同样的结论也意味着 α 和 ρ 对 r^* 的交互作用，即 $r_{\alpha\rho}^*$ ，性质依然不明确。但通过引入时间因

^① 本文可以假设信贷市场活动持续无穷时段，即每一单位时段上都有总数为 1 的投资者连续不断出现并寻求贷款进行投资，而投资回报在 1 单位时间之后实现。不过这样的设定本质上只是此处考虑的两单位连续时段的无数次重复而已。

素，动态议价问题(9)为分析 α 和 ρ 对信贷市场均衡的影响提供了新的视角。拓展模型的动态环境与基准模型的静态环境有一个重要区别：对后者，本文只能讨论模型均衡关于外生参数的比较静态性质；但对前者，本文可以讨论模型参数冲击对均衡的动态影响。

由于本文的关注点在于货币政策的银行信贷渠道，作者更倾向于把 ρ 的变动看作货币政策冲击，相应地分析 ρ 的变动如何改变信贷市场均衡。为此，本文可以选择继续推广上面的拓展模型，把货币政策变动视为一个随机过程 $\{\rho_f\}$ ，进而分析完整的动态随机信贷市场均衡 $\{r_f\}$ （作为一个随机过程）如何随 ρ_f 的变动而变动。但这显然会使模型进一步复杂化。另一个选择是最大限度保留拓展模型的动态结构，并着眼于分析某一时点上的货币政策冲击如何改变信贷市场均衡。这一思路不但能够保持模型设定的简洁，同时也能揭示出模型中银行信贷渠道的本质特征。

具体而言，固定 $[0,1]$ 时段上的某一时点 $t > 0$ ，考虑 t 时发生的货币政策冲击，表示为 $\rho_\tau = \rho$ ， $\tau < t$ 而 $\rho_t = \rho' \neq \rho$ 。当 $\rho' - \rho$ 较小时，货币政策冲击的效应可以用 $r_t^{**}(\rho_t)$ 在 $\rho_t = \rho$ 处的导数来衡量。据上一引理，在离散时间信贷决策下 $r_t^{**}(\rho_t)$ 满足的一阶条件为：

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r_t^{**}(\rho_t), \rho_t)}{\bar{\pi}(t) + \pi(r_t^{**}(\rho_t), \rho_t)} + \alpha \frac{L'(r_t^{**}(\rho_t))}{\bar{L}(t) + L(r_t^{**}(\rho_t))\Delta t} = 0 \quad (10)$$

原则上可以直接对此式用隐函数定理求解 $\partial r_t^{**}/\partial \rho_t$ ，但上式两项分母对 ρ_t 的依赖会让结果不必要地复杂。为进一步简化，先对 $\Delta t \rightarrow 0$ 取极限（即 $M \rightarrow \infty$ ），并去掉时间指标 t ，故有：

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r^{**}(\rho), \rho)}{\bar{\pi}} + \alpha \frac{L'(r^{**}(\rho))}{\bar{L}} = 0 \quad (11)$$

该式对应了连续时间极限下 t 时刻信贷决策议价问题的一阶条件。一个重要的事实是 t 时刻信贷决策 r^{**} 不影响 $\bar{\pi}$ 和 \bar{L} 。在离散时间情形下，这两项由 $t - \Delta t$ 及之前的均衡决定，故连续时间极限情形自然地继承了这性质。下一定理说明在此情形下，货币政策冲击的效应与基准模型比较静态结论一致。

定理 3：在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对拓展模型的连续时间极限有 $\partial r^{**}/\partial \rho > 0$ 。相应地， $\partial L(r^{**}(\rho))/\partial \rho < 0$ ， $\partial Z(r^{**}(\rho))/\partial \rho < 0$ 。

证明见附录 A.9。这里值得强调的一点是，上述结论中 $L^{**}(\rho) = L(r^{**}(\rho))$ 与 $Z^{**}(\rho) = Z(r^{**}(\rho))$ 准确的理解是时刻 t 的瞬时新增贷款（速率）与瞬时新增贷款对应的违约概率。这与定理 2 中 L^* 、 Z^* 作为贷款水平值及对应的违约概率是略有不同的。由于 L^{**} 代表瞬时新增贷款，因此 L^{**}/\bar{L} 的自然含义是瞬时贷款增速。由此，上述结论的另一个含义是 ρ 的下降（货币扩张）导致贷款增速的提高。

接下来考虑国有股权变动的影响。与货币政策变动可以直接理解为某个时点的货币政策冲击不同，国有股权的变动需要区分两种情形。第一种与上面对 ρ 的讨论类似，即 α 在某个时点上有一次冲击式的变动，可以称这个情形为股权结构冲击。第二种类似于基准模型所考虑的

比较静态问题，把 α 的变动理解为在 $t = 0$ 时刻之前发生进而影响整个稳态均衡，可以称这种情形为股权结构差异。

定理 4: 考虑拓展模型的连续时间极限。在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对股权冲击和股权差异两种情形均有 $\partial r^{**}/\partial \alpha < 0$ 。相应地， $\partial L(r^{**}(\rho))/\partial \alpha > 0$ 且 $\partial Z(r^{**}(\rho))/\partial \alpha > 0$ 。

证明见附录 A.10。接下来进一步把 ρ 和 α 的变动结合起来以考察国有股权结构对货币政策银行信贷渠道的影响，亦即混合二阶导 $r_{\alpha\rho}^{**}$ 的性质。为此，只需考察 α 的变动如何影响 r_{ρ}^{**} 的变动。为简化下面的分析，本节先给出 r_{ρ}^{**} 一个更详尽的表达式。

引理 8: 拓展模型连续时间极限中银行贷款利率对货币政策冲击的一阶导可以写为：

$$\frac{\partial r^{**}}{\partial \rho} = \frac{D/B}{\theta + \frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta^2 + \frac{\int_{\theta}^1 pf(p)dp}{f(\theta)\theta}[\varepsilon_f(\theta) + 2]} \quad (12)$$

其中 $\theta = \theta(r^{**})$ ，故 α 只通过均衡利率 $r^{**}(\alpha, \rho)$ 影响一阶导 r_{ρ}^{**} 。

证明见附录 A.11。这一引理明确了 α 对 r_{ρ}^{**} 的影响方式：首先通过其对均衡贷款利率 r^{**} 的作用，再传导到均衡时获得贷款投资者的成功概率下限 $\theta(r^{**})$ ，并最终改变 r_{ρ}^{**} 的大小。若 α 增大，则 r^{**} 降低；由于 $\theta(r)$ 是增函数，可知此时 $\theta(r^{**})$ 下降。这会导致 r_{ρ}^{**} 分母中前两项的下降，但由于最后一项关于 θ 的单调性不明确，无法直接判断 r_{ρ}^{**} 关于 α 的增减性，即混合二阶导 $r_{\alpha\rho}^{**}$ 的符号。尽管对任一满足假设 2 的分布密度 $f(p)$ ，都可以数值计算该项的导数并以此判断 $r_{\alpha\rho}^{**}$ 的符号，但通过直接考察 $f(p)$ 为均匀分布的特殊情形，可以获得明确的结论。在此基础上，很容易说明当 $f(p)$ 为一般情形时，只要其与均匀分布相差不大，则相应结论依然成立^①。

定理 5: 在假设 1 之下考虑拓展模型的连续时间极限，并进一步假设成功概率 p 服从 $[0,1]$ 上的均匀分布，则对国有股权冲击和国有股权差异两种情形均有：

$$\frac{\partial^2 r^{**}}{\partial \alpha \partial \rho} > 0 \Leftrightarrow 2 \frac{R-W}{(1+\rho_f)W} > \frac{1}{\theta^3(r^{**})} \quad (13)$$

证明见 A.12。由于 $\theta(r^{**}) > \theta(0) = (1+\rho_f)W/(R-B)$ ，故 $r_{\alpha\rho}^{**} > 0$ 的一个充分条件为：

$$2 \frac{R-W}{R-B} > \frac{1}{\theta^2(0)} = \frac{(R-B)^2}{[(1+\rho_f)W]^2} \quad (14)$$

由 $R-W > R-B$ 可知，该充分条件的成立只需基本参数满足 $\sqrt{2}(1+\rho_f)W \geq R-B$ ，亦即 $W \geq (R-1)/(\sqrt{2}-1+\sqrt{2}\rho_f)$ 。由于模型中变量均做了标准化处理，最后这一不等式说明，只要可抵押初始资产比率 W 大于等于投资项目成功时资本回报率 $R-1$ 的 $1/(\sqrt{2}-1+\sqrt{2}\rho_f)$

^① 当 $f(p)$ 为均匀分布时， $\varepsilon_f(p) = 0$ ，故满足假设 2 以及保证 $\pi'' < 0$ 的充分条件（附录 A.5）。更确切地说，只需要 $f(p)$ 在 $\theta(r^{**})$ 附近接近均匀分布即可。

倍， $r_{\alpha\rho}^{**}$ 均大于 0^①。进一步，按照附录 A.5 详述的方法对模型基本参数进行校准，可知 $2(R - W)/(R - B) = 2\theta(0)/\lambda = 3.27$ ， $1/\theta^2(0) = 1.93$ ，上述充分条件得到满足，故均衡贷款利率的混合二阶导大于 0。注意到当 $f(p)$ 与均匀分布偏离不大时，上述定性及定量分析依然成立。据此，本文相信股权结构与货币政策对银行信贷政策（平均贷款利率）交互作用为正这一结论应该是与现实较为相符的；而下面的实证分析也将以此结论为检验对象。

在上述结论基础上，本文可以进一步分析货币政策和国有股权对银行信贷总量（增速）及违约概率的交互作用。首先考虑 α, ρ 对 $L^{**}(\alpha, \rho) = L(r^{**}(\alpha, \rho))$ 的交互影响。直接计算可知：

$$L_{\alpha\rho}^{**} = L_{rr}r_{\alpha}^{**}r_{\rho}^{**} + L_r r_{\alpha\rho}^{**} = B[f'(\theta)\theta_r^2 + f(\theta)\theta_{rr}](-r_{\alpha}^{**}r_{\rho}^{**}) - Bf(\theta)\theta_r r_{\alpha\rho}^{**} \quad (15)$$

假设 2 意味着 $f'(\theta)\theta_r^2 + f(\theta)\theta_{rr} \geq 0$ ，同时 $f(\theta)\theta_r > 0$ ， $r_{\alpha}^{**} < 0 < r_{\rho}^{**}, r_{\alpha\rho}^{**}$ 。因此， $L_{\alpha\rho}^{**}$ 的正负取决于货币政策及股权结构一阶效应的乘积 $r_{\alpha}^{**}r_{\rho}^{**}$ 与两者交互作用 $r_{\alpha\rho}^{**}$ 的相对强弱。上式可以进一步改写为：

$$L_{\alpha\rho}^{**} = Bf(\theta)\theta_r \left[\frac{B}{(1 + \rho_f)W} (\varepsilon_f(\theta) + 2)\theta(-r_{\alpha}^{**}r_{\rho}^{**}) - r_{\alpha\rho}^{**} \right] \quad (16)$$

故 α 对信贷（增速）货币政策敏感度的作用方向取决于方括号内两项的相对大小。如果国有股权和货币政策的交互作用 $r_{\alpha\rho}^{**}$ 足够大，则括号中的表达式为负，即国有股权会增强银行信贷对货币政策的敏感度。换一个视角， α 对 $L_{\rho}^{**} = L_r r_{\rho}^{**}$ 的影响（即 $L_{\alpha\rho}^{**}$ ）可以分为两部分：其一为 $L_r \cdot r_{\alpha\rho}^{**}$ ，代表了 α 和 ρ 通过贷款利率渠道对贷款（增速）形成的直接负向交互作用；其二为 $(\partial_{\alpha} L_r) \cdot r_{\rho}^{**} = L_{rr}r_{\alpha}^{**} \cdot r_{\rho}^{**}$ ，本质上反映了 α 对贷款（增速）利率敏感度 L_r 的影响。因为 $L_{rr}r_{\alpha}^{**} > 0$ 而 $L_r < 0$ ，所以国有股权倾向于减小贷款（增速）的利率敏感度，从而引起 α 和 ρ 对贷款（增速）的间接正向交互作用。从理论模型的角度看，如果国有股权对贷款利率敏感度的影响不是很大，那么间接交互作用应该小于直接作用，意味着国有股权和货币政策对均衡贷款的交互作用为正。从现实角度看，有理由相信不同银行贷款需求的利率敏感度比较相似，即 α 对 L_r 影响有限，从而意味着 α 和 ρ 对 L^* 的直接作用更可能占主导。换言之，本文预期国有股权、货币政策对贷款（增速）的交互作用为负。

与贷款（增速）类似，货币政策和国有股权对银行违约风险的影响也可以通过下式来反映：

$$Z_{\alpha\rho}^{**} = Z_{rr}r_{\alpha}^{**}r_{\rho}^{**} + Z_r r_{\alpha\rho}^{**} \quad (17)$$

但与 L^{**} 的情形不同，理论解析只保证 $Z_r < 0$ ，但不清楚 Z_{rr} 的性质，原因在于违约率 $Z(r)$ 关于 r 的二阶导表达式较为复杂，无法直接判断其符号。从而无法在理论上清晰判断 α 和 ρ 对违约概率的交互作用。即便如此，理论模型说明贷款总量 L^{**} 与违约风险 Z^{**} 总是保持同向变动。因此，货币政策和国有股权对银行违约风险的交互作用很可能与对贷款总量的交互作用一致。

^① 根据上文脚注中提到的，在中国社会平均资本回报为 15% 左右，将其带入不等式， $1/(\sqrt{2} - 1 + \sqrt{2}\rho_f)$ 约为 1.6。根据参数校准，当 $W = 1/3$ 时， $R - 1$ 小于 20% 即可。

在进行实证检验前，表 1 对本文的理论预测进行了总结。

表 1 理论预测

	<i>MP</i>	<i>State</i>	<i>State</i> × <i>MP</i>
贷款利率	+	-	+
贷款增速	-	+	-*
银行风险	-	+	+/-

注：交互项对贷款增速的影响符号为推测结果。

四、实证分析

1. 实证模型及计量方法

与模型一致，在实证分析中本文考虑三个因变量，银行平均贷款利率 LR 、贷款总额增速 LG 及银行违约风险 Z 值的对数 $\log(Z)$ ；以及两个主要解释变量，货币政策指标 MP 和国有股权占比 $State$ 。与理论模型一致， MP 的上升（下降）表示货币政策紧缩（扩张）。基准模型和拓展模型给出了互相一致的 7 个明确理论预测，包括政策变量和国有股权占比对三个银行信贷行为变量的 6 个一阶预测和 1 个二阶预测。此外，依据上一节末尾的讨论，本文预期货币政策和国有股权对银行信贷总量（增速）的交互作用为正，而对银行风险的交互作用符号不定。本节将对上述理论预测进行实证检验。

除货币政策变量之外，所有四个变量都是银行层级的。因此，可以直接使用银行面板数据，通过相关变量在截面和时间两个维度的变动来验证理论预测，从而避免使用银行业加总时间序列方法带来的功效不足问题。由于本文关注的问题实质是货币政策传导的银行信贷渠道，即银行信贷供给决策对货币政策变动的反应，因此一个关键问题是如何控制银行信贷需求面的变动，从而有效识别出银行信贷渠道。为处理这一问题，Kashyap & Stein（2000）首先提出了使用银行特征变量（如流动比率）与货币政策变量交叉项的方法，并成功识别出货币政策冲击对银行信贷行为（即供给面）的影响。这一方法的理论基础在于某些关键银行特征变量与货币政策对银行信贷行为的交互影响有明确的理论预测。以两家银行为例，若其资本充足率、流动性等关键特征变量有差异，只要能够控制两家银行信贷需求的共同冲击（如 GDP 增速所反映的部分）且假定信贷需求的银行异质性较小，则可利用银行关键特征与货币政策交互作用（交叉项）来捕捉货币政策对不同银行信贷行为的差异作用，从而有效识别银行信贷渠道。

这一思路提示本文可以利用上述理论模型的混合二阶导结论来识别货币政策的银行信贷渠道。特别地，给定货币政策与国有股权对银行贷款利率交互作用明确为正的理論结论，下面可以通过在面板回归方程中设置交叉项 $State_{i,t} \times \Delta MP_t$ 的方法来识别货币政策的银行信贷传导。更进一步，这个交叉项还为理解银行信贷渠道的作用机理给出一个特定解释，即国有股权的差异造成银行信贷行为对货币政策变动的反应呈现异质性。在此之外，通过设置 $State$ 和 ΔMP 的一阶项可以用来验证理论模型中对应的一阶预测。

与检验货币政策银行信贷渠道的文献一致，由于因变量普遍存在自相关性，故为同时处理因变量滞后项和银行个体固定效应，需使用 GMM 方法估计动态面板模型。同时，为了更好地控制因变量强自相关性带来的弱工具变量问题，本文使用系统 GMM 估计方法（Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998），估计如下回归模型：

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{i,t-1} + \alpha_2 y_{i,t-2} + \beta \Delta MP_t + \gamma State_{i,t} + \delta State_{i,t} \times \Delta MP_t + X'_{i,t} \phi + u_i + \xi_{i,t} \quad (18)$$

其中 $y_{i,t} \in \{LR_{i,t}, LG_{i,t}, \log(Z_{i,t})\}$ 为三个主要的银行信贷行为变量， ΔMP_t 表示货币政策的一阶差分， $X'_{i,t}$ 包括银行资本充足率、流动比率、银行规模、增资扩股增速、杠杆率、ROA 及相应的 GDP 增速等控制变量， u_i 为个体固定效应，而 $\xi_{i,t}$ 为残差项。本文将控制变量中的银行资本充足率、流动比率、银行规模、杠杆率、ROA 全部设为内生变量。此外，考虑到银行在宏观经济中的重要地位，其信贷决策对宏观经济的作用不容忽视，控制宏观经济状况的 GDP 也同样可能存在内生性问题，在模型中同样将其设为内生变量予以控制。内生变量的工具变量为其滞后项。由于本文考察的样本期较短（2007–2018 年），且样本期内很多银行经历了比较大幅度的改制，本文有理由相信期间各银行大部分国有股权和增资扩股行为的时间序列变动与银行日常经营活动关联较低，故其内生性有限。本文使用文献中标准的系统 GMM 面板回归方法对上述回归模型进行估计，采用两步法和面板稳健标准误的设定。

2. 数据及指标意义

本文银行微观数据来源于中国银行业数据库（CBD）。初始样本长度为 12 年（2007–2018 年），截面包括 549 家银行。样本银行覆盖了 5 家大型国有银行，12 家股份制商业银行，134 家城商行，398 家农商行。2018 年底，样本银行总资产达到 203.62 万亿元，占当年全国商业银行总资产的 96.98%^①；相较以往文献，该样本具有很强代表性。除少数农商行外，样本银行基本具备 5 年以上连续观测^②。本文对部分连续变量采取了 1% 缩尾处理，从而减弱异常观测值对实证分析的影响。

表2 样本变量描述性统计

变量	含义	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
$LG_{i,t}$	贷款增速*100	4201	19.65	15.00	-10.62	92.97
$LR_{i,t}$	平均贷款利率*100	3686	9.85	2.90	4.45	21.34
$\log(Z_{i,t})$	Z值的自然对数	3452	4.21	0.92	2.20	6.80
$State_{i,t}$	国有股权占比*100	3531	18.77	22.14	0	100.00
MMR_t	货币市场利率*100	4814	3.20	0.72	1.27	4.32
$MPPC_t$	货币政策主成分	4814	0.42	1.03	-3.03	1.39
ΔMMR_t	货币市场利率*100的差分	4347	0.01	0.89	-1.76	1.81
$\Delta MPPC_t$	货币政策主成分的差分	4347	0.11	1.08	-2.84	1.91
$GDP_{p,t}$	地区GDP增速*100	4814	9.28	2.79	-2.50	19.20

^① 根据银保监会官网信息，截至 2018 年底，全国商业银行资产总计 209.96 万亿元。

^② 由于系统 GMM 估计会占用较多滞后项，因此下文实证结果主要来自近 400 家商业银行数据样本。

$Equr_{i,t}$	新增资本/上年权益总额*100	3264	13.51	31.34	-11.07	201.00
$Lev_{i,t}$	权益总额/资产*100	4699	7.70	2.44	2.19	16.55
$\log(size_{i,t})$	资产总额的自然对数	4730	10.28	1.59	7.46	15.72
$CAR_{i,t}$	资本充足率*100	4163	13.66	3.06	4.21	26.57
$Liq_{i,t}$	流动比率*100	3733	55.67	19.45	27.60	134.60
$ROA_{i,t}$	资产回报率*100	4506	1.01	0.48	0.01	2.39

表 2 中列出了回归分析所使用的主要变量及其描述性统计量。除去银行资产规模、贷款增速、资本充足率、流动比率、ROA、杠杆率、Z 值等标准变量外^①，以下对其他几个重要变量作进一步说明。

国有股权占比变量是通过银行年报（摘要）所披露的前十大股东信息计算得到。本文把国有股东的范围定义为：财政股（持有人为财政部、汇金公司或地方财政厅局）；国资委（中央或地方）及地方国有资产管理公司；国有投资者（中央或地方）。本文把国有投资者所持股份比例纳入国有股的主要理由是国有投资者也在很大程度上反映了国家偏好。最终的State数值是前十大股东国有股份之和占银行总股本的比例。其中，对于国有投资者性质的判定，本文借助“天眼查”网站提供的工商登记信息，并遵循如下原则：国有投资者一定是国有资本掌握控制权的投资者。这样的投资者包括两种类型，其一是国有绝对控股，即国有资本占比超过 50%；其二是国有相对控股，即国有资本占比不到 50%，但是国有资本为单一经济性质占比最大的股东并且对投资者享有单一控制权。但根据中央 2015 年国有投资者改革指导意见，国有投资者需要建立、健全现代投资者治理结构，因此不绝对控股而拥有控制权的情况，不符合中央文件精神，也会陆续进行改变。综上，国有投资者应当定义为国有资本绝对控股投资者。因此，本文将以下三类投资者认定为国有投资者，一是工商登记类型为全民所有制企业、国有独资有限责任公司；二是投资者股权结构中国有资本累计占比超过 50%；三是中央及地方国资委管理的投资者（各级国资委网站均有名录）。

平均贷款利率LR的定义为银行当年利息收入除以当年末贷款余额。如此定义平均贷款利率的原因在于银行披露的贷款利息收入数据存在明显缺失，很多中小城商行在年报（摘要）中不披露年度贷款利息收入而只披露年度利息总收入，后者包括可能持有的债券类资产利息收入。但是，考虑到银行的主要利息收入来源仍为发放贷款，且从两个数据指标都公布的银行来看，两者在数值和变化趋势上基本一致。在保证数据不产生偏误的情况下，为了尽可能使用较多的银行-年度观测，本文使用利息收入比贷款余额这一指标作为银行贷款定价的代理变量。此外，这一指标定义的缺陷可能还在于过往利息收入和信贷额度同时影响分子、分母，故其对

^① 本文对银行 Z 值的测算如下：以银行三年滚动 $t-2$ 到 t 期的 ROA 标准差做分母，以同期 ROA 与权益资本-资产比例之和的均值做分子。由于银行有盈余管理的动机，因此 ROA 当期值未必能准确反映当年经营情况，故对 Z 值分子进行三年滚动平均能够提供更稳健的测度指标。不过即便分子选当期值，实证结果符号保持不变，结果稳健。

当年银行信贷价格决策的测度存在明显的干扰。但由于目前银行业极少披露贷款期限结构，因此这一指标是能够得到的最佳指标；同时，在实证文献中这一计算方法也受到认可（如张宗益等，2012）。

本文使用了两个指标度量货币政策变动。其一是货币市场利率 MMR ，由银行间债券市场的7天回购利率年度平均值作为代表。其二是一个综合指标 $MPPC$ ，由 MMR 、存款基准利率年度平均值 DR 以及 $M2$ 年度增长率（取负值）三个变量的第一主成分计算得到^①。三个基础变量及 $MPPC$ 在样本期内的变动如图1所示。可见，货币政策在2008年之前有一个紧缩阶段，2008–2010年间为应对次贷危机货币政策明显扩张，此后再度紧缩并在过去两年间有所放松。

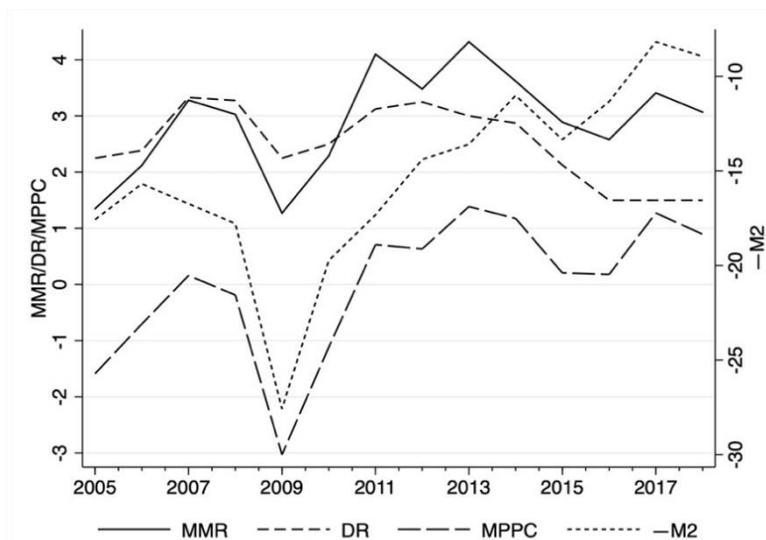


图1 货币政策变动 2005–2018

最后，本文使用GDP增长率来控制宏观经济周期对银行信贷需求的影响。对5家大型国有银行和12家股份制商业银行，以全国的年度GDP增长率作为控制变量。对城商行和农商行，以省际GDP增长率作为控制变量。对应区域的GDP增长率直接进入回归方程作为控制变量，其隐含假设是各区域GDP增速所反映的贷款需求效应一致。样本银行对应了32个省份，加上大型国有银行和股份制银行对应的全国范围，共33个地区。

3. 实证结果

本节将依次报告三个被解释变量（平均贷款利率、贷款增速、银行风险Z值）的估计结果，分别对应模型的三组理论预测。由于本文所采用的样本数据集为非平衡面板数据，且由于数据披露程度、披露途径的不同，对于同一银行的同一年份，不同变量不一定同时具有观测值

^① 存款准备金率也是文献中一个常用的货币政策指标。但正如周小川（2012）所述，央行在2000年之后主要使用提高存款准备金率的方法来应对外汇储备增加引起的流动性过剩问题，而外汇储备的增加具有结构性而非周期性变化的特征。本文的研究更偏重周期性，因此没有采用准备金率这一指标。

录入。而在估计过程中对于模型中所采用变量必须同时具有观测才会被纳入样本范围，因此实际使用观测值与样本数据集单个变量的样本数存在差异。

表3 平均贷款利率估计结果 (GMM)

	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$ ΔMMR_t	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$ $\Delta MPPC_t$	$LR_{i,t}$
$LR_{i,t-1}$	0.845*** (24.51)	0.844*** (8.17)	0.849*** (12.22)	0.889*** (24.88)	0.891*** (23.87)	0.893*** (24.66)
$LR_{i,t-2}$	-0.114*** (-4.52)	-0.114 (-1.64)	-0.117** (-2.41)	-0.149*** (-5.78)	-0.151*** (-5.50)	-0.153*** (-5.61)
ΔMP_t	0.601*** (11.75)	0.598*** (12.86)	0.413*** (5.62)	0.589*** (13.57)	0.605*** (14.23)	0.468*** (7.37)
$State_{i,t}$		-0.002 (-0.08)	-0.001 (-0.08)		0.009 (0.87)	0.009 (0.91)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			0.007** (2.12)			0.005*** (2.71)
$GDP_{p,t}$	-0.041 (-1.00)	-0.044 (-0.23)	-0.042 (-0.46)	-0.039 (-0.98)	-0.055 (-1.10)	-0.055 (-1.14)
$Equr_{i,t}$	0.003 (1.03)	0.004 (0.48)	0.003 (0.58)	0.005 (1.49)	0.005 (1.54)	0.004 (1.50)
$CAR_{i,t}$	0.196*** (3.20)	0.194 (1.13)	0.196** (2.23)	0.144** (2.42)	0.129* (1.89)	0.128* (1.88)
$Liq_{i,t}$	0.019*** (3.34)	0.018 (0.68)	0.017 (0.87)	0.022*** (3.79)	0.022*** (3.56)	0.021*** (3.39)
$\log(size_{i,t})$	0.123 (1.08)	0.085 (0.32)	0.084 (0.46)	0.017 (0.17)	-0.083 (-0.64)	-0.091 (-0.73)
$ROA_{i,t}$	2.599*** (9.00)	2.536*** (2.91)	2.473*** (6.27)	2.320*** (7.88)	2.219*** (7.50)	2.162*** (7.79)
$Lev_{i,t}$	-0.206** (-2.55)	-0.208 (-1.14)	-0.204* (-1.73)	-0.174** (-2.12)	-0.150* (-1.71)	-0.140 (-1.62)
常数项	-3.195 (-1.63)	-2.547 (-0.48)	-2.512 (-0.59)	-1.627 (-0.88)	-0.412 (-0.19)	-0.287 (-0.13)
AR(1)检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)检验p值	0.216	0.399	0.371	0.046	0.112	0.095
Sargan检验p值	0.436	0.448	0.569	0.310	0.403	0.501
工具变量数	361	362	363	325	326	327
银行数	398	388	388	398	388	388
观测数	2156	2083	2083	2156	2083	2083

注：括号内报告的是面板稳健型的t值，*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平，下同。

平均贷款利率的估计结果见表 3。表中分别报告了使用 ΔMMR 和 $\Delta MPPC$ 作为政策变量的估计结果。估计结果基本一致，也进一步说明本文使用银行间市场 7 天回购利率的年度平均值作为政策变量具有较强的代表性。由于 $\Delta MPPC$ 的估计系数缺乏量化解释，因此无法直接考察对应估计结果的经济效果，对于估计结果的解释本文将以 ΔMMR 为主。基于理论分析，本文主要关心货币政策差分项、国有股权项及交互作用项的估计结果。各项对应的行给出了相关系数的点估计和相应的 t 值。如表所示，货币政策对银行平均贷款利率有一个显著的正向作用，意味着货币政策的紧缩（放松）带来银行平均贷款利率的上升（下降）。以货币市场利率 ΔMMR 为代表，1 个百分点的下降伴随了平均贷款利率 0.41 个百分点左右的下降。与理论预测略有不

同的是，国有股权对平均贷款利率没有呈现出显著的一阶效果，这可能是由于国有股权对平均贷款利率的效应还受到银行内外部治理机制等复杂因素的影响，因此实证上难以识别出理论模型推导出的结果。与理论预测相一致的是，交叉项系数显著为正，意味着货币政策与国有股权对银行平均贷款利率有正向的交互作用。这说明了该面板回归模型能够有效识别货币政策的银行信贷渠道，且表明其作用机制之一正是通过银行国有股权。对货币政策信贷渠道的识别也意味着本文可以把货币政策一阶项的估计结果看作因果关系，而不仅仅是相关关系。以货币市场利率为货币政策代表时，该系数的点估计值为0.007，明显低于货币政策的一阶系数，但其对应的经济意义是显著的。给定-1%的货币政策刺激，当两家银行的国有股权相差一个标准差（22.14%）时，高国有股权银行的贷款利率会比低国有股权银行多降低0.15%（ $0.007\% \times 22.14$ ），占到货币政策一阶效果（贷款利率下降0.41%）的近40%。

贷款增速的估计结果见表4。与理论分析一致，货币政策紧缩（放松）引起信贷增速放缓（提高）。以货币市场利率为例，货币政策放松1%引起当年信贷增速提高0.85%。类似地，国有股权的上升也会刺激银行信贷增速的上升；给定国有股权上升一个样本标准差，银行信贷增速相应提高4.34%（ $0.196\% \times 22.14$ ）。两者的交互作用显著为负，说明国有股权有提升货币政策对银行信贷总量影响的作用。同样以货币市场利率为例，给定-1%的货币政策刺激及一个标准差的国有股权差异，交互作用能够额外提升1.08%（ $0.049\% \times 22.14$ ）的信贷增速，相当于货币政策一阶效果（信贷增速提高0.85%）的127%。

表4 贷款增速估计结果（GMM）

	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$ ΔMMR_t	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$ $\Delta MP_{PC,t}$	$LG_{i,t}$
$LG_{i,t-1}$	0.275*** (7.24)	0.275*** (8.02)	0.281*** (8.32)	0.282*** (7.38)	0.286*** (8.58)	0.294*** (8.77)
$LG_{i,t-2}$	0.122*** (5.32)	0.115*** (5.17)	0.118*** (5.59)	0.121*** (5.41)	0.113*** (5.25)	0.116*** (5.66)
ΔMP_t	-2.275*** (-6.56)	-2.101*** (-5.98)	-0.846* (-1.67)	-2.153*** (-6.88)	-2.051*** (-6.33)	-0.986** (-2.02)
$State_{i,t}$		0.198*** (4.24)	0.196*** (4.06)		0.174*** (3.63)	0.180*** (3.59)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			-0.049*** (-3.42)			-0.040*** (-2.84)
$GDP_{p,t}$	0.945*** (4.74)	0.816*** (4.27)	0.783*** (4.22)	0.919*** (4.71)	0.810*** (4.29)	0.774*** (4.33)
$Equr_{i,t}$	0.045** (2.31)	0.027 (1.40)	0.029 (1.48)	0.039* (1.92)	0.022 (1.10)	0.022 (1.07)
$CAR_{i,t}$	0.618 (1.56)	0.700* (1.95)	0.684* (1.83)	0.798** (1.96)	0.938** (2.33)	0.937** (2.46)
$Liq_{i,t}$	0.137*** (2.68)	0.157*** (3.19)	0.160*** (3.27)	0.117** (2.34)	0.138*** (2.79)	0.139*** (2.82)
$\log(size_{i,t})$	0.835 (1.43)	-0.197 (-0.31)	-0.173 (-0.28)	1.000* (1.76)	0.137 (0.22)	0.129 (0.21)
$ROA_{i,t}$	1.090 (0.93)	0.218 (0.18)	0.397 (0.32)	1.581 (1.36)	0.623 (0.53)	0.740 (0.61)
$Lev_{i,t}$	-1.273***	-1.050**	-1.086***	-1.299***	-1.141***	-1.175***

	(-2.83)	(-2.50)	(-2.60)	(-2.84)	(-2.76)	(-2.84)
常数项	-14.580	-9.043	-8.996	-17.540*	-13.893	-13.768
	(-1.43)	(-0.90)	(-0.90)	(-1.72)	(-1.35)	(-1.34)
AR(1)检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)检验p值	0.811	0.768	0.965	0.563	0.582	0.661
Sargan检验p值	0.335	0.475	0.461	0.344	0.449	0.404
工具变量数	325	326	327	325	326	327
银行数	416	406	406	416	406	406
观测数	2210	2132	2132	2210	2132	2132

对银行风险 Z 值的估计结果见表 5。理论分析中已经指出，货币政策和国有股权对银行风险的交互作用符号不明确，因此实证重点考察两者的一阶作用。估计结果显示，扩张性货币政策对银行风险有显著的提升作用。这里用作被解释变量的 Z 值是银行破产概率的倒数，其与银行风险呈反向变动关系。以货币市场利率为例，货币政策放松 1% 引起当年银行风险 Z 值下降 9.8%，即增加银行风险近 10%。国有股权的一阶作用同样显著，一个标准差的国有股权占比提升会使银行风险增长 17.71% ($0.008 \times 22.14 \times 100\%$)。货币政策与国有股权的交互项系数显著为负，说明国有股权会削弱扩张性货币政策对银行风险的正向影响作用。以货币市场利率为例，给定-1%的货币政策刺激和一个标准差的国有股权差异，交互作用会使银行风险降低 4.43% ($0.002 \times 22.14 \times 100\%$)，相当于货币政策对银行风险一阶提升效果 (9.8%) 的近 50%。

表5 银行风险 Z 值估计结果 (GMM)

	$\log(Z_{i,t})$	$\log(Z_{i,t})$ ΔMMR_t	$\log(Z_{i,t})$	$\log(Z_{i,t})$	$\log(Z_{i,t})$ $\Delta MPPC_t$	$\log(Z_{i,t})$
$\log(Z_{i,t-1})$	0.471*** (15.79)	0.457*** (15.14)	0.462*** (15.39)	0.467*** (15.62)	0.454*** (15.05)	0.462*** (15.33)
$\log(Z_{i,t-2})$	-0.240*** (-8.97)	-0.250*** (-9.29)	-0.250*** (-9.54)	-0.242*** (-9.31)	-0.250*** (-9.45)	-0.250*** (-9.56)
ΔMP_t	0.055*** (2.79)	0.051*** (2.67)	0.098*** (3.39)	0.047*** (2.90)	0.042*** (2.73)	0.079*** (3.25)
$State_{i,t}$		-0.008*** (-2.69)	-0.008*** (-2.63)		-0.008*** (-2.63)	-0.008*** (-2.57)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			-0.002** (-2.23)			-0.001** (-2.05)
$GDP_{p,t}$	-0.040*** (-2.83)	-0.036** (-2.57)	-0.036** (-2.54)	-0.038*** (-2.77)	-0.035** (-2.43)	-0.034** (-2.44)
$Equr_{i,t}$	-0.001 (-0.59)	-0.001 (-0.61)	-0.001 (-0.66)	-0.000 (-0.51)	-0.001 (-0.56)	-0.001 (-0.62)
$CAR_{i,t}$	-0.029 (-1.29)	-0.014 (-0.64)	-0.013 (-0.62)	-0.034 (-1.54)	-0.017 (-0.77)	-0.016 (-0.71)
$Liq_{i,t}$	0.006** (2.25)	0.006** (2.31)	0.006** (2.23)	0.006** (2.38)	0.006** (2.39)	0.006** (2.35)
$\log(size_{i,t})$	0.263*** (7.40)	0.315*** (7.59)	0.312*** (7.71)	0.265*** (7.46)	0.314*** (7.56)	0.310*** (7.64)
$ROA_{i,t}$	0.154 (1.61)	0.194** (2.01)	0.202** (2.11)	0.142 (1.50)	0.182* (1.88)	0.190** (1.99)
$Lev_{i,t}$	0.075*** (2.77)	0.051* (1.67)	0.052* (1.71)	0.079*** (2.92)	0.052* (1.73)	0.051* (1.68)
常数项	0.089 (0.16)	-0.316 (-0.52)	-0.333 (-0.56)	0.098 (0.18)	-0.287 (-0.47)	-0.305 (-0.52)

AR(1)检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)检验p值	0.181	0.277	0.270	0.173	0.261	0.263
Sargan检验p值	0.114	0.144	0.171	0.132	0.170	0.202
工具变量数	283	284	285	283	284	285
银行数	374	369	369	374	369	369
观测数	1906	1860	1860	1906	1860	1860

4. 稳健性检验

由于本文选取的样本期内，全球经历了次贷危机，我国曾进行了大规模的货币政策刺激，特殊时期可能会导致估计结果存在较大偏误。本文对此特别进行了稳健性检验，以虚拟变量 *Crisis*（2009–2010 年为 1，其余为 0）加以控制，估计结果见附录 B。实证结论与基准结果相符：银行信贷行为表现出明显的周期性特征，来源于货币政策的周期性调控；股权结构的不同是银行信贷周期性行为异质性的主要原因，国有股权占比高的银行表现出更为明显的逆周期特征，在货币政策放松（紧缩）时，更多地降低（提高）贷款利率，提高（降低）贷款规模增长速度。同时，政策刺激期间各银行普遍表现出更低的贷款利率、更高的信贷增速。此外，去除 5 家大型国有银行样本的估计结果几乎不变，这也再次确认本文的分析对广大中小银行具有普遍意义。

五、结论

本文理论研究以一个经典的信息不对称银行信贷模型为基础，引入 Nash 议价机制，分析国有和私人股东之间不同的信贷偏好对银行贷款行为的影响。模型假设私人股东与国有股东偏好不同：私人股东关心银行的利润，而国有股东则出于地方经济考虑以银行信贷规模为其偏好。理论分析结果表明，扩张性货币政策的刺激和国有股权比例的提高均会导致贷款利率的下降、信贷增速的扩张以及银行风险的上升。在对二者的交互作用进行深入分析之后，理论结果表明国有股权对货币政策的银行信贷渠道具有增强作用：由于国有股权对信贷规模的偏好，扩张性货币政策刺激对贷款利率下降、银行信贷增速上升的作用，会在更高的银行国有股权占比下得到进一步放大。这一组交互二阶效应的理论结果，也为实证分析中识别银行国有股权对信贷行为的作用奠定了基础。不过，二者交互作用对银行风险承担的影响方向不明，说明国有股权对货币政策的风险承担渠道影响，本质上是一个实证问题。

在实证部分，本文采用新近建立的中国银行业数据库（CBD）近 400 家银行的大样本微观数据，以标准的系统 GMM 面板回归方法对理论结果进行了实证检验，对平均贷款利率、信贷增速和银行违约概率（以 Z 值反映）的估计结果均符合理论预测。结果表明，刺激性货币政策对不同股权结构的银行具有异质性影响：给定同样的扩张性政策刺激力度，国有股权占比高的银行贷款利率下降更多、信贷增长更快，但风险上升更少。同时，对货币政策和股权结构一阶效应的检验结果也验证了主要的理论预测。上述结论在不同的货币政策测度以及控制 2008 年金融危机及随后的“四万亿”刺激计划下，仍然成立，结果稳健。

本文从理论和实证两方面揭示了国有股权在货币政策银行信贷渠道以及风险承担渠道中发挥的重要作用。在此基础上,本文的分析表明,全球普遍存在的银行国有股权对信贷逆周期影响这一现象,有着深刻的理论根源。银行国有股权差异主要存在于截面维度,自身并不具有逆周期时间变动特征。银行国有股权对信贷行为的逆周期影响,本质上来源于其对逆周期货币政策传导渠道的放大效果。出于对信贷总量的偏好,国有股权有可能逆转银行出于利润最大化动机所天然具有的信贷顺周期性。需要强调的是,由于银行经营环境总是面对信息等各类市场摩擦,在竞争条件下的银行利润最大化决策通常并不带来社会最优结果,因此本文的理论结果只说明信贷总量导向的国有股权偏好会导致银行偏离利润最大化目标,并不说明会导致银行决策偏离社会最优。对于银行国有股权的最优配置问题,留待未来的工作进行分析。

最后,本文所聚焦的银行国有股权及其稳定宏观经济波动的机制作用,可以视作更广泛的国有经济主体宏观稳定作用的一部分。梁琪、余峰燕(2014)和郭婧、马光荣(2019)分别从企业和地区两个角度,分析了国有经济主体投资行为的逆周期及其宏观稳定作用。本文的研究与之互补,从同一个“硬币”的另一面,即国有银行对反周期宏观稳定政策的强化作用与信贷渠道,进一步阐释了国有经济主体对宏观经济稳定所可能发挥的“压舱石”作用及其影响机制。事实上,随着世界格局与中国发展阶段的变化,国有经济主体在市场经济体系中所能发挥以及所应当发挥的作用,势必出现新的变化。对此类问题更全面、深入的研究与解答,当会有助于促进中国特色高质量发展的实现。

参考文献

- 曹廷求、郑录军、于建霞, 2006: 《政府股东、银行治理与中小商业银行风险控制——以山东、河南两省为例的实证分析》, 《金融研究》第 6 期, 第 99-108 页。
- 曹廷求、朱博文, 2012: 《货币政策、银行治理与风险承担》, 《金融论坛》第 12 期, 第 4-12 页。
- 曹廷求、朱博文, 2013: 《银行治理影响货币政策传导的银行贷款渠道吗? ——来自中国银行业的证据》, 《金融研究》第 1 期, 第 107-121 页。
- 储著贞、梁权熙、蒋海, 2012: 《宏观调控、所有权结构与商业银行信贷扩张行为》, 《国际金融研究》第 3 期, 第 57-68 页。
- 代太山、陈敏、杨晓光, 2008: 《不同担保类型之下违约损失率的结构特征: 针对中国的实证》, 《南方经济》第 8 期, 第 28-39 页。
- 郭婧、马光荣, 2019: 《宏观经济稳定与国有经济投资: 作用机理与实证检验》, 《管理世界》第 9 期, 第 49-64+199 页。
- 何自力, 2006: 《抵押贷款违约损失率研究》, 《南方金融》第 1 期, 第 30-31 页。
- 江曙霞、陈玉婵, 2012: 《货币政策、银行资本与风险承担》, 《金融研究》第 4 期, 第 1-16 页。
- 李维安、曹廷求, 2004: 《股权结构、治理机制与城市银行绩效——来自山东、河南两省的调查证据》, 《经济研究》第 12 期, 第 4-15 页。
- 梁琪、余峰燕, 2014: 《金融危机、国有股权与资本投资》, 《经济研究》第 4 期, 第 47-61 页。
- 刘晓光、卢锋, 2014: 《中国资本回报率上升之谜》, 《经济学(季刊)》第 13 卷(第 3 期), 第 817-836 页。
- 牛晓健、裘翔, 2013: 《利率与银行风险承担——基于中国上市银行的实证研究》, 《金融研究》第 4 期, 第 15-28 页。
- 潘敏、张依茹, 2012: 《宏观经济波动下银行风险承担水平研究——基于股权结构异质性的视角》, 《财贸经济》第 10 期, 第 57-65 页。
- 潘敏、张依茹, 2013: 《股权结构会影响商业银行信贷行为的周期性特征吗——来自中国银行业的经验证据》, 《金融研究》第 4 期, 第 29-42 页。

- 王博、唐跃、陈浩等, 2011: 《我国不良贷款回收率的影响因素和预测模型》, 《系统工程理论与实践》第 31 卷 (第 5 期), 第 870-880 页。
- 项后军、郜栋玺、陈昕朋, 2018: 《基于“渠道识别”的货币政策银行风险承担渠道问题研究》, 《管理世界》第 8 期, 第 55-66 页。
- 徐明东、陈学彬, 2011: 《中国微观银行特征与银行贷款渠道检验》, 《管理世界》第 5 期, 第 24-38 页。
- 徐明东、陈学彬, 2012: 《货币环境、资本充足率与商业银行风险承担》, 《金融研究》第 7 期, 第 48-62 页。
- 杨军、程建、潘俊武, 2009: 《违约损失率模型开发的理论分析和实证研究》, 《国际金融研究》第 6 期, 第 71-78 页。
- 杨天宇、钟宇平, 2013: 《中国银行业的集中度、竞争度与银行风险》, 《金融研究》第 1 期, 第 122-134 页。
- 叶晓可、刘海龙, 2006: 《银行不良贷款违约损失率结构特征研究》, 《上海管理科学》第 28 卷 (第 6 期), 第 12-15 页。
- 于晨曦, 2007: 《抵押风险分析和抵押贷款违约损失率研究》, 《金融论坛》第 12 卷 (第 2 期), 第 34-39 页。
- 张杰, 2017: 《为什么选择国有金融制度》, 《金融评论》第 1 期, 第 1-15+123 页。
- 张勋、徐建国, 2014: 《中国资本回报率的再测算》, 《世界经济》第 8 期, 第 3-23 页。
- 张雪兰、何德旭, 2012: 《货币政策立场与银行风险承担——基于中国银行业的实证研究 (2000-2010)》, 《经济研究》第 5 期, 第 31-44 页。
- 张宗益、吴恒宇、吴俊, 2012: 《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》, 《金融研究》第 7 期, 第 1-14 页。
- 郑学、黄建忠、李叔诚, 2010: 《违约损失率模型开发部分关键技术实证研究》, 《国际金融研究》第 10 期, 第 78-83 页。
- 周小川, 2012: 《新世纪以来中国货币政策主要特点》, 《新世纪周刊》第 46 期, 第 76-87 页。
- 祝继高、饶品贵、鲍明明, 2012: 《股权结构、信贷行为与银行绩效——基于我国城市商业银行数据的实证研究》, 《金融研究》第 7 期, 第 31-47 页。
- Altunbas, Y., L. Evans, and P. Molyneux, 2001, “Bank Ownership and Efficiency”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(4), 926-954.
- Andrianova, S., P. Demetriades, and A. Shortland, 2008, “Government Ownership of Banks, Institutions, and Financial Development”, *Journal of Development Economics*, 85(1-2), 218-252.
- Andrianova, S., P. Demetriades, and A. Shortland, 2012, “Government Ownership of Banks, Institutions and Economic Growth”, *Economica*, 79(315), 449-469.
- Anginer, D., A. Demirgüç-Kunt, and M. Zhu, 2014, “How Does Competition Affect Bank Systemic Risk?”, *Journal of Financial Intermediation*, 23 (1), 1-26.
- Arellano, M., and O. Bover, 1995, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Components Models”, *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1999, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework” in J. B. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, New York: Elsevier, Vol. 1, Chap. 21, 1341-1393.
- Bertay, A. C., A. Demirgüç-Kunt, and H. Huizinga, 2015, “Bank Ownership and Credit over the Business Cycle: Is Lending by State Banks Less Procyclical?”, *Journal of Banking and Finance*, 50, 326-339.
- Blundell, R., and S. Bond, 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Brandao-Marques, L., R. Correa, and H. Sapriza, 2020, “Government Support, Regulation, and Risk Taking in the Banking Sector”, *Journal of Banking & Finance*, 112, 105284.
- Boycko, M., A. Shleifer, and R. W. Vishny, 1996, “A Theory of Privatisation”, *Economic Journal*, 106(435), 309-319.
- Brei, M., and A. Schclarek, 2015, “A Theoretical Model of Bank Lending: Does Ownership Matter in Times of Crisis?”, *Journal of Banking & Finance*, 50, 298-307.
- Brown, C. O., and I. S. Ding, 2005, “The Politics of Bank Failures: Evidence from Emerging Markets”, *Quarterly Journal of Economics*, 120 (4), 1413-1444.
- Carvalho, D., 2014, “The Real Effects of Government-Owned Banks: Evidence from an Emerging Market”, *Journal of Finance*, 69 (2), 577-609.
- Chen, Y.-S., Y. Chen, C.-Y. Lin, and Z. Sharma, 2016, “Is There a Bright Side to Government Banks? Evidence from the Global Financial Crisis”, *Journal of Financial Stability*, 26, 128-143.
- Cole, S., 2009, “Financial Development, Bank Ownership, and Growth: Or, Does Quantity Imply Quality?”, *Review of Economics and Statistics*, 91(1), 33-51.
- Coleman, N., and L. Feler, 2015, “Bank Ownership, Lending, and Local Economic Performance during the 2008-2009 Financial Crisis”, *Journal of Monetary Economics*, 71, 50-66.
- Cornett, M. M., L. Guo, S. Khaksari, and H. Tehranian, 2010, “The Impact of State Ownership on Performance Differences in Privately-owned Versus State-owned Banks: An International Comparison”, *Journal of Financial Intermediation*, 19 (1), 74-94.
- Cull, R., and M. S. Martínez Pería, 2013, “Bank Ownership and Lending Patterns during the 2008-2009 Financial Crisis: Evidence from Latin America and Eastern Europe”, *Journal of Banking and Finance*, 37(12), 4861-4878.

- Cull, R., M. S. Martínez Pería, and J. Verrier, 2018, "Bank Ownership and Economic Development", in T. Beck and R. Levine (eds), *Handbook of Finance and Development*, Cheltenham: Edward Edgar.
- De Meza, D., and D. C. Webb, 1987, "Too Much Investment: A Problem of Asymmetric Information", *Quarterly Journal of Economics*, 102(2), 281-292.
- Degryse, H., and S. Ongena, 2008, "Competition and Regulation in the Banking Sector: A Review of the Empirical Evidence on the Sources of Bank Rents" in Thakor, A. V., Boot, A. W., *Handbook of Financial Intermediation and Banking*, San Diego: Elsevier, 483-554.
- Dell'Ariccia, G., L. Laeven, and R. Marquez, 2014, "Real Interest Rates, Leverage, and Bank Risk-Taking", *Journal of Economic Theory*, 149, 65-99.
- Dell'Ariccia, G., and R. Marquez, 2006, "Lending Booms and Lending Standards", *Journal of Finance*, 61(5), 2511-2546.
- Deng, Y., R. Morck, J. Wu, and B. Yeung, 2015, "China's Pseudo-Monetary Policy", *Review of Finance*, 19, 55-93.
- Dinç, I. S., 2005, "Politicians and Banks: Political Influences on Government-Owned Banks in Emerging Markets", *Journal of Financial Economics*, 77(2), 453-479.
- Duprey, T., 2015, "Do Publicly Owned Banks Lend Against the Wind?", *International Journal of Central Banking*, 11(2), 65-112.
- Ferri, G., P. Kalmi, and E. Kerola, 2014, "Does Bank Ownership Affect Lending Behavior? Evidence from the Euro Area", *Journal of Banking & Finance*, 48, 194-209.
- Gertler, M., and S. Gilchrist, 2018, "What Happened: Financial Factors in the Great Recession", *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 3-30.
- Holmström, B., and J. Tirole, 1997, "Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector", *Quarterly Journal of Economics*, 112(3), 663-691.
- Iannotta, G., G. Nocera, and A. Sironi, 2007, "Ownership Structure, Risk and Performance in the European Banking Industry", *Journal of Banking and Finance*, 31(7), 2127-2149.
- Iannotta, G., G. Nocera, and A. Sironi, 2013, "The Impact of Government Ownership on Bank Risk", *Journal of Financial Intermediation*, 22 (2), 152-176.
- Illueca, M., L. Norden, and G. F. Udell, 2014, "Liberalization and Risk-Taking: Evidence from Government-Controlled Banks", *Review of Finance*, 18 (4), 1217-1257.
- Jermann, U., and V. Quadrini, 2012, "Macroeconomic Effects of Financial Shocks", *American Economic Review*, 102(1), 238-271.
- Jiménez, G., S. Ongena, J.-L. Peydró, and J. Saurina, 2014, "Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?", *Econometrica*, 82(2), 463-505.
- Kashyap, A. K., and J. C. Stein, 1995, "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 151-195.
- Kashyap, A. K., and J. C. Stein, 2000, "What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?", *American Economic Review*, 90(3), 407-428.
- Kiyotaki, N., and J. Moore, 1997, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.
- Koetter, M., and A. Popov, 2021, "Political Cycles in Bank Lending to the Government", *Review of Financial Studies*, 34 (6), 3138-3180.
- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes, and A. Shleifer, 2002, "Government Ownership of Banks", *Journal of Finance*, 57(1), 265-301.
- Leland, H. E., and D. H. Pyle, 1977, "Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation", *Journal of Finance*, 32(2), 371-387.
- Meggison, W. L., 2005, "The Economics of Bank Privatization", *Journal of Banking and Finance*, 29(8-9), 1931-1980.
- Micco, A., and U. Panizza, 2006, "Bank Ownership and Lending Behavior", *Economics Letters*, 93(2), 248-254.
- Micco, A., U. Panizza, and M. Yañez, 2007, "Bank Ownership and Performance. Does Politics Matter?", *Journal of Banking and Finance*, 31(1), 219-241.
- Nash, J. F., Jr., 1950, "The Bargaining Problem", *Econometrica*, 18(2), 155-162.
- Ogura, Y., 2018, "The Objective Function of Government-Controlled Banks in a Financial Crisis", *Journal of Banking & Finance*, 89, 78-93.
- Repullo, R., and J. Suarez, 2000, "Entrepreneurial Moral Hazard and Bank Monitoring: A Model of the Credit Channel", *European Economic Review*, 44(10), 1931-1950.
- Sapienza, P., 2004, "The Effects of Government Ownership on Bank Lending", *Journal of Financial Economics*, 72(2), 357-384.
- Shen, C.-H., and C.-Y. Lin, 2012, "Why Government Banks Underperform: A Political Interference View", *Journal of Financial Intermediation*, 21 (2), 181-202.
- Stiglitz, J. E., and A. Weiss, 1981, "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Thakor, A. V., 2021, "Politics, Credit Allocation and Bank Capital Requirements", *Journal of Financial Intermediation*, 45, 100820.
- Willner, J., 2001, "Ownership, Efficiency, and Political Interference", *European Journal of Political Economy*, 17(4), 723-748.

World Bank, 2012, "Rethinking the Role of the State in Finance", Global Financial Development Report 2013, The World Bank, Washington, D.C.
Zhang, L., S. Hsu, Z. Xu, and E. Cheng, 2020, "Responding to Financial Crisis: Bank Credit Expansion with Chinese Characteristics", *China Economic Review*, 61, 101233.

附录 A 证明

A.1 对引理 1 的证明

引理 1: 在假设 1 和假设 2 之下, $\pi(r)$ 在 $[0, \bar{r}]$ 上二阶连续可导, 且满足 $\pi(0) < 0$, $\pi(\bar{r}) = 0$ 及 $\pi'(\bar{r}) < 0$ 。

证明: 由于 $\theta(\cdot)$ 二阶连续可导且 $f(\cdot)$ 一阶连续可导, 直接计算可得:

$$\pi'(r) = B \int_{\theta(r)}^1 pf(p)dp - \left(\begin{array}{c} \theta(r)(1+r)B + \\ (1-\theta(r))W - \\ (1+\rho_f)K - (1+\rho)D \end{array} \right) f(\theta(r))\theta'(r) \quad (\text{A1})$$

由 $\theta(r) = (1+\rho_f)W/(R - (1+r)B)$ 可知 $\theta(r)(1+r)B = \theta(r)R - (1+\rho_f)W$, 再令 $V(p) = pR + (1-p)W - (1+\rho_f)$, 则有:

$$\begin{aligned} & \theta(r)(1+r)B + (1-\theta(r))W - (1+\rho_f)K - (1+\rho)D \\ &= \theta(r)R + (1-\theta(r))W - (1+\rho_f)(W+K) - (1+\rho)D \\ &= \theta(r)R + (1-\theta(r))W - (1+\rho_f)(W+K+D) + \Delta_\rho D \\ &= V(\theta(r)) + \Delta_\rho D \end{aligned} \quad (\text{A2})$$

其中, $\Delta_\rho = \rho_f - \rho > 0$ 。故 $\pi'(r)$ 可以简写为:

$$\pi'(r) = B \int_{\theta(r)}^1 pf(p)dp - [V(\theta(r)) + \Delta_\rho D]f(\theta(r))\theta'(r) \quad (\text{A3})$$

进一步计算可知:

$$\begin{aligned} \pi''(r) &= -B\theta(r)f(\theta(r))\theta'(r) - (R-W)f(\theta(r))(\theta'(r))^2 \\ &\quad - [V(\theta(r)) + \Delta_\rho D] [f'(\theta(r))(\theta'(r))^2 + f(\theta(r))\theta''(r)] \end{aligned} \quad (\text{A4})$$

由此易见 $\pi'(\cdot), \pi''(\cdot)$ 连续。

为说明 $\pi(0) < 0$, 只需注意到 $r = 0$ 时, 对任何 $p \geq \theta(0)$ 都有:

$$\begin{aligned} pB + (1-p)W - (1+\rho_f)K - (1+\rho)D &< pB + (1-p)B - (1+\rho)(K+D) - \Delta_\rho K \\ &\leq B - (1+\rho)B - \Delta_\rho K < 0 \end{aligned} \quad (\text{A5})$$

而 $\pi(\bar{r}) = 0$ 是显然的。

最后, 注意到 $\theta(\bar{r}) = 1$, 故 $\pi'(\bar{r}) = -[V(1) + \Delta_\rho D]f(1)\theta'(\bar{r})$ 。假设 1 的第二部分等价于 $V(1) > 0$, 而已知 $\Delta_\rho D > 0$ 。

A.2 对引理 2 的证明

引理 2: 在假设 1 之下, 存在 $r^e \in (0, \bar{r})$ 使得 $\theta(r^e) = p^e$, 且 $\pi(r^e) > 0$ 。

证明: 由 $\theta'(r) > 0$ 及 $\theta(\bar{r}) = 1$ 知 $p^e < \bar{r}$, 故只需证明 $p^e > \theta(0)$ 。反设 $p^e \leq \theta(0)$ 。重复前一引理证明中的推导可知:

$$\begin{aligned}\theta(0)B + (1 - \theta(0))W - (1 + \rho_f)K - (1 + \rho)D &= V(\theta(0)) + \Delta_\rho D \\ &\geq V(p^e) + \Delta_\rho D > 0\end{aligned}\quad (\text{A6})$$

其中第一个不等式源于 $V(p)$ 关于 p 递增, 以及假设 $p^e \leq \theta(0)$ 。但前一引理的证明中已经说明对任何 $p > \theta(0)$, 均有:

$$\theta(0)B + (1 - \theta(0))W - (1 + \rho_f)K - (1 + \rho)D < 0 \quad (\text{A7})$$

矛盾。故 $p^e > \theta(0)$ 得证。

由

$$\begin{aligned}\theta(r^e)(1 + r^e)B + (1 - \theta(r^e))W - (1 + \rho_f)K - (1 + \rho)D &= V(\theta(r^e)) + \Delta_\rho D \\ &= V(p^e) + \Delta_\rho D > 0\end{aligned}\quad (\text{A8})$$

可知 $\pi(r^e) > 0$ 。

A.3 对引理 3 的证明

引理 3: 在假设 1 和假设 2 之下, 存在 $r^c \in (0, \bar{r})$ 使得对任意 $r \in [0, r^c]$ 有 $\pi'(r) > 0$, 对任意 $r \in [r^c, \bar{r}]$ 有 $\pi''(r) < 0$, 且 $r^c < r^e$ 。

证明: 由 $V(p)$ 及 $\theta(r)$ 分别单调递增可知 $V(\theta(r))$ 关于 r 单调递增。又由引理 1 的证明知 $V(\theta(0)) + \Delta_\rho D < 0 < V(\theta(\bar{r})) + \Delta_\rho D$, 故存在 $r^c \in (0, \bar{r})$ 使得 $V(\theta(r^c)) + \Delta_\rho D = 0$ 。再由 $V(\theta(r))$ 的单调可知, 对 $r \in [0, r^c]$ 有 $V(\theta(r)) + \Delta_\rho D \leq 0$, 故结合 $\pi'(r)$ 的表达式可知 $\pi'(r) > 0$ 。

当 $r \in [r^c, \bar{r}]$ 时, 有 $V(\theta(r)) + \Delta_\rho D \geq 0$, 再结合 $\pi''(r)$ 的表达式可知, 为证 $\pi''(r) < 0$, 只需说明 $f'(\theta(r))(\theta'(r))^2 + f(\theta(r))\theta''(r) > 0$ 。直接计算 $\theta'(r)$ 和 $\theta''(r)$ 并带入前述不等式, 可知该不等式等价于 $f'(\theta(r)) > -2f(\theta(r))/\theta(r)$, 而假设 2 直接保证该式成立。

最后, 由 $V(\theta(r^e)) + \Delta_\rho D = V(p^e) + \Delta_\rho D > 0$ 及 $V(\theta(r))$ 的单调性立即可知 $r^c < r^e$ 。

A.4 对引理 4 的证明

引理 4: 在假设 1 和假设 2 之下, 存在唯一的 $r^m \in (0, \bar{r})$ 使得 $\pi(r^m) = \max_{r \in [0, \bar{r}]} \pi(r) > 0$ 。

证明: 由前述引理可知, $\pi(r)$ 在 $[0, r^c]$ 上单调递增, 在 $[r^c, \bar{r}]$ 上严格凹。又由引理 1 知 $\pi'(\bar{r}) < 0$, 故 $\pi(r)$ 在 (r^c, \bar{r}) 内的唯一点 r^m 达到最大值, 且该点满足一阶条件:

$$\pi'(r^m) = B \int_{\theta(r)}^1 pf(p)dp - [V(\theta(r)) + \Delta_\rho D]f(\theta(r))\theta'(r) = 0 \quad (\text{A9})$$

显然有 $\pi(r^m) > 0$ 。

A.5 利润函数的凹性的判断

将 $\theta(r)$ 简记为 θ , 利润函数的二阶导数为:

$$\pi''(r) = -B\theta f(\theta)\theta' - (R - W)f(\theta)(\theta')^2 - [V(\theta) + \Delta_\rho D][f'(\theta)(\theta')^2 + f(\theta)\theta''] \quad (\text{A10})$$

利用 $\theta(r)/\theta'(r) = [R - (1+r)B]/B$ 及 $\theta''(r)/(\theta'(r))^2 = 2/\theta(r)$ ， $\pi''(r)$ 的表达式可以写为：

$$\frac{\pi''(r)}{f(\theta)(\theta')^2} = -(R - (1+r)B) - (R - W) - [V(\theta) + \Delta_\rho D](f'(\theta)/f(\theta) - 2/\theta) \quad (\text{A11})$$

其中 θ 表示 $\theta(r)$ 。为判断 π'' 的符号，只需要判断上式右端的符号。按照假设 2，上式右端第三项中 $f'(\theta)/f(\theta) - 2/\theta \geq 0$ ，而 $\Delta_\rho D > 0$ ，故 $V(\theta) < 0$ 的可能性是造成 $\pi'' > 0$ 的唯一原因。直观上看，保证 $\pi'' \leq 0$ 的一组充分条件是 $V(\theta)$ 的下界不能太小且 $f'(\theta)/f(\theta) - 2/\theta$ 的上界不能太大。下面的分析将得出这样一组合适的充分条件。

首先注意到

$$V(\theta) = \theta(R - W) + W - (1 + \rho_f) > \theta(R - W) + W - R = -(1 - \theta)(R - W) \quad (\text{A12})$$

故

$$\frac{\pi''(r)}{f(\theta)(\theta')^2} < -(R - (1+r)B) - (R - W) + (1 - \theta)(R - W)(f'(\theta)/f(\theta) + 2/\theta) \quad (\text{A13})$$

其次令 $\lambda = (1 + \rho_f)W/(R - W)$ ，由下式

$$0 < (1 + \rho_f)W = \theta(\bar{r})(R - (1 + \bar{r})B) = R - (1 + \bar{r})B < R - W \quad (\text{A14})$$

知 $0 < \lambda < 1$ ，且 $R - (1+r)B \geq R - (1 + \bar{r})B = \lambda(R - W)$ 。将该式代入上面关于 π'' 的不等式可得

$$\frac{\pi''(r)}{f(\theta)(\theta')^2} < -\lambda(R - W) - (R - W) + (1 - \theta)(R - W)(f'(\theta)/f(\theta) + 2/\theta) \quad (\text{A15})$$

由此可得 $\pi''(r) \leq 0$ 的一个充分条件为：

$$\varepsilon_f(\theta) = \frac{\theta f'(\theta)}{f(\theta)} \leq (1 + \lambda) \frac{\theta}{1 - \theta} - 2 \quad (\text{A16})$$

上式右端是 θ 的增函数，而 $\theta(r)$ 又是 r 的增函数，故成功概率密度函数的弹性只需对任意的 $p \in [\theta(0), 1]$ 满足 $\varepsilon_f(p) \leq (1 + \lambda)\theta(0)/(1 - \theta(0)) - 2$ ，即可保证 $\pi''(r) < 0$ 在整个定义域 $[0, \bar{r}]$ 上成立。

利用 $\theta(0) = (1 + \rho_f)W/(R - B)$ 及 $\lambda = (1 + \rho_f)W/(R - W)$ ，理论上本文可以进一步讨论前述 $\varepsilon_f(p)$ 的上界如何依赖于基本参数 ρ_f, R 和 W 的取值（注意 $B = 1 - W$ ）。然而本文的理论模型本质上是一个实证理论，目的在于解释现实中银行国有股权的作用，因此可以通过实际数据来粗略校准这些参数并计算该上界，从而对这一充分条件的限制强弱形成大概的定量认识。前文已经讨论过 ρ_f 的一个合理取值是 15%。对于变量 W ，注意到 $W/B = W/(1 - W)$ 有两种解释方法，其一是投资者投资中自有资金的平均比例（ B 为外部融资的份额），其二为不良贷款平均回收率（回收金额与贷款本金的比例）。由于本文模型更关心银行信贷而非一般投资者的资本结构，下面使用第二种解释来校准 W 。国内关于不良贷款回收率的研究比较零散，估计值从

30%到80%不等，而本文将其定为50%^①，对应的 $W = 1/3$ 。对于第三个参数 R ，并没有直接的数据来帮助校准。模型中 $R - 1$ 衡量的是投资项目获得成功时的回报率，且 $R - 1 > \rho_f$ 。而 ρ_f 的校准值15%已经算是比较高的资产收益率（远高于我国的金融资产收益率），故本文将 $R - 1$ 取为20%。虽然没有直接的证据，但直观上看，20%的全社会平均生存投资者资产收益率应该不是一个过于保守的估计值。

给定三个参数的校准值，可以算出 $\theta(0) = 0.72, \lambda = 0.44$ ，故 ε_f 的上界为 $3.7 - 2 = 1.7$ 。联系假设2给出的下界 $\varepsilon_f \geq -2$ ，可以认为1.7的上界并不是一个很强的要求。进一步，如果假设 f 满足Beta分布，则 $\varepsilon_f(p) = (a - 1) - (b - 1)p/(1 - p)$ ，对 $p \geq \theta(0) = 0.72$ ，有很多 $a, b \geq 0$ 的参数组合可以保证 $\varepsilon_f(p) \leq 1.7$ ；特别地，结合前文脚注中的条件 $b \leq 1$ （假设2），只需进一步要求 $a \leq 2.7 + 2.57(b - 1) = 0.13 + 2.57b$ 。

A.6 对引理6的证明

引理6：在假设1-2之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对任意的 $\alpha \in (0, 1)$ 及 $\rho \in (0, \rho_f)$ ，Nash议价问题(6)存在唯一的内点解 $r^* \in (r^0, r^m)$ 。

证明：当 $r < r^0$ 时 $\pi(r) < 0$ ，因此Nash议价对应的最优化问题仅当 $r \geq r^0$ 时才是良定义的。另一方面，当 $r > r^m$ 时， $\pi(r)$ 和 $L(r)$ 都关于 r 递减，因此最优解不可能大于 r^m 。故可以把最优化问题的定义域缩减到 $[r^0, r^m]$ 。

令

$$\Gamma(r) = \log([\pi(r)]^{1-\alpha}[L(r)]^\alpha) \quad (\text{A-17})$$

注意到 $(1 - \alpha)^{1-\alpha}$ 是目标函数的一个比例系数，故原最优化问题与 $\max_{r \in [r^0, r^m]} \Gamma(r)$ 等价。函数 $\Gamma(r)$ 的一阶导数可写为（下标表示导数）：

$$\Gamma_r = (1 - \alpha)G(r) - \alpha H(r) \quad (\text{A-18})$$

其中 $G(r) = \pi_r(r)/\pi(r)$ ， $H(r) = f(\theta(r))\theta_r/[1 - F(\theta(r))]$ 。优化问题有内点解， r^* 为内点解的必要条件是 $\Gamma_r(r^*) = (1 - \alpha)G(r^*) - \alpha H(r^*) = 0$ 。简单计算可得：

^① 国内关于不良贷款回收率（及对应的违约损失率，两者和为1）的经验研究主要依靠两类数据，第一是1999年陆续成立的四大资产管理公司（起初用于给工农中建四大行剥离不良资产）的商用数据，如东方资产的LossMetrics数据库，第二是各个银行自己掌握的非公开信贷数据。基于资管公司数据（一般都使用东方资产的LossMetrics数据库，为目前国内最大的该类数据库）的研究，如代太山等（2008）和王博等（2011），得到的平均回收率在30%左右（使用2007年之前的数据）。使用银行自身数据所得平均回收率结果不尽相同：于晨曦（2007）的结果为40%左右（工行，2001-2004年）；何自力（2006）的结果为45%（广东某银行，1991-2004年）；叶晓可、刘海龙（2006）的结果为61%（温州某银行，1986-2005年）；郑学、黄建忠、李叔诚（2010）得到的平均回报率为80%以上（中行，2001-2009年）；杨军等（2009）的结果为70%左右（建行，2002-2006年）。尽管上述研究所选用的回收率计算方法不尽相同，但还是可以明显看出资产管理公司不良资产回收率低于各银行自身。综合这些因素，本文将 W 定为50%。考虑到本文的研究期主要集中在2007年之后，而过去十年银行及资管公司不良资产处置能力有所提高，故该值应该是偏保守的估计。

$$G_r = \frac{\pi_{rr}\pi - \pi_r^2}{\pi^2}, H_r = \frac{[f'(\theta)\theta_r^2 + f(\theta)\theta_{rr}][1 - F(\theta)] + f(\theta)^2\theta_r^2}{[1 - F(\theta)]^2} \quad (\text{A19})$$

其中 $\theta(r)$ 简记为 θ 。由假设 $r^{cc} = 0$ 知 π_{rr} 在 $[r^0, r^m]$ 上恒为负，故 $G(r)$ 单调递减，且满足 $\lim_{r \rightarrow r^0+} G(r) = +\infty$ 及 $G(r^m) = 0$ 。而由引理 3 证明可知 $H(r)$ 在 $[r^0, r^m]$ 上单调递增且大于 0。故方程 $G(r) = H(r)$ 在 (r^0, r^m) 上有唯一内点解 r^* 。由 $G_r < 0 < H_r$ 知 $\Gamma_{rr} < 0$ ，故 r^* 确为最优化问题的解。

A.7 对定理 1 的证明

定理 1: 在假设 1-2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对基准模型有 $\partial r^*/\partial \alpha < 0$ ， $\partial r^*/\partial \rho > 0$ 。

证明: 均衡利率 r^* 是一阶条件 $\Gamma_r(r) = 0$ 的唯一解。由隐函数定理， $r_\alpha^* = -\Gamma_{r\alpha}/\Gamma_{rr}$ ， $r_\rho^* = -\Gamma_{r\rho}/\Gamma_{rr}$ 。 $\Gamma_{rr} < 0$ 在前一引理中已经说明。直接计算可知:

$$\Gamma_{r\rho} = (1 - \alpha) \frac{\pi_{r\rho}\pi - \pi_r\pi_\rho}{\pi^2}, \quad \Gamma_{r\alpha} = -\frac{\pi_r}{\pi} - \frac{f(\theta)\theta_r}{1 - F(\theta)} \quad (\text{A20})$$

注意到 $\pi_{r\rho} = Df(\theta)\theta_r > 0$ ， $\pi_\rho = -D(1 - F(\theta)) < 0$ 故 $\Gamma_{r\rho} > 0$ ；而 $\Gamma_{r\alpha} < 0$ 显然成立。

A.8 对引理 7 的证明

引理 7: 在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对任意的 $\alpha \in (0, 1)$ ， $\rho \in (0, \rho_f)$ 及给定的初始值 $\bar{\pi}(0) = \bar{L}(0) = 0$ ，离散时间动态 Nash 议价问题(9)存在唯一的稳态、内点解 $r_t^{**} = r^*$ ， $r^* \in (r^0, r^m)$ ， $\forall t \in \psi_M$ 。

证明: 先假设存在内点解 r_t^{**} 并分析其所应满足的性质，进而构造特定的 $\{\bar{\pi}(t), \bar{L}(t)\}$ 序列，并对所有 $t \in \psi_M$ 验证 $r_t^{**} = r^*$ 是 t 期议价问题的唯一解。

与引理 6 类似，议价问题(9)可以等价地写为:

$$\max_{r_t} (1 - \alpha) \log(\bar{\pi}(t) + \pi(r_t)\Delta t) + \alpha \log(\bar{L}(t) + L(r_t)\Delta t) \quad (\text{A21})$$

其内点解所应满足的一阶条件为:

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r_t)}{\bar{\pi}(t) + \pi(r_t)\Delta t} + \alpha \frac{L'(r_t)}{\bar{L}(t) + L(r_t)\Delta t} = 0 \quad (\text{A22})$$

与引理 6 中基准模型一阶条件 $(1 - \alpha)\pi'(r)/\pi(r) + \alpha L'(r)/L(r) = 0$ 对比，易见当

$$\frac{\bar{\pi}(t) + \pi(r_t)\Delta t}{\bar{L}(t) + L(r_t)\Delta t} = \frac{\pi(r)}{L(r)} \quad (\text{A23})$$

时，基准模型的解 r^* 也是 t 期议价模型的解。注意到 $\bar{\pi}(0) = \bar{L}(0) = 0$ ，对 $m = 1, \dots, M$ ，可以递推地构造 $\bar{\pi}^*(m\Delta t) = \bar{\pi}^*((m-1)\Delta t) + \pi(r^*)\Delta t = m\pi(r^*)\Delta t$ 和 $\bar{L}^*(m\Delta t) = \bar{L}^*((m-1)\Delta t) + L(r^*)\Delta t = mL(r^*)\Delta t$ 。当 $t = 0$ 时，易见一阶条件的唯一解为基准模型的解 $r_0^{**} = r^*$ 。给定 $t =$

$0, \dots, m\Delta t$ 时一阶条件的解为 $r_t^{**} = r^*$ ，则当 $t = (m + 1)\Delta t$ 时有 $\bar{\pi}(t) = \bar{\pi}^*(t)$ 及 $\bar{L}(t) = \bar{L}^*(t)$ 。此时一阶条件为如下形式：

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r_t)}{\bar{\pi}^*(t) + \pi(r_t)\Delta t} + \alpha \frac{L'(r_t)}{\bar{L}^*(t) + L(r_t)\Delta t} = 0 \quad (\text{A24})$$

引理 6 的证明表明 $\pi'(r)/\pi(r)$ 和 $L'(r)/L(r)$ 均为单调函数，故上述方程中的两项均为 r_t 的单调函数，因此若其有解，则为唯一解。而显然基准模型的解 r^* 满足该方程，故其为 t 期议价问题的唯一解。

A.9 对定理 3 的证明

定理 3：在假设 1 和假设 2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对拓展模型的连续时间极限有 $\partial r^{**}/\partial \rho > 0$ 。相应地， $\partial L(r^{**}(\rho))/\partial \rho < 0$ ， $\partial N(r^{**}(\rho))/\partial \rho < 0$ 。

证明：对一阶条件使用隐函数定理可以得到：

$$r_\rho^{**} = - \frac{\pi_{r\rho}(r, \rho)}{\pi_{rr}(r, \rho) + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \left(\frac{\bar{\pi}}{\bar{L}}\right) L_{rr}} \Bigg|_{r=r^*} \quad (\text{A25})$$

定理 1 的证明中已经说明 $\pi_{r\rho} > 0$ 而 $\pi_{rr}, L_{rr} < 0$ 故 $r_\rho^{**} > 0$ 。此外， $L(r^{**})$ 和 $N(r^{**})$ 关于货币政策冲击 ρ 的导数由 L 和 N 的单调性立得。

A.10 对定理 4 的证明

定理 4：考虑拓展模型的连续时间极限。在假设 1-2 之下并假设 $r^{cc} = 0$ 成立，则对股权冲击和股权差异两种情形均有 $\partial r^{**}/\partial \alpha < 0$ 。相应地， $\partial L(r^{**}(\alpha))/\partial \alpha > 0$ 且 $\partial N(r^{**}(\alpha))/\partial \alpha > 0$ 。

证明：首先考虑股权冲击情形。此时 $r^{**}(\alpha)$ 满足的一阶条件为：

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r^{**}(\alpha))}{\bar{\pi}} + \alpha \frac{L'(r^{**}(\alpha))}{\bar{L}} = 0 \quad (\text{A26})$$

且 t 时刻 α 的变动不影响 $\bar{\pi}$ 和 \bar{L} ，故对上式应用隐函数定理可得：

$$r_\alpha^{**} = - \frac{\frac{\pi_r(r)}{\bar{\pi}} - \frac{L_r(r)}{\bar{L}}}{\frac{(1-\alpha)\pi_{rr}(r)}{\bar{\pi}} + \frac{\alpha L_{rr}(r)}{\bar{L}}} \Bigg|_{r=r^*} \quad (\text{A27})$$

定理 1 的分析表明上式右端分子为正、分母为负，故 $r_\alpha^{**} < 0$ 。对应地有 L^{**}, N^{**} 关于 α 的单调性结论。

其次考虑股权结构差异情形。对固定的 $t > 0$ ，由引理 7 可知此时的 $\bar{\pi}(t) = \bar{\pi}^*(t) = t\pi(r^*)$ ，而 $\bar{L}(t) = \bar{L}^*(t) = tL(r^*)$ 。因此， $r^{**} = r^*$ 所满足的一阶条件可以写为：

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r^*)}{\pi(r^*)} + \alpha \frac{L'(r^*)}{L(r^*)} = 0 \quad (\text{A28})$$

该式与基准模型的一阶条件完全相同， r^* 同时影响两项的分子、分母。故此时 r_{α}^{**} 的性质与定理 1 的比较静态结论完全相同，而 $L_{\alpha}^{**}, N_{\alpha}^{**}$ 的性质也相同。

A.11 对引理 8 的证明

引理 8：拓展模型连续时间极限中银行贷款利率对货币政策冲击的一阶导可以写为：

$$\frac{\partial r^{**}}{\partial \rho} = \frac{D/B}{\theta + \frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta^2 + \frac{\int_{\theta}^1 pf(p)dp}{f(\theta)\theta} [\varepsilon_f(\theta) + 2]} \quad (\text{A29})$$

其中 $\theta = \theta(r^{**})$ 。故对国有股权冲击和国有股权差异两种情形， α 均只通过 $r^{**}(\alpha, \rho)$ 影响 r_{ρ}^{**} 。

证明：把 Nash 议价问题的一阶条件 $-\pi_r/L_r = \alpha\bar{\pi}/[(1-\alpha)\bar{L}]$ 代入 r_{ρ}^{**} 中可得：

$$r_{\rho}^{**} = -\frac{\pi_{r,\rho}}{\pi_{rr} - \frac{\pi_{rL_{rr}}}{L_r}} \quad (\text{A30})$$

将上式右端各项导数用其表达式代换并整理可知：

$$\begin{aligned} r_{\rho}^{**} &= \frac{D}{B\theta + (R-W)\theta_r + [V(\theta) + \Delta_{\rho}]\varphi + \left(\frac{B\int_{\theta}^1 pf(p)dp}{f(\theta)\theta_r} - [V(\theta) + \Delta_{\rho}]\right)\varphi} \\ &= \frac{D}{B\theta + (R-W)\theta_r + \frac{B\int_{\theta}^1 pf(p)dp}{f(\theta)\theta_r}\varphi} \end{aligned} \quad (\text{A31})$$

其中 $\varphi = f'(\theta)\theta_r/f(\theta) + 2\theta_r/\theta$ 。进一步化简上式，并注意到 $\theta_r = B\theta^2/[(1+\rho_f)W]$ ，可得：

$$\frac{\partial r^{**}}{\partial \rho} = \frac{D/B}{\theta + \frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta^2 + \frac{\int_{\theta}^1 pf(p)dp}{f(\theta)\theta} [f'(\theta)\theta/f(\theta) + 2]} \quad (\text{A32})$$

由 $\varepsilon_f(\theta) = f'(\theta)\theta/f(\theta)$ 知上式即为所证。

A.12 对定理 5 的证明

定理 5：在假设 1 之下考虑拓展模型的连续时间极限，并进一步假设成功概率 p 服从 $[0,1]$ 上的均匀分布，则对国有股权冲击和国有股权差异两种情形均有：

$$\frac{\partial^2 r^{**}}{\partial \alpha \partial \rho} > 0 \Leftrightarrow 2 \frac{R-W}{(1+\rho_f)W} > \frac{1}{\theta^3(r^*)} \quad (\text{A33})$$

证明：此时 $f(p) = 1$ ，故直接计算可知 r_{ρ}^{**} 的分母为：

$$\Phi(\theta) = \theta + \frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta^2 + \frac{1-\theta^2}{\theta} = \frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta^2 + \frac{1}{\theta} > 0 \quad (\text{A34})$$

由于 $\theta = \theta(r)$ 关于 r 严格递增，而 r^{**} 关于 α 严格递减，故 $\Phi(\theta(r^{**}))$ 关于 α 严格递减等价于：

$$\Phi'(\theta) = 2 \frac{R - W}{(1 + \rho_f)W} \theta - \frac{1}{\theta^2} > 0 \quad (\text{A35})$$

故结论成立。

附录 B 稳健性检验结果

表B.1 平均贷款利率估计结果 (GMM, 考虑经济危机特殊期间)

	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$ ΔMMR_t	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$ $\Delta MPPC_t$	$LR_{i,t}$
$LR_{i,t-1}$	0.728*** (21.48)	0.728*** (20.66)	0.730*** (20.89)	0.775*** (22.32)	0.777*** (20.44)	0.779*** (20.96)
$LR_{i,t-2}$	-0.060*** (-2.58)	-0.061** (-2.56)	-0.063*** (-2.68)	-0.088*** (-3.72)	-0.094*** (-3.85)	-0.095*** (-3.86)
ΔMP_t	0.312*** (5.67)	0.317*** (5.80)	0.233*** (3.10)	0.384*** (8.92)	0.406*** (9.13)	0.342*** (5.75)
$State_{i,t}$		0.013 (1.24)	0.013 (1.21)		0.019* (1.77)	0.018* (1.86)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			0.003* (1.76)			0.002* (1.70)
$Crisis_t$	-2.396*** (-12.25)	-2.479*** (-12.23)	-2.443*** (-12.46)	-2.165*** (-11.66)	-2.229*** (-10.86)	-2.196*** (-11.08)
$GDP_{p,t}$	0.159*** (3.36)	0.144** (2.57)	0.140** (2.45)	0.139*** (3.17)	0.110** (2.15)	0.108** (2.06)
$Equr_{i,t}$	0.010*** (3.12)	0.011*** (3.27)	0.011*** (3.35)	0.010*** (3.21)	0.011*** (3.35)	0.011*** (3.32)
$CAR_{i,t}$	0.171** (2.53)	0.143** (1.97)	0.145* (1.94)	0.142** (2.31)	0.097 (1.43)	0.099 (1.50)
$Liq_{i,t}$	0.024*** (3.70)	0.024*** (3.67)	0.024*** (3.56)	0.026*** (4.20)	0.026*** (4.08)	0.026*** (3.98)
$\log(size_{i,t})$	-0.132 (-1.10)	-0.252* (-1.81)	-0.251* (-1.86)	-0.189 (-1.62)	-0.366*** (-2.69)	-0.361*** (-2.71)
$ROA_{i,t}$	2.330*** (8.35)	2.233*** (8.02)	2.208*** (7.49)	2.126*** (7.43)	2.012*** (7.12)	1.989*** (6.91)
$Lev_{i,t}$	-0.447*** (-5.29)	-0.419*** (-4.70)	-0.417*** (-4.55)	-0.399*** (-4.74)	-0.351*** (-4.07)	-0.347*** (-3.97)
常数项	0.937 (0.44)	2.412 (0.97)	2.436 (1.03)	1.614 (0.77)	3.810 (1.58)	3.760 (1.62)
AR(1)检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)检验p值	0.392	0.722	0.722	0.170	0.432	0.406
Sargan检验p值	0.338	0.355	0.338	0.432	0.312	0.345
工具变量数	326	327	328	326	327	328
银行数	398	388	388	398	388	388
观测数	2156	2083	2083	2156	2083	2083

表B.2 贷款增速估计结果 (GMM, 考虑经济危机特殊期间)

	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$ ΔMMR_t	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$ $\Delta MPPC_t$	$LG_{i,t}$
$LG_{i,t-1}$	0.266*** (6.84)	0.269*** (7.87)	0.276*** (8.03)	0.275*** (7.00)	0.281*** (8.13)	0.290*** (8.49)
$LG_{i,t-2}$	0.126*** (5.50)	0.117*** (5.28)	0.120*** (5.63)	0.125*** (5.47)	0.116*** (5.30)	0.117*** (5.63)
ΔMP_t	-2.035*** (-5.70)	-1.948*** (-5.45)	-0.784 (-1.56)	-1.990*** (-6.14)	-1.943*** (-5.91)	-0.917* (-1.91)
$State_{i,t}$		0.189***	0.187***		0.167***	0.173***

		(3.90)	(3.85)		(3.44)	(3.49)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			-0.047***			-0.039***
			(-3.27)			(-2.87)
$Crisis_t$	2.694**	1.878*	1.567	2.389**	1.690	1.337
	(2.36)	(1.66)	(1.37)	(2.16)	(1.63)	(1.24)
$GDP_{p,t}$	0.713***	0.666***	0.671***	0.719***	0.678***	0.670***
	(3.26)	(3.13)	(3.25)	(3.40)	(3.40)	(3.41)
$Equr_{i,t}$	0.034*	0.021	0.023	0.030	0.016	0.017
	(1.78)	(1.01)	(1.16)	(1.50)	(0.76)	(0.84)
$CAR_{i,t}$	0.670*	0.751**	0.741*	0.849*	0.964**	0.963**
	(1.66)	(2.02)	(1.95)	(1.95)	(2.43)	(2.49)
$Liq_{i,t}$	0.138***	0.159***	0.164***	0.116**	0.137***	0.139***
	(2.63)	(3.21)	(3.23)	(2.29)	(2.69)	(2.66)
$\log(size_{i,t})$	1.134**	0.056	0.087	1.269**	0.353	0.323
	(2.05)	(0.09)	(0.15)	(2.35)	(0.56)	(0.51)
$ROA_{i,t}$	1.918	0.835	0.849	2.260*	1.166	1.137
	(1.56)	(0.65)	(0.65)	(1.82)	(0.95)	(0.90)
$Lev_{i,t}$	-1.068**	-0.951**	-0.996**	-1.116**	-1.034***	-1.085***
	(-2.39)	(-2.34)	(-2.42)	(-2.41)	(-2.59)	(-2.73)
常数项	-19.112*	-12.586	-12.914	-21.631**	-16.763*	-16.381
	(-1.94)	(-1.28)	(-1.32)	(-2.22)	(-1.65)	(-1.63)
AR(1)检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)检验p值	0.773	0.750	0.939	0.541	0.562	0.652
Sargan检验p值	0.342	0.459	0.445	0.312	0.455	0.413
工具变量数	326	327	328	326	327	328
银行数	416	406	406	416	406	406
观测数	2210	2132	2132	2210	2132	2132

表B.3 银行风险Z值估计结果 (GMM, 考虑经济危机特殊期间)

	$\log(Z_{i,t})$	$\log(Z_{i,t})$ ΔMMR_t	$\log(Z_{i,t})$	$\log(Z_{i,t})$	$\log(Z_{i,t})$ $\Delta MP_{PC,t}$	$\log(Z_{i,t})$
$\log(Z_{i,t-1})$	0.461***	0.453***	0.457***	0.459***	0.451***	0.458***
	(15.82)	(15.03)	(14.97)	(15.57)	(14.93)	(14.94)
$\log(Z_{i,t-2})$	-0.253***	-0.257***	-0.256***	-0.255***	-0.259***	-0.257***
	(-9.73)	(-9.85)	(-9.87)	(-10.05)	(-10.03)	(-9.90)
ΔMP_t	0.041**	0.041**	0.092***	0.035**	0.033**	0.074***
	(1.97)	(2.04)	(3.11)	(2.11)	(2.08)	(2.91)
$State_{i,t}$		-0.008**	-0.008**		-0.008**	-0.008**
		(-2.54)	(-2.56)		(-2.51)	(-2.44)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			-0.002**			-0.001**
			(-2.46)			(-2.21)
$Crisis_t$	-0.128	-0.091	-0.100	-0.135	-0.100	-0.106
	(-1.46)	(-1.14)	(-1.23)	(-1.55)	(-1.24)	(-1.28)
$GDP_{p,t}$	-0.027*	-0.027*	-0.026*	-0.024*	-0.025*	-0.024
	(-1.78)	(-1.81)	(-1.67)	(-1.67)	(-1.69)	(-1.59)
$Equr_{i,t}$	-0.000	-0.000	-0.000	0.000	-0.000	-0.000
	(-0.04)	(-0.24)	(-0.22)	(0.04)	(-0.17)	(-0.24)
$CAR_{i,t}$	-0.038*	-0.021	-0.018	-0.041*	-0.023	-0.020
	(-1.68)	(-0.94)	(-0.80)	(-1.85)	(-1.03)	(-0.88)
$Liq_{i,t}$	0.006**	0.006**	0.006**	0.006**	0.006**	0.006**

	(2.11)	(2.21)	(2.16)	(2.21)	(2.31)	(2.29)
$\log(size_{i,t})$	0.267***	0.316***	0.309***	0.269***	0.313***	0.308***
	(7.55)	(7.80)	(7.57)	(7.57)	(7.80)	(7.63)
$ROA_{i,t}$	0.124	0.175*	0.179*	0.113	0.159*	0.159*
	(1.27)	(1.83)	(1.83)	(1.17)	(1.66)	(1.65)
$Lev_{i,t}$	0.073***	0.049	0.046	0.075***	0.050	0.046
	(2.69)	(1.60)	(1.48)	(2.76)	(1.60)	(1.53)
常数项	0.209	-0.226	-0.189	0.209	-0.171	-0.179
	(0.39)	(-0.38)	(-0.32)	(0.39)	(-0.29)	(-0.30)
AR(1)检验p值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)检验p值	0.262	0.332	0.302	0.251	0.319	0.306
Hansen检验p值	0.135	0.202	0.189	0.154	0.209	0.196
工具变量数	284	285	286	284	285	286
银行数	374	369	369	374	369	369
观测数	1906	1860	1860	1906	1860	1860

英文标题及摘要

Bank State Ownership and the Bank Lending Channel of Monetary Policy Transmission Mechanism

Abstract: Recent empirical studies have shown that banks with a high proportion of state ownership are more inclined to expand credit during recessions, forming a unique credit countercyclicality. Based on a classic asymmetric information bank credit model, this paper introduces the Nash bargaining formulation to analyze how different credit preferences between state and private shareholders affect the bank's credit policy. Theoretical results show that stimulative monetary policies have heterogeneous effects on banks with different ownership structures: given the same expansionary policy stimulus, banks with a high proportion of state ownership will have more loan interest rate declines, faster credit growth, but the impact on risk is undetermined. Based on the panel data of more than 500 Chinese commercial banks from 2007 to 2018, the empirical results support the theoretical predictions in a robust manner, and demonstrate that state ownership can mitigate the risk-taking incentive induced by monetary policy shock. The research in this article provides a theoretical explanation for the countercyclical phenomenon of bank credit with a high proportion of state ownership, deepens the understanding of the economic consequences of bank state ownership, and contributes to a more comprehensive understanding of the impact of bank ownership structure upon the bank lending channel and risk-taking channel of monetary policy transmission.

Keywords: Monetary policy; Bank ownership structure; Bank lending channel; Bank risk-taking channel

JEL codes: E52; G21; G38