国有股权与货币政策的银行信贷渠道

——理论与来自中国的证据*

刘　岩[†]　　　孙昊天[‡]

武汉大学　　　银华基金

2018 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、金融政策对不同股权结构的银行具有异质性影响：给定同样的政策刺激力度，国有股权占比高的银行其贷款利率下降更多、信贷增长更快且贷款平均风险更高。基于中国 391 家商业银行 2005–2016 年的面板数据，实证结果基本支持理论结果。本文从而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机制解释。

关键词：反周期货币政策；银行股权结构；银行信贷行为异质性

JEL 代码：E52, G21, G38

---

* 本文作者感谢潘敏、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；感谢魏海瑞、王奇、张泽华、邱秀芳、刘乐易、程子帅、王源、丁雅洁、彭枨烨、赵魏一、黄敏仪、李敏嘉、刘昌月、王易、吴楚莹、周婧婕对数据搜集、整理的帮助；感谢国家自然科学基金（71503191、71661137003）的资金支持。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，助理教授，联系邮箱：yanliu.ems@whu.edu.cn。

‡ 主要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。

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（为简略，兼指金融中介信贷）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) 为代表的标准金融加速器理论。次贷危机的经验进一步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。

一系列新近的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。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，而不良贷款率没有明显的改变；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。潘敏、张依茹 (2012, 2013) 与储著贞等 (2012) 基于中国商业银行面板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做更深入的理论探索。本文的第一个目标着眼于填补这一理论空缺。作者认为，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金融加速器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

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。下文会进一步阐述选取该模型的原因。

总量和平均不良贷款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，以及平均不良贷款率的上升。更重要的，国有股权比例的提高会加大政策刺激对银行信贷的边际作用；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。这为前述实证规律给出了一个直观的理论机制解释。

为了进一步验证本文的理论模型，利用成熟的面板固定效应方法，本文在实证部分检验了主要的理论预测，特别是银行信贷行为变量关于国有持股比例与货币（金融）政策变量交叉项系数的正负。除国有股权对银行不良贷款率的影响不明外，实证结果均支持理论模型预测，从而进一步支持了股权结构及银行信贷反周期相关性源于股权结构与反周期政策交互作用的理论观点。特别的，考虑到本文选取的控制变量可能存在的内生性问题，及银行信贷行为可能存在的路径依赖现象，本文同时采用标准的系统 GMM 估计方法进行稳健性检验，结论基本一致。

本文对于已有文献的主要贡献在于以下几个方面：

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。据我们所知，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，也是本文最主要的贡献。但是，由于模型设定的局限，本文无法对反周期货币政策调控下，平均不良贷款率的变化在不同股权结构的银行间是否存在异质性给出明确的理论预测。此外，本文在修正的 DMW 模型的基础上对银行利润函数的解析性质进行了系统的证明，对其函数形状做出了清晰的描述，进一步丰富了 DMW 模型的理论意义。

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 2005–2016 年间中国 391 家商业银行的年度面板数据进行实证检验。数据库涵盖的相关银行财务及股权数据均来源于作者及数据库项目组成员对相关原始文档信息的手工抄录。在本文之前，由于银监会实施分地域银行监管方式，除全国性商业银行之外，地方商业银行数据由地方银监局负责收集、整理，银监系统缺乏一个统一、全面的商业银行数据库。目前国内学术、商业研究主要依赖于 Banksope 数据库及容易获取的银行年报，仅覆盖了 100 家左右的商业银行，导致相关文献研究存在明显的数据局限。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，连续变量更好的衡量了国有股权对银行信贷行为的边际效果，更重要的是本文所采用的连续变量充分考虑了中国银行业在改制中的现实情况：即银行改制后引入大量民间资本注入，国有股权占比大幅下滑，但第一大股东仍为国有。这一情形并非个例，而是中国银行业在改制过程中所普遍经历的问题，第一大股东的更替往往相对缓慢，而私人资本对于银行经营的影响却早已显现。本文就在很大程度上克服了文献在相关问题上的局限，构成本文对于目前相关实证文献的重要贡献。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，更加清晰的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。第二章叙述本文与相关文献的联系，进一步指明本文的贡献。第三章对本文所讨论的问题进行理论分析，包括模型的基本设定及对基准模型相关性质的讨论，并在此基础上推导国有股权、货币政策对银行信贷的一阶影响。进一步，本文对基准模型做简单的动态拓展，从而获得对股权结构、货币政策交互作用的定性结果。第四章讨论了数据来源及变量选择，特别是对国有股权数据，并对理论模型进行实证检验。第五章总结全文。文末附录包括较进一步的辅助性理论分析和详细的数据说明。

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机制的银行信贷渠道，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，次贷危机催生

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) 开创性的使用了跨国银行数据，克服了早前研究的数据局限，得到的实证结果支持其总结归纳出的政府持股“政治”观点。[①]国内也已形成了一个比较系统的关于银行股权结构的实证研究文献，有代表性的初期文献包括李维安、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）。当时，大多数英文文献将关注的焦点主要放在国有股权对银行绩效的影响及相关的银行私有化问题。对较早文献的总结见 Megginson (2005)。该批文献的一个主要结论是国有银行经营效率更低，而可能的重要原因是信贷投放流向低效率项目(Iannotta et al., 2007, Cole, 2009) 从而降低银行收入。不过近来也有研究指出国有和私人银行的相对效率与一国经济发展水平密切相关(Altunbas et al., 2001, Micco et al., 2007)，且制度环境因素而非单纯政治动机对国有银行的存在更具解释力(Andrianova et al., 2008)。

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。除去前面已经提到的 Bertay et al. (2015) 以及 Coleman & Feler (2015)，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。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

---

① La Porta et al. (2002) 总结的另一观点为政府银行持股的“发展”观点。“政治”观点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”观点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。重要的后续实证研究包括 Sapienza (2004) 与 Dinç (2005)，大多支持“政治”观点。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)。

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。

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，最早论证这一点的经典文献为 Leland & Pyle (1977)；与此同时，不对称信息的设定还为讨论银行信贷风险提供了天然的平台，参见 Dell'Ariccia & Marquez (2006) 对银行信贷标准的理论分析。其次，在政府持股影响方面，本文借鉴了 Boycko et al. (1996) 及 Willner (2001) 研究一般企业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。把 Nash 议价方法植入不对称信息银行信贷模型是本文的一个创新；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。

三、 理论模型

1. 基准模型

1.1. 基本设定

考虑一个单期的信贷市场模型，包括两类经济主体：无穷（连续）多个企业，由[0,1]区间表示，以及一个银行；两类主体均为风险中性。每个企业都可以投资一

个项目进行生产。每个项目在期初均需 1 单位不可分初始投资；期末项目成功后的收益为$R>1$，失败后收益为 0。不同企业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 $f(p)$；各个企业投资项目成功与否是互相独立的。每个企业拥有相同的初始可抵押资产$W<1$，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，企业需要向银行借款 $B=1-W$ 。企业受有限责任保护。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和私人股东资本$(1-\alpha)K$；$\alpha\in[0,1]$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 是各个企业的私人信息。银行无法知晓特定企业的成功概率，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众多企业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。与此不同，本文假设银行在存款市场中是价格接受者，支付利率$\rho\geq 0$。③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以及由资金供给约束（如货币供给）带来的溢价成本。

尽管本文的模型不直接考虑央行货币等金融政策制定问题，但默认央行控制ρ的变动，且ρ对银行来说是一个外生变量。④

---

① 我们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）。我们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-私人股东议价问题是考虑了多家企业寡头竞争的情形，但由于每个企业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，我们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 在关注信贷市场问题的理论文献中，这是一个常用的简化假设。一般而言，信贷市场中的信息摩擦被认为是银行市场权力的重要来源，特别是相对于存款市场。就中国的实际情况看，尚未完全放开的居民存款利率管制，以及市场竞争较为充分的银行间市场，都在很大程度上限制了银行在存款方的市场权力。

④ 现实中银行实际资金成本的一部分源于银行内生的资本及流动性管理策略。本文的理论模型不考虑银行的资本和流动性管理问题，因此ρ中包括的资金约束成本均视为外生。但在实证分析中，我们控制了银行的资本及流动比率，以捕捉实际经营中银行面对的内生资金成本。

特别的，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 $\rho_f > \rho$。[①]投资项目的效率（福利）性质将通过 ρ_f 来衡量。同时，各个企业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。为明确起见，本文模型不考虑通货膨胀，所有利率都是实际利率。

1.2. 企业的贷款决策

由于失败时企业投资项目的收益为 0，其可用来偿还贷款的资金只有抵押资产 W。如果企业的可抵押初始资产 W 高于贷款偿付总额 $(1+r)B$，那么企业总是可以全额赔付银行贷款，而银行贷款业务也变得没有风险。这样的情形可能出现，但作者认为与现实相差较大。更有研究价值的情形是 $W \le B$，即无论贷款利率如何，企业项目失败时都无法足额偿付贷款而只能宣告违约。接下来的分析将只考虑这个情形。

有限责任制下，企业违约时的收益为 0，故企业进行投资的期末回报为 $\eta = R-(1+r)B$ 或 0。对给定的 r，只有在项目期望收益大于等于初始资产获得平均资本回报时，即 $p[R-(1+r)B] \ge (1+\rho_f)W$，企业才会选择投资并从银行申请获得贷款。此时可解得企业选择其投资项目所必须的最小成功概率为：

$$\theta(r) = \frac{(1+\rho_f)W}{R-(1+r)B} \tag{0-1}$$

换言之，当且仅当 $p \ge \theta(r)$，企业 p 需要从银行获得贷款。为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 $0 \le r < \bar{r}$ 即可，其中 $\bar{r} = (R-(1+\rho_f)W)/B-1$。[②]

银行无法区分企业的成功概率 p，但可以通过选择 r 来改变 $\theta(r)$，从而影响企业的投资决策。暗含的假设即忽略银行的审贷行为，企业在相应利率约束下理性选择向银行申请贷款，即给定 $r \in (0,\bar{r})$，银行的贷款（信贷）总额为：

---

① 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。

② 因为$\theta(r)$关于 r 严格递增，且$\theta(0) = (1+\rho_f)W/(R-B) > 0$，故只需由$\theta(\bar{r}) = 1$解出 r 的上限$\bar{r}$即可。同时为使$\bar{r} > 0$，相关参数只需满足$\rho_f < (R-1)/W$。在对模型性质讨论中，假设 1 确保这一不等式得到满足。

$$L(r)=\int_{\theta(r)}^{1}B\mathrm{d}F(p)=B\left[1-F\left(\theta(r)\right)\right] \tag{0-2}$$

相应的平均贷款违约率（不良贷款率）为：

$$N(r)=\frac{\int_{\theta(r)}^{1}(1-p)B\mathrm{d}F(p)}{B\left(1-F\left(\theta(r)\right)\right)}=1-\frac{\int_{\theta(r)}^{1}p\mathrm{d}F(p)}{1-F\left(\theta(r)\right)} \tag{0-3}$$

1.3. 银行利润函数

给定贷款利率 r，银行贷款给成功概率为 p 的企业获得的期望收益为 $p(1+r)B+(1-p)W$，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

$$p(1+r)B+(1-p)W-(1+\rho)D-\left(1+\rho_f\right)K \tag{0-4}$$

从而得到给企业 p 放贷的超额资本收益。对有贷款需求的企业 p 进行积分，则可得出银行的（超额）利润函数：

$$\pi(r)=\int_{\theta(r)}^{1}\left[p(1+r)B+(1-p)W-(1+\rho)D-\left(1+\rho_f\right)K\right]\mathrm{d}F(p) \tag{0-5}$$

由于各个企业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。[①]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。

1.4. Nash 议价与银行信贷决策

这一小节将脱离传统的信贷市场模型，转而分析国有和私人两类股东偏好差别条件下，银行信贷决策的制定和信贷市场均衡的性质。受 Boycko, Shleifer & Vishny (1996) 和 Willner (2001) 的启发，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。

① 现实中银行资本回报率高于平均资本回报率的一个重要原因是银行业进入管制，而这一特点在中国同样存在，且很有可能高于世界平均水平。

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的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，企业面临的融资约束会加强外部融资与企业资本投资及劳动力需求的互补程度（例如 Jermann & Quadrini, 2012）。当经济中大量企业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。[①]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（贷款利率r）的影响，是以 Nash 议价的形式完成。按照 Nash (1950) 的经典论文，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：

$$\max_r \left[(1-\alpha)\pi(r)\right]^{1-\alpha}\left[L(r)\right]^{\alpha} \qquad \text{(BP1)} \quad \text{(0-6)}$$

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；而银行的政治关联（高管政府任职背景）也有可能对银行经营产生影响。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，特将这个模型记为(BP1)，以和下面讨论的扩展模型相区别。此处把议价问题的解记为r^*，代表了信贷市场均衡贷款率，同时r^*也决定了均衡时的信贷总量及不良贷款率。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. 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

---

① 国家对信贷总量偏好的来源当然不止这一种仁慈政府（benevolent government）类型的解释。这一偏好也有可能源自官员对信贷投放带来的特权（perks）或者寻租收益的追求。但就本文的目的而言，我们只需要假设国家有这一偏好即可，而不用具体确定其来源。

别是其关于α和ρ的一阶比较静态性质，并推导信贷总量及不良贷款率在均衡状态下的比较静态性质。为了进一步明确国有持股比例对货币政策银行信贷渠道的影响，例如混合二阶导$\partial^2 r^* / \partial\alpha\partial\rho$的符号，下一节将对基准模型进行适当推广，并最终在理论上说明国有持股比例的提高会增强货币政策的银行信贷渠道。

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：$W \le B$**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**$\varepsilon_f(p) = pf'(p)/f(p)$**满足**$\varepsilon_f(p) \ge -2$**。**[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，假设中令企业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企业所投项目成功后产生的回报率，即排除了银行贷款无利润的可能。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。

2.1. 利润函数的性质

为了描绘利润函数的形状，本文首先对其连续性、可导性，以及边界点的性质进行证明。

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：见附录 A.1

根据引理 1 中证明，可知：

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$b \le 1$时即有$f'(x) \ge -f(x)/x$。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$d \ge -1$等。$b \le 1$的含义是密度函数递增，即大多数项目都是可以成功的。

$$\pi'(r)=B\int_{\theta(r)}^{1}pf(p)\mathrm{d}p-\left[V(\theta(r))+\Delta_{\rho}D\right]f(\theta(r))\theta'(r) \tag{0-7}$$

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，该企业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。接下来本文将会阐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：

$$\frac{B\int_{\theta(r)}^{1}pf(p)\mathrm{d}p}{f(\theta(r))\theta'(r)}=V(\theta(r))+\Delta_{\rho}D \tag{0-8}$$

由于上式左端大于 0，一阶条件要求$V\left(\theta\left(r^m\right)\right)+\Delta_\rho D>0$。但由于$\rho_f>\rho$导致$\Delta_\rho D>0$，因此，利润最大化时的$V\left(\theta\left(r^m\right)\right)$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$r^0\in\left(0,\bar{r}\right)$使得 $\pi\left(r^0\right)=0$，且$r^0<r^m,r^e$。

证明：由$\pi\left(0\right)<0<\pi\left(r^m\right)$及 $\pi\left(r\right)$在$[0,r^m]$上的单调性可知，存在唯一的$r^0\in\left(0,r^m\right)$使得$\pi\left(r^0\right)=0$。又由$\pi\left(r^e\right)>0$，可知$r^0<r^e$。

根据引理 5，$\pi\left(r^0\right)=0$可以推知$V\left(\theta\left(r^0\right)\right)+\Delta_\rho D<0$，因此$r^0<r^c$。引理 3 表明$\pi''\left(r^c\right)<0$，故由$\pi''\left(\cdot\right)$的连续性可知，存在$r^{cc}\in[0,r^c)$使得对任意 $r>r^{cc}$有$\pi''\left(r\right)<0$。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$\pi''\left(r^0\right)$的正负。但深入的分析显示，只需要密度函数的弹性$\varepsilon_f\left(p\right)$小于等于一个上限，即可以保证$r^{cc}=0$，即$\pi''\left(r\right)<0$对所有的$r\in[0,\bar{r}]$ 成立。[①]在下一小节的分析中，为简明起见，下文将直接假设$r^{cc}=0$成立。

2.2. 市场均衡

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(BP1)的解决定。本节将首先说明 Nash 议价问题内点解存在的唯一性，随后推导r^*的一阶比较静态性质，并在此基础上分析均衡信贷总量$L\left(r^*\right)$和不良贷款率$N\left(r^*\right)$的一阶比较静态性质。

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$\alpha\in\left(0,1\right)$及$\rho\in\left(0,\rho_f\right)$，Nash 议价问题(BP1)存在唯一的内点解$r^*\in\left(r^0,r^m\right)$。

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$\partial L^*/\partial\alpha>0$，$\partial L^*/\partial\rho<0$，$\partial N^*/\partial\alpha>0$，$\partial N^*/\partial\rho<0$。

① 这个上限取决于模型的基本参数，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。

证明：这些结果是前一定理以及$L\left(r\right)$与$N\left(r\right)$关于r单调性的直接结论。

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。

3. 基准模型的拓展

3.1. 动态设定和稳态均衡

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，拓展模型可以让我们更清楚界定货币政策和股权结构对信贷市场均衡的动态影响。同时，拓展模型还可以让我们更容易的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。

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$[0,\Delta t],[\Delta t,2\Delta t],\ldots,[(M-1)\Delta t,M\Delta t]$，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$\Delta t\to 0$。在前一单位时段$[0,1]$的每一时期内，都有总数为$\Delta t$的企业寻求银行贷款以进行投资，且这些企业投资项目的成功概率均满足截面分布$F\left(p\right)$。每个投资项目仍然持续一单位时间，故企业在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$L\left(r_t\right)\Delta t$，新增贷款对应的不良贷款率仍然为$N\left(r_t\right)$，而新增利润为$\pi\left(r_t\right)\Delta t$（尽管这些利润要在$1+t$时刻才能实现）。在多期情形下，银行的利润总额和贷款总额都在动态变化，而这些都将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^*。截止时刻t，银行已经确定的利润总额记为$\bar{\pi}\left(t\right)$，而已经发放的贷款总额记为$\bar{L}\left(t\right)$。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$\bar{\pi}\left(t\right)+\pi\left(r_t\right)\Delta t$和$\bar{L}\left(t\right)+L\left(r_t\right)\Delta t$。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：

$$\max_{r_t}\left[(1-\alpha)(\bar{\pi}\left(t\right)+\pi\left(r_t\right)\Delta t)\right]^{1-\alpha}\left[\bar{L}\left(t\right)+L\left(r_t\right)\Delta t\right]^{\alpha}\qquad\text{(BP2)}\quad\text{(0-9)}$$

① 我们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 的企业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。

拓展模型议价问题(BP2)与基准模型议价问题(BP1)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和国有股东偏好。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。这一议价问题形式上的改变，将使我们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 BP2 是对所有 M 个时间点$t \in \psi_M = \{0, \Delta t, \ldots, (m-1)\Delta t\}$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(BP2)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。

3.2. 拓展模型的一阶动态性质

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。但通过引入时间因素，动态议价问题(BP2)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，我们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，我们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，相应的分析ρ的变动如何改变信贷市场均衡。为此，我们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：

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

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$\rho_t$的依赖会让结果不必要的复杂。为进一步简化，先对$\Delta t\to 0$取极限（即$M\to\infty$），并去掉时间指标 t，故有：

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

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个性质。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$\partial r^{**}/\partial\rho>0$。相应的$\partial L\left(r^{**}(\rho)\right)/\partial\rho<0$，$\partial N\left(r^{**}(\rho)\right)/\partial\rho<0$。

证明：见附录 A.9。

这里值得强调的一点是，上述结论中$L^{**}(\rho)=L\left(r^{**}(\rho)\right)$与$N^{**}(\rho)=N\left(r^{**}(\rho)\right)$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不良贷款率。这与定理 2 中L^*,N^*作为贷款水平值及对应的不良贷款率是略有不同的。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$\partial r^{**}/\partial\alpha<0$。相应的，$\partial L\left(r^{**}(\rho)\right)/\partial\alpha>0$且$\partial N\left(r^{**}(\rho)\right)/\partial\alpha>0$。

证明：见附录 A.10。

3.3. 股权结构和货币政策的交互影响

本节进一步把 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：

$$\frac{\partial r^{**}}{\partial \rho}=\frac{D/B}{\theta+\frac{R-W}{\left(1+\rho_f\right)W}\theta^2+\frac{\int_{\theta}^{1}pf\left(p\right)\mathrm{d}p}{f\left(\theta\right)\theta}\left[\varepsilon_f\left(\theta\right)+2\right]} \tag{0-12}$$

其中 $\theta=\theta\left(r^{**}\right)$。故对国有股权冲击和国有股权差异两种情形，$\alpha$ 均只通过 $r^{**}\left(\alpha,\rho\right)$ 影响 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企业的成功概率下限 $\theta(r^{**})$，并最终改变 r_{ρ}^{**} 的大小。若 α 增大，则 r^{**} 降低；由 $\theta(r)$ 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，可以很容易说明当 $f(p)$ 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：

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

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：

---

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。

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

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 $1/(\sqrt{2}-1+\sqrt{2}\rho_f)$ 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，我们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）及不良贷款率（新增贷款不良率）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：

$$L_{\alpha\rho}^* = L_{rr} r_\alpha^* r_\rho^* + L_r r_{\alpha\rho}^* = B[f'(\theta)\theta_r^2 + f(\theta)\theta_{rr}](-r_\alpha^* r_\rho^*) - Bf(\theta)\theta_r r_{\alpha\rho}^* \tag{0-15}$$

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：

$$L_{\alpha\rho}^* = Bf(\theta)\theta_r \left[\frac{B}{(1+\rho_f)W}(\varepsilon_f(\theta)+2)\theta(-r_\alpha^* r_\rho^*) - r_{\alpha\rho}^*\right] \tag{0-16}$$

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

① 根据上文脚注中提到，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$\mathrm{W}=1/3$时，R-1 小于 20%即可。

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，我们预期国有股权、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不良贷款率（新增不良率）的影响也可以通过下式来反应：

$$N_{\alpha\rho}^* = N_{rr} r_\alpha^* r_\rho^* + N_r r_{\alpha\rho}^* \tag{0-17}$$

但与L^*的情形不同，我们只知道$N_r < 0$，但不清楚N_{rr}的性质，原因在于不良率$N(r)$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对不良贷款率的交互作用。

理论预测如表 3.1 所示。

表 3.1　理论预测

	MP	$State$	$State \times MP$
$r_{i,t}$	+	−	+
$Loanr_{i,t}$	−	+	$-^*$
$NPL_{i,t}$	−	+	+/−

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

在实证分析中，本文把上述模型中的三个内生变量——银行平均贷款利率、贷款总额增速及不良贷款率——依次记为LR，LG和NPL；再把两个外生变量——货币政策指标和国有股权占比——依次记为MP和$State$。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，依据上一章节末尾的讨论，我们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，而对不良贷款率的交互作用符号不定。本章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。[①]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。

这一思路提示我们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。特别的，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论结论，下面可以通过在面板回归方程中设置交叉项 $State_{it} \times \Delta MP_t$ 的方法来识别货币政策的银行信贷传导。更进一步的，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。

综合以上讨论，设定如下的固定效应面板模型：

$$y_{it} = \beta \Delta MP_t + \gamma State_{it} + \delta State_{it} \times \Delta MP_t + X_{it}^{'} + u_i + \xi_{it} \qquad (0\text{-}18)$$

其中 $y_{it} \in \{LR_{it}, LG_{it}, NPL_{it}\}$ 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，$X_{it}^{'}$ 包括银行资本充足率、流动比率、银行规模、增资扩股增速、

① Kashyap & Stein(1995)的理论分析突出了银行流动性通过非存款融资成本渠道与货币政策共同对贷款行为造成交互影响，从而为 Kashyap & Stein(2000)的实证分析奠定了理论基础。

杠杆率、ROA 及相应的 GDP 增速等控制变量，u_i 为固定效应，而 ξ_{it} 为残差项。我们使用标准的固定效应面板回归方法对上述回归模型进行估计，[①]所有回归分析使用 STATA 完成。

2. 数据及指标意义

本文数据来源于中国银行业数据库（CBD），采用数据为 CBD 项目组阶段性成果[②]，构造了一个长度为 12 年（2005-2016 年）、截面为 391 家银行的基准年度面板数据集。样本银行选择依据银监会信息披露，目前覆盖了 5 家大型国有银行，所有 12 家股份制商业银行，142 家城商行，228 家农商行，以及 4 家农村信用合作银行。2016 年底，样本银行总资产超过 176 万亿，占比超过当年全国商业银行总资产的 96.8%。[③]除农商行和农村信用合作社外，样本银行基本具备 5 年以上连续观测，极个别城商行因为成立时间较晚、改制较晚、或经历了重组整合仅具有连续 3 年观测。需要说明的是，由于数据来源为手工抄录，数据质量上很难保证完全正确，在实际处理时，本文剔除了少量明显异常的观测。

表 4.1　样本变量描述性统计

变量	含义	总样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$LG_{i,t}$	贷款增速*100	2564	22.32	51.63	-1495.29	1269.89
$LR_{i,t}$	平均贷款利率*100	2603	9.94	3.22	0.66	32.42
$\Delta LR_{i,t}$	平均贷款利率*100 的差分	2189	0.09	2.55	-21.40	18.00
$NPL_{i,t}$	不良贷款率*100	1995	1.58	1.07	0.00	7.98
$State_{i,t}$	国有股权占比*100	2240	22.76	23.18	0.00	100.00

① 豪斯曼检验（Hausmann Test）支持使用固定效应模型的结论。

② 这一数据库来源于武汉大学经济与管理学院，是国内首创。其建设结果将填补全球范围内关于中国商业银行数据的空缺。特别的，本文也是目前使用该数据库的第一篇学术研究。附录部分将对数据来源及建设依据等具体情况予以说明。

③ 截止 2016 年底，全国商业银行资产总计 181.7 余万亿；本文统计范围不包括政策性银行、外资银行和非银行金融机构。

$Equr_{i,t}$	新增资本/上年权益总额*100	2236	18.25	59.00	-651.74	1170.71
MMR_t	货币市场利率*100	3074	3.10	0.84	1.28	4.19
$MPPC_t$	货币政策主成分	3074	0.33	1.14	-3.03	1.49
ΔMMR_t	货币市场利率*100的差分	2643	-0.04	0.88	-1.73	1.89
$\Delta MPPC_t$	货币政策主成分的差分	2643	0.07	1.15	-2.96	2.07
$GDP_{p,t}$	省际 GDP 增速*100	3074	10.08	2.86	-2.50	23.80
$Lev_{i,t}$	权益总额/资产*100	2995	7.68	4.63	-12.36	95.15
$\log(size)_{i,t}$	资产总额的自然对数	3013	10.49	1.68	6.12	17.00
$CAR_{i,t}$	资本充足率*100	2680	13.50	9.39	-23.32	446.00
$Liq_{i,t}$	流动比率*100	2495	56.11	21.51	0.00	239.91
$ROA_{i,t}$	资产回报率*100	2911	1.04	0.64	-9.66	12.47

表 4.1 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、不良贷款率、资本充足率、流动比率、ROA、杠杆率等标准变量外，现一次对余下几个重要变量做进一步说明。

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；国有企业（中央或地方）。我们把国有企业所持股份比例纳入国有股的主要理由是国有企业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。[①]其中，对于国有企业性质的判定，本文借助“天眼查”网站的信息提供，遵循如下原则：国有企业一定是国有资本掌握控制权的企业。这样的企业包括两种类

① 对少量银行个别年份的中断缺失值，我们用临近年份插值补充。鉴于样本内银行股权结构的时间变动有限，这一操作不会造成很大影响。

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企业享有单一控制权。[①]但根据中央 2015 年国有企业改革指导意见，国有企业需要建立、健全现代企业治理结构，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，国有企业应当定义为国有资本绝对控股企业。因此，本文将以下三类企业认定为国有企业，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；二是企业股权结构中国有资本累计占比超过 50%；三是中央、省及地方国资委管理的企业（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，且从两个数据口径都公布的银行来看，两变量在数值和变化上均基本一致。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-年度观察，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好指标。[②]并且在实证文献中这一计算方法也被广泛认同，如张宗益等（2012）。

新增资本与上年权益总额之比 *Equr* 衡量银行增资扩股对于其贷款行为的影响。因为在样本期间内我国商业银行普遍经历了改制。期间，很多银行曾遭到大规模的资产注入，或者逐步引入私人股东参股。银行经历的相关增资扩股行为明显扩张了其可用资本规模，可能会对其贷款规模的扩张产生显著影响。本文首次在实证模型中考虑上述因素，以 *Equr* 为控制变量。

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

① 这里的经济性质理解为国有、集体、私有、港澳台、外资。

② 我们推测如此定义的平均贷款利率不会对当期银行实际贷款价格决策产生系统性偏误。原因在于过往贷款利息收入与过往贷款总额正相关，而贷款利率的变化较贷款数额的变化幅度相对有限。此外，经济周期波动还可以在一定程度上平滑过往贷款对应的平均贷款利率。（根据经验数据，货币政策宽松期银行信贷增速加快，中长期贷款占比相应增加，紧缩期相反。）

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 4.1 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。

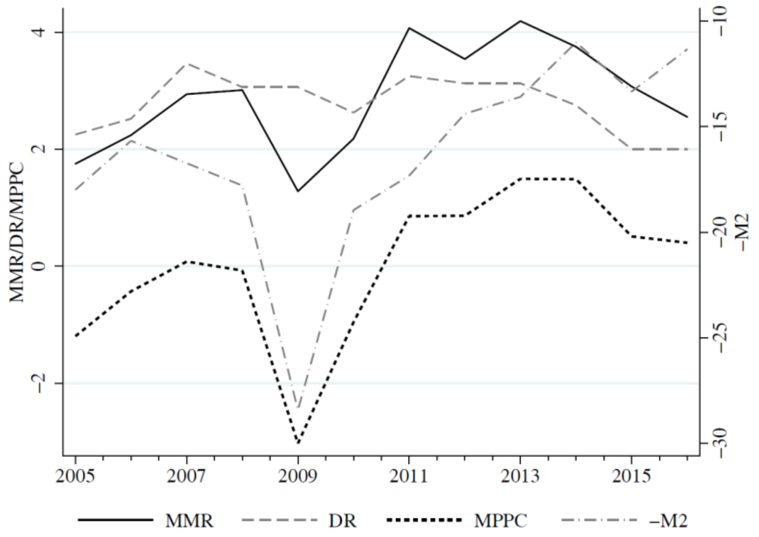
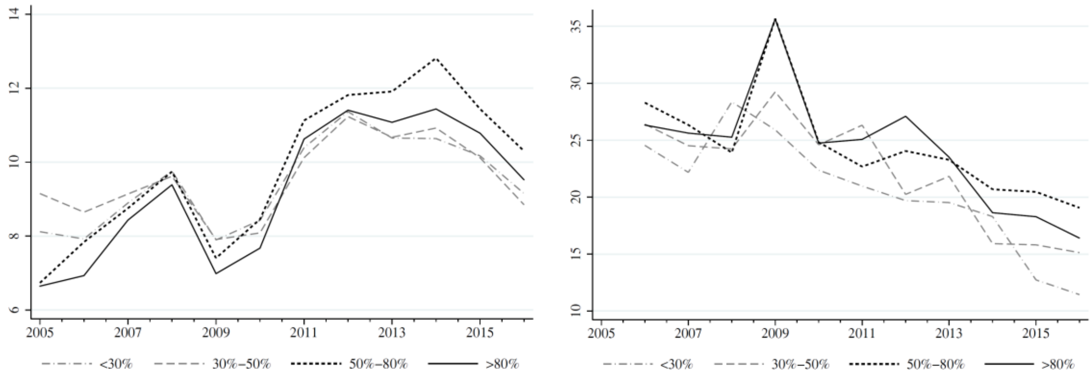


图 4.1 货币政策变动 2005-2016

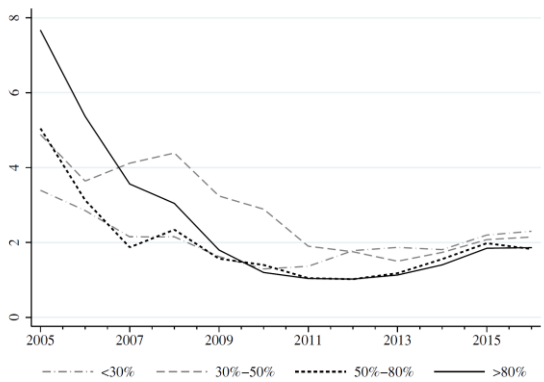
最后，本文使用 GDP 增长率来控制宏观经济周期对银行信贷需求的影响。对 5 家大型国有银行和 12 家股份制商业银行，以全国的年度 GDP 增长率作为控制变量。对城商行和农商行，以省际 GDP 增长率作为控制变量。对应区域的 GDP 增长率直接进入回归方程作为控制变量，其暗含假设是各区域 GDP 增速所反应的贷款需求效应一致。样本银行对应了 32 个省份，加股份制银行对应的全国范围，共 33 个地区。



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。

图 4.2 平均贷款利率变动 2005-2016　　　　　　图 4.3 信贷增速变动 2005-2016

将各样本银行的国有股权比例取年度平均后，将其按照分位数排序，划分为小于 30%分位、30%至 50%分位、50%-80%分位、大于 80%分位，共 4 组。分别观察四组银行的平均贷款利率和贷款增速在样本期内的变化情况，如图 4.2 至 4.3 所示，基本符合理论预测。样本行的不良贷款率在样本期内经历了明显的趋势性下降过程，如图 4.4，直观周期性特征与理论预测有异，原因详见附录 C。下一小节将进一步从实证分析角度上述观察予以论证。



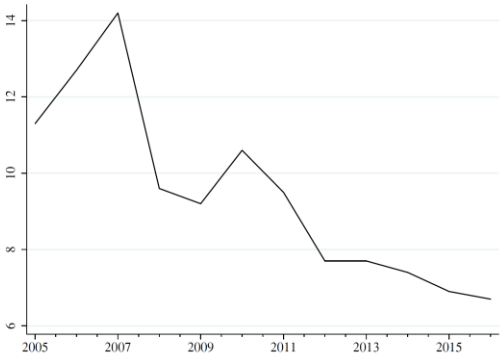


图 4.4 不良贷款率变动 2005-2016　　　　　　图 4.5 全国 GDP 增速变动 2005-2016

3. 实证结果

本节将依次报告三个解释变量（平均贷款利率、贷款增速、不良贷款率）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[①]，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 4.2　平均贷款利率估计结果

	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$

① 具体披露来源见附录 B。

	ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$		
ΔMP_t	0.279***	0.252***	0.177	0.148***	0.121**	0.094
	(3.92)	(3.39)	(1.64)	(2.82)	(2.22)	(1.15)
$State_{i,t}$		-0.030***	-0.030***		-0.031***	-0.031***
		(-3.43)	(-3.42)		(-3.53)	(-3.52)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			0.003			0.001
			(0.96)			(0.46)
$GDP_{p,t}$	-0.053	-0.036	-0.037	-0.038	-0.020	-0.020
	(-1.32)	(-0.87)	(-0.90)	(-0.95)	(-0.47)	(-0.48)
$Equr_{i,t}$	0.001	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
	(1.03)	(1.05)	(1.06)	(1.06)	(1.08)	(1.09)
$CAR_{i,t}$	-0.011	0.004	0.004	-0.014	0.001	0.001
	(-0.37)	(0.12)	(0.13)	(-0.47)	(0.04)	(0.04)
$Liq_{i,t}$	0.022***	0.025***	0.026***	0.022***	0.025***	0.025***
	(4.45)	(4.93)	(4.96)	(4.41)	(4.85)	(4.86)
$\log(size)_{i,t}$	1.648***	1.757***	1.752***	1.625***	1.741***	1.740***
	(11.63)	(11.98)	(11.94)	(11.24)	(11.64)	(11.62)
$ROA_{i,t}$	2.172***	2.311***	2.323***	2.212***	2.362***	2.366***
	(11.06)	(11.05)	(11.09)	(11.26)	(11.31)	(11.31)
$Lev_{i,t}$	-0.143***	-0.148**	-0.148**	-0.141***	-0.145**	-0.145**
	(-2.65)	(-2.57)	(-2.57)	(-2.60)	(-2.51)	(-2.51)
C	-9.813***	-11.055***	-11.018***	-9.746***	-11.052***	-11.043***
	(-5.12)	(-5.43)	(-5.41)	(-4.98)	(-5.32)	(-5.32)
R-squared	0.246	0.277	0.278	0.242	0.274	0.274
F-statistic	5.98***	6.11***	6.11***	5.89***	6.03***	6.02***
N	1800	1653	1653	1800	1653	1653

注：括号内报告的是稳健型的 t 值，*、**和***分别表示估计值在 90%、95%和 99% 的置信水平上显著，行变量名为简记，见表 4.1。

平均贷款利率的估计结果见表 4.2 和表 4.3。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接下来本文也将以前者为主。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 0.25 个百分点左右的下降。国有股权对平均贷款利率也有一个显著负向影响。尽管该系数的点估计仅为-0.03，但考虑到样本银行国有股权的明显差异（表 4.1），这一负向作用的经济意义依然显著。特别地，一个样本标准差的国有股权上升（23.2%）对应了 0.7 个百分点的平均贷款利率下降。与理论预测存在差异的是交叉项系数不显著，可能的原因在于国有银行本身较低的贷款利率并没有被 *State* 这一变量很好的控制，导致国有股权对于货币政策的增强效果在估计模型中并没有被很好的识别。[①]因此在表 4.3 中，本文对平均贷款利率取差分，忽略贷款利率水平值的差异，将关注的焦点放在利率变化对于货币政策变化的敏感度上。

表 4.3　平均贷款利率取差分估计结果

	$\Delta LR_{i,t}$	$\Delta LR_{i,t}$	$\Delta LR_{i,t}$	$\Delta LR_{i,t}$	$\Delta LR_{i,t}$	$\Delta LR_{i,t}$
		ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$	
$LR_{i,t}$	0.572***	0.562***	0.561***	0.578***	0.569***	0.569***
	(26.30)	(24.79)	(24.78)	(26.99)	(25.51)	(25.54)
ΔMP_t	0.707***	0.730***	0.559***	0.581***	0.595***	0.491***
	(11.79)	(11.79)	(6.26)	(13.41)	(13.31)	(7.37)
		0.009	0.009		0.009	0.009

① 在该模型中控制了贷款利率的一阶滞后项之后，交叉项系数为 0.05，在 90%的置信水平上显著为正。在稳健性检验中系统 GMM 模型对这一效果同样进行了很好的控制，为使行文简洁，在此不做汇报。

$State_{i,t}$		(1.22)	(1.24)		(1.23)	(1.26)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			0.006^{***}			0.003^{**}
			(2.64)			(2.09)
$GDP_{p,t}$	0.083^{**}	0.104^{***}	0.101^{***}	0.064^{*}	0.085^{**}	0.084^{**}
	(2.45)	(2.99)	(2.91)	(1.93)	(2.47)	(2.45)
$Equr_{i,t}$	0.000	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001
	(0.34)	(0.46)	(0.49)	(0.38)	(0.53)	(0.57)
$CAR_{i,t}$	0.110^{***}	0.126^{***}	0.127^{***}	0.106^{***}	0.123^{***}	0.124^{***}
	(4.31)	(4.53)	(4.58)	(4.18)	(4.47)	(4.50)
$Liq_{i,t}$	0.004	0.005	0.006	0.005	0.006	0.006
	(0.93)	(1.25)	(1.32)	(1.12)	(1.39)	(1.43)
$\log(size)_{i,t}$	-0.914^{***}	-0.804^{***}	-0.813^{***}	-1.108^{***}	-1.006^{***}	-1.013^{***}
	(-7.38)	(-6.28)	(-6.36)	(-8.92)	(-7.84)	(-7.90)
$ROA_{i,t}$	-0.121	-0.103	-0.075	-0.141	-0.107	-0.092
	(-0.70)	(-0.56)	(-0.41)	(-0.82)	(-0.59)	(-0.51)
$Lev_{i,t}$	-0.187^{***}	-0.224^{***}	-0.223^{***}	-0.186^{***}	-0.226^{***}	-0.225^{***}
	(-4.10)	(-4.62)	(-4.62)	(-4.13)	(-4.73)	(-4.72)
C	3.489^{**}	1.935	2.007	5.724^{***}	4.273^{**}	4.310^{**}
	(2.16)	(1.13)	(1.18)	(3.52)	(2.49)	(2.51)
R-squared	0.448	0.459	0.462	0.461	0.473	0.475
F-statistic	1.82^{***}	1.69^{***}	1.70^{***}	1.97^{***}	1.85^{***}	1.86^{***}
N	1752	1611	1611	1752	1611	1611

注：同表 4.2。

表 4.3 即为将贷款利率的一阶差分作为被解释变量的估计结果。考虑到平均贷款利率的水平值可能会对其差分的绝对值产生影响，因此在模型中同时纳入贷款利率水平值加以控制。此时，交互项系数的估计结果显著为正，意味着货币政策与国有股权对银行平均贷款利率的交互作用为正。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我们可以把货币政策一阶项的估计结果看作因

果关系，而不仅仅是相关性关系。以货币市场利率为货币政策代表时，该系数的点估计值为 0.006，明显低于货币政策和国有股权的一阶系数，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 0.14%（0.006%×23.2），占到货币政策一阶效果（贷款利率下降 0.56%）的 1/4。①

贷款增速的估计结果见表 4.4。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 1.2%以上。类似的，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（23.2%），银行信贷增速相应提高 1.88%。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 0.74% 的信贷增速，相当于货币政策一阶效果的 62%。

表 4.4 贷款增速估计结果

	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$
	ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$		
ΔMP_t	-2.246***	-2.125***	-1.224**	-2.011***	-1.862***	-1.292***
	(-5.64)	(-5.33)	(-2.12)	(-6.89)	(-6.38)	(-2.97)
$State_{i,t}$		0.082*	0.081*		0.081*	0.080*
		(1.75)	(1.73)		(1.74)	(1.71)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			-0.032**			-0.019*
			(-2.16)			(-1.77)
$GDP_{p,t}$	1.258***	1.077***	1.089***	1.359***	1.163***	1.166***
	(5.68)	(4.88)	(4.94)	(6.16)	(5.29)	(5.31)
$Equr_{i,t}$	0.029***	0.027***	0.027***	0.029***	0.027***	0.027***
	(3.02)	(2.76)	(2.75)	(3.04)	(2.77)	(2.74)

① 两个模型对于货币政策影响效果的估计存在明显差异的原因可能在于模型设定的问题，但是在表 4.3 的模型中交互项对于货币政策一阶效果的增强作用的相对值仍然是可信的。

$CAR_{i,t}$	-0.049	-0.074	-0.079	-0.039	-0.071	-0.076
	(-0.29)	(-0.41)	(-0.44)	(-0.23)	(-0.40)	(-0.42)
$Liq_{i,t}$	-0.050*	-0.049*	-0.050*	-0.055**	-0.052*	-0.053*
	(-1.83)	(-1.76)	(-1.81)	(-2.01)	(-1.90)	(-1.94)
$\log(size)_{i,t}$	-3.330***	-3.546***	-3.486***	-2.655***	-2.931***	-2.889***
	(-4.19)	(-4.48)	(-4.41)	(-3.30)	(-3.65)	(-3.60)
$ROA_{i,t}$	-0.408	0.093	-0.044	-0.266	0.164	0.076
	(-0.37)	(0.08)	(-0.04)	(-0.24)	(0.15)	(0.07)
$Lev_{i,t}$	0.284	0.275	0.271	0.294	0.296	0.291
	(0.93)	(0.88)	(0.87)	(0.97)	(0.96)	(0.94)
C	47.66***	49.78***	49.40***	39.342***	42.308***	42.092***
	(4.46)	(4.56)	(4.53)	(3.63)	(3.83)	(3.81)
R-squared	0.097	0.098	0.100	0.105	0.104	0.105
F-statistic	2.28***	2.13***	2.13***	2.29***	2.13***	2.13***
N	1836	1681	1681	1836	1681	1681

注：同表 4.2。

对不良贷款率的估计结果见表 4.5。理论分析中已经指出，货币政策和国有股权对不良率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不良率有显著的提升作用。以货币市场利率为例，货币政策放松 1% 引起当年不良贷款率提高 0.1%左右。但是实证结果中国有股的一阶作用在统计上不显著。考虑可能的原因在于不良贷款率的影响因素是更加丰富的，不同银行在经营能力上可能存在较大差异。在银行实际的信贷投放过程中，企业并非理论模型中假设的完全理性，且企业在对项目成功率测算的过程中可能存在明显的偏误，因此在现实情况下银行审贷的影响就更为重要，而很多经营能力较差的银行在审贷能力上存在明显的缺陷，导致其不良贷款率相对更高。这类原因导致的不良贷款率的差异可能都会对国有股权的估计效果产生较大的干扰，且本文实证模型中选取的控制变量可能无法完全予以控制。这也是大量的银行风险承担文献研究中不使用不良贷款率作为代理变量的原因。

表 4.5　不良贷款率估计结果

	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$
		ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$	
ΔMP_t	-0.083***	-0.088***	-0.108***	-0.056***	-0.063***	-0.076***
	(-3.83)	(-3.83)	(-3.22)	(-3.49)	(-3.71)	(-2.99)
$State_{i,t}$		-0.003	-0.003		-0.003	-0.003
		(-1.24)	(-1.23)		(-1.19)	(-1.18)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			0.001			0.000
			(0.81)			(0.68)
$GDP_{p,t}$	0.002	0.005	0.004	0.000	0.004	0.004
	(0.13)	(0.36)	(0.34)	(0.01)	(0.32)	(0.31)
$Equr_{i,t}$	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***
	(2.78)	(2.91)	(2.91)	(2.75)	(2.89)	(2.90)
$CAR_{i,t}$	-0.086***	-0.086***	-0.086***	-0.085***	-0.086***	-0.086***
	(-8.87)	(-8.28)	(-8.26)	(-8.78)	(-8.22)	(-8.22)
$Liq_{i,t}$	0.003**	0.003**	0.003**	0.003**	0.003**	0.003**
	(2.24)	(2.11)	(2.13)	(2.21)	(2.09)	(2.10)
$\log(size)_{i,t}$	-0.281***	-0.272***	-0.273***	-0.268***	-0.255***	-0.256***
	(-6.55)	(-6.03)	(-6.06)	(-6.13)	(-5.57)	(-5.58)
$ROA_{i,t}$	-1.167***	-1.152***	-1.149***	-1.172***	-1.157***	-1.156***
	(-19.55)	(-17.81)	(-17.74)	(-19.64)	(-17.93)	(-17.89)
$Lev_{i,t}$	0.083***	0.081***	0.081***	0.083***	0.081***	0.081***
	(4.95)	(4.50)	(4.51)	(4.92)	(4.49)	(4.50)
C	6.219***	6.171***	6.179***	6.098***	5.999***	6.003***
	(10.73)	(9.89)	(9.90)	(10.33)	(9.45)	(9.46)
R-squared	0.307	0.279	0.279	0.306	0.278	0.279

F-statistic	4.12***	3.99***	3.98***	4.11***	3.97***	3.97***
N	1829	1678	1678	1829	1678	1678

注：同表 4.2。

4. 稳健性检验

本文考虑到实证模型中用来控制银行特征的变量可能同时受到贷款利率、贷款规模增速以及不良贷款率的影响，从而产生内生性问题，对估计结果造成偏误，本节特别对上述结果进行稳健性检验。在检验中本文使用标准的系统 GMM 估计方法（Arellano & Bover, 1995, Blundell &Bond, 1998），将 $CAR_{i,t}$、$Liq_{i,t}$、$\log(size)_{i,t}$、$ROA_{i,t}$、$Lev_{i,t}$ 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（2005-2016 年），且样本期内很多银行经历了比较大幅度的改制，我们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。

系统 GMM 估计结果见表附录 D。其结论与固定效应模型估计结果基本一致，即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重要原因，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。

稳健性检验与前文结论的不同之处在于：其一，对平均贷款利率的估计结果中，GMM 模型结果显示，国有股权占比高的银行并不会表现出更低的利率水平，仅在货币政策调控时对其利率政策的调节更加敏感。其二，对不良贷款率的估计结果中，GMM 模型中国有股权与政策变量的交互项同样显著，意味着国有股权占比高的银行在逆周期信贷行为中也承担了更少的信贷风险，不过这一结论可能是数据的偏误造成的。

由于本文选取的样本期间内，全球经历了大规模的次贷危机，我国曾进行了大规模的货币政策刺激。特殊时期可能也会导致估计结果存在较大偏误，本文特别在稳健性检验中，以 *Crisis* 虚拟变量（2009-2010 年为 1，其余为 0）加以控制，基本结论与上述结果相符。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。

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。模型假设私人股东只关心银行的利润，而国有股东则为极大刺激经济增长以银行的贷款规模为其唯一偏好。理论结果表明，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不良贷款率的上升。在对二者的交互作用进行讨论之后，模型表明国有股权对货币政策效果具有一定的增强作用。

在实证部分，本文采用了全新的中国银行业数据库（CBD）对理论结果进行了实证检验，贷款利率和信贷增速的估计结果基本符合理论预测。需要说明的是，由于数据和估计方法上的局限，本文在研究国有股权及其与货币政策交互项对贷款利率的影响时，分别使用了贷款利率一阶项和差分项，对国有股权的水平效果及其对货币政策的增强效果进行说明，但其估计结果仍然能够证明理论预测。对理论构成补充，实证结果表明国有股权的增强效果有限，即其增强效果仅在对贷款利率的一阶差分回归时显著，而对贷款利率的水平项回归时交互项系数不显著。换言之，在货币政策宽松（紧缩）时，国有股权占比高的银行贷款利率下降（上升）更多，但是这一变化相对有限，不足以影响到各银行利率在绝对水平上的差异。

此外，实证结果并未表明国有股权占比高的银行具有更高的不良贷款率这一理论预测。考虑到商业银行在样本期内经历的不良资产的剥离，不良贷款率系统性的下降并不能完全由实证模型所控制。此外，现实中有别于理论模型设定的审贷行为的存在，各银行在审贷能力上可能存在明显差异，这些都无法完全由模型中的相关变量所控制。理论模型在不良贷款率问题的分析中与现实存在较大差异也是后来在银行信贷行为的理论研究中文献大多使用 Stiglitz & Weiss (1981) 的信贷配给模型的原因，但是本文所选取的 DMW 模型相对更为简洁，在对货币政策银行信贷渠道在不同股权结构的银行间的异质性差异给出了较为明确的理论预测，仍然具有丰富的理论意义。

因此，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传导中的重要意义，充分体现了国有股权在国家逆周期货币政策调控中的重要作用，同时本文所揭示出的国有股权高占比银行在逆周期调控中更多的风险承担也对其经营提出了挑战。

参考文献

曹廷求、郑录军、于建霞. 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, 2006, (6):99-108.

曹廷求、朱博文. 货币政策、银行治理与风险承担. 金融论坛, 2012, (12):4-12.

曹廷求、朱博文. 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, 2013, (1):107-121.

储著贞、梁权熙、蒋海. 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, 2012, (3):57-68.

代太山、陈敏、杨晓光. 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,2008, (8):28-39.

何自力. 抵押贷款违约损失率研究. 南方金融, 2006, (1):30-31.

江曙霞、陈玉婵. 货币政策、银行资本与风险承担. 金融研究, 2012, (4):1-16.

李维安、曹廷求. 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, 2004, (12):4-15.

刘晓光、卢锋. 中国资本回报率上升之谜. 经济学（季刊）, 2014, 13(3):817-836.

牛晓健、裘翔. 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, 2013, (4):15-28.

潘敏、张依茹. 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, 2012, (10):57-65.

潘敏、张依茹. 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, 2013, (4):29-42.

王博、唐跃、陈浩等. 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, 2011,31(5):870-880.

徐明东、陈学彬. 中国微观银行特征与银行贷款渠道检验. 管理世界, 2011, (5), 24-38.

徐明东、陈学彬. 货币环境、资本充足率与商业银行风险承担. 金融研究, 2012, (7):48-62.

杨军、程建、潘俊武. 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, 2009, (6):71-78.

杨天宇、钟宇平. 中国银行业的集中度、竞争度与银行风险. 金融研究, 2013, (1):122-134.

叶晓可、刘海龙. 银行不良贷款违约损失率结构特征研究. 上海管理科学, 2006, 28(6): 12-15.

于晨曦. 抵押风险分析和抵押贷款违约损失率研究. 金融论坛, 2007, 12(2):34-39.

祝继高、饶品贵、鲍明明. 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, 2012, (7):31-47.

周小川. 新世纪以来中国货币政策主要特点. 新世纪周刊, 2012, (46):76-87.

郑学、黄建忠、李叔诚. 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, 2010, (10):78-83.

张勋、徐建国. 中国资本回报率的再测算. 世界经济, 2014, (8):3-23.

张雪兰、何德旭. 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, 2012, (5):31-44.

张宗益、吴恒宇、吴俊. 商业银行价格竞争与风险行为关系——基于贷款利率市场化的经验研究. 金融研究, 2012, (7):1-14.

Altunbas, Y., Evans, L. & Molyneux, P. Bank Ownership and Efficiency. Journal of Money, Credit and Banking, 2001, 33(4):926-954.

Andrianova, S., Demetriades, P. & Shortland, A. Government Ownership of Banks, Institutions, and Financial Development. Journal of Development Economics, 2008, 85(1-2):218-252.

Andrianova, S., Demetriades, P. & Shortland, Government Ownership of Banks, Institutions and Economic Growth. Economica, 2012, 79(315):449-469.

Arellano, M. & Bover, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Errorcomponents Models. Journal of Econometrics, 1995, 68(1):29-51.

Bernanke, B. S., Gertler, M. & Gilchrist, S., The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. In J. B. Taylor & M. Woodford (eds.), Handbook of Macroeconomics, vol. 1, Elsevier, 1999, chap. 21, pp. 1341–1393.

Bertay, A. C., Demirgüç-Kunt, A. & Huizinga, H. Bank Ownership and Credit over the Business Cycle: Is Lending by State Banks Less Procyclical? Journal of Banking & Finance, 2015, 50:326-339.

Blundell, R. & Bond, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics, 1998, 87(1):115-143.

Boycko, M., Shleifer, A. & Vishny, R. W. A Theory of Privatisation. Economic Journal, 1996, 106(435):309-319.

Cole, S. Financial Development, Bank Ownership, and Growth: Or, Does Quantity Imply Quality? Review of Economics and Statistics, 2009, 91(1):33-51.

Coleman, N. & Feler, L. Bank Ownership, Lending, and Local Economic Performance during the 2008–2009 Financial Crisis. Journal of Monetary Economics, 2015, 71:50-66.

Cull, R. & Martínez Pería, M. S. Bank Ownership and Lending Patterns during the 2008-2009 Financial Crisis: Evidence from Latin America and Eastern Europe. Journal of Banking & Finance, 2013, 37(12):4861-4878.

de Meza, D. & Webb, D. C. Too Much Investment: A Problem of Asymmetric Information. Quarterly Journal of Economics, 1987, 102(2):281-292.

Degryse, H. & Ongena, S., Competition and Regulation in the Banking Sector: A Review of the Empirical Evidence on the Sources of Bank Rents//A. V. Thakor & A. W. Boot. Handbook of Financial Intermediation and Banking, San Diego: Elsevier, 2008:483-554.

Dell'Ariccia, G., Laeven, L. & Marquez, R. Real Interest Rates, Leverage, and Bank Risk- Taking. Journal of Economic Theory, 2014, 149, 65-99.

Dell'Ariccia & Marquez, R. Lending Booms and Lending Standards. Journal of Finance, 2006, 61(5):2511-2546.

Deng, Y., Morck, R., Wu, J. & Yeung, B. China's Pseudo-monetary Policy. Review of Finance, 2015, 19:55-93.

Dinç, I. S. Politicians and Banks: Political Influences on Government-Owned Banks in Emerging Markets. Journal of Financial Economics, 2005, 77(2):453-479.

Duprey, T. Do Publicly Owned Banks Lend Against the Wind? International Journal of Central Banking, 2015, 11(2):65-112.

Holmström, B. & Tirole, J. Financial Intermediation, Loanable Funds, and The Real Sector. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(3):663-691.

Iannotta, G., Nocera, G. & Sironi, A. Ownership Structure, Risk and Performance in the European Banking Industry. Journal of Banking & Finance, 2007, 31(7):2127-2149.

Jermann, U. & Quadrini, V. Macroeconomic Effects of Financial Shocks. American Economic Review, 2012, 102(1):238-71.

Jiménez, G., Ongena, S., Peydró, J.-L. & Saurina, J. Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking? Econometrica, 2014, 82(2):463-505.

Kashyap, A. K. & Stein, J. C. The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1995, 42(0):151-195.

Kashyap, A. K. & Stein, J. C. What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? American Economic Review, 2000, 90(3):407-428.

Kiyotaki, N. & Moore, J. Credit Cycles. Journal of Political Economy, 1997, 105(2):211-248.

La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F. & Shleifer, A. Government Ownership of Banks. Journal of Finance, 2002, 57(1):265-301.

Leland, H. E. & Pyle, D. H. Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation. Journal of Finance, 1977, 32(2):371-387.

Megginson, W. L. The Economics of Bank Privatization. Journal of Banking & Finance, 2005, 29(8-9):1931-1980.

Micco, A. & Panizza, U. Bank Ownership and Lending Behavior. Economics Letters, 2006, 93(2):248-254.

Micco, A., Panizza, U. & Yañez, M. Bank Ownership and Performance. Does Politics Matter? Journal of Banking & Finance, 2007, 31(1):219-241.

Nash, J. F., Jr. The Bargaining Problem. Econometrica, 1950, 18(2):155-162.

Repullo, R. & Suarez, J. Entrepreneurial Moral Hazard and Bank Monitoring: A Model of the Credit Channel. European Economic Review, 2000, 44(10):1931-1950.

Sapienza, P. The Effects of Government Ownership on Bank Lending. Journal of Financial Economics, 2004, 72(2):357-384.

Stiglitz, J. E. & Weiss, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. American Economic Review, 1981, 71(3):393-410.

Willner, J. Ownership, Efficiency, and Political Interference. European Journal of Political Economy, 2001, 17(4):723-748.

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：

$$\pi'(r)=B\int_{\theta(r)}^{1} pf(p)\mathrm{d}p-\begin{pmatrix}\theta(r)(1+r)B+(1-\theta(r))W\\-(1+\rho_f)K-(1+\rho)D\end{pmatrix}f(\theta(r))\theta'(r) \tag{A-1}$$

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：

$$\begin{aligned}&\theta(r)(1+r)B+(1-\theta(r))W-(1+\rho_f)K-(1+\rho)D\\&=\theta(r)R+(1-\theta(r))W-(1+\rho_f)(W+K)-(1+\rho)D\\&=\theta(r)R+(1-\theta(r))W-(1+\rho_f)(W+K+D)+\Delta_\rho D\\&=\ V(\theta(r))+\Delta_\rho D\end{aligned} \tag{A-2}$$

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

$$\pi'(r)=B\int_{\theta(r)}^{1} pf(p)\mathrm{d}p-\left[V(\theta(r))+\Delta_\rho D\right]f(\theta(r))\theta'(r) \tag{A-3}$$

进一步计算可知：

$$\begin{aligned}&\pi''(r)=-B\theta(r)f(\theta(r))\theta'(r)-(R-W)f(\theta(r))(\theta'(r))^2\\&-\left[V(\theta(r))+\Delta_\rho D\right]\left[f'(\theta(r))(\theta'(r))^2+f(\theta(r))\theta''(r)\right]\end{aligned} \tag{A-4}$$

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$p\ge\theta(0)$ 都有：

$$\begin{aligned}&pB+(1-p)W-(1+\rho_f)K-(1+\rho)D\\&<pB+(1-p)B-(1+\rho)(K+D)-\Delta_\rho K\\&\le B-(1+\rho)B-\Delta_\rho K<0\end{aligned} \tag{A-5}$$

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$p^e\le\theta(0)$。重复前一引理证明中的推导可知：

$$
\begin{aligned}
&\theta(0)B+(1-\theta(0))W-(1+\rho_f)K-(1+\rho)D \\
&=V(\theta(0))+\Delta_\rho D\ge V(p^e)+\Delta_\rho D>0
\end{aligned}
\tag{A-6}
$$

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

$$
\theta(0)B+(1-\theta(0))W-(1+\rho_f)K-(1+\rho)D<0 \tag{A-7}
$$

矛盾。故$p^e>\theta(0)$ 得证。

由

$$
\begin{aligned}
&\theta(r^e)(1+r^e)B+(1-\theta(r^e))W-(1+\rho_f)K-(1+\rho)D \\
&=V(\theta(r^e))+\Delta_\rho D=V(p^e)+\Delta_\rho D>0
\end{aligned}
\tag{A-8}
$$

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$V(\theta(r))+\Delta_\rho D\le 0$，故结合$\pi'(r)$的表达式可知 $\pi'(r)>0$。

当$r\in[r^c,\bar{r}]$ 时，有 $V(\theta(r))+\Delta_\rho D\ge 0$，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，$\pi\left(r\right)$在$[0,r^c]$上单调递增，在$[r^c,\bar{r}]$上严格凹。又由引理 1 知$\pi'\left(\bar{r}\right)<0$，故$\pi\left(r\right)$在$\left(r^c,\bar{r}\right)$内的唯一一点 r^m 达到最大值，且该点满足一阶条件：

$$\pi'\left(r^m\right)=B\int_{\theta(r)}^{1}pf\left(p\right)dp-\left[V\left(\theta\left(r\right)\right)+\Delta_\rho D\right]f\left(\theta\left(r\right)\right)\theta'\left(r\right)=0 \qquad \text{(A-9)}$$

显然有$\pi\left(r^m\right)>0$。

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：

$$\begin{aligned}\pi''(r)=&-B\theta f(\theta)\theta'-(R-W)f(\theta)(\theta')^2\\&-[V(\theta)+\Delta_\rho D][f'(\theta)(\theta')^2+f(\theta)\theta'']\end{aligned} \qquad \text{(A-10)}$$

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：

$$\frac{\pi''(r)}{f(\theta)(\theta')^2}=-(R-(1+r)B)-(R-W)-[V(\theta)+\Delta_\rho D](f'(\theta)/f(\theta)-2/\theta) \qquad \text{(A-11)}$$

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

$$V(\theta)=\theta(R-W)+W-(1+\rho_f)>\theta(R-W)+W-R=-(1-\theta)(R-W) \qquad \text{(A-12)}$$

故

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

(A-13)

其次令$\lambda=(1+\rho_f)W/(R-W)$，由下式

$$0<(1+\rho_f)W=\theta(\bar{r})(R-(1+\bar{r})B)=R-(1+\bar{r})B<R-W \qquad \text{(A-14)}$$

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$\pi''$的不等式可得

$$\frac{\pi''(r)}{f(\theta)(\theta')^2} < -\lambda(R-W)-(R-W)+(1-\theta)(R-W)(f'(\theta)/f(\theta)+2/\theta) \qquad \text{(A-15)}$$

由此可得$\pi''(r)\leq 0$的一个充分条件为：

$$\varepsilon_f(\theta)=\frac{\theta f'(\theta)}{f(\theta)} \leq (1+\lambda)\frac{\theta}{1-\theta}-2 \qquad \text{(A-16)}$$

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$\lambda=(1+\rho_f)W/(R-W)$，理论上我们可以进一步讨论前述$\varepsilon_f(p)$的上界如何依赖于基本参数$\rho_f, R$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，其一是企业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企业的资本结构，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

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的数据库）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

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%的全社会平均生存企业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(BP1)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

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

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）：

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

其中 $G(r)=\pi_r(r)/\pi(r)$， $\mathrm{H}(r)=f(\theta(r))\theta_r/[1-F(\theta(r))]$。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：

相同：于晨曦（2007）的结果为 40% 左右（工行，2001 至 2004 年）；何自力（2006）的结果为 45% （广东某银行，1991 至 2004 年）；叶晓可、刘海龙（2006）的结果为 61%（温州某银行，1986 至 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 至 2009 年）；杨军等（2009）的结果为 70% 左右（建行，2002 至 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，我们将 W 定为 50%。考虑到我们的研究期主要集中在 05 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。

$$G_r=\frac{\pi_{rr}\pi-\pi_r^2}{\pi^2},H_r=\frac{\left[f'(\theta)\theta_r^2+f(\theta)\theta_{rr}\right]\left[1-F(\theta)\right]+f(\theta)^2\theta_r^2}{[1-F(\theta)]^2} \quad \text{(A-19)}$$

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$\lim_{r\to r^0+}G(r)=+\infty$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：

$$\Gamma_{r\rho}=(1-\alpha)\frac{\pi_{r\rho}\pi-\pi_r\pi_\rho}{\pi^2},\Gamma_{r\alpha}=-\frac{\pi_r}{\pi}-\frac{f(\theta)\theta_r}{1-F(\theta)} \quad \text{(A-20)}$$

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(BP2)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(BP2)可以等价的写为：

$$\max_{r_t}(1-\alpha)\log\left(\bar{\pi}(t)+\pi(r_t)\Delta t\right)+\alpha\log\left(\bar{L}(t)+L(r_t)\Delta t\right) \quad \text{(A-21)}$$

其内点解所应满足的一阶条件为：

$$(1-\alpha)\frac{\pi'(r_t)}{\bar{\pi}(t)+\pi(r_t)\Delta t}+\alpha\frac{L'(r_t)}{\bar{L}(t)+L(r_t)\Delta t}=0 \quad \text{(A-22)}$$

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

$$\frac{\bar{\pi}(t)+\pi(r_t)\Delta t}{\bar{L}(t)+L(r_t)\Delta t}=\frac{\pi(r)}{L(r)} \tag{A-23}$$

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 $m=1,\ldots,M$，可以递推的构造 $\bar{\pi}^*(m\Delta t)=\bar{\pi}^*((m-1)\Delta t)+\pi(r^*)\Delta t=m\pi(r^*)\Delta t$ 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 $t=0,\ldots,m\Delta t$ 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：

$$(1-\alpha)\frac{\pi'(r_t)}{\bar{\pi}^*(t)+\pi(r_t)\Delta t}+\alpha\frac{L'(r_t)}{\bar{L}^*(t)+L(r_t)\Delta t}=0 \tag{A-24}$$

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 $\partial r^{**}/\partial\rho>0$。相应的 $\partial L(r^{**}(\rho))/\partial\rho<0$，$\partial N(r^{**}(\rho))/\partial\rho<0$。

证明：对一阶条件使用隐函数定理可以得到：

$$r_\rho^{**}=-\left.\frac{\pi_{r\rho}(r,\rho)}{\pi_{rr}(r,\rho)+\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right)\left(\frac{\bar{\pi}}{\bar{L}}\right)L_{rr}}\right|_{r=r^*} \tag{A-25}$$

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 $\partial r^{**}/\partial\alpha<0$。相应的，$\partial L(r^{**}(\rho))/\partial\alpha>0$ 且 $\partial N(r^{**}(\rho))/\partial\alpha>0$。

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

$$\left(1-\alpha\right)\frac{\pi'\left(r^{**}\left(\alpha\right)\right)}{\bar{\pi}}+\alpha\frac{L'\left(r^{**}\left(\alpha\right)\right)}{\bar{L}}=0 \tag{A-26}$$

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：

$$r_{\alpha}^{**}=\left.\frac{\frac{\pi_r\left(r\right)}{\bar{\pi}}-\frac{L_r\left(r\right)}{\bar{L}}}{\frac{\left(1-\alpha\right)\pi_{rr}\left(r\right)}{\bar{\pi}}+\frac{\alpha L_{rr}\left(r\right)}{\bar{L}}}\right|_{r=r^*} \tag{A-27}$$

定理 1 的分析表明上式右端分子为正、分母为负，故 $r_{\alpha}^{**}<0$。对应的有 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 $\bar{\pi}\left(t\right)=\bar{\pi}^*\left(t\right)=t\pi\left(r^*\right)$，而 $\bar{L}\left(t\right)=\bar{L}^*\left(t\right)=tL\left(r^*\right)$。因此，$r^{**}=r^*$ 所满足的一阶条件可以写为：

$$\left(1-\alpha\right)\frac{\pi'\left(r^*\right)}{\pi\left(r^*\right)}+\alpha\frac{L'\left(r^*\right)}{L\left(r^*\right)}=0 \tag{A-28}$$

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：

$$\frac{\partial r^{**}}{\partial\rho}=\frac{D/B}{\theta+\frac{R-W}{\left(1+\rho_f\right)W}\theta^2+\frac{\int_{\theta}^{1}pf\left(p\right)\mathrm{d}p}{f\left(\theta\right)\theta}\left[\varepsilon_f\left(\theta\right)+2\right]} \tag{A-29}$$

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

$$r_{\rho}^{**}=-\frac{\pi_{r,\rho}}{\pi_{rr}-\frac{\pi_r L_{rr}}{L_r}} \tag{A-30}$$

将上式右端各项导数用其表达式代换并整理可知：

$$r_\rho^{**}=\frac{D}{B\theta+\left(R-W\right)\theta_r+\left[V\left(\theta\right)+\Delta_\rho\right]\varphi+\left(\frac{B\int_\theta^1 pf\left(p\right)\mathrm{d}p}{f\left(\theta\right)\theta_r}-\left[V\left(\theta\right)+\Delta_\rho\right]\right)\varphi} \tag{A-31}$$

$$=\frac{D}{B\theta+\left(R-W\right)\theta_r+\frac{B\int_\theta^1 pf\left(p\right)\mathrm{d}p}{f\left(\theta\right)\theta_r}\varphi}$$

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

$$\frac{\partial r^{**}}{\partial\rho}=\frac{D/B}{\theta+\frac{R-W}{\left(1+\rho_f\right)W}\theta^2+\frac{\int_\theta^1 pf\left(p\right)\mathrm{d}p}{f\left(\theta\right)\theta}\left[f'\left(\theta\right)\theta/f\left(\theta\right)+2\right]} \tag{A-32}$$

由 $\varepsilon_f\left(\theta\right)=f'\left(\theta\right)\theta/f\left(\theta\right)$ 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：

$$\frac{\partial^2 r^{**}}{\partial\alpha\partial\rho}>0\Leftrightarrow 2\frac{R-W}{(1+\rho_f)W}>\frac{1}{\theta^3(r^*)} \tag{A-33}$$

证明：此时 $f(p)=1$，故直接计算可知 r_ρ^{**} 的分母为：

$$\Phi(\theta)=\theta+\frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta^2+\frac{1-\theta^2}{\theta}=\frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta^2+\frac{1}{\theta}>0 \tag{A-34}$$

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：

$$\Phi'(\theta)=2\frac{R-W}{(1+\rho_f)W}\theta-\frac{1}{\theta^2}>0 \tag{A-35}$$

故结论成立。

附录 B　数据集的说明

由于本文数据来源为 CBD 数据库项目组的阶段性成果，且为目前采用该数据集撰写的第一篇学术论文，本节有必要对数据库相关情况予以说明。

根据银监会披露，目前中国已有银行 2430 家，包括 5 大国有银行、12 家股份制银华、134 家城市商业银行、1154 家农村商业银行、1125 家农村信用合作社。但是根据银监会现行的信息披露规则，部分银行免于信息披露，因此数据库并未涵盖中国所有的商业银行。

根据作者对于商业银行信息披露办法的历史追溯，央行最早在 2002 年发布《商业银行信息披露暂行办法》，要求商业银行进行信息披露，但规定总资产低于 10 亿或存款低于 5 亿免于披露，城商行自 2003 年初到 2006 初分步实施该办法。2004 年银监会再次发文，规范股份制商业银行年度报告内容，规定 04 年起 11 家股份制银行按《暂行办法》进行披露，另选取 32 家城商行进行试点披露。随后，银监会 2007 年颁布实施《商业银行信息披露办法》，开始要求所有商业银行自会计年度结束 4 个月内自行披露年度报告（摘要），并报送银监会登记。披露形式为营业场所张贴、纸质媒体登载和网络（各银行官网）披露。部分商业银行 2007 年之前就已经开始公开披露年报（摘要），而原则上说 2007 年开始所有商业银行均须公开披露其年报。但受实际情况限制，到目前为止，只有大、中型商业银行、城商行及部分农商行能够做到每年披露年报。

根据上述信息披露政策，作者及项目组其他成员搜集了尽可能多的银行年报文档，覆盖所有 5 大国有银行（平均样本长度 13.4 年）、12 家股份制银行（平均样本长度 14 年）、142 家城商行（平均样本长度 9.5 年，合并重组之前分开计数）、611 家农商行（平均样本长度 3.9 年）、以及 93 家农村信用社（平均样本长度 3.2 年）。本文使用数据为项目组阶段性成果，因此仅涵盖了其中的 391 家银行。此外，由于 2005 年之前数据样本极其有限，且在此之前我国商业银行在治理水平和治理结构上都还存在较为明显的不足，本文仅将样本年度区间选取在 2005-2016 年。

银行年报及财务数据文档集主要依赖下面几个来源：

各银行官方网站。银监会金融机构信息披露平台集中了所有城商行和大部分较大规模农村银行（包括农商行、农合行和农村信用社）的网站链接。目前大部分城商行的官方网站都可以正常下载年报，但覆盖年份经常较短且存在残缺不全的

情况。而除较大规模的农商行外，大部分农村银行的网站或者不提供年报信息披露，或者维护不良不能正常使用，或者根本没有官方网站。

报纸。受人民银行《信息披露办法》的实施的影响，大部分城商行均选择《金融时报》为其年报摘要披露媒体。还有部分城商行选择在地方报纸（省、市一级宣传部主管的日报）上登载年报摘要。还有不少江浙地区的农商行选择在《上海金融报》上登载年报摘要（目前未收录）。特别说明：《金融时报》网站提供电子版下载，但回溯时间只能到 2008 年（即 2007 年年报）；2007 年及之前的电子版由于服务器原因无法下载，故只能依赖于纸质版拍照、扫描等途径复制保存。

中国货币网及中国债券网。这两个网站（特别是前者）提供了可观的城商行年报（摘要）文档，对没有年报文档的年份，通常会有经审计财务报表文档。商业银行发行金融债或是承销债券必须向上述两个网站报备其年报或经审计财务报表。

网络文库。包括百度文库、道客巴巴、豆丁网等。这个来源包括个别城商行个别年份的年报（或摘要），但可以作为官网年报不全或缺少前述来源时的有效补充。

附录 C　不良贷款率的结构性变化

从 1999 年起，人民银行同财政部开始对四大国有银行（工农中建）进行不良资产剥离，而 2003 年设立的银监会主要初始职责之一就是监督、协助商业银行结构性缩减不良贷款率。随着农业银行在 2007 年底完成剩余的不良资产处置工作，不良贷款率的结构性下降告一段落。表 C.1 报告了四类主要商业银行不良贷款率（NPL 原始值）2004--2016 的年度变化情况，数据来源于银监会网站。

表 C.1　样本变量描述性统计

年份	总体平均	五大国有银行	股份制银行	城商行	农商行
2004	13.21	15.57	4.94		
2005	8.61	10.49	4.22	7.73	6.03
2006	7.09	9.22	2.81	4.78	5.90
2007	6.17	8.05	2.15	3.04	3.97
2008	2.42	2.81	1.35	2.33	3.94
2009	1.58	1.80	0.95	1.30	2.76
2010	1.14	1.31	0.70	0.91	1.95
2011	1.00	1.10	0.60	0.80	1.60
2012	0.95	0.99	0.72	0.81	1.76
2013	1.00	1.00	0.86	0.88	1.67
2014	1.25	1.23	1.12	1.16	1.87
2015	1.67	1.66	1.53	1.40	2.48
2016	1.74	1.68	1.74	1.48	2.49

附录 D　稳健性检验表

表 D.1　贷款利率估计结果（GMM）

	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$
		ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$	
$LR_{i,t-1}$	0.673***	0.699***	0.704***	0.687***	0.714***	0.716***
	(15.95)	(14.78)	(14.60)	(16.52)	(15.38)	(15.24)
ΔMP_t	0.747***	0.755***	0.522***	0.572***	0.593***	0.466***
	(10.29)	(10.38)	(5.05)	(11.76)	(12.38)	(6.10)
$State_{i,t}$		0.002	0.002		0.005	0.004
		(0.13)	(0.15)		(0.43)	(0.35)
$State_{i,t}\times\Delta MP_t$			0.008***			0.004**
			(2.74)			(1.99)
$GDP_{p,t}$	-0.122***	-0.112***	-0.112***	-0.088**	-0.083*	-0.081*
	(-3.25)	(-2.62)	(-2.59)	(-2.39)	(-1.96)	(-1.91)
$Equr_{i,t}$	-0.001	-0.002	-0.002	0.000	-0.001	-0.001
	(-0.33)	(-0.58)	(-0.65)	(0.08)	(-0.21)	(-0.25)
$CAR_{i,t}$	0.118*	0.147**	0.150**	0.085	0.113	0.116*
	(1.86)	(2.02)	(2.06)	(1.42)	(1.64)	(1.69)
$Liq_{i,t}$	0.045***	0.042***	0.042***	0.047***	0.045***	0.044***
	(4.51)	(4.14)	(4.14)	(4.91)	(4.67)	(4.60)
$\log(size)_{i,t}$	0.013	-0.021	-0.034	-0.018	-0.065	-0.070
	(0.22)	(-0.33)	(-0.53)	(-0.32)	(-1.01)	(-1.11)
$ROA_{i,t}$	2.426***	2.366***	2.394***	2.435***	2.379***	2.399***
	(6.40)	(5.98)	(6.06)	(6.68)	(6.22)	(6.29)
$Lev_{i,t}$	-0.265***	-0.286**	-0.284**	-0.251***	-0.265**	-0.262**
	(-2.76)	(-2.43)	(-2.42)	(-2.69)	(-2.30)	(-2.30)
AR(2)	0.494	0.604	0.700	0.297	0.173	0.159

Sargan Test	0.027	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
N	1524	1427	1427	1524	1427	1427

注：同表 4.2。

表 D.2　贷款增速估计结果（GMM）

	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$
	ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$		
$LG_{i,t-1}$	0.112^{**}	0.088^{*}	0.091^{*}	0.122^{**}	0.100^{**}	0.104^{**}
	(2.23)	(1.76)	(1.82)	(2.42)	(1.99)	(2.05)
ΔMP_t	-2.902^{***}	-2.869^{***}	-1.170^{*}	-2.404^{***}	-2.342^{***}	-1.150^{**}
	(-6.49)	(-6.12)	(-1.67)	(-6.41)	(-5.85)	(-2.01)
$State_{i,t}$		0.165^{*}	0.158^{*}		0.146	0.152^{*}
		(1.82)	(1.76)		(1.61)	(1.67)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			-0.060^{***}			-0.041^{**}
			(-3.05)			(-2.39)
$GDP_{p,t}$	1.841^{***}	1.706^{***}	1.713^{***}	1.727^{***}	1.603^{***}	1.591^{***}
	(6.82)	(7.01)	(6.98)	(6.53)	(6.70)	(6.62)
$Equr_{i,t}$	0.043	0.038	0.040	0.039	0.034	0.036
	(1.12)	(0.91)	(0.96)	(0.98)	(0.81)	(0.83)
$CAR_{i,t}$	0.141	0.042	0.010	0.257	0.151	0.128
	(0.42)	(0.14)	(0.03)	(0.77)	(0.49)	(0.42)
$Liq_{i,t}$	0.071	0.083^{*}	0.083^{*}	0.051	0.064	0.066
	(1.43)	(1.91)	(1.92)	(1.01)	(1.44)	(1.50)
$\log(size)_{i,t}$	-0.141	-0.542	-0.449	-0.060	-0.402	-0.344
	(-0.46)	(-1.42)	(-1.20)	(-0.20)	(-1.07)	(-0.93)
$ROA_{i,t}$	0.039	0.267	-0.032	0.252	0.332	0.095
	(0.02)	(0.12)	(-0.01)	(0.11)	(0.15)	(0.04)
	-0.347	0.012	-0.017	-0.403	-0.066	-0.114

$Lev_{i,t}$	(-0.68)	(0.02)	(-0.03)	(-0.79)	(-0.12)	(-0.21)
AR(2)	0.284	0.178	0.237	0.099	0.055	0.062
Sargan Test	0.027	1.000	1.000	0.501	1.000	1.000
N	1563	1456	1456	1563	1456	1456

注：同表 4.2。

表 D.3　不良贷款率估计结果（GMM）

	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$
	ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$		
$NPL_{i,t-1}$	0.607***	0.609***	0.610***	0.607***	0.609***	0.610***
	(18.91)	(18.96)	(18.79)	(19.31)	(19.28)	(19.11)
ΔMP_t	-0.013	-0.025	-0.079**	-0.005	-0.015	-0.062*
	(-0.66)	(-1.27)	(-2.11)	(-0.33)	(-0.84)	(-1.87)
$State_{i,t}$		-0.001	-0.001		-0.001	-0.001
		(-0.27)	(-0.23)		(-0.27)	(-0.31)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			0.002*			0.002**
			(1.86)			(1.99)
$GDP_{p,t}$	-0.039***	-0.039***	-0.040***	-0.040***	-0.041***	-0.041***
	(-2.92)	(-2.98)	(-2.95)	(-3.04)	(-3.12)	(-3.05)
$Equr_{i,t}$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(0.27)	(0.28)	(0.25)	(0.25)	(0.24)	(0.20)
$CAR_{i,t}$	-0.101***	-0.091**	-0.091**	-0.100***	-0.090**	-0.090**
	(-2.91)	(-2.54)	(-2.54)	(-2.89)	(-2.51)	(-2.52)
$Liq_{i,t}$	0.010***	0.007***	0.007***	0.010***	0.007***	0.007***
	(3.22)	(2.70)	(2.68)	(3.20)	(2.68)	(2.64)
$\log(size)_{i,t}$	0.085***	0.091***	0.089***	0.085***	0.092***	0.090***
	(3.74)	(4.29)	(4.25)	(3.76)	(4.33)	(4.33)

$ROA_{i,t}$	-0.307**	-0.296*	-0.281*	-0.311**	-0.301**	-0.292*
	(-2.09)	(-1.94)	(-1.81)	(-2.11)	(-1.98)	(-1.88)
$Lev_{i,t}$	0.147***	0.137***	0.138***	0.147***	0.137***	0.140***
	(5.26)	(4.46)	(4.45)	(5.24)	(4.44)	(4.43)
AR(2)	0.135	0.182	0.184	0.140	0.189	0.191
Sargan Test	0.107	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
N	1533	1447	1447	1533	1447	1447

注：同表 4.2。

表 D.4　贷款利率估计结果（GMM，考虑经济危机特殊期间）

	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$	$LR_{i,t}$
		ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$	
$LR_{i,t-1}$	0.583***	0.613***	0.617***	0.602***	0.634***	0.637***
	(14.43)	(13.84)	(13.67)	(15.39)	(14.75)	(14.62)
ΔMP_t	0.379***	0.391***	0.231**	0.369***	0.394***	0.291***
	(4.88)	(5.10)	(2.35)	(7.89)	(8.65)	(4.11)
$State_{i,t}$		-0.001	-0.001		0.002	0.001
		(-0.11)	(-0.10)		(0.17)	(0.11)
$State_{i,t}\times\Delta MP_t$			0.006**			0.004*
			(2.01)			(1.78)
Crisis	-2.019***	-2.045***	-2.024***	-2.008***	-2.026***	-2.021***
	(-13.64)	(-13.23)	(-13.00)	(-15.76)	(-14.95)	(-14.96)
$GDP_{p,t}$	0.046	0.065	0.064	0.057	0.072*	0.073*
	(1.21)	(1.57)	(1.54)	(1.58)	(1.78)	(1.80)
$Equr_{i,t}$	0.001	0.000	0.000	0.002	0.001	0.001
	(0.34)	(0.14)	(0.07)	(0.57)	(0.32)	(0.29)
$CAR_{i,t}$	0.125**	0.138**	0.141**	0.104*	0.117*	0.120*
	(2.09)	(2.01)	(2.04)	(1.86)	(1.79)	(1.83)

$Liq_{i,t}$	0.035***	0.033***	0.033***	0.039***	0.038***	0.038***
	(3.11)	(3.02)	(3.02)	(3.71)	(3.73)	(3.67)
$\log(size)_{i,t}$	0.098*	0.072	0.063	0.072	0.033	0.029
	(1.83)	(1.13)	(0.99)	(1.42)	(0.53)	(0.46)
$ROA_{i,t}$	2.142***	1.979***	2.003***	2.051***	1.889***	1.907***
	(5.98)	(5.31)	(5.38)	(5.96)	(5.22)	(5.27)
$Lev_{i,t}$	-0.333***	-0.345***	-0.343***	-0.322***	-0.329***	-0.326***
	(-3.54)	(-3.04)	(-3.03)	(-3.51)	(-2.93)	(-2.93)
AR(2)	0.126	0.117	0.147	0.668	0.746	0.808
Sargan Test	0.017	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
N	1524	1427	1427	1524	1427	1427

注：同表 4.2。

表 D.5　贷款增速估计结果（GMM，考虑经济危机特殊期间）

	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$	$LG_{i,t}$
	ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$		
$LG_{i,t-1}$	0.103**	0.073	0.077	0.112**	0.083*	0.087*
	(2.02)	(1.46)	(1.53)	(2.18)	(1.65)	(1.71)
ΔMP_t	-2.583***	-2.371***	-0.799	-2.205***	-2.046***	-0.907
	(-5.27)	(-4.69)	(-1.09)	(-5.76)	(-5.06)	(-1.54)
$State_{i,t}$		0.174*	0.166*		0.156*	0.161*
		(1.93)	(1.87)		(1.72)	(1.77)
$State_{i,t} \times \Delta MP_t$			-0.056***			-0.039**
			(-2.97)			(-2.36)
Crisis	2.053*	3.231***	3.039**	2.368**	3.506***	3.422***
	(1.70)	(2.59)	(2.46)	(2.16)	(3.12)	(3.06)
$GDP_{p,t}$	1.668***	1.414***	1.438***	1.551***	1.325***	1.320***
	(5.63)	(5.54)	(5.59)	(5.53)	(5.47)	(5.42)

$Equr_{i,t}$	0.040	0.032	0.035	0.036	0.029	0.031
	(1.03)	(0.77)	(0.82)	(0.90)	(0.68)	(0.72)
$CAR_{i,t}$	0.153	0.075	0.041	0.255	0.165	0.141
	(0.46)	(0.25)	(0.14)	(0.77)	(0.56)	(0.48)
$Liq_{i,t}$	0.082^{*}	0.100^{**}	0.099^{**}	0.062	0.080^{*}	0.082^{*}
	(1.67)	(2.33)	(2.33)	(1.25)	(1.84)	(1.89)
$\log(size)_{i,t}$	-0.147	-0.585	-0.494	-0.075	-0.466	-0.409
	(-0.48)	(-1.53)	(-1.32)	(-0.25)	(-1.24)	(-1.10)
$ROA_{i,t}$	0.376	0.997	0.675	0.752	1.290	1.044
	(0.16)	(0.44)	(0.29)	(0.31)	(0.57)	(0.46)
$Lev_{i,t}$	-0.283	0.115	0.082	-0.325	0.053	0.005
	(-0.55)	(0.21)	(0.15)	(-0.63)	(0.10)	(0.01)
AR(2)	0.245	0.161	0.212	0.086	0.057	0.063
Sargan Test	0.068	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
N	1563	1456	1456	1563	1456	1456

注：同表 4.2。

表 D.6　不良贷款率估计结果（GMM，考虑经济危机特殊期间）

	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$	$NPL_{i,t}$
		ΔMMR_t			$\Delta MPPC_t$	
$NPL_{i,t-1}$	0.604^{***}	0.605^{***}	0.606^{***}	0.605^{***}	0.606^{***}	0.607^{***}
	(18.95)	(19.20)	(19.04)	(19.35)	(19.51)	(19.36)
ΔMP_t	-0.053^{**}	-0.062^{**}	-0.109^{***}	-0.024	-0.032	-0.077^{**}
	(-2.19)	(-2.38)	(-2.58)	(-1.27)	(-1.53)	(-2.13)
$State_{i,t}$		-0.001	-0.001		-0.001	-0.001
		(-0.41)	(-0.38)		(-0.39)	(-0.42)
$State_{i,t}\times\Delta MP_t$			0.002^{*}			0.002^{**}
			(1.74)			(1.98)

Crisis	-0.264***	-0.240***	-0.235***	-0.235***	-0.209**	-0.207**
	(-3.12)	(-2.61)	(-2.58)	(-2.91)	(-2.39)	(-2.37)
$GDP_{p,t}$	-0.013	-0.015	-0.016	-0.020*	-0.021**	-0.022**
	(-1.22)	(-1.41)	(-1.49)	(-1.81)	(-2.02)	(-2.02)
$Equr_{i,t}$	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000
	(0.49)	(0.49)	(0.46)	(0.41)	(0.39)	(0.35)
$CAR_{i,t}$	-0.100***	-0.092***	-0.091***	-0.099***	-0.090**	-0.090**
	(-2.98)	(-2.61)	(-2.60)	(-2.94)	(-2.55)	(-2.56)
$Liq_{i,t}$	0.008***	0.006**	0.006**	0.009***	0.007***	0.007**
	(3.12)	(2.55)	(2.52)	(3.15)	(2.60)	(2.54)
$\log(size)_{i,t}$	0.084***	0.092***	0.090***	0.086***	0.094***	0.091***
	(3.83)	(4.51)	(4.49)	(3.93)	(4.61)	(4.62)
$ROA_{i,t}$	-0.372***	-0.358**	-0.344**	-0.378***	-0.364**	-0.355**
	(-2.70)	(-2.53)	(-2.39)	(-2.74)	(-2.57)	(-2.46)
$Lev_{i,t}$	0.138***	0.129***	0.130***	0.139***	0.130***	0.133***
	(4.97)	(4.18)	(4.16)	(4.99)	(4.18)	(4.16)
AR(2)	0.163	0.204	0.205	0.176	0.218	0.219
Sargan Test	0.069	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
N	1533	1447	1447	1533	1447	1447

注：同表 4.2。