

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[‡]

2016年8月15日

摘要: 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 148 家商业银行 2005–2014 的年度面板数据,初步的实证结果支持主要的理论结果。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
CEL code: E52, G21, G38

1 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,加总银行信贷高涨;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。2007–08 年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。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

*本文作者感谢潘敏、马理、殷庆、林晨的评论建议;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参与者的反馈建议;感谢魏海瑞、王奇、张泽华、邱秀芳对数据搜集的建议与帮助;感谢国家自然科学基金青年项目(71503191)的资金支持。文中错漏之处全由作者承担。

[†]通信作者,武汉大学金融系助理教授;电子邮箱 yanliu.ems@whu.edu.cn。

[‡]清华大学经济系研究生。

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其信贷可得性显著较高。潘敏、张依茹 (2012, 2013) 与储著贞、梁权熙、蒋海 (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，即高国有股权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。我们认为，高国有股权银行的反周期性与金融加速器理论所指出的银行信贷顺周期性并不是矛盾的。高国有股权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，我们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，¹ 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。在这一简洁的模型设置下，我们严格推导了内生均衡信贷利率、平均不良贷款率和信贷总量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，平均不良贷款率的上升以及信贷总量的增长。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，高国有股权银行在货币、金融政策作用下信贷顺周期性会减弱，甚至在政策刺激下出现信贷反周期性。这为前述实证规律给出了一个直观的理论机制解释。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。

为了进一步验证本文的理论模型，我们搜集 2005–2014 年间中国 148 家商业银行的年度面板数据进行实证检验。其中主要的银行财务数据来自 Bankscope 数据库；关键变量银行国有股权比例来源于银行的年报。利用成熟的面板 GMM 方法，我们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。实证结果支持理论模型的主要结论，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。

本文的结构安排如下。本节余下部分叙述本文与相关文献的联系，进一步指明本文的贡献。第二节陈述理论模型的基本设定。第三节对基准模型进行深入分析，推导国有股权、货币政策对银行信贷的一阶影响。第四节研究基准模型的一个简单动态拓展，从而获得对股权结构、货币政策交互作用的定性结果。第五节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。文末附录包括较进一步的辅助性理论分析和详细的银行年报数据说明。

1.1 文献综述

本文的研究主题与两大类已有文献密切相关：(i) 货币政策传导机制的银行信贷渠道和 (ii) 银行股权结构对其经营行为的影响。我们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价、量的影响。同时期的银行微观理论模型，如 Holmström & Tirole (1997) 和 Repullo & Suarez

¹DMW 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。

(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的(甚至唯一)关注点。国外代表性的实证研究如 Jiméne^z *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。² 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、郑录军、于建霞 (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、饶品贵、鲍明明 (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)。³

相比较而言, 国有股权对银行信贷周期性影响(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。⁴

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;⁵ 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。⁶ 其次, 在政府持股影响方面, 我们借鉴了 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, 我们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

²La 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)。

³英文文献的主要关心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) 及 *Journal of Banking and Finance* 的当期特刊。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)。

⁴Deng *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。

⁵最早论证这一点的经典文献为 Leland & Pyle (1977), 参见 Gorton & Winton (2003, sec. 2)。

⁶参见 Dell’Ariccia & Marquez (2006) 对银行信贷标准的理论分析。

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、梁权熙、蒋海 (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（2009–10）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。⁷ 与之不同，我们的研究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，而我们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，国有股份占比是更为合适的变量。

2 理论模型

2.1 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，而项目成功时的收益 R 则理解为包涵了 W 的价值。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 $B = K + D$ 。⁸

模型中一个基本的经济摩擦在信息不对称：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。⁹ 我们用银行贷款利率 $r \geq 0$ 来表示银行的信贷决策变量。与此不同，我们假设银行在存款市场中是价格接受者，支付利率 $\rho \geq 0$ 。¹⁰ 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。尽管我们的模型不直接考虑央行货币等金融政策制定问题，但我们默认央行

⁷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、梁权熙、蒋海 (2012) 的研究与潘敏、张依茹 (2012, 2013) 更为接近。

⁸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。

⁹Willner (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；参见杨天宇、钟宇平 (2013)。

¹⁰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。

控制 ρ 的变动，且 ρ 对银行来说是一个外生变量。¹¹

以 ρ_f 表示经济中的平均资本回报率，且总假设 $\rho_f > \rho$ 。¹² 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，我们的模型不考虑通货膨胀，所有利率都是实际利率。

2.2 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，但我们认为与现实相差较大。更有研究价值的情形是 $W \leq B$ ，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。我们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 $p[R - (1+r)B] \geq (1 + \rho_f)W$ ，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

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

换言之，当且仅当 $p \geq \theta(r)$ ，企业 p 需要从银行获得贷款。为排除平凡的参数取值，我们只考虑 $0 < \theta(r) < 1$ 的情形。为此， r 只需满足 $0 \leq r < \bar{r} \equiv (R - (1 + \rho_f)W)/B - 1$ 即可。¹³

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。给定 $r \in (0, \bar{r})$ ，银行的贷款（信贷）总额为

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

相应的平均贷款违约率（不良贷款率）为

$$N(r) = \frac{\int_{\theta(r)}^1 (1 - p) dF(p)}{1 - F(\theta(r))} = 1 - \frac{\int_{\theta(r)}^1 p dF(p)}{1 - F(\theta(r))}.$$

2.3 银行的利润函数

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，我们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

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

¹¹ 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。我们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。

¹² 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。

¹³ 注意到 $\theta(r)$ 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 $\rho_f < \frac{R-1}{W}$ ；3.1 节中的假设 1 确保这个不等式得到满足。

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

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

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 。¹⁴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。

2.4 Nash 议价与银行信贷决策

在这一小节中我们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，我们引入 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。¹⁵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，我们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 $\alpha\pi$ 。

我们假设银行两类股东对银行最终信贷决策（贷款利率 r ）的决定，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：

$$\max_r [(1-\alpha)\pi(r)]^{1-\alpha}[L(r)]^\alpha. \quad (\text{BP1})$$

这里我们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 $1-\alpha$ 。¹⁶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

¹⁴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。

¹⁵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。

¹⁶Nash 议价模型还被广泛运用于经济学其他分支，如宏观就业问题中搜索-匹配理论的一个关键基础；参考 (Rogerson *et al.*, 2005, sec. 4.2)。Nash 最初提出的议价形式满足对称性，即 $\alpha = 1/2$ ；而议价权重 $\alpha \in (0, 1)$ 的一般情形称为非对称 Nash 议价。Nash 议价本身是一个合作博弈，但 Rubinstein 等人的重要工作为 Nash 议价提供了一个非合作博弈的基础：Nash 议价的解等价于一个相应的轮换报价（alternating offering）博弈的子博弈完美 Nash 均衡；特别的，此时 α 可以解释为与报价决策时间成比例。参见 Osborne & Rubinstein (1990) ch. 4，特别是 sec. 4.4。

可能对银行经营产生影响。但作为一阶近似而言，我们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。我们将这个模型记为 (BP1)，和下面讨论的扩展模型相区别。我们么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 。下一节中，我们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。

3 基准模型的性质和均衡

本节中，我们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。¹⁷ 在此基础上，我们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，并推导信贷总量等均衡结果的比较静态性质。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，我们在下一节中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。

3.1 利润函数的性质

为行文简洁，我们首先列出本小节分析中需要使用的两个参数假设。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. $W \geq B$ 且 $\rho_f < R - 1$ 。

假设 2. $f(\cdot)$ 在 $(0, 1)$ 上一阶连续可导、严格为正，且其弹性 $\varepsilon_f(p) \equiv pf'(p)/f(p)$ 满足 $\varepsilon_f(p) \geq -2$ 。

假设 1 排除了模型中信贷市场运行的两种平凡情形，即贷款无风险及贷款无利润，且保证了 $\bar{r} > 0$ 得到满足。¹⁸ 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。¹⁹

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

$$\pi'(r) = B \int_{\theta(r)}^1 pf(p)dp - (\theta(r)(1+r)B + (1-\theta(r))W - (1+\rho_f)K - (1+\rho)D)f(\theta(r))\theta'(r).$$

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 $V(p) =$

¹⁷尽管 DMV 的原始论文也讨论过基本类似的利润函数，但据我们所知，文献中（包括 DMV 原文）尚无对其形状特征等关键性质进行分析的记载。

¹⁸脚注 12 中说明了为使 $\bar{r} > 0$ ，需要有 $\rho_f < (R-1)/W$ ，而 $\rho_f < R-1$ 显然可以保证前述不等式 $W < 1$ 成立。

¹⁹最后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-分布来说，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。

$pR + (1 - p)W - (1 + \rho_f)$, 则有

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

其中 $\Delta_\rho = \rho_f - \rho > 0$ 。故 $\pi'(r)$ 可简写为

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

进一步计算可知

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

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

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

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 $\Delta_\rho D > 0$ 。□

该引理中定义的函数 $V(p)$ 本质上是成功概率为 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, 该企业才应当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 $p^e = (1 + \rho_f - W)/(R - W) > 0$, 且由假设 1 可知 $p^e < 1$ 。下一引理表示存在对应的社会有效贷款利率 r^e 使得 $\theta(r^e) = p^e$ 。

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. 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 $\theta(0)B + (1 - \theta(0))W - (1 + \rho_f)K - (1 + \rho)D = V(\theta(0)) + \Delta_\rho D \geq V(p^e) + \Delta_\rho D > 0$, 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 $p \geq \theta(0)$, 均有 $\theta(0)B + (1 - \theta(0))W - (1 + \rho_f)K - (1 + \rho)D < 0$, 矛盾。故 $p^e > \theta(0)$ 得证。

由 $\theta(r^e)(1 + r^e)B + (1 - \theta(r^e))W - (1 + \rho_f)K - (1 + \rho)D = V(\theta(r^e)) + \Delta_\rho D = V(p^e) + \Delta_\rho D > 0$, 可知 $\pi(r^e) > 0$ 。□

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配置。接下来我们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, 我们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 1-2 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 $\theta'(r), \theta''(r)$ 并代入前述不等式, 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 $r^c < r^e$ 。□

有了这个结论的帮助, 我们首先分析利润最大化贷款利率。

引理 4. 在假设 1-2 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 $[r^c, \bar{r}]$ 上是严格凹的。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

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

唯一确定, 且显然有 $\pi(r^m) > 0$ 。□

尽管一般的经济学直觉预示社会有效利率（价格）应该低于利润最大化垄断利率（价格），但在我们的模型中, r^e 有可能大于 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, 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

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

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 $r^0 < r^m, r^e$ 。

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. 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 $r^0 < r^e$ 。□

由 $\pi(r^0) = 0$ 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。²⁰ 在下一小节的分析中, 为简明起见, 我们将直接假设 $r^{cc} = 0$ 成立。

²⁰这个上限取决于模型基本参数; 对模型参数的简单校准意味着这个上限等于 1.7。详细讨论见附录 D。

3.2 市场均衡：基准模型

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。我们将首先说明在 Nash 议价问题内点解的存在唯一性，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 $L(r^*)$ 和不良贷款率 $N(r^*)$ 的一阶比较静态性质。

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 $\max_r [(1 - \alpha)\pi(r)]^{1-\alpha}[L(r)]^\alpha$ 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 。故我们可以把最优化问题的定义域缩减到 $[r^0, r^m]$ 。

令 $\Gamma(r) = \log([\pi(r)]^{1-\alpha}[L(r)]^\alpha)$ 。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）

$$\Gamma_r = (1 - \alpha)G(r) - \alpha H(r),$$

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^* 的必要条件是 $\Gamma_r(r^*) = (1 - \alpha)G(r^*) - \alpha H(r^*) = 0$ 。简单计算可得

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

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。 \square

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，我们可以判断 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 1-2 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

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

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。 \square

在此基础上我们可以直接推导出均衡信贷总量 $L^*(\alpha, \rho) \equiv L(r^*(\alpha, \rho))$ 和均衡不良贷款率 $N^*(\alpha, \rho) \equiv N(r^*(\alpha, \rho))$ 关于 α 和 ρ 的一阶比较静态结论。

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

证明. 这些结果是前一定理以及 $L(r)$ 与 $N(r)$ 关于 r 单调性的直接推论。 \square

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。此结论可以有一个直观的解释。基准模型均衡
利率 r^* 所应满足的一阶条件可以写为：

$$\frac{\pi_r}{\pi} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{L_r}{L}.$$

从银行私人股东的角度看，该式左端反映了银行经营的边际收益，而右端反映了国有股东偏好
带来的额外边际成本。²¹ 国有股权 α 的提高直接导致额外边际成本的提高，故银行只能通过降
低贷款利率来实现更高的边际收益（ π_r 关于 r 递减），因此 r^* 关于 α 递减。类似的，注意到额外
边际成本（一阶条件的右端）不直接依赖于货币政策 ρ ，而边际收益关于 ρ 递增（ $\pi_{r\rho}, \Gamma_{r\rho} > 0$ ），
故 ρ 的提高需要 r 的提高来保证边际收益不变，因此 r^* 关于 ρ 的递增。

4 基准模型的拓展

4.1 动态设定和稳态均衡

基准模型是一个单期模型。在本小节中，我们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

$$[0, \Delta t], [\Delta t, 2\Delta t], \dots, [(M-1)\Delta t, M\Delta t],$$

其中 $\Delta t = 1/M$ 。我们用 $[t, t + \Delta t]$ 表示其中任一时期。之后我们将对 $M \rightarrow \infty$ 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 $F(p)$ 。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。²²

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 $L(r_t)\Delta t$ ，新增贷款对应的不良贷款
率仍然为 $N(r_t)$ ，而新增利润为 $\pi(r_t)\Delta t$ （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^* 。截止时刻 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

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

²¹ 边际利润 π_r 等于边际收益减边际成本（银行正常经营的边际成本），且 r 只影响边际收益。

²² 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 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。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 $\Delta t = 1/M$, 议价问题 (BP2) 是对所有 M 个时间点 $t \in \mathcal{T}_M \equiv \{0, \Delta t, \dots, (M-1)\Delta t\}$ 定义的, 相应的信贷决策也是一个序列 $\{r_t : t \in \mathcal{T}_M\}$ 。该序列进一步决定了信贷市场动态均衡结果 $\{\bar{\pi}(t), \bar{L}(t) : t \in \mathcal{T}_M\}$ 。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 1-2 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 $r_t^{**} = r^* \in (r^0, r^m), \forall t \in \mathcal{T}_M$ 。

证明. 我们先假设存在内点解 $\{r_t^{**}\}$ 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 $t \in \mathcal{T}_M$ 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

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

其内点解所应满足的一阶条件为

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

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

$$\frac{\bar{\pi}(t) + \pi(r)\Delta t}{\bar{L}(t) + L(r)\Delta t} = \frac{\pi(r)}{L(r)}$$

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 $m = 1, \dots, M$, 我们可以递推的构造 $\bar{\pi}^*(m\Delta t) = \bar{\pi}^*((m-1)\Delta t) + \pi(r^*)\Delta t = m\pi(r^*)\Delta t$ 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 (1) 的唯一解为基准模型的解 $r_0^{**} = r^*$ 。给定 $t = 0, \dots, m\Delta t$ 时 (1) 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 (1) 为如下形式:

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

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。□

4.2 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，我们更倾向于把 ρ 的变动看做货币政策冲击。相应的，我们希望分析 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 $\{\rho_t\}$ ，进而分析完整的动态随机信贷市场均衡 $\{r_t\}$ （作为一个随机过程）如何随 ρ_t 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

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

原则上我们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的复杂。为进一步简化，我们先对 $\Delta t \rightarrow 0$ 取极限（即 $M \rightarrow \infty$ ），并去掉时间指标 t ，故有

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r^{**}(\rho), \rho)}{\bar{\pi}} + \alpha \frac{L'(r^{**}(\rho))}{\bar{L}} = 0. \quad (2)$$

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 1-2 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， $\partial L(r^{**}(\rho))/\partial \rho < 0$ 且 $\partial N(r^{**}(\rho))/\partial \rho < 0$ 。

证明. 对 (2) 使用隐函数定理可以得到：

$$r_\rho^{**} = - \frac{\pi_{r\rho}(r, \rho)}{\pi_{rr}(r, \rho) + (\alpha/(1 - \alpha))(\bar{\pi}/\bar{L})L_{rr}(r)} \Big|_{r=r^*}. \quad (3)$$

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。□

这里值得强调的一点是，上述结论中 $L^{**}(\rho) \equiv L(r^{**}(\rho))$ 与 $N^{**}(\rho) \equiv N(r^{**}(\rho))$ 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。

接下来我们考虑国有股权变动的的影响。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；我们称这个情形为股权结构冲击。第二种类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；我们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 1-2 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。类似于 (2)，此时 $r^{**}(\alpha)$ 满足的一阶条件为

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

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

$$r_{\alpha}^{**} = \frac{\pi_r(r)/\bar{\pi} - L_r(r)/\bar{L}}{(1 - \alpha)\pi_{rr}(r)/\bar{\pi} + \alpha L_{rr}(r)/\bar{L}} \Big|_{r=r^*}. \quad (4)$$

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 $\bar{\pi}(t) = \bar{\pi}^*(t) = t\pi(r^*)$ ，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

$$(1 - \alpha) \frac{\pi'(r^*)}{\pi(r^*)} + \alpha \frac{L'(r^*)}{L(r^*)} = 0. \quad (5)$$

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。□

4.3 股权结构和货币政策的交互影响

我们进一步把 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，我们只需考察 α 的变动如何影响 r_{ρ}^{**} 的变动。为简化下面的分析，我们先给出 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：

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

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 (3) 可得

$$r_{\rho}^{**} = -\frac{\pi_{r\rho}}{\pi_{rr} - \pi_r L_{rr}/L_r}.$$

将上式右端各项导数用其表达式代换并整理可知

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

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

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

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

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，我们无法直接判断 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，我们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。²³

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

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

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

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

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 $\Phi'(\theta) = 2 \frac{R - W}{(1 + \rho_f)W} \theta - \frac{1}{\theta^2} > 0$ 。故结论成立。□

由于 $\theta(r^*) > \theta(0) = \frac{(1 + \rho_f)W}{R - B}$ ，故 $r_{\alpha\rho}^{**} > 0$ 的一个充分条件为 $2 \frac{R - W}{R - B} > \frac{1}{\theta^2(0)} = \frac{(R - B)^2}{(1 + \rho_f)^2 W^2}$ 。按照附录 D 详述的方法对模型基本参数进行校准，可知 $2 \frac{R - W}{R - B} = 2\theta(0)/\lambda = 3.27$ ， $\frac{1}{\theta^2(0)} = 1.93$ ，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。进一步由 $R - W > R - B$ 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 $(\sqrt{2} - 1 + \sqrt{2}\rho_f)W \geq R - 1$ 。最后这一不等式说明，只要投资项目成功时产出 R 不是太高或企业可抵押初始资产 W 不是太低，则 $r_{\alpha\rho}^{**}$ 均大于 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，我们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；而我们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

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

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

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

故 α 对信贷（增速）货币政策敏感度的作用方向取决于大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

²³当 f 为均匀分布时， $\varepsilon_f(p) = 0$ ，故满足假设 2 以及保证 $\pi'' \leq 0$ 的充分条件（附录 D）。更确切地说，只需要 $f(p)$ 在 $\theta(r^{**})$ 附近接近均匀分布即可。

表 1: 理论预测

	<i>MP</i>	<i>STATE</i>	<i>MP</i> × <i>STATE</i> ^a
<i>LR</i>	+	-	+
<i>LG</i>	-	+	- ^b
<i>NR</i>	-	+	+/-

^a 交互作用 ^b 推测结果, 非明确理论预测

$L_r \cdot r_{\alpha\rho}^*$, 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, 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:

$$N_{\alpha\rho}^* = N_{rr} r_\alpha^* r_\rho^* + N_r r_{\alpha\rho}^*$$

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,²⁴ 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。

5 实证研究

5.1 实证模型及计量方法

在实证分析中, 我们把上述模型中的三个内生变量——银行平均贷款利率、贷款总额及不良贷款率 (新增不良率)——依次记为 LR, LG 和 NR ; 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 (见表 1), 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, 依据上一小节末尾的讨论, 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。

除货币政策变量之外, 所有四个变量都是银行层级的。因此, 我们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。由于我们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

²⁴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。

策对银行信贷行为的交互影响有明确的理论预测。²⁵ 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，只要我们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論结论，我们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，这个交叉项还未我们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，我们设定如下的动态面板模型：

$$y_{it} = \sum_{k \geq 1} \phi_k y_{it-k} + \sum_{\ell \geq 0} \beta_\ell \Delta MP_{t-\ell} + \gamma STATE_{it} + \delta STATE_{it} \times \Delta MP_t + \mathbf{X}'_{it} \boldsymbol{\zeta} + u_i + \xi_{it},$$

其中 $y_{it} \in \{\Delta LR_{it}, \Delta \log LG_{it}, NR_{it}\}$ 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， \mathbf{X}_{it} 包括银行资本、流动性及相应的 GDP 增速三个控制变量， u_i 为固定效应，而 ξ_{it} 为残差项。各解释变量滞后阶数的具体设定将在实证结果部分逐个说明。

我们使用标准的系统 GMM 法 (Arellano & Bover, 1995, Blundell & Bond, 1998) 对上述回归模型进行估计，所有回归分析使用 STATA 完成。特别的，在系统 GMM 法选取工具变量的过程中，我们将 CAR_{it} 和 LIQ_{it} 设为内生变量（即当期值可能与残差项相关），但我们默认国有股权变量 $STATE_{it}$ 为外生。给定我们考察的样本期较短（05–14 年），且样本期内很多银行经历了比较大幅度的改制，因此我们有理由相信期间各银行大部分国有股权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。此外，系统 GMM 方法的适用条件之一是初期残差项 ξ_{i1} 与长期趋势项不相关 (Blundell & Bond, 1998, Roodman, 2009)；换言之，样本期内各变量应尽可能已经达到平稳状态而非还处于向长期趋势的转移阶段。在我们的样本期内，尽管银行业总体处于一个大的转型背景之中，但当恰当的控制了宏观和货币条件之后，平均贷款利率和信贷增速的确显示出较明显的平稳性，故关于这两个变量的估计较少受到初值问题的困扰。与此不同，过去十年中国银行业转型的一个重要特点就是不良贷款率的结构性的下降，故对 05–14 年全样本的估计会受到初值问题的很大干扰。对此，我们将 08 年之前的样本全部弃置不用，如下节详述。

5.2 数据及指标定义

我们结合了 Bankscope 数据库和手工收集的银行年度报告文本集，构造了一个长度为十年（05–14 年）、截面为 148 家银行的基准年度面板数据集。样本银行的选取标准为：对所有相关变量，至少有 5 年的连续观测值。²⁶ 我们特别没有把 5 大国有商业银行（工、农、中、建、交）纳入基准样本。主要考虑有三点：一是其极强的国有绝对控股背景，二是其高管人员突出的政府背景，三是其规模与其余银行相差较大；这三者可能对银行的经营、决策方式产生重要影响。剔除 5 大商业银行总体上是让回归结果更偏于保守，故原则上可以增强理论预测验证的可信度；

²⁵如 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。

²⁶极个别银行某些指标只包括 3 年连续观测值。

表 2: 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
LR_{it}	贷款利率	796	7.23	2.37	1.08	21.03
$\Delta \log LG_{it}$	信贷增速	703	24.44	15.83	-11.30	163.48
NR_{it}	不良贷款率	795	1.83	2.46	0.00	31.22
$STATE_{it}$	国有股权比例	796	33.11	22.18	0.00	96.21
LIQ_{it}	流动比率	796	50.19	16.75	11.86	134.96
CAR_{it}	资本充足率	796	12.34	4.71	-23.32	62.62
MMR_t	货币市场利率	10	2.90	0.97	1.26	4.08
$MPPC_t$	货币政策主成分	10	0.00	1.43	-2.34	1.59
GDP_{pt}	省际 GDP 增速	290	11.82	2.32	4.90	23.80

注：详细解释见正文，除样本量外均为百分比

在稳健性检验中，我们把 5 大行也纳入了回归样本中。截止 2014 年底，基准样本覆盖了所有 12 家股份制商业银行，133 家城商行的 6 成，以及 3 家较大型的农商行；样本银行总资产超过 45 万亿，占比超过当年全国商业银行总资产的 30%。²⁷ 考虑到大部分连续数据少于 5 年的银行（主要是城商行）都属于改制或合并重组起步较晚的情况，余留政府影响可能较大，故上述样本选择标准应不会对估计结果造成明显的向上偏误（即扩大国有股权的估计效应）。

表 2 列出了回归分析所使用的主要变量及其描述性统计量。各变量的具体来源简述如下。主要财务指标来自 Bankscope 数据库，包括平均贷款利率 LR ，年末贷款总额 LG ，资本充足率 CAR 以及年末不良贷款率 NPL （该变量调整为 NR 见下文）。国有股权占比 $STATE$ 和流动比率 LIQ 两个变量来自手工搜集的银行年报集。²⁸ Bankscope 中的银行流动性指标定为流动资产/存款及短期融资之和，与《商业银行法》及监管机构要求报送的流动比率（流动资产/流动负债，后者只包括存款的一部分及短期融资）不一致。而银行年报中披露的流动比率符合监管惯例。全国及省际 GDP 增长率和货币政策指标来自相应统计机构。除去年末贷款规模、资本充足率、流动比率、GDP 增速等标准变量外，我们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。我们把国有股东的范围定义为：(i) 财政股（持有人为财政部、汇金公司或地方财政厅局）；(ii) 国资委（中央或地方）及地方国有资产管理公司；(iii) 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。²⁹

平均贷款利率 LR 的定义为银行当年贷款利息收入除以当年末贷款利息余额。这一指标定义的缺陷在于过往贷款利息收入和额度同时影响分子、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

²⁷数据来源于银监会 2014 年报附表。截止 2014 年底，全国商业银行资产总计 150 余万亿；统计范围不包括政策性银行、外资银行和非银行金融机构。截止该年底，5 大国有银行总资产 71 万亿，占全国商业银行业总资产的 47%，与基准样本合计占比达 77%。

²⁸年报数据集的说明见附录 E。

²⁹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。

最好指标。³⁰ 然而，即便是如此定义的当期平均贷款利率还是面对较明显的的数据缺失问题：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。对此，我们采取的补全数据方法分为两种。其一是对贷款利息收入中断缺失的银行，使用其相近年份贷款利息收入占利息总收入的比例来补充缺失年份的贷款利息收入数据，进而计算平均贷款利率。其二是对长期缺失贷款利息收入的银行（主要为小型城商行），我们假设其持有的债券类证券数额较低，故其利息总收入主要反映的就是贷款利息收入，进而直接用利息总收入除以贷款总额作为对平均贷款利率的估计。此种方法可能造成该银行平均贷款利率水平的系统性偏误，但由于我们在回归估计中使用的是贷款利率的一阶差分，这一系统性贷款利率水平偏误的影响可以得到有效控制。

我们使用的不良贷款率指标 NR 不同于通常使用的年末不良贷款率 NPL 。通行指标 NPL 定义为年末不良贷款余额与年末贷款余额之比。但由于不良贷款问题暴漏的滞后性，这个指标不能准确反映当年银行经营决策导致的不良贷款，而主要是过去经营决策所导致的后果。如果现实中的贷款都是一年期，则不良贷款率应该用下一期观测到的不良贷款余额除以当期贷款余额计算。作为这一理想情况的近似，我们将 NR_t 定义为 $t+1$ 期不良贷款余额 LN_{t+1} 除以 t 期贷款余额 LG_t 。由于

$$NR_t = \frac{LN_{t+1}}{LG_t} = \frac{LN_{t+1}}{LG_{t+1}} \frac{LG_{t+1}}{LG_t} = NPL_{t+1} \frac{LG_{t+1}}{LG_t},$$

即 $t+1$ 期年末不良贷款率与 $t+1$ 期贷款同比增长率加 1 的乘积。下面的实证结果将说明这样调整的必要性。中国商业银行行业不良贷款处置及改制于 2007 年基本完成，而 2004–07 年全行业不良贷款率经历了大幅度的结构性下降（详见附录 F）。为剔除这一结构性变化因素，在具体的 GMM 估计中，我们只使用了 2008 年之后的不良贷款率原始值 NPL_{it} ，对应于 2007 年及之后的不良率调整值 NR_{it} 。

我们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。³¹ 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 08 年之前有一个紧缩阶段，08–10 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。

最后，我们使用 GDP 增长率来控制宏观经济周期对银行信贷需求的影响。对股份制商业银行，我们使用全国的年度 GDP 增长率作为控制变量。对城商行和农商行，我们使用省际 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 增速所反应的贷款需求效应一致。在稳健性检验中，我们考虑另外一种控制方式：先设置地区虚拟变量 $I_{i \in p}$ （银行 i 属于地区 p 时取 1），再把 $I_{i \in p} \times GDP_{pt}$ 放入回归方程中。此种设定允许不同地区 GDP 增速对区银行的影响有差异。样本银行对应了 28 个省份，加股份制银行对应的全国范围，共 29 个地区。

³⁰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。

³¹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。

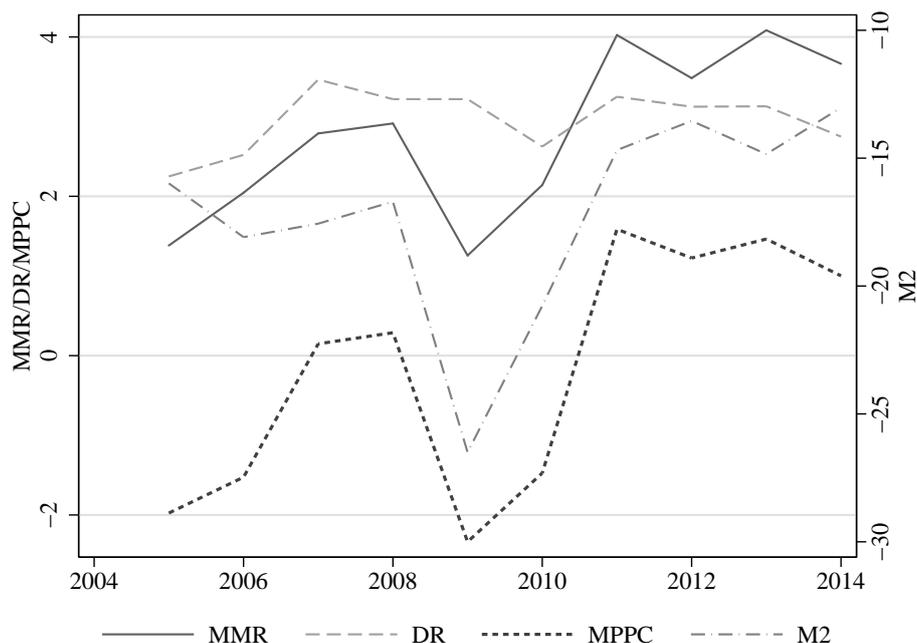


图 1: 货币政策变动 2005-2014

5.3 实证结果

我们依次报告三个被解释变量（平均贷款利率、贷款增速、不良贷款率）的估计结果，分别对应模型关于这些内生变量的三组理论预测。

平均贷款利率的估计结果见表 3。具体的解释变量滞后阶数设定为：平均贷款利率只考虑滞后一期 LR_{it-1} ，政策变量只考虑当期值 MP_t 。这样的设定已经能够达到较好的估计效果；包含高阶滞后的情形在下一小节简单讨论。由于系统 GMM 估计需要先对每个变量取差分及差分的滞后项，故本组估计实际使用了 603 个银行-年度观测值。

表中第一列 MP 表示所用货币政策指标。接下来的四个变量表示被解释变量的一阶滞后项、货币政策差分项、国有股权项及交互作用项，各项对应的行给出了相关系数的点估计和相应的 p -值（双边检验，原假设为估计系数为 0）。最后一行的 AR(2) 表示对各组回归所得残差进行 2-阶自相关检验，即系统 GMM 估计中差分方程残差 $\Delta\xi_{it}$ 的自相关性。系统 GMM 的适用性依赖于 ξ_{it} 自相关为 0 的假设，故 $\Delta\xi_{it}$ 的 2-阶自相关为 0。表的 2-3 两列给出了两步法有效估计的结果。我们主要关心货币政策、国有股权及其交叉项的估计结果。³² 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 MMR 为代表，1 个百分点的下降伴随了平均贷款利率 0.66 个百分点的下降。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 -0.042 ，但考虑到样本银行国有股权的明显差异（表 2），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（22.2%）对应了 0.93% 的平均贷款利率下降。

与理论预测一致，对交叉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。联系 5.1 节的讨论，这说明了该面板回归模型能够有效识别货币

³²一阶滞后项系数的显著性与否不影响系统 GMM 的适用性；系统 GMM 只要求一阶滞后项绝对值小于 1。

表 3: 对平均贷款利率的估计结果

<i>MP</i>	2-step		2-step WC	
	<i>MMR</i>	<i>MPPC</i>	<i>MMR</i>	<i>MPPC</i>
ΔLR_{it-1}	0.017 (0.005)	-0.031 (0.000)	0.017 (0.731)	-0.031 (0.497)
ΔMP_t	0.662 (0.000)	0.525 (0.000)	0.662 (0.000)	0.525 (0.000)
<i>STATE</i> _{<i>it</i>}	-0.042 (0.000)	-0.038 (0.000)	-0.042 (0.000)	-0.038 (0.002)
$\Delta MP_t \times STATE_{it}$	0.007 (0.000)	0.004 (0.000)	0.007 (0.178)	0.004 (0.350)
AR(2)	-1.420 (0.156)	-1.560 (0.119)	-1.268 (0.205)	-1.465 (0.143)

注: 括号中的数字为双边检验 p -值, AR(2) 为残差 2 阶自相关检验, 实际使用 603 个银行-年度观测值

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做因果关系, 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 0.007, 明显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。先考虑交互项对货币政策作用的影响。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 0.15% (= 0.007% \times 22.2), 占到货币政策一阶效果 (贷款利率下降 0.66%) 的近 1/4。再考虑交互项对国有股权作用的影响。给定 1% 的货币政策变动, 交互项对应的平均贷款利率国有股权边际效应 0.007 占国有股权一阶边际效应绝对值 0.042 的 1/6。

以货币市场利率、存款基准利率与 M2 增速三者主成分代表的货币政策指标, 两步法的估计的定性结果结果与只用货币市场利率的情形完全一致。不过由于该指标水平值缺乏量化解释, 因此无法直接考察对应估计结果的经济效果。表 3 的 4-5 列括号中报告的 p -值为使用 Windmeijer (2005) 有限样本纠偏方法计算所得 (WC 对应 Windmeijer corrected)。³³ 这两列的结果显示, 即使对可能的小样本偏误进行了纠正, 货币政策与国有股权的一阶效应依然有很高的统计显著性。与基准两步法的结论有所差异, 此时交互项系数的显著性有所下降。但考虑到理论预测交互项系数为正, 对该系数所作检验应该考虑单边 p -值, 而单边 p -值等于 8.9%, 处于传统认可的 10% 显著性标准之内。

贷款增速的估计结果见表 4。与前组估计一样, 贷款增速我们只考虑滞后一期, 政策变量我们只考虑当期值。该组估计实际使用了 605 个银行-年度观测值。对于基准两步法的情形 (2-3 两列), 所有系数都具有较高的统计显著性。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 2.587%。类似的,

³³ 两步法系统 GMM 动态面板估计在小样本时可能有较大的估计参数 (向量) 协方差矩阵计算偏误, 可能造成对参数标准误的估计不足。Windmeijer (2005) 给出了一个纠正小样本偏误的实用计算公式, 对应于 STATA 两步法系统 GMM 动态面板估计中的标准误 robust 选项。这一方法不改变两步法的点估计值, 而只改变估计参数的协方差矩阵。并且, 在 Windmeijer 纠偏法下标准误相较非纠偏的情形自动增加, 对应的参数估计显著性下降。值得注意的是, Windmeijer 意义下的 robust 标准误与经典的 White 稳健标准误是两个不同的概念。

表 4: 对贷款增速的估计结果

MP	2-step		2-step WC	
	MMR	$MPPC$	MMR	$MPPC$
LG_{it-1}	0.232 (0.000)	0.217 (0.000)	0.232 (0.005)	0.217 (0.012)
ΔMP_t	-2.587 (0.000)	-1.586 (0.000)	-2.587 (0.069)	-1.586 (0.045)
$STATE_{it}$	0.183 (0.000)	0.175 (0.000)	0.183 (0.094)	0.175 (0.214)
$\Delta MP_t \times STATE_{it}$	-0.041 (0.000)	-0.027 (0.000)	-0.041 (0.416)	-0.027 (0.318)
AR(2)	1.584 (0.113)	1.062 (0.288)	1.377 (0.169)	0.923 (0.356)

注: 括号中的数字为双边检验 p -值, AR(2) 为残差 2 阶自相关检验, 实际使用 605 个银行-年度观测值

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 (22.2%), 银行信贷增速相应提高 4.06%。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 $\Delta MP_t = -1\%$ 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 0.91% 的信贷增速, 相当于货币政策一阶效果的 35%。

如表 4 第 4-5 两列所示, 使用 Windmeijer 方法对可能存在的参数标准误小样本偏误进行调整后, 货币政策和国有股权的一阶效果基本保持同样的统计显著性。只有 $MPPC$ 为货币政策代表时, 国有股权的一阶效应的统计显著性较弱, 对应于系数非 0 备选假设的双边 p -值为 0.214。如果考虑系数为负的备选假设, 则单边 p -值 0.107, 处于传统显著性标准的边缘。对国有股权、货币政策的交互作用, 不论以货币市场利率还是综合指标 $MPPC$ 代表货币政策, 估计系数对应的 p -值都较高, 即便考虑单边 p -值也如此。对此情况, 一种解释是样本所能体现的关于交互作用的信息还存在一定的程度的不确定性; 而另一种解释是这其实反映了第 4.3 节末理论分析中 $L_{\alpha\rho}^*$ 符号的不确定性。当然, 如果我们相信小样本偏误不大、无需 Windmeijer 调整, 那么基准两步法对交互作用系数的估计依然是显著的。

对不良贷款率的估计结果见表 5。与前两组估计不同, 我们发现恰当的模型设定需要加入不良率的滞后两期值 NR_{it-2} 和政策变量的滞后一期值 MP_{t-1} 。该组估计实际使用 400 组银行-年度观测值。在估计方法上, 我们同时考虑了一步和两步法。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, 因此我们重点考察两者的一阶作用。第二、三列两步法的结果表明, 扩张性货币政策对不良率有显著的提升作用, 并且这种作用具有明显的滞后效应。连续两年的货币市场利率 1% 的下降累计带来了不良率 0.1% 的提高。这与文献中关于货币政策放松导致银行风险承担提高的实证结论是一致的。国有股的一阶作用在统计上同样显著, 且与货币政策相比, 经济意义上可能还更加重要: 一单位标准差 (22.2%) 的国有股权提升对应了 0.22% 的不良率增加。

为进一步检验估计结果的可信度, 我们还对模型进行了一步 GMM 估计, 并使用 White 稳

表 5: 对不良贷款率的估计结果

<i>MP</i>	2-step		1-step robust	
	<i>MMR</i>	<i>MPPC</i>	<i>MMR</i>	<i>MPPC</i>
NR_{it-1}	0.511 (0.000)	0.506 (0.000)	0.510 (0.000)	0.508 (0.000)
NR_{it-2}	-0.119 (0.00)	-0.121 (0.000)	-0.119 (0.000)	-0.121 (0.000)
ΔMP_t	-0.060 (0.000)	-0.052 (0.000)	-0.079 (0.534)	-0.055 (0.530)
ΔMP_{t-1}	-0.049 (0.000)	-0.027 (0.000)	-0.052 (0.030)	-0.028 (0.183)
$STATE_{it}$	0.010 (0.000)	0.009 (0.000)	0.010 (0.201)	0.009 (0.201)
$\Delta MP_t \times STATE_{it}$	0.0009 (0.000)	0.0006 (0.000)	0.001 (0.575)	0.0006 (0.654)
AR(2)	-0.807 (0.420)	-0.826 (0.408)	-0.845 (0.398)	-0.840 (0.401)

注：括号中的数字为双边检验 p -值，AR(2) 为残差 2 阶自相关检验

健标准误计算了对应的 p -值。一步法的点估计结果与两步法非常接近。货币政策前后两期的货币政策项系数均为负，而国有股权项系数为正。与两步法略微不同，一步法稳健估计的结果表明货币政策变量滞后一期具有统计显著性，而当期值统计上不显著。这一结果其实与中国银行贷款平均两年左右的期限非常吻合。³⁴ 国有股权系数的双边 p -值为 0.201，若考虑单边 p -值则为 0.1，刚好处于标准的 10% 显著性边界。两步法 Windmeijer 纠偏的结果与稳健一步法非常类似，不再赘述。

附录

D 利润函数的凹性

将 $\theta(r)$ 简记为 θ ，利润函数的二阶导数为

$$\pi''(r) = -B\theta f(\theta)\theta' - (R - W)f(\theta)(\theta')^2 - [V(\theta) + \Delta_\rho D][f'(\theta)(\theta')^2 + f(\theta)\theta''].$$

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

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

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

³⁴ 尽管对中国银行贷款的期限结构缺乏公开、系统的数据披露，但从多个渠道了解的信息均指向两年的贷款平均期限。

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。我们下面的分析将得出这样一组合适的充分条件。

首先注意到

$$V(\theta) = \theta(R - W) + W - (1 + \rho_f) > \theta(R - W) + W - R = -(1 - \theta)(R - W),$$

故

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

其次，令 $\lambda = (1 + \rho_f)W/(R - W)$ ，由 $0 < (1 + \rho_f)W = \theta(\bar{r})(R - (1 + \bar{r})B) = R - (1 + \bar{r})B < R - W$ 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

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

由此可得 $\pi''(r) \leq 0$ 的一个充分条件为

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

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 ρ_f, R 和 W 的取值（注意 $B = 1 - W$ ）。然而我们的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，因此我们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。脚注 12 中我们已经讨论过 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）。由于我们的模型更关心银行信贷而非一般企业的资本结构，我们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，而我们将定为 50%，³⁵ 对应的 $W = 1/3$ 。对于第三个参数 R ，我们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），故我们将 $R - 1$ 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。

³⁵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、陈敏、杨晓光（2008）和王博、唐跃、陈浩等（2011），得到的平均回收率在 30% 左右（使用 07 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，01-04 年）；何自力（2006）的结果为 45%（广东某银行，91-04 年）；叶晓可、刘海龙（2006）的结果为 61%（温州某银行，86-05 年）；郑学、黄建忠、李叔诚（2010）得到的平均回报率为 80% 以上（中行，01-09 年）；杨军、程建、潘俊武（2009）的结果为 70% 左右（建行，02-06 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。

给定三个参数的校准值，我们可以算出 $\theta(0) = 0.72, \lambda = 0.44$ ，故 ε_f 的上界为 $3.7 - 2 = 1.7$ 。联系假设 2 给出的下界 $\varepsilon_f \geq -2$ ，我们认为 1.7 的上界并不是一个比较很强的要求。进一步地，类似脚注 19，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，结合脚注 19 中的条件 $b \leq 1$ （等价于假设 2），只需进一步要求 $a \leq 2.7 + 2.57(b-1) = 0.13 + 2.57b$ 。

E 年报数据集的说明

我们目前系统搜集了尽可能多的银行年报文档，覆盖所有 5 大国有银行（2005 年起）、12 家股份制银行（2000 年起，平均样本长度 11.3 年）、137 家城商行（2003 年起，平均样本长度 6.6 年；合并重组之前分开计数）及 7 家较大规模农商行（2004 年起，平均样本长度 7.4 年）。银监会 2007 年颁布实施《商业银行信息披露办法》，进一步完善了 2002 年制定的《商业银行信息披露暂行办法》，开始要求所有商业银行与会计年度结束 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。

我们整理的银行年报文档集主要依赖下面几个来源。

1. 各银行官方网站——银监会金融机构信息披露平台 <http://www.cbrc.gov.cn/chinese/xxpl/index.html> 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。
2. 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。
3. 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。
4. 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。

F 不良贷款率的结构变化

从 1999 年起，人民银行会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，不良贷款率的结构下降告一段落。表

表 6: 不同类别商业银行不良贷款率

年份	总体平均	五大国有行	股份制银行	城商行	农村银行
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

6 报告了四类主要商业银行不良贷款率 (*NPL* 原始值) 2004–14 的年度变化情况, 数据来源于银监会网站。该表清晰反映出不良贷款率在 2007 之前与 2008 之后的结构性差异。

参考文献

- 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. [3]
- 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. [3]
- 何自力. 抵押贷款违约损失率研究. *南方金融*, 2006, (1), 30–31. [24]
- 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. [24]
- 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. [24]
- 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. [24]
- 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. [24]
- 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. [24]
- 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. [3]
- 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. [24]
- 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. [2, 4]
- 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. [2, 4]

- 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. [3]
- 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. [3]
- 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. [3, 4]
- 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. [3]
- 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. [19]
- 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. [3]
- 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. [2, 4]
- 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. [3]
- 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. [3, 4]
- 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. [4]
- 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. [5]
- 张勋、徐建国. 中国资本回报率的再测算. *世界经济*, 2014, (8), 3–23. [5]
- Altunbas, Y., Evans, L. & Molyneux, P. Bank Ownership and Efficiency. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2001, 33(4), 926–954. [3]
- Andrianova, S., Demetriades, P. & Shortland, A. Government Ownership of Banks, Institutions, and Financial Development. *Journal of Development Economics*, 2008, 85(1–2), 218–252. [3]
- , — & —. Government Ownership of Banks, Institutions and Economic Growth. *Economica*, 2012, 79(315), 449–469. [3]
- Arellano, M. & Bover, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29–51. [17]
- 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. [1]
- Bertay, A. C., Demirgüç-Kunt, A. & Huizinga, H. Bank Ownership and Credit over the Business Cycle: Is Lending by State Banks Less Pro-cyclical? *Journal of Banking & Finance*, 2015, 50, 326–339. [1, 3]
- Blundell, R. & Bond, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115–143. [17]
- Boycko, M., Shleifer, A. & Vishny, R. W. A Theory of Privatisation. *Economic Journal*, 1996, 106(435), 309–319. [3, 6]
- Cole, S. Financial Development, Bank Ownership, and Growth: Or, Does Quantity Imply Quality? *Review of Economics and Statistics*, 2009, 91(1), 33–51. [3]
- 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. [2, 3]

- 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. [3]
- de Meza, D. & Webb, D. C. Too Much Investment: A Problem of Asymmetric Information. *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(2), 281–292. [2]
- Degryse, H. & Ongena, S., Competition and Regulation in the Banking Sector: A Review of the Empirical Evidence on the Sources of Bank Rents. In A. V. Thakor & A. W. Boot (eds.), *Handbook of Financial Intermediation and Banking*, San Diego: Elsevier, 2008, chap. 15, pp. 483–554. [4]
- Dell’Ariccia, G., Laeven, L. & Marquez, R. Real Interest Rates, Leverage, and Bank Risk-Taking. *Journal of Economic Theory*, 2014, 149, 65–99. [3]
- & Marquez, R. Lending Booms and Lending Standards. *Journal of Finance*, 2006, 61(5), 2511–2546. [3]
- Deng, Y., Morck, R., Wu, J. & Yeung, B. China’s Pseudo-monetary Policy. *Review of Finance*, 2015, 19, 55–93. [3]
- Dinç, I. S. Politicians and Banks: Political Influences on Government-Owned Banks in Emerging Markets. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77(2), 453–479. [3]
- Duprey, T. Do Publicly Owned Banks Lend Against the Wind? *International Journal of Central Banking*, 2015, 11(2), 65–112. [3]
- Gorton, G. B. & Winton, A., Financial Intermediation. In G. M. Constantinides, M. Harris & R. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, vol. 1A, Elsevier, 2003, chap. 8, pp. 431–552. [3]
- Holmström, B. & Tirole, J. Financial Intermediation, Loanable Funds, and The Real Sector. *Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(3), 663–691. [2]
- 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. [3]
- Jermann, U. & Quadrini, V. Macroeconomic Effects of Financial Shocks. *American Economic Review*, 2012, 102(1), 238–71. [6]
- 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. [3]
- 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. [17]
- & —. What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy? *American Economic Review*, 2000, 90(3), 407–428. [2, 16, 17]
- Kiyotaki, N. & Moore, J. Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(2), 211–248. [1]
- La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F. & Shleifer, A. Government Ownership of Banks. *Journal of Finance*, 2002, 57(1), 265–301. [3]

- Leland, H. E. & Pyle, D. H. Informational Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation. *Journal of Finance*, 1977, 32(2), 371–387. [3]
- Meggison, W. L. The Economics of Bank Privatization. *Journal of Banking & Finance*, 2005, 29(8–9), 1931–1980. [3]
- Micco, A. & Panizza, U. Bank Ownership and Lending Behavior. *Economics Letters*, 2006, 93(2), 248–254. [3]
- , — & Yañez, M. Bank Ownership and Performance. Does Politics Matter? *Journal of Banking & Finance*, 2007, 31(1), 219–241. [3]
- Nash, J. F., Jr. The Bargaining Problem. *Econometrica*, 1950, 18(2), 155–162. [6]
- Osborne, M. J. & Rubinstein, A., 1990. *Bargaining and Markets*. San Diego: Academic Press. [6]
- Repullo, R. & Suarez, J. Entrepreneurial Moral Hazard and Bank Monitoring: A Model of the Credit Channel. *European Economic Review*, 2000, 44(10), 1931–1950. [2]
- Rogerson, R., Shimer, R. & Wright, R. Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 2005, 43(4), 959–988. [6]
- Roodman, D. A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, 71(1), 135–158. [17]
- Sapienza, P. The Effects of Government Ownership on Bank Lending. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72(2), 357–384. [3]
- Stiglitz, J. E. & Weiss, A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information. *American Economic Review*, 1981, 71(3), 393–410. [2]
- Willner, J. Ownership, Efficiency, and Political Interference. *European Journal of Political Economy*, 2001, 17(4), 723–748. [3, 4, 6]
- Windmeijer, F. A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators. *Journal of Econometrics*, 2005, 126(1), 25–51. [21]