

地方性商业银行国有股权对关联贷款交易行为的影响研究*

程子帅[†] 刘岩[‡] 潘敏[§]

武汉大学

2024年8月

摘要：国有股权在地方性商业银行股权结构中占据主导地位。要准确分析银行关联贷款问题，必须纳入对国有股东行为和动机的考察。本文使用较为全面的地方性商业银行关联贷款数据，实证检验了银行国有股权对关联贷款的影响及其潜在机制。结果表明，地方性商业银行国有股权占比越高，关联贷款的规模越大，且该结果在一系列稳健性检验下均成立。与此同时，针对可以获得关联贷款价格水平的样本数据，结果表明国有股权占比越高，关联贷款利率越高。初步的机制检验分析表明，这种影响的潜在原因是地方政府通过地方银行为其基建项目进行融资，与此同时也通过政府关联的信贷安排提高地方银行利润，支持地方银行发展。本文是对地方性商业银行国有股东关联贷款的首次系统研究，填补了国内相关研究领域的空白。

关键词：地方性商业银行；国有股权；关联贷款；隧道效应

A Study on the State Ownership and Related-Party Loan of Local Commercial Banks

Abstract: State ownership occupies a dominant position in the ownership structure of local commercial banks. To accurately analyze the problem of related-party loans, it is necessary to examine the behavior and motivation of state-owned shareholders. This paper uses relatively comprehensive data on related loans of local commercial banks to empirically test the impact of bank state ownership on related loans and its potential mechanism. The results show that higher state ownership in local commercial banks leads to more related-party loans, and this result is valid under a series of robustness tests. At the same time, for sample data where the price level of related loans can be obtained, the results show that higher state-ownership does not command lower interest rates of related-party loans. Tentative mechanism tests show that one reason for this effect is that local governments finance their infrastructure projects through local banks, and at the same time increase local bank profits and support the development of local banks through government-related-party loans. This paper is the first systematic study of related loans of state-owned shareholders of local commercial banks, filling the gap in relevant research fields in China.

Keywords: Local commercial banks; State ownership; related-party loans; tunneling

一、引言

长期以来，关联交易始终是公司治理领域的重要研究领域。银行信贷是我国企业融资的主要方式，关联贷款则是其中一种特殊的“内部”授信形式。在我国，城市商业银行（以下简称“城商行”）和农村商业银行（以下简称“农商行”）作为地方性商业银行，聚焦于服

* 本文获国家自然科学基金项目“金融部门控制权网络与重大风险防范化解研究”（项目编号：72173091）资助。

[†] 上海财经大学金融系博士研究生，电子邮箱：cheng_zishuai@163.com。

[‡] 通讯作者。武汉大学经济与管理学院金融系副教授，电子邮箱：yanliu.ems@whu.edu.cn。

[§] 武汉大学经济与管理学院金融系教授，电子邮箱：mpan@whu.edu.cn。

务地方经济发展的定位，其内部治理和关联交易问题备受市场和监管部门的关注。如表 1 所示，关联贷款是地方性商业银行关联交易的主要形式，占据了 80% 以上的交易规模^①。因此，考察银行关联交易的重点是分析关联方的贷款交易行为，而对于关联贷款的研究，其分析对象主要是城商行和农商行。

表 1 中国商业银行关联交易类型平均占比

| 银行类型 | 关联方贷款 占比 | 关联方同业资 产占比 | 关联方金融 资产占比 | 提供资金类 关联交易 |
|--------|-------------|---------------|---------------|---------------|
| 国有大型银行 | 5.56% | 21.49% | 72.95% | 100.00% |
| 股份制银行 | 61.63% | 18.89% | 19.48% | 100.00% |
| 城商行 | 88.27% | 7.15% | 4.58% | 100.00% |
| 农商行 | 83.90% | 11.96% | 4.14% | 100.00% |
| 总体 | 81.25% | 9.64% | 9.11% | 100.00% |

注：本表根据中国银行业数据库中的代表性银行样本（5 家国有控股大型商业银行、12 家全国性股份制商业银行、118 家城商行、规模最大的 20 家农商行）2005-2016 年数据计算。本表计算了银行向关联方提供资金的三种主要关联交易类型所占的比例，分别是关联方贷款、关联方同业资产（向同业关联方拆借资金和同业关联方存放资金）、关联方金融资产（投资关联方发行的有价证券）。

关联贷款（related-party loan）是商业银行向其关联方发放的贷款。银行的关联方主要是其股东、子公司、合营（联营）企业和关键管理人员。由于《商业银行法》规定银行不得投资实业企业，因此银行设立或投资的子公司和合营（联营）企业均为金融机构（证券公司、理财公司、基金公司、村镇银行等），而它们与银行间的业务往来少有贷款。在此现状下，绝大部分关联贷款是银行向股东关联方发放的，银行与股东间的股权联系是关联贷款产生的核心根源。

关联交易中可能存在的利益输送一般体现为“隧道效应”（tunneling）。这种观点最早由 Johnson et al.（2000）提出，指企业的控股股东将企业的资产和利润通过“隧道”转移到自己手中的现象。银行关联贷款也可能成为这种转移利益的“隧道”之一。大股东通过大量借入并展期关联贷款，长期占有银行的低成本信贷资源，侵蚀银行盈利能力。当股东自身承担了过度的风险或经营绩效恶化时，关联贷款会转化为坏账，直接影响银行的资产质量，甚至引发偿付危机^②。2014 年案发的柳州银行大股东骗贷案和 2020 年包商银行破产事件，都反映出股东通过关联交易违规占用银行资金导致的恶劣后果。

国内外对关联交易的研究大部分集中在非金融上市公司，主要关注关联交易对企业价值正反两方面的影响，即“隧道效应（tunneling）”和“扶持效应（propping）”。国外大量研究银行关联贷款的文献都认为，控股股东侵占银行资源、掠夺少数股东利益的“隧道效应”是普遍存在的（Akerlof & Romer, 1993; Laeven, 2001; La Porta et al., 2003 等）。

然而，学术界对中国商业银行关联贷款的研究目前仍有明显不足。已有研究经常是根据金融市场上频发的风险事件，先入为主地作出“隧道效应”的假设（张敏等，2012；张雯等，

^① 根据表 1 中的数据，关联贷款在银行关联交易中占据了大部分的交易规模。此外，不同类型银行在关联交易类型占比上呈现出不同的特点。国有大型银行的关联交易主要集中在关联方金融资产上，关联贷款占比很少，原因在于它们由中央财政控股且股权集中，关联方较为单一，其关联交易主要是持有财政部发行的国债，占比超过 70%，而关联贷款数量极少。其他三类银行的关联方大多是企业，因而关联贷款占据主流。

^② 事实上，Johnson et al.（2000）一文提出关联交易“隧道效应”的背景，正是亚洲金融危机。在危机前，东亚、东南亚地区广泛存在银行股东（通常是企业财团）从银行套取大量关联贷款，形成巨额风险敞口，并最终在资本外逃、货币贬值的冲击下，引起国内金融体系的崩溃。这一现象在有政府背景的“裙带资本主义”（Crony Capitalism）地区，更加显著。

2013; 张敏等, 2014), 而未对不同类型股东的关联贷款交易进行分类考察, 且缺乏对关联贷款价格水平的定量分析。实际上, 相关的风险案例都是少数民营股东取得了对商业银行的控制权后, 违规开展关联交易, 大肆攫取信贷资源, 从而损害银行利益。如表 2 和图 1 所示, 长期以来, 我国商业银行普遍具有国资背景, 地方政府及其下属的国有企业实际掌控着大部分地方性商业银行, 国有股东通常是银行内部占据主导地位关联方, 有充分的能力干预银行的信贷决策。不同于民营股东单一追求利润最大化的目标, 国有股东通常还会将政府的政策目标纳入决策考虑中 (Jiang & Kim, 2020)。国有股东与民营股东不同的目标取向通常会导导致行为特征的差异, 因而其进行关联贷款交易的动机和特点可能也会存在区别。因此, 以少数几个银行民营股东的行为及后果推测和考察整个地方性商业银行关联贷款交易的全貌, 易于以偏概全, 而分析银行国有股权对关联贷款的影响才能更加准确、有效地研究这个问题。

地方性商业银行的国有股权会对关联贷款数量和价格造成什么影响? 其中的潜在机制是什么? 国有股东的关联贷款交易是否存在“隧道效应”? 这是本研究力图回答的问题。

表 2 各类型商业银行国有股权情况 (2018 年)

| 商业银行类型 | 资产占比 | 国有股占比 | 财政股占比 | 国企股占比 | 第一大股东为国有股东比例 |
|--------|--------|--------|--------|--------|--------------|
| 国有大型银行 | 50.09% | 67.85% | 64.00% | 2.83% | 100% |
| 股份制银行 | 22.71% | 43.50% | 4.87% | 38.25% | 66.67% |
| 城商行 | 16.85% | 32.75% | 3.31% | 29.11% | 62.79% |
| 农商行 | 8.86% | 16.16% | 0.20% | 15.94% | 24.15% |
| 外资银行 | 1.20% | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 民营银行 | 0.30% | 0 | 0 | 0 | 0 |

注: 数据来源为中国银行业数据库; 国有股占比、财政股占比、国企股占比均为银行前十大股东中相应类型股权的占比加权均值, 权重为各银行的总资产。其中, 国有股包括财政持股、国有企业持股和准政府机构持股。准政府机构 (事业单位) 股东绝大部分存在于国有大型银行和股份制银行, 主要是全国社保基金和中国船东互保协会两家, 持股比例很低, 不具有代表性。下同。

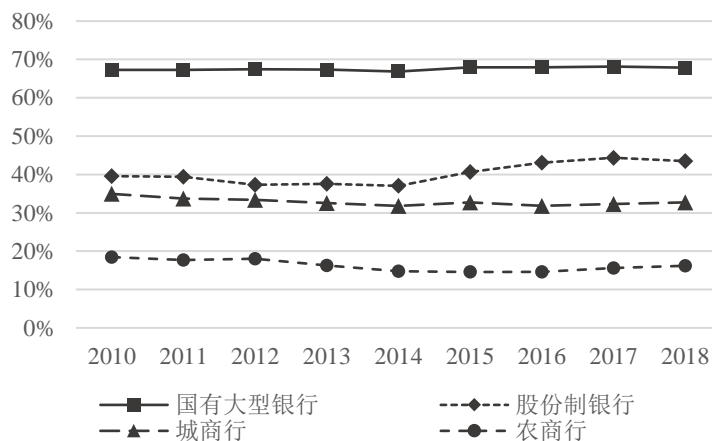


图 1 各类型商业银行国有股占比加权均值 (2010—2018)

数据来源: 中国银行业数据库

本文使用 208 家地方性商业银行 2010-2018 年的关联贷款数据, 实证检验了银行国有股权对关联贷款的影响。基准回归结果表明, 银行国有股权占比越高, 关联贷款的规模越大、价格水平越高; 在比较了关联贷款利率水平和企业贷款利率水平后发现, 我国地方性商业银行关联贷款交易整体上并不存在“隧道效应”的特征, 国有股权提高关联贷款价格水平的效应客观上起到了扶持银行的效果。在替换关联贷款规模度量指标、控制被解释变量的动态相

关性、对国有股权进行分类检验后，结论依然稳健。然后，我们对银行国有股权影响关联贷款的潜在机制进行了分析。机制检验的结果表明，在信贷供给侧，地区经济增速较高、银行市场势力较强、地区市场化水平较低时，银行会优先选择向国有股东关联方投放贷款；在信贷需求侧，银行国有股东获取关联贷款是用于政府主导的基建投资。

本文的研究有以下边际贡献与创新点：第一，本文是对我国地方性商业银行国有股东关联贷款交易的首次系统研究，使用较为全面的大样本银行关联贷款数据集，实证分析了国有股权对关联贷款规模的影响及其潜在机制，丰富了此类研究的经验证据，有助于深化对中国银行业关联交易的认识。第二，本文使用独有数据对关联贷款价格水平进行了定量考察，已有研究通常把关联贷款的“隧道效应”作为基本假设，但我们发现地方性商业银行的关联贷款交易整体上不存在“隧道效应”的特征，并分析了国有股权在其中产生的影响。此外，本文还拓展了地方政府通过土地金融为基建开支融资的相关研究，现有文献定量研究的土地融资方式主要是城投债发行，本研究为其增添了银行信贷渠道的分析视角。

本文对完善地方性商业银行内部治理机制有积极的政策意义。银行业具有特殊的治理结构，商业银行的权益主体主要是股东和债权人，而银行负债主要以小额负债组成，债务结构呈分散状态，债权人治理存在“搭便车”的现象，因此银行公司治理主要关注股权结构。关联贷款作为商业银行重要的治理问题，研究其与股权结构的关系有着较强的现实意义。另外，国有股东作为大部分地方性商业银行的实际控制人，对其关联贷款交易行为的研究可以为完善商业银行公司治理机制的政策措施提供有益的参考。

本文接下来的内容安排如下：第二部分回顾了已有研究；第三部分进行了理论分析，并提出研究假设；第四部分阐述研究设计与样本情况；第五部分报告回归结果，并进行分析；第六部分是研究结论。

二、文献综述

经典研究文献中，将关联交易对企业价值的影响分为“支持观（propping）”和“掏空观（tunneling）”。类似地，La Porta et al.（2003）将商业银行关联贷款的经济后果称之为“信息观（information view）”和“掠夺观（looting view）”。“信息观”认为关联贷款可以提高信贷投放的效率。Lamoreaux（1994）的研究表明，比起外部借款人，银行选择向关联方投放信贷会有更低的信息成本，因而关联贷款在内部监督下具有更低的风险。“掠夺观”则认为，银行的内部人或关联方可能借助关联贷款，从存款人和小股东手里掠夺资源，进而掏空银行，危及银行安全，加大了其破产的风险（Akerlof & Romer，1993）。La Porta et al.（2003）对墨西哥银行业数据进行了研究，结果表明，关联贷款是道德风险的一种表现形式，有着更高的违约率和更低的质量，经济衰退时大量发放关联贷款的银行有更大的概率会破产。

此外，还有一类研究将关联贷款视为中性，其对银行价值的影响取决于制度环境等其他条件。Cull et al.（2011）对跨国数据的分析表明，法治水平较高时，关联贷款可以促进银行业发展，反之则会阻碍银行业发展；关联贷款的利弊取决于商业银行所处的制度环境，不存在单一的“最佳政策”来应对关联贷款交易行为。Maurer & Haber（2007）对墨西哥 1888-1913 年历史数据的分析表明，关联贷款并不一定造成“掠夺”和信贷错配的后果，较高的信息成本和合约执行成本才是关联贷款产生的根源；关联贷款是否会导致“掠夺”行为的发生，取决于制度能否提供激励去监督银行的董事和管理者。

目前，有关商业银行股权结构与关联贷款关系的研究主要关注民营股权和外资股权对关联贷款的影响。银行民营股东获取关联贷款的一个常见目的是克服融资约束。在中国，股

东持有银行 5% 以上股权就有可能在董事会中获得席位，进而参与银行的日常经营活动，获得干预贷款决策的机会（Lu et al., 2012），监管方也把持股比例 5% 作为银行股东关联方的界定识别标准。已有研究表明，银行的股东关联方更容易获得贷款，且利率更低、需要的抵押更少（Laeven, 2001; Charumilind et al., 2006; Lu et al., 2012）。Lu et al. (2012) 的研究表明，我国的国有银行体系存在“所有制歧视”，更倾向给国有企业放贷，民营企业为了弥补政治关联上的先天缺失，会寻求持有银行股权，通过关联贷款的形式获取低成本信贷资源，克服融资约束^①。此外，有研究表明，外资股东的进入会抑制商业银行的关联贷款交易行为，对东道国银行业的治理水平带来正面影响。张敏等（2014）认为，银行的外资股东是理性的财务投资者，不具有利用关联贷款缓解融资约束的动机，当本土大股东通过关联贷款攫取信贷资源时，外资股东有强烈的动机抵制这种“隧道行为”以维护自身利益，因而外资持股有助于监督和限制银行的关联贷款发放行为；使用中国商业银行数据的实证研究表明，外资股东的存在显著地抑制了银行的关联贷款交易行为，有着较好的治理效果。

Jiang & Kim (2020) 指出，不同于民营企业股东只追求利润最大化的单一目标，国有企业股东除了盈利目标外，还要配合政府政策的实施，因此，研究中国的公司治理问题要区分国有和民营两种不同类型的股权。现有文献对国有股权影响企业价值的研究有正反两方面的结论，即“援助之手（helping hand）”和“掠夺之手（grabbing hand）”。前者认为，国有大股东或有政治背景的董事能为上市公司带来政治关联收益（Fisman, 2001; Faccio, 2006; Jayachandran, 2006），比如从国有银行获取优惠贷款，获得政府救助等（Sapienza, 2004; Khwaja & Mian, 2005; Giannetti & Ongena, 2009; Berkman et al., 2009）。后者则认为，国家股东可能会从国有企业中榨取资源以满足国家目标，从而损害少数股东利益，这种行为阻碍了国有企业实现利润最大化的目标（Frye & Shleifer, 1997; Shleifer & Vishny, 1998）。此外，理论上国有企业的所有者应该为全体公民，事实上就产生了所有者缺位的问题，因此国有企业的管理者有动机和机会进行“隧道行为”（Jiang & Kim, 2020）。同时，也有研究发现，企业价值和国有股权之间存在的负相关关系并不意味着国家通过“隧道行为”破坏企业价值，而是利用国有企业实现政治目的（比如解决就业问题），并非觊觎国有企业的资源（Wei et al., 2005）。

更进一步地，国有股权在银行业中的存在和角色也是一个经典的研究领域。La Porta et al. (2002) 通过分析跨国银行数据，总结归纳出了政府持股银行的“政治”观，强调政府通过持有银行股权实现政治和社会目标，获得非利润性收益，这种观点在之后形成了一系列的理论和实证研究文献。Brei & Schclarek (2015) 和 Ogura (2018) 通过理论建模表明，政府控股银行会在危机中增加信贷投放，以促进经济复苏、实现社会福利最大化。相关的实证研究文献主要分为两类：第一类文献以政治选举事件为研究视角，发现国有银行会通过发放贷款实现政治和社会目标（如增加就业、支持特定群体等），来换取选民的投票，例如 Sapienza (2004)、Dinc (2005)、Carvalho (2014)、Kumar (2020)、Koetter & Popov (2021)；第二类文献主要关注国有银行的反周期信贷行为，与上述 Brei & Schclarek (2015) 和 Ogura (2018) 的建模研究结论一致，实证分析的结果表明，国有银行在危机期间加大了信贷投放力度，缓解企业的融资约束，此类研究包括 Brei & Schclarek (2013)、Cull & Martínez Pería (2013)、Bertay et al. (2015)、Coleman & Feler (2015)、Chen et al. (2016)。

^① Lu et al. (2012) 认为，这是一种监管套利行为。现行监管法规《商业银行与内部人和股东关联交易管理办法》要求，银行对单个关联方授信不得超过银行资本净额的 10%，对关联方集团授信不得超过资本净额的 15%。这就出现了套利空间：在满足监管要求的情况下，银行股东投入占股本 5% 左右的资本金，就可以凭借股东权力从银行获得最多占资本净额比例 10% 甚至 15% 的信贷资金。

“政治”观表明，国有股权为银行经营植入了政治和社会目标，改变了纯私营银行利润最大化的偏好。上述文献主要聚焦于这种偏好改变在银行信贷行为上的体现。在此基础上，有研究表明，银行出于政治目的的信贷决策通常会对银行绩效和风险承担造成负面影响。Micco et al. (2007)、Cornett et al. (2010)、Shen & Lin (2012)对跨国银行数据的分析，以及Ferri (2009)、赵尚梅等 (2012)、赵尚梅等 (2013)对我国城商行样本的分析均表明，政府持股降低了商业银行绩效，且这种影响与实现政策目标有关。Iannotta et al. (2007, 2013)、Illueca et al. (2014)、Brandao-Marques et al. (2020)等研究则表明，政府持股与政治干预显著提升了银行的风险承担水平。

三、理论分析与研究假设

(一) 国有股权对关联贷款的影响

对于我国的地方性商业银行，其国有股权对关联贷款可能产生的影响，可以从信贷市场的需求侧和供给侧分别进行分析。

在信贷市场的需求侧，地方政府会通过持股地方性商业银行的方式积极获取关联贷款。改革开放以来，财政分权激励和官员晋升激励使得地方政府具有推动经济增长的强烈动机 (Montinola et al., 1995; Jin et al., 2005; 周黎安, 2004; 周黎安, 2007)，而资金的缺乏促使地方政府加强了对地方性商业银行的控制和干预。1979年实施的基本建设投资“拨改贷”使地方政府有了控制金融资源的动机 (钱先航等, 2011)。1994年进行的分税制改革使财政收入更多地集中于中央政府，但地方政府的支出责任并未因此而减轻，这使得地方政府只能通过其他方式筹资以弥补收支缺口。此时，金融系统作为“第二财政”，成为地方政府的重要资金来源，出现了金融资源的财政化 (周立, 2003)。巴曙松等 (2005)认为，地方政府事权与财权的不对等以及转轨期“弱财政、强金融”的格局，是地方政府争夺商业银行资源的重要原因。1995年，《预算法》和《商业银行法》的颁布进一步限制了地方政府发债和贷款的融资渠道。1998年起，国有大型银行进行了垂直化管理改革，同时上收了地方分行的部分信贷审批权，导致地方政府无法轻易从国有大型银行的分支机构获得建设所需资金。因此，地方政府转而加强对地方性商业银行的掌控，以下属城投公司的名义持有银行股权，借此获取信贷，支持地方经济建设。相对于中央政府垂直管理国有大型银行的“金融集权”，地方政府对地方金融机构的控制和对金融资源的争夺，被称为“金融分权” (Montinola et al., 1995)。在此背景下，城投公司作为地方政府的融资平台，代表地方政府筹集资金、开展建设投资、推动经济增长，有较强的动机从持股的银行中获取信贷，由此成为地方性商业银行关联贷款的需求侧因素。

在信贷市场的供给侧，地方性商业银行也会优先考虑将贷款发放给国有股东。一方面，我国商业银行发放贷款时普遍存在信贷歧视现象，偏好将贷款发放给国有企业，而不是民营企业。银行认为，给国有企业发放的贷款会更加安全，国有企业如果出现财务问题，政府通常会出面救助 (Wang et al., 2008)；此外，银行管理者也有强烈的动机与政府官员保持良好的关系，倾向于将信贷投放给政府控制的国有企业 (Brandt & Li, 2003)。另一方面，关联贷款的“信息观”表明，银行与其关联方之间的了解更多，信息不对称程度更低，将信贷投放给关联方可以提高效率，显著降低交易成本，而且关联贷款处于内部监督之下，具有更低的风险 (Lamoreaux, 1994)。因此，地方性商业银行自身就具有向国有企业股东发放贷款的偏好，由此构成了关联贷款的供给侧因素。

基于此，本文提出第一个研究假设：

假设 1 地方性商业银行的国有股权占比越高，其关联贷款的规模越大。

此外，虽然地方政府有能力凭借股权控制，攫取银行的低成本信贷资源，但为了能可持续地借助银行信贷实现政策目标，地方政府更可能向银行伸出“援助之手”而非“掠夺之手”，扶持银行稳健向好经营，把自己的“钱袋子”做大做强，从而更好地服务地方经济。因此，地方性商业银行的国有股东没有动机去“掏空”银行，其国有股权引致的关联贷款可能不存在“隧道效应”的特征；相反，银行国有股东通常对价格不太敏感，可能会为关联贷款支付更高的利息，作为大量占用银行资金的补偿。基于此，本文提出第二个假设：

假设 2 地方性商业银行的国有股权占比越高，其关联贷款的价格水平越高。

（二）国有股权影响关联贷款的机制分析

作为信贷的供给方，银行可以在外部贷款客户和内部关联方中进行贷款发放选择，这种资金配置决策往往会受到外部市场环境的影响；在信贷的需求侧，银行国有股东积极谋求关联贷款，并用于有关政府投资项目--以上二者共同构成了地方性商业银行国有股权影响关联贷款的潜在机制。相对应地，本文接下来聚焦“银行信贷供给的客户选择行为”和“银行关联贷款资金流向”两个方面，首先说明在什么条件下银行会优先将信贷资金配置给国有股东关联方，其次再说明这些信贷资金会流向什么样的行业和项目，以此视角对国有股权影响关联贷款的潜在机制进行分析，并提出相应的实证检验假设。

1. 银行信贷供给的客户选择行为

商业银行的一般贷款与关联贷款分别向外部客户和内部关联方发放，是互为替代的两类信贷业务。在不同的外部经营环境下，银行对这两类客户和业务的选择会呈现出不同的特点。银行向国有股东关联方配置信贷资金的行为如何受到外部环境的影响，是国有股权影响关联贷款交易的供给侧机制。接下来，我们对经济增速、银行市场势力（银行业集中度）、市场化水平这三类银行面临的外部环境特征进行分析，考察它们对国有股权影响关联贷款的调节效应，并提出假设。

（1）经济增速。研究表明，我国商业银行信贷投放具有逆周期特征，国有股权占比的提高和银行高管的政治关联会强化这种逆周期性（潘敏和张依茹，2013；潘敏和魏海瑞，2015；潘敏等，2016）。具体来说，我国商业银行在经济下行时会加大信贷投放，支持经济增长，而在经济繁荣时约束信贷投放，为过热的经济降温；银行国有股权和高管政治关联强化了这个过程，说明我国商业银行的逆周期信贷行为受到政府干预，是宏观调控政策的体现。在此背景下，经济向好时，银行会优先向国有股东关联方提供信贷支持，而不是将大量贷款发放给外部客户；经济下行时，银行加大对实体经济的信贷投放，从而减少对国有股东的关联贷款发放。本文据此提出假设：

假设 3.1 银行所在地区的经济增速越高，国有股权占比对关联贷款数量的正向影响越强。

（2）银行市场势力。市场势力本质上是银行在信贷市场上具有的卖方垄断权力。银行市场势力可以反映银行业集中程度，是影响银行信贷供给决策的重要因素。银行具有的市场势力较强，表明银行在该市场占有的业务份额较大，这种现象一般说明当地的优质客户较少。对于地方性商业银行，其国有股东关联方通常是当地大型国有企业，属于优质的客户资源。在这种情况下，银行会更加倚重面向国有股东的关联贷款业务。因此，本文提出假设：

假设 3.2 银行具有的市场势力越强，国有股权占比对关联贷款数量的正向影响越强。

（3）市场化水平。我国地方性商业银行更倾向给当地国有企业发放贷款，因为国有企业的投资项目收益稳定、安全性高；而当国有企业同时持有银行股权，就会形成关联贷款。但是，在市场化水平较高的地区，民营经济发达，有更多优质、安全的民营企业投资项目，

银行在国有企业之外就有更多的信贷投放选择，其向国有企业股东发放贷款的动机可能会减弱。基于此，本文提出假设：

假设 3.3 银行所在地区的市场化水平越高，国有股权占比对关联贷款数量的正向影响越弱。

2. 银行关联贷款资金流向

根据“金融分权”理论，地方政府（借助其设立的融资平台）持有地方性商业银行股权以获取贷款，用于政府投资项目，以此推动经济发展--这是国有股权影响关联贷款交易的需求侧机制。考察这种机制的关键，是分析银行国有股东获取的关联贷款资金最终会流向何处。

改革开放以来，政府主导的大规模基础设施建设是中国经济腾飞的重要原因，基建投资也是地方政府发展经济的常用方式。在分税制改革和金融集权改革的背景下，面临财政赤字压力的地方政府为了规避相关法律的限制，设立城投公司，在金融市场上为大型基建项目等开支融资。地方政府设立城投公司的初衷，就是将其作为基础设施建设的融资平台。此后，随着国有资本管理体制改革的推进，地方财政逐步退出地方性商业银行持股，并将股权划转城投公司持有。城投公司除了作为地方融资平台外，又承担了管理国有资产的职能。在这种情况下，城投公司成为了银行大股东，就可以凭借控制权从银行获取信贷，由此产生的关联贷款自然会流向政府开展的基建投资项目。因此，本文对国有股权影响关联贷款的需求侧机制提出假设：

假设 4 银行所在地区的基建投资强度越高，国有股权占比对关联贷款数量的正向影响越强。

四、研究设计与样本

（一）基准回归模型设定

为检验银行国有股权对关联贷款规模的影响（假设 1），本文建立以下固定效应回归模型：

$$RPL_{it} = \alpha + \beta State_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：被解释变量 RPL_{it} 是银行 i 第 t 年的关联贷款/贷款总额；核心解释变量 $State_{it}$ 是银行 i 第 t 年的国有股权占比； μ_i 为银行固定效应； φ_t 为年度固定效应； ε_{it} 为残差项； $Controls_{it}$ 为控制变量，包括总资产对数值 $Size_{it}$ 、资产收益率 ROA_{it} 、资产负债率 $Leverage_{it}$ 、风险加权资产/总资产 RWA_{it} 、第一大股东持股比例 $Top1_{it}$ 、国有股集中度 $State\ HHI_{it}$ 、外部董事比例 $Out\ Director_{it}$ 、独立董事比例 $Ind\ Director_{it}$ ，控制了商业银行经营、风险、治理三个方面的影响因素。

此外，除基准回归所用被解释变量 RPL_{it} 外，我们在稳健性检验中还考虑了另外两个关联贷款规模的度量指标，作为被解释变量的替代变量，分别为关联贷款/企业贷款 RPL'_{it} 与关联贷款/资本净额 RPL''_{it} 。

在检验银行国有股权对关联贷款价格水平的影响（假设 2）前，我们先通过关联贷款利率水平和企业贷款利率水平，构建度量关联贷款价格水平的指标。

贷款利率水平不同于贷款利率。每一笔贷款发放前，银行依据贷款的期限、风险、成本等确定利率，这是一种事前定价；而贷款利率水平则是随着贷款交易的逐笔积累在事后形成的价格水平，反映贷款交易价格的整体特征。本文用企业贷款利息收入与企业贷款总额的比例度量企业贷款利率水平：

$$\text{企业贷款利率水平} = \frac{\text{企业贷款利息收入}}{\text{企业贷款总额}} \quad (2)$$

贷款利息收入是流量数据，包括了贷款资产在一年内产生的全部利息，而贷款总额是存量数据，只反映年末时点的贷款数量。当某一笔贷款在年末之前收回，就不会再被计入存量贷款数额里，而其产生的利息仍然统计为当年的利息收入。当贷款的笔数很多时，这种偏差可以忽略不计。但是，相对于企业贷款的庞大总量，银行每年的关联贷款笔数很少，为了避免这种情况对真实利率水平的干扰，我们使用当年关联贷款利息收入占连续三年关联贷款数额均值的比例度量其利率水平：

$$t\text{期关联贷款利率水平} = \frac{t\text{期关联贷款利息收入}}{[t\text{期关联贷款} + (t-1)\text{期关联贷款} + (t-2)\text{期关联贷款}]/3} \quad (3)$$

进一步地，构建关联贷款溢价指标 *RPL Spread*：

$$RPL\ Spread = \text{关联贷款利率水平} - \text{企业贷款利率水平} \quad (4)$$

并通过下列回归模型检验银行国有股权对关联贷款价格的影响（假设 2）：

$$RPL\ Spread_{it} = \alpha + \beta State_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

（二）机制检验模型设定

为了分析银行国有股权影响关联贷款的两大机制，银行信贷供给的客户选择行为和银行关联贷款资金流向，最好的办法是使用银行对一般客户和关联方客户的逐笔贷款数据进行实证检验。但是，地方性商业银行的逐笔贷款数据目前仍很缺乏，因此我们只能在银行层面对关联贷款加总值进行考察，从银行整体的角度检验国有股权影响关联贷款的两大机制。

1. 检验外部经营环境对银行信贷客户选择的影响

为了检验假设 3.1-3.3，考察外部经营环境如何影响银行向国有股东发放关联贷款的决策，我们按照通行做法，在基准回归方程（1）中加入国有股权和外部环境因素的交乘项，建立以下模型：

$$RPL_{it} = \alpha + \beta State_{it} + \delta State_{it} \times EE + \vartheta EE + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，被解释变量 RPL_{it} 是银行 i 第 t 年的关联贷款规模度量指标；核心解释变量是银行 i 第 t 年的国有股权占比 $State_{it}$ 和银行外部环境指标 EE 的交乘项；外部环境指标 EE 分为经济增速、银行市场势力和市场化水平三类，分别对应假设 3.1-3.3，以下详细介绍：

（1）银行所在地级市 c 第 t 年地区生产总值增速 $GDP\ Growth_{ct}$ （取自然对数）^①；考虑到宏观经济周期的影响往往具有滞后效应，进一步使用地区生产总值增速的一阶滞后项 $GDP\ Growth_{ct-1}$ 。

（2）分别使用两个银行市场势力衡量指标：银行所在地级市 c 第 t 年地区银行业 HHI 指标 $City\ HHI_{ct}$ ；银行 i 第 t 年 HHI 指标 $Bank\ HHI_{it}$ 。 HHI 指标通过衡量行业集中度反映市场竞争主体的市场势力，具体构造方法见附录 A。地级市 HHI 是某一地级市范围内各商业银行的加权平均市场份额（具体分为资产、负债、存款、贷款四类市场份额），银行 HHI 则是进一步将地级市 HHI 加权至银行层面：对于只在一个地级市内经营的银行，其银行 HHI 等于地级市 HHI ；对于跨地级市经营的银行，其银行 HHI 等于经营范围内所有地级市 HHI 的加权平均值（权重为分支机构数量占比）。

（3）分别使用两种方式度量市场化水平。其一，考虑到我国东部地区的市场化水平显著高于其他地区，我们设置一个虚拟变量 $East_c$ ，银行总部位于东部地区时取 1，否则取 0，以东部地区虚拟变量度量市场化水平^②。其二，参考余明桂和潘红波（2008a，2008b）分析

^① 为了更准确地识别经济周期的影响，我们为样本中的省级银行匹配了省份地区生产总值增速 $GDP\ Growth_{pt}$ 。

^② 东部地区的划分按照国家统计局的标准，为北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 10 个省（市）。

制度环境对政治关系影响银行贷款的调节效应的做法，使用银行所在省份的市场化指数 $Market\ Index_{pt}$ ，该指数越大，表明当年该省份市场化水平越高。

2. 检验银行关联贷款资金是否流向基建投资

要检验银行国有股东获取关联贷款用于基建投资这一需求侧机制（假设4），最直接的办法是使用地方政府基建投资的数据，检验银行国有股权引致的关联贷款数量是否显著提高基建投资增速。但是，地区基建投资数据由各省市区自行统计和发布，信息公布范围分散，度量标准不统一，且缺失较多，无法可靠地获取和收集。考虑到这种情况，我们从地方政府基建开支融资方式的视角出发，通过土地财政与土地金融的联动关系（赵燕菁，2014），使用土地出让收入指标作为基建投资指标的代理变量，进行实证分析^①。

改革开放后的大规模基建投资为地方政府带来了大量财政支出和赤字。1994年分税制改革后，地方政府财力削弱，土地财政与土地金融成为地方政府开展基建投资、弥补收支缺口的主要方式。地方政府为基建开支融资时，通常会同时进行土地财政和土地金融，使二者形成了循环滚动的闭合体系（见图2）。

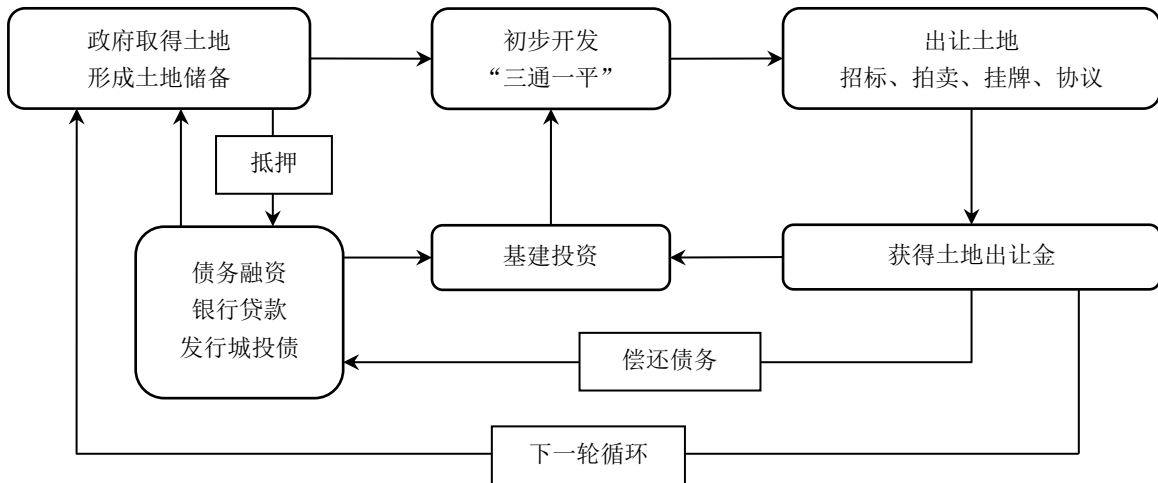


图2 地方政府基建融资方式：“土地财政”与“土地金融”的循环滚动

土地财政的流程有以下步骤：首先，地方政府通过征用、收购、置换等方式从原土地所有权人或使用权人处取得土地，形成国有土地储备；然后，对待出让土地进行初步基建开发（通水、通电、通路、平整土地等）；接着，以招标、拍卖、挂牌、协议四种方式出让国有土地使用权^②；以上出让过程全部结束后，政府方可获得土地出让金。

“招、拍、挂”的市场化出让方式需要经历挂牌、投标、竞价、公示等一系列流程，因此地方政府通过土地财政获得出让收入耗时较长。此外，“三通一平”等初步基建开发也需要一定的初始资金投入。这种情况下，地方政府通常先行展开土地金融活动，通过设立的城投公司（地方融资平台），以已有土地储备作抵押向商业银行贷款或发行城投债，筹集资金用于土地收储、土地初步开发和基建投资；待到土地财政的全部流程结束，用获取的土地出让收入偿还债务，然后进行新一轮“土地收储-开发-出让”的循环。

由此过程不难看出，土地金融是开启土地财政的“触发器”，并起到了为基建开支直接融资的作用；土地财政获取的收入则用于在未来弥补土地金融产生的财政赤字。从时间周期

^① 本文中，土地财政是指地方政府通过出让国有土地使用权获得财政收入；土地金融则是指地方政府以国有土地储备作抵押，在金融市场上举债（贷款、发行债券）来筹集资金。

^② 招标、拍卖、挂牌为公开化、市场化出让方式，按现行规定，经营性用地必须采用此三种方式出让。经营性用地是指工业、商业、旅游、娱乐、商品住宅等用地，包括了绝大部分的有偿出让土地。

上看，土地金融活动的发生总是早于土地出让收入的实现，二者保持着一种错期循环的联动关系。此外，Mo（2018）通过建模研究发现，在土地国有并由国家供给的制度下，地方政府在土地出让收入占总收入的比例较大时，能以更低的债务成本进行融资，增加基础设施投资从而促进经济增长。这也能够说明土地财政、土地金融和基建投资之间存在的紧密联系。目前，城投公司代表地方政府持股地方性商业银行是普遍的制度安排。当城投公司以银行贷款的形式进行土地金融活动，为土地收储和基建开支融资时，就会在地方性商业银行形成关联贷款。

为了检验假设 4，我们关心的是银行国有股东获取的关联贷款是否作为土地金融的形式之一，被用于基建投资和开启土地财政。在基建投资数据缺失的情况下，我们可以根据图 2 所示的基建融资方式，用土地财政指标作为基建投资指标的代理变量，考察银行国有股权引致的关联贷款是否流向基建领域。需要注意的是，土地财政与土地金融是错期循环的关系，因此银行国有股权引致的关联贷款交易会早于土地出让收入的实现。据此，我们建立以下回归模型：

$$RPL_{it} = \alpha + \beta State_{it} + \delta State_{it} \times Land Rev_{ct+1} + \vartheta Land Rev_{ct+1} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中，核心解释变量是国有股权占比与土地出让收入指标的交乘项： $State_{it}$ 是银行*i*第*t*年的国有股权占比， $Land Rev_{ct+1}$ 为银行所在地级市*c*第*t*+1年的政府土地出让收入指标。

参考 Mo（2018）的做法，我们使用两个地级市层面的土地出让收入指标：

$$LR Share = \frac{\text{土地出让收入}}{\text{土地出让收入} + \text{一般公共预算收入}} \quad (8)$$

$$LR to GDP = \frac{\text{土地出让收入}}{\text{地区生产总值}} \quad (9)$$

土地出让收入数据来自中国土地市场网（www.landchina.com），该网站是全国性的土地交易信息发布平台，每一笔土地出让交易的结果都会在此公示，公示内容包括所在行政区、土地位置、面积、用途、成交价格、合同签订日期等信息。我们按照 Mo（2018）的方法，将每一笔土地出让交易产生的出让金加总为地级市-年度观测，计算以上两个土地出让收入指标，并与银行层面数据进行匹配。

除此之外，我们还使用银行建筑业贷款数据对假设 4 进行了补充检验。如果银行国有股东获取关联贷款是用于进行土地收储、开发和基建投资，那么这些贷款中会有很大比例会被计入建筑业贷款，并带动相关建筑业企业向银行借贷以开展业务。因此，建筑业贷款数据也可以作为基建投资指标的代理变量，检验银行国有股东获取的关联贷款是否流向基建投资，据此建立回归模型如下：

$$RPL_{it} = \alpha + \beta State_{it} + \delta State_{it} \times ConsLoan Growth_{it} + \vartheta ConsLoan Growth_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中：核心解释变量 $State_{it} \times ConsLoan Growth_{it}$ 是银行*i*第*t*年的国有股权占比与建筑业贷款增速的交乘项。

（三）样本数据与描述性统计

本文使用的商业银行数据来自中国银行业数据库（China Banking Database），在其中选取了关联贷款信息披露较为完整且连续的 208 家地方性商业银行（银行列表如附录 B 所示）；地区经济增速数据来自 Wind 数据库和 CSMAR 数据库，市场化指数来自王小鲁等（2019）

编制的中国分省份市场化指数；考虑到金融危机和商业银行股份制改革的影响，样本期设定为 2010-2018 年^①。

本文数据样本包括了我国几乎所有连续披露关联贷款信息的地方性商业银行，每个年度中样本银行总资产占地方性商业银行总资产的比例均可达到 75%以上，是国内较为全面的大样本银行关联贷款数据集（表 3 和表 4）。在地区分布上，样本银行较多集中在东部地区，占样本总数的六成左右，一方面是由于东部地区经济发展水平高，银行数量多，另一方面可能是因为东部地区商业银行的信息披露质量较好（表 5）。

表 3 样本在不同银行类型的分布

| 类型 | 银行数 | 观测数 |
|-----|-----|------|
| 城商行 | 100 | 884 |
| 农商行 | 108 | 874 |
| 总计 | 208 | 1758 |

表 4 样本银行总资产占比分年度情况

| 年度 | 银行数 | 样本银行总资产 (亿元) | 地方性商业银行 总资产(亿元) | 占比 |
|------|-----|-----------------|--------------------|--------|
| 2010 | 149 | 98,710 | 111,962 | 88.16% |
| 2011 | 181 | 127,682 | 148,027 | 86.26% |
| 2012 | 195 | 164,639 | 198,204 | 83.07% |
| 2013 | 206 | 197,978 | 251,306 | 78.78% |
| 2014 | 206 | 236,447 | 301,808 | 78.34% |
| 2015 | 208 | 290,626 | 379,934 | 76.49% |
| 2016 | 208 | 354,331 | 470,763 | 75.27% |
| 2017 | 207 | 397,472 | 521,482 | 76.22% |
| 2018 | 198 | 424,667 | 535,407 | 79.32% |

注：地方性商业银行总资产数据根据中国银行业数据库数据估算。

表 5 样本在不同地区的分布

| 地区 | 银行数 | 观测数 |
|------|-----|------|
| 东部地区 | 128 | 1088 |
| 中部地区 | 32 | 258 |
| 西部地区 | 31 | 264 |
| 东北地区 | 17 | 148 |
| 总计 | 208 | 1758 |

表 6 为回归分析所用变量的描述性统计。被解释变量中，关联贷款/贷款总额 (RPL_{it})、关联贷款/企业贷款 (RPL'_{it}) 和关联贷款/资本净额 (RPL''_{it}) 的均值分别为 2%、2.7% 和 10.7%，说明样本银行的关联贷款规模整体水平并不算高；但从这三个指标的分位数来看，不同银行的关联贷款规模存在较大差异； RPL_{it} 、 RPL'_{it} 和 RPL''_{it} 的 75% 分位数分别为 2.7%、3.7% 和 14.5%，而最大值却达到了 19.4%、22.2% 和 120.1%，说明确实有少数银行存在较大的关联贷款规模。关联贷款溢价 ($RPL\ Spread_{it}$) 的均值和中位数分别为 1.1% 和 0.7%，说明关联贷款利率水平整体上高于企业贷款利率水平，且有超过半数银行的关联贷款利率水平相对于企业贷款利率水平存在溢价。解释变量中，国有股权占比 ($State_{it}$) 和第一大股东持股比例 ($Top1_{it}$) 的均值分别为 22% 和 14.3%，中位数分别为 18.3% 和 10%，75% 分位数分别达到了 33.7% 和 18.5%，表明样本银行普遍具有国有持股特征和较强的大股东控制力。

表 6 描述性统计

^① 市场化指数的时间跨度为 2010-2016 年。

| 变量 | 观测数 | 平均值 | 最小值 | p25 | 中位数 | p75 | 最大值 |
|-------------------------------|------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| RPL_{it} | 1456 | 0.020 | 0.0001 | 0.006 | 0.013 | 0.027 | 0.194 |
| RPL'_{it} | 1158 | 0.027 | 0.0001 | 0.007 | 0.017 | 0.037 | 0.222 |
| RPL''_{it} | 1432 | 0.107 | 0.0003 | 0.030 | 0.071 | 0.145 | 1.201 |
| $RPL\ Spread_{it}$ | 352 | 0.011 | -0.080 | -0.011 | 0.007 | 0.026 | 0.229 |
| $State_{it}$ | 1590 | 0.220 | 0 | 0.040 | 0.183 | 0.337 | 0.980 |
| $Size_{it}$ | 1747 | 10.950 | 7.716 | 9.997 | 10.930 | 11.850 | 14.760 |
| ROA_{it} | 1715 | 0.010 | 0.0001 | 0.008 | 0.010 | 0.013 | 0.022 |
| $Leverage_{it}$ | 1747 | 0.923 | 0.847 | 0.912 | 0.926 | 0.937 | 0.970 |
| RWA_{it} | 1587 | 0.620 | 0.159 | 0.551 | 0.628 | 0.699 | 0.896 |
| $Top1_{it}$ | 1590 | 0.143 | 0.004 | 0.081 | 0.100 | 0.185 | 0.820 |
| $State\ HHI_{it}$ | 1590 | 0.036 | 0 | 0.002 | 0.014 | 0.035 | 0.677 |
| $Out\ Director_{it}$ | 1277 | 0.689 | 0.200 | 0.643 | 0.706 | 0.750 | 0.917 |
| $Ind\ Director_{it}$ | 1351 | 0.223 | 0 | 0.154 | 0.222 | 0.333 | 0.500 |
| $GDP\ Growth$ | 1758 | 9.29 | -12.3 | 7.6 | 8.9 | 11.0 | 20.0 |
| $City\ HHI\ Asset_{ct}$ | 1758 | 0.112 | 0.054 | 0.080 | 0.100 | 0.136 | 0.346 |
| $City\ HHI\ Liabilities_{ct}$ | 1758 | 0.111 | 0.054 | 0.080 | 0.100 | 0.135 | 0.346 |
| $City\ HHI\ Deposit_{ct}$ | 1758 | 0.122 | 0.060 | 0.090 | 0.110 | 0.148 | 0.326 |
| $City\ HHI\ Loan_{ct}$ | 1758 | 0.114 | 0.054 | 0.082 | 0.105 | 0.138 | 0.294 |
| $Bank\ HHI\ Asset_{it}$ | 1664 | 0.115 | 0.054 | 0.084 | 0.106 | 0.141 | 0.307 |
| $Bank\ HHI\ Liabilities_{it}$ | 1664 | 0.114 | 0.054 | 0.084 | 0.105 | 0.140 | 0.308 |
| $Bank\ HHI\ Deposit_{it}$ | 1664 | 0.125 | 0.060 | 0.093 | 0.116 | 0.152 | 0.320 |
| $Bank\ HHI\ Loan_{it}$ | 1664 | 0.117 | 0.054 | 0.087 | 0.110 | 0.142 | 0.288 |
| $Market\ Index_{pt}$ | 1353 | 7.651 | 2.53 | 6.42 | 7.47 | 9.28 | 10.00 |
| $LR\ Share_{ct}$ | 1660 | 0.410 | 0.032 | 0.322 | 0.418 | 0.493 | 0.836 |
| $LR\ to\ GDP_{ct}$ | 1723 | 0.069 | 0.003 | 0.040 | 0.060 | 0.089 | 0.222 |
| $ConsLoan\ Growth_{it}$ | 933 | 0.280 | -0.485 | 0.0205 | 0.191 | 0.427 | 2.335 |

五、回归结果与分析

(一) 基准回归结果

1. 国有股权对关联贷款规模的影响

对假设 1 进行实证检验，回归方程 (1) 的估计结果如表 7 所示。第 1 列报告了全样本回归的结果，核心解释变量国有股权占比 ($State_{it}$) 的回归系数为正值，且在 5% 置信水平上显著，表明地方性商业银行的国有股权占比越高，其关联贷款规模越大。

地方性商业银行中，相比农商行，城商行的国有持股比例更高、股权更集中（见表 2），其与国有股东的关系也更紧密。另一方面，比起农商行，城商行的规模普遍较大，资金实力更为雄厚，支持地方经济发展的能力更强。在“金融分权”背景下，地方政府更倾向于通过对城商行的控制来获取金融资源，发展地方经济。因此，城商行的国有股东具有更强的关联交易倾向。基于这种考虑，本文接下来使用城商行样本估计回归方程 (1)。表 7 中第 3 列报告了回归结果，国有股权占比的回归系数同样为显著正值，且系数绝对值相比全样本更大。

我们进一步控制了回归中的年度固定效应，表 7 中第 2、4 列的结果表明，国有股权对关联贷款规模的正向影响仍保持不变。此外，需要特别注意的是，控制变量中国有股集中度 ($State\ HHI_{it}$) 的系数均为显著负值，这说明国有股权的相对集中能显著抑制其占比上升对关联贷款数量的正向影响。

表 7 回归结果：地方性商业银行国有股权与关联贷款规模

| | 全样本 | | 城商行样本 | |
|--------------|-------------------|---------|---------|---------|
| | 被解释变量: RPL_{it} | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $State_{it}$ | 0.050** | 0.046** | 0.055** | 0.047** |

| | | | | |
|----------------------------------|-----------|----------|----------|---------|
| | (0.021) | (0.019) | (0.022) | (0.020) |
| <i>Size_{it}</i> | -0.007*** | -0.010 | -0.006** | -0.013 |
| | (0.002) | (0.008) | (0.003) | (0.010) |
| <i>ROA_{it}</i> | -0.487* | -0.386 | -0.417 | -0.134 |
| | (0.271) | (0.298) | (0.336) | (0.340) |
| <i>Leverage_{it}</i> | -0.234* | -0.224** | -0.274* | -0.245* |
| | (0.125) | (0.112) | (0.154) | (0.140) |
| <i>RWA_{it}</i> | 0.015 | 0.015 | 0.012 | 0.009 |
| | (0.013) | (0.015) | (0.017) | (0.021) |
| <i>Top1_{it}</i> | 0.040** | 0.037* | 0.045* | 0.038 |
| | (0.020) | (0.020) | (0.025) | (0.025) |
| <i>State HHI_{it}</i> | -0.093** | -0.088** | -0.101** | -0.085* |
| | (0.036) | (0.037) | (0.042) | (0.045) |
| <i>Out Director_{it}</i> | -0.017 | -0.019 | -0.020 | -0.023 |
| | (0.013) | (0.013) | (0.017) | (0.017) |
| <i>Ind Director_{it}</i> | 0.023* | 0.022* | 0.025 | 0.025 |
| | (0.013) | (0.012) | (0.016) | (0.015) |
| 常数项 | 0.302** | 0.334** | 0.326** | 0.397* |
| | (0.132) | (0.167) | (0.160) | (0.216) |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | | 控制 | | 控制 |
| R 平方 | 0.0941 | 0.0988 | 0.1134 | 0.1312 |
| F 值 | 2.89*** | 3.32*** | 2.47** | 4.30*** |
| 银行数 | 187 | 187 | 98 | 98 |
| 观测数 | 1077 | 1077 | 705 | 705 |

注：回归系数的估计均采用面板稳健标准误。* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；下同。

2. 国有股权对关联贷款价格的影响

图 3 是关联贷款溢价与国有股权占比的散点图，可以看到，两者之间呈现出一定程度的正相关关系，但线性拟合的斜率较小。表 8 报告了用全样本和城商行样本检验假设 2 的回归结果。结果表明，国有股权占比的系数均为显著正值，银行国有股权对关联贷款溢价有显著的提升效果，即假设 2 成立。这说明，地方性商业银行国有股权引致的关联贷款不仅不存在损害银行利益的“隧道效应”，其较高的利率水平反而对银行有利。

根据“隧道效应”的理论，要判断关联贷款是否是股东“掏空”银行的工具，关键在于是否有较低的贷款利率。我们已通过实证检验得出结论，地方性商业银行国有股权占比显著提升了关联贷款利率水平。但是，要证实国有股权引致的关联贷款不存在“隧道效应”的特征，还需要比较地方性商业银行整体的关联贷款利率水平和企业贷款利率水平。

我们计算了地方性商业银行的关联贷款利率水平和企业贷款利率水平，如图 4 所示。与关联贷款存在“隧道效应”的普遍观点相反，2011 年以来，我国地方性商业银行的关联贷款利率水平始终高于企业贷款利率水平 1 个百分点左右。尽管个别银行存在大股东通过关联交易攫取银行利益的事实，但从整体上看，地方性商业银行的关联贷款交易中并不存在“隧道效应”的特征。这也说明，地方性商业银行的国有股东并未凭借控制权“掏空”银行。

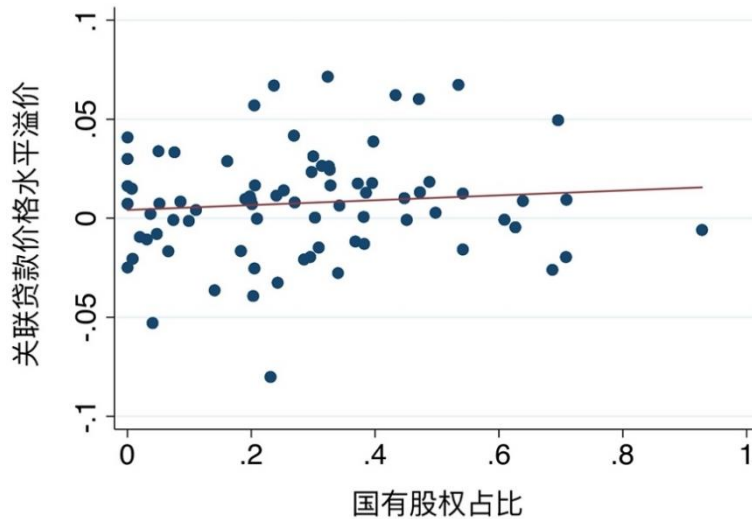


图 3 关联贷款溢价与国有股权占比散点图

表 8 回归结果：地方性商业银行国有股权与关联贷款利率溢价

| | 全样本 | | 城商行样本 | |
|---------------------|--------------------------|---------|----------|---------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | 被解释变量: $RPL Spread_{it}$ | | | |
| $State_{it}$ | 0.140* | 0.131* | 0.152** | 0.160** |
| | (0.074) | (0.073) | (0.073) | (0.076) |
| $Size_{it}$ | -0.000 | 0.020 | 0.001 | 0.008 |
| | (0.008) | (0.015) | (0.008) | (0.014) |
| ROA_{it} | -3.526** | -4.382* | -4.493** | -4.752* |
| | (1.489) | (2.221) | (1.888) | (2.608) |
| $Leverage_{it}$ | -0.288 | -0.262 | -0.170 | -0.120 |
| | (0.346) | (0.373) | (0.404) | (0.473) |
| RWA_{it} | 0.019 | 0.064 | 0.033 | 0.078 |
| | (0.059) | (0.072) | (0.075) | (0.087) |
| $Top1_{it}$ | 0.036 | 0.016 | -0.177 | -0.210* |
| | (0.134) | (0.147) | (0.115) | (0.114) |
| $State HHI_{it}$ | -0.206 | -0.113 | 0.124 | 0.225 |
| | (0.212) | (0.229) | (0.204) | (0.195) |
| $Out Director_{it}$ | -0.004 | -0.002 | 0.051 | 0.052 |
| | (0.059) | (0.058) | (0.096) | (0.085) |
| $Ind Director_{it}$ | -0.035 | -0.032 | -0.056 | -0.058 |
| | (0.044) | (0.045) | (0.052) | (0.047) |
| 常数项 | 0.275 | -0.021 | 0.127 | -0.024 |
| | (0.320) | (0.433) | (0.392) | (0.510) |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | | 控制 | | 控制 |
| R 平方 | 0.0776 | 0.1247 | 0.1177 | 0.1862 |
| F 值 | 1.67 | 2.90*** | 4.00*** | 7.37*** |

| | | | | |
|-----|-----|-----|-----|-----|
| 银行数 | 62 | 62 | 45 | 45 |
| 观测数 | 300 | 300 | 235 | 235 |

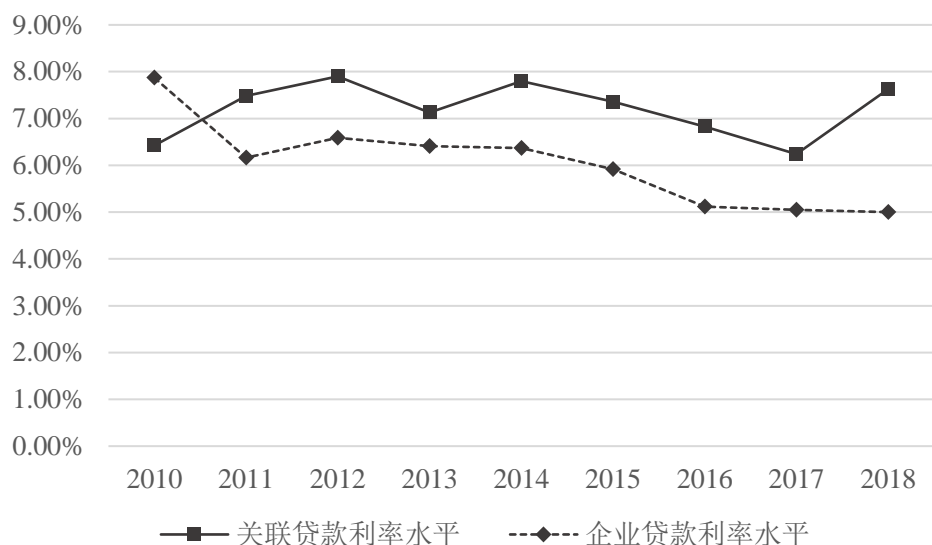


图 4 地方性商业银行关联贷款利率水平与企业贷款利率水平比较
数据来源：中国银行业数据库

（二）稳健性检验结果

1. 替换关联贷款规模的度量指标

关联贷款绝大部分是银行发放给企业关联方的贷款，个人关联方获得的贷款数额相对较少。回归方程（1）使用了关联贷款占贷款总额的比例衡量关联贷款规模，而不同银行的贷款总额中企业贷款和个人贷款的比例有很大差异，且这种贷款结构特征还会随着时间的推移、银行业务结构的调整而变动。为了防止这种变动对结果识别的影响，我们使用关联贷款/企业贷款替代回归方程（1）中的被解释变量。表 9 的（A）部分报告了回归结果，考虑贷款结构变动的影响后，核心解释变量国有股权占比的回归系数仍为显著正值，即关联贷款数量与国有股权占比间存在显著的正相关关系。

此外，我们还使用了关联贷款/资本净额作为关联贷款规模的度量指标。贷款和企业贷款的数额会随着银行经营规模的扩大而扩张，而资本净额的大小相对更为稳定，因而使用该指标能更好地刻画关联贷款的相对规模。同时，关联贷款占资本净额的比例还是监管部门对商业银行的监管考核指标，《商业银行与内部人和股东关联交易管理办法》规定，该指标不得超过 50%，因此银行有动机操纵压低关联贷款/资本净额比例以满足监管要求。表 9 的（B）部分报告了回归结果，在使用这个替代变量的回归模型中，国有股权占比的系数仍为显著正值，说明银行国有股权影响关联贷款规模的结果是稳健的。

2. 控制被解释变量的动态相关性

考虑到回归模型可能存在的动态特征和内生性，在回归方程（1）右侧引入被解释变量的一阶滞后项，使用差分 GMM 模型估计以下回归方程：

$$RPL_{it} = \alpha + \eta RPL_{it-1} + \beta State_{it} + \gamma Controls_{it} + \mu_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

一阶差分 GMM 回归采用两步法、稳健标准误的设定，表 10 报告了回归结果。在全样本和城商行样本的回归中，国有股权占比的系数均为显著正值，即在控制动态特征和内生性后，关联贷款数量与国有股权占比间仍存在显著的正相关关系。此外，AR(2)检验的结果显示，残差项不存在二阶差分序列相关性；Sargan 检验的结果表明，所选择的工具变量不存在显著的过度识别问题，即设定的工具变量有效。

3. 国有股权的分类检验

在我国，地方性商业银行的国有股权一般分为两类：第一类是地方政府（通常为财政部门）直接持有的银行股权，第二类是地方国有企业持有的银行股权^①。按照《贷款通则》的规定，地方政府不能直接向商业银行贷款。地方政府若要获取银行信贷、支持经济发展，只能通过其控制的国有企业（包括地方融资平台）向银行借贷。因此，地方性商业银行国有股权所引致的关联贷款，实际上是银行的地方国企股东借贷行为的体现。考虑这种情况，为了更准确地识别国有股权对关联贷款规模的影响，我们将地方性商业银行的国有股权进一步细分为财政持股和国有企业持股，分别进行实证检验。

我们在回归方程（1）中分别使用银行前十大股东中的财政持股占比（ $Fiscal_{it}$ ）和国有企业持股占比（ SOE_{it} ）作为核心解释变量，表 11 的第 1、2、4、5 列报告了财政和国企两类国有股权占比单独作为解释变量的估计结果，第 3、6 列则显示了二者同时纳入回归模型时的结果。可以发现，在全样本和城商行样本中，都只有国有企业持股占比的系数显著为正，财政持股占比的系数则不显著。这表明，银行国有股权对关联贷款交易的正向影响效应是稳健的，且这种影响主要由国有企业持股所驱动，而非财政持股。

表 9 回归结果：替换关联贷款规模度量指标

| | 全样本 | | 城商行样本 | |
|--------------|-------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | (A) 被解释变量: RPL'_{it} | | | |
| $State_{it}$ | 0.070** (0.030) | 0.066** (0.028) | 0.075** (0.032) | 0.065** (0.029) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | | 控制 | | 控制 |
| R 平方 | 0.0923 | 0.1052 | 0.1196 | 0.1553 |
| F 值 | 4.38*** | 3.20*** | 4.01*** | 3.99*** |
| 银行数 | 163 | 163 | 91 | 91 |
| 观测数 | 879 | 879 | 600 | 600 |
| | (B) 被解释变量: RPL''_{it} | | | |
| $State_{it}$ | 0.277*** (0.082) | 0.245*** (0.076) | 0.308*** (0.093) | 0.242*** (0.084) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | | 控制 | | 控制 |
| R 平方 | 0.0500 | 0.0594 | 0.0534 | 0.0832 |
| F 值 | 3.42*** | 2.62*** | 2.78*** | 2.92*** |
| 银行数 | 186 | 186 | 98 | 98 |
| 观测数 | 1072 | 1072 | 705 | 705 |

表 10 回归结果：差分 GMM 模型

| | 全样本 | 城商行样本 |
|--------------|-----------------------|---------------------|
| | (1) | (2) |
| | (A) 被解释变量: RPL_{it} | |
| RPL_{it-1} | 0.420*** (0.088) | 0.445*** (0.101) |

^① 银行国有股权的形式除了财政持股和国企持股外，还有一类是准政府机构（事业单位）持股。准政府机构股东绝大部分存在于国有大型银行和股份制银行，主要是全国社保基金和中国船东互保协会两家，持股比例很低，不具有代表性。

| | | |
|-------------------------|---------------------|---------------------|
| $State_{it}$ | 0.143** (0.061) | 0.122* (0.067) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 工具变量数 | 65 | 65 |
| AR(2)检验 p 值 | 0.5028 | 0.5794 |
| Sargan 检验 p 值 | 0.2106 | 0.3225 |
| 银行数 | 159 | 97 |
| 观测数 | 701 | 477 |
| (B) 被解释变量: RPL''_{it} | | |
| RPL''_{it-1} | 0.373*** (0.071) | 0.313*** (0.051) |
| $State_{it}$ | 0.696** (0.302) | 0.443 (0.405) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 |
| 工具变量数 | 65 | 65 |
| AR(2)检验 p 值 | 0.5012 | 0.5232 |
| Sargan 检验 p 值 | 0.1913 | 0.3092 |
| 银行数 | 157 | 97 |
| 观测数 | 696 | 477 |

表 11 回归结果：国有股权的分类检验

| | 全样本 | | | 城商行样本 | | |
|-------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| (A) 被解释变量: RPL_{it} | | | | | | |
| $Fiscal_{it}$ | -0.019 (0.025) | | 0.014 (0.022) | -0.009 (0.025) | | 0.023 (0.023) |
| SOE_{it} | | 0.047** (0.021) | 0.050** (0.021) | | 0.046** (0.021) | 0.050** (0.022) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.0845 | 0.1013 | 0.1017 | 0.1135 | 0.1323 | 0.1335 |
| F 值 | 2.74*** | 2.99*** | 3.21*** | 3.95*** | 4.08*** | 4.30*** |
| 银行数 | 187 | 187 | 187 | 98 | 98 | 98 |
| 观测数 | 1077 | 1077 | 1077 | 705 | 705 | 705 |
| (B) 被解释变量: RPL'_{it} | | | | | | |
| $Fiscal_{it}$ | -0.015 (0.048) | | 0.034 (0.050) | 0.002 (0.045) | | 0.048 (0.050) |
| SOE_{it} | | 0.064** (0.027) | 0.070** (0.029) | | 0.060** (0.025) | 0.068** (0.029) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.0880 | 0.1059 | 0.1069 | 0.1342 | 0.1537 | 0.1565 |
| F 值 | 2.58*** | 3.54*** | 3.23*** | 3.24*** | 4.38*** | 3.89*** |
| 银行数 | 163 | 163 | 163 | 91 | 91 | 91 |
| 观测数 | 879 | 879 | 879 | 600 | 600 | 600 |
| (C) 被解释变量: RPL''_{it} | | | | | | |
| $Fiscal_{it}$ | -0.087 (0.158) | | 0.090 (0.155) | -0.016 (0.145) | | 0.151 (0.147) |
| SOE_{it} | | 0.248*** (0.076) | 0.264*** (0.080) | | 0.230*** (0.080) | 0.257*** (0.087) |

| | | | | | | |
|--------|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.0449 | 0.0612 | 0.0617 | 0.0674 | 0.0828 | 0.0845 |
| F 值 | 2.04** | 2.46*** | 2.51*** | 2.40*** | 2.64*** | 2.89*** |
| 银行数 | 186 | 186 | 186 | 98 | 98 | 98 |
| 观测数 | 1072 | 1072 | 1072 | 705 | 705 | 705 |

(三) 机制检验结果

1. 外部经营环境的机制检验结果

表 12 报告了对假设 3.1 的检验结果，国有股权占比与经济增速的交乘项系数为显著正值，说明经济增速越高，国有股权对关联贷款的正向影响越强。结合国有股权促进银行逆周期信贷投放的研究结果（潘敏和张依茹，2013；潘敏等，2016），可以发现，银行可能会根据外部经济形势在国有股东关联方客户和一般客户之间调配信贷资源：经济向好时，银行优先将贷款发放给国有股东关联方，约束整体的信贷投放；经济下行时，银行加大整体信贷投放，支持经济走出衰退，减少对国有股东的关联贷款发放。

表 13 报告了对假设 3.2 的检验结果，国有股权占比与 HHI 的交乘项系数均显著为正，表明银行市场势力会增强国有股权对关联贷款数量的影响，拥有市场势力的银行更倾向于将信贷资源配置给国有股东关联方。这个结果也可以侧面印证地方性商业银行关联贷款不存在“隧道效应”的结论，即国有股东获得关联贷款的利率高于市场利率水平。具体来说，拥有较大市场势力的银行更有能力向市场投放利率较高的贷款，获取垄断收益，但实证结果表明，其选择向国有股东发放更多的关联贷款。尽管这种行为可能是由于政治上的压力，但银行基于自身的利益，可能会要求较高的关联贷款利率，以弥补机会成本，这就可以解释银行国有股权占比显著提升关联贷款价格水平的结果。

表 14 报告了对假设 3.3 的检验结果，国有股权占比的系数为显著正值，而其与东部地区虚拟变量和市场化指数的交乘项系数均显著为负。这表明，位于东部地区的银行，其国有股权对关联贷款规模的正向影响更小；银行所在省份的市场化指数越高，其国有股权正向影响关联贷款规模的效应越弱。由此可以得出结论，银行所在地区的市场化水平会削弱国有股权影响关联贷款规模的正向效果。

以上结果证实了假设 3.1-3.3，验证了国有股权引致关联贷款的供给侧机制--外部环境对银行信贷客户选择的影响，即：地区经济增速较高、银行市场势力较强、地区市场化水平较低时，银行会优先选择向国有股东关联方投放信贷。

表 12 回归结果：结合经济增速的机制检验

| | 全样本 | | 城商行样本 | |
|--|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| | | 被解释变量： RPL_{it} | | |
| $State_{it} \times GDP\ Growth_{ct}$ | 0.008* (0.005) | | 0.012** (0.006) | |
| $State_{it} \times GDP\ Growth_{ct-1}$ | | 0.011* (0.006) | | 0.015** (0.007) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.0978 | 0.1082 | 0.1359 | 0.1619 |
| F 值 | 3.29*** | 3.58*** | 3.69*** | 4.49*** |
| 银行数 | 187 | 185 | 98 | 98 |

| | | | | |
|-----|------|-----|-----|-----|
| 观测数 | 1067 | 988 | 696 | 635 |
|-----|------|-----|-----|-----|

表 13 回归结果：结合银行市场势力的机制检验

| | 全样本 | | | | 城商行样本 | | | |
|---|-------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 被解释变量： RPL_{it} | | | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| (A) 银行市场势力：地级市层面 HHI | | | | | | | | |
| $State_{it} \times City\ HHI\ Asset_{ct}$ | 0.296* | | | | 0.421** | | | |
| | (0.168) | | | | (0.186) | | | |
| $State_{it} \times City\ HHI\ Liabilities_{ct}$ | | 0.294* | | | | 0.418** | | |
| | | (0.168) | | | | (0.186) | | |
| $State_{it} \times City\ HHI\ Deposit_{ct}$ | | | 0.392** | | | | 0.506** | |
| | | | (0.185) | | | | (0.208) | |
| $State_{it} \times City\ HHI\ Loan_{ct}$ | | | | 0.301 | | | | 0.448** |
| | | | | (0.192) | | | | (0.214) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.1040 | 0.1039 | 0.1066 | 0.1031 | 0.1424 | 0.1422 | 0.1454 | 0.1411 |
| F 值 | 3.88*** | 3.87*** | 3.77*** | 3.60*** | 4.57*** | 4.56*** | 4.37*** | 4.46*** |
| 银行数 | 187 | 187 | 187 | 187 | 98 | 98 | 98 | 98 |
| 观测数 | 1077 | 1077 | 1077 | 1077 | 705 | 705 | 705 | 705 |
| (B) 银行市场势力：银行层面 HHI | | | | | | | | |
| $State_{it} \times Bank\ HHI\ Asset_{it}$ | 0.349* | | | | 0.453** | | | |
| | (0.191) | | | | (0.221) | | | |
| $State_{it} \times Bank\ HHI\ Liabilities_{it}$ | | 0.348* | | | | 0.452** | | |
| | | (0.191) | | | | (0.222) | | |
| $State_{it} \times Bank\ HHI\ Deposit_{it}$ | | | 0.416** | | | | 0.501** | |
| | | | (0.207) | | | | (0.245) | |
| $State_{it} \times Bank\ HHI\ Loan_{it}$ | | | | 0.306 | | | | 0.421* |
| | | | | (0.208) | | | | (0.245) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.1055 | 0.1054 | 0.1076 | 0.1036 | 0.1505 | 0.1504 | 0.1523 | 0.1478 |
| F 值 | 3.09*** | 3.09*** | 3.15*** | 2.99*** | 4.14*** | 4.15*** | 4.16*** | 4.10*** |
| 银行数 | 180 | 180 | 180 | 180 | 96 | 96 | 96 | 96 |
| 观测数 | 1030 | 1030 | 1030 | 1030 | 687 | 687 | 687 | 687 |

表 14 回归结果：结合市场化水平的机制检验

| | 全样本 | | 城商行样本 | |
|--|-------------------|---------|-----------|---------|
| | 被解释变量： RPL_{it} | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| $State_{it}$ | 0.071*** | 0.119** | 0.068*** | 0.119** |
| | (0.026) | (0.046) | (0.026) | (0.058) |
| $State_{it} \times East_c$ | -0.085*** | | -0.089*** | |
| | (0.030) | | (0.032) | |
| $State_{it} \times Market\ Index_{pt}$ | | -0.009* | | -0.008 |
| | | (0.005) | | (0.007) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.1156 | 0.1197 | 0.1504 | 0.1563 |

| | | | | |
|-----|---------|---------|---------|---------|
| F 值 | 3.16*** | 2.25*** | 4.41*** | 3.26*** |
| 银行数 | 187 | 166 | 98 | 98 |
| 观测数 | 1077 | 817 | 705 | 552 |

2. 基建投资的机制检验结果

表 15 报告了回归方程 (7) 的估计结果, 国有股权占比的系数显著为正, 其与超前一期土地出让收入指标之交乘项 ($State_{it} \times Land Rev_{ct+1}$) 也为显著正值, 说明在未来一年土地出让收入相对更多的地区, 银行国有股权对关联贷款规模的正向影响更大, 从侧面证明了银行所在地区的基建投资强度越高, 国有股权对关联贷款数量的正向影响越强。

接着, 我们进一步剔除位于行政等级较高城市 (直辖市、副省级城市、省会城市) 的银行样本。这样做有两个考虑: 第一, 行政等级较高的城市金融资源丰富, 地方政府为基建开支融资可以向全国性商业银行 (国有大型银行和股份制银行) 贷款, 对地方性商业银行关联贷款的依赖更小; 第二, 行政等级较高的城市同时享有更大的财政权限, 在税收地方留成中可以获得更多的收入, 因而其财政实力明显强于普通地级市, 对关联贷款筹资的依赖也更小。回归结果显示, 国有股权占比及其交乘项系数方向均保持不变, 绝对值显著变大, 更能证实银行国有股东获取的关联贷款被用于基建投资的机制假设。

对回归方程 (10) 进行估计, 且在剔除高等级城市银行样本后再次进行检验, 表 16 报告了实证结果。在使用不同的关联贷款规模度量指标进行回归后, 国有股权占比与建筑业贷款增速交乘项 ($State_{it} \times ConsLoan Growth_{it}$) 的系数均为显著正值, 即建筑业贷款增速越高, 银行国有股权对关联贷款数量的影响越强, 表明银行国有股东获取的关联贷款最终流向了基建投资项目, 假设 4 得到证实。

表 15 回归结果: 基于地方政府土地出让收入的机制检验

| | 全样本 | | | | 剔除高等级城市后的样本 | | | |
|--------------------------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | RPL_{it} (1) | RPL'_{it} (2) | RPL_{it} (3) | RPL'_{it} (4) | RPL_{it} (5) | RPL'_{it} (6) | RPL_{it} (7) | RPL'_{it} (8) |
| $State_{it}$ | 0.048* (0.025) | 0.258** (0.105) | 0.046** (0.021) | 0.278*** (0.093) | 0.068** (0.031) | 0.458*** (0.145) | 0.071** (0.030) | 0.513*** (0.140) |
| $State_{it} \times LR Share_{ct+1}$ | 0.019 (0.022) | 0.193* (0.112) | | | 0.032 (0.027) | 0.320** (0.134) | | |
| $State_{it} \times LR to GDP_{ct+1}$ | | | 0.087 (0.079) | 0.621* (0.366) | | | 0.128 (0.113) | 0.861* (0.476) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.1115 | 0.0936 | 0.1042 | 0.0880 | 0.1660 | 0.1328 | 0.1616 | 0.1289 |
| F 值 | 1.86** | 3.17*** | 1.98** | 2.99*** | 2.67*** | 4.46*** | 2.47*** | 4.01*** |
| 银行数 | 169 | 168 | 173 | 172 | 106 | 105 | 107 | 106 |
| 观测数 | 883 | 878 | 938 | 933 | 539 | 535 | 545 | 541 |

表 16 回归结果: 基于银行建筑业贷款的机制检验

| | 全样本 | | | 剔除高等级城市后的样本 | | |
|--|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | RPL_{it} (1) | RPL'_{it} (2) | RPL'_{it} (3) | RPL_{it} (4) | RPL'_{it} (5) | RPL'_{it} (6) |
| $State_{it}$ | 0.049** (0.022) | 0.057** (0.026) | 0.280*** (0.085) | 0.097*** (0.023) | 0.117*** (0.033) | 0.611*** (0.130) |
| $State_{it} \times ConsLoan Growth_{it}$ | 0.007 (0.006) | 0.016** (0.008) | 0.045 (0.036) | 0.023* (0.011) | 0.042*** (0.015) | 0.111* (0.064) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |

| | | | | | | |
|--------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 银行固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年度固定效应 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| R 平方 | 0.1507 | 0.1241 | 0.1190 | 0.2766 | 0.2175 | 0.1997 |
| F 值 | 2.66*** | 2.45*** | 2.54*** | 4.66*** | 4.67*** | 6.11*** |
| 银行数 | 130 | 122 | 130 | 76 | 70 | 76 |
| 观测数 | 704 | 624 | 703 | 380 | 318 | 379 |

六、结论

本文使用 208 家地方性商业银行 2010-2018 年的关联贷款数据,实证检验了银行国有股权对关联贷款规模和价格的影响,并进行了一系列稳健性检验;然后,通过构建外部经营环境指标交乘项、使用土地财政指标作为代理变量,从信贷供给侧和需求侧两个方面,实证分析了银行国有股权影响关联贷款规模的潜在机制。我们得出以下结论:

第一,地方性商业银行的国有股权占比越高,其关联贷款的规模越大、价格水平越高。

第二,地方性商业银行的关联贷款交易并不存在“隧道效应”的特征。尽管少数被民营股东控制的银行因为恶性关联交易触发了风险事件,但从整体上看,国有资本对地方性商业银行的持股显著提高了关联贷款价格水平,客观上对银行起到了“援助之手”的效果;总体而言,地方性商业银行的关联贷款利率水平不但不低,反而高于企业贷款利率水平。

第三,地区经济增速较高、银行市场势力较强、地区市场化水平较低时,银行会优先选择向国有股东关联方投放信贷--这可以看作是国有股权影响关联贷款的供给侧机制。

第四,国有股权影响关联贷款的需求侧机制是地方政府(借助其设立的融资平台)持有银行股权来获取信贷,用于基建投资,以实现经济增长目标。这一结论支持“金融分权”理论的观点:地方政府努力获取地方金融机构控制权,借此获得金融资源,服务地方经济发展。

参考文献

- 巴曙松, 刘孝红, 牛播坤. 转型时期中国金融体系中的地方治理与银行改革的互动研究[J]. 金融研究, 2005, (05): 25-37
- 陈晓, 王琨. 关联交易、公司治理与国有股改革--来自我国资本市场的实证证据[J]. 经济研究, 2005, (4): 77-86, 128
- 高雷, 宋顺林. 关联交易与公司治理机制[J]. 中南财经政法大学学报, 2007, (4): 59-65
- 洪剑峭, 薛皓. 股权制衡对关联交易和关联销售的持续性影响[J]. 南开管理评论, 2008, 11(1): 24-30
- 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[J]. 金融研究, 2013, (04): 29-42
- 潘敏, 魏海瑞. 高管政治关联会影响商业银行信贷投放的周期性特征吗--来自中国银行业的经验证据[J]. 财贸经济, 2015, (04): 60-73
- 潘敏, 康巧灵, 朱迪星. 地方政府股权会影响城市商业银行信贷投放的周期性特征吗? [J]. 经济评论, 2016, (04): 118-128
- 钱先航, 曹廷求, 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为[J]. 经济研究, 2011, 46(12): 72-85
- 王小鲁, 樊纲, 胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019
- 余明桂, 潘红波. 政治关系、制度环境与民营企业银行贷款[J]. 管理世界, 2008a, (08): 9-21+39
- 余明桂, 潘红波. 政府干预、法治、金融发展与国有企业银行贷款[J]. 金融研究, 2008b, (09): 1-22
- 张敏, 刘颀, 张雯. 关联贷款与商业银行的薪酬契约--基于我国商业银行的经验证据[J]. 金融研究, 2012, (05): 108-122
- 张雯, 谢露, 张敏. 关联贷款与商业银行的审计师选择--基于我国商业银行的经验证据[J]. 审计研究, 2013, (01): 87-94
- 张敏, 张雯, 马黎璐. 金融生态环境、外资持股与商业银行的关联贷款[J]. 金融研究, 2014, (12): 102-116
- 赵尚梅, 杜华东, 车亚斌. 城市商业银行股权结构与绩效关系及作用机制研究[J]. 财贸经济, 2012, (07): 39-48
- 赵尚梅, 史宏梅, 杜华东. 地方政府在城市商业银行的大股东掏空行为--从地方政府融资平台贷款视角的研究. 管理评论, 2013, (12): 32-41
- 赵燕菁, 土地财政: 历史、逻辑与抉择[J]. 城市发展研究, 2014, (01): 1-13
- 周立. 改革期间中国金融业的“第二财政”与金融分割[J]. 世界经济, 2003, (06): 72-79
- 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作--兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 经济研究, 2004, (06): 33-40
- 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (07): 36-50
- 佟岩, 程小可. 关联交易利益流向与中国上市公司盈余质量[J]. 管理世界, 2007, (11): 127-138+172
- Akerlof G A, Romer P M, Hall R E, Mankiw N G. Looting: The economic underworld of bankruptcy for profit[J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1993, (2): 1-73
- Berkman H, Cole R A, Fu L. Expropriation through loan guarantees to related parties: Evidence from China[J]. Journal of Banking and Finance, 2009, 33: 141-156
- Bertay A C, Demirgüç-Kunt A, Huizinga H. Bank ownership and credit over the business cycle: Is lending by state banks less procyclical? [J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 50: 326-339
- Brandao-Marques L, Correa R, Sapriza H. Government support, regulation, and risk taking in the banking sector[J]. Journal of Banking and Finance, 2020, 112: 105284
- Brandt L, Li H. Bank discrimination in transition economies: Ideology, information or incentives? [J]. Journal of Comparative Economics, 2003, 31: 387-413
- Brei M, Schclarek A. Public bank lending in times of crisis[J]. Journal of Financial Stability, 2013, 9: 820-830
- Brei M, Schclarek A. A theoretical model of bank lending: Does ownership matter in times of crisis[J]. Journal of Banking and Finance, 2015, 50: 298-307
- Carvalho D. The real effects of government-owned banks: Evidence from an emerging market[J]. Journal of Finance, 2014, 69(2): 577-609
- Charumilind C, Kali R, Wiwattanakitang Y. Connected lending: Thailand before the financial crisis[J]. Journal of Business, 2006, 79(1): 181-218
- Chen Y-S, Chen Y, Lin C-Y, Sharma Z. Is there a bright side to government banks? Evidence from the global financial crisis[J]. Journal of Financial Stability, 2016, 26: 128-143
- Coleman N, Feler L. Bank ownership, lending, and local economic performance during the 2008-2009 financial crisis[J]. Journal of Monetary Economics, 2015, 71: 50-66

- Cornett M M, Guo L, Khaksari S, Tehranian H. The impact of state ownership on performance differences in privately-owned versus state-owned banks: An international comparison[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2010, 19 (1) : 74-94
- Cull R, Haber S, Imai M. Related lending and banking development[J]. *Journal of International Business Studies*, 2011, 42: 406-426
- Cull R, Martínez Pería M S. Bank ownership and lending patterns during the 2008-2009 financial crisis: Evidence from Latin America and Eastern Europe[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013, 37 (12) : 4861-4878
- Diñç I S. Politicians and banks: Political influences on government-owned banks in emerging markets[J]. *Journal of Financial Economics*, 2005, 77 (2) : 453-479
- Ferri G. Are new tigers supplanting old mammoths in China's banking system? Evidence from a sample of city commercial banks[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2009, 33 (1) : 131-140
- Fisman R. Estimating the value of political connections[J]. *American Economic Review*, 2001, 91: 1095-1102
- Frye T, Shleifer A. The invisible hand and the grabbing hand[J]. *American Economic Review*, 1997, 87: 354-358
- Giannetti M, Ongena S. Financial integration and firm performance: Evidence from foreign bank entry in emerging markets[J]. *Review of Finance*, 2009, 13: 181-223
- Iannotta G, Nocera G, Sironi A. Ownership structure, risk and performance in the European banking industry [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31 (7) : 2127-2149
- Iannotta G, Nocera G, Sironi A. The impact of government ownership on bank risk[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2013, 22 (2) : 152-176
- Illueca M, Norden L, Udell G F. Liberalization and risk-taking: Evidence from government-controlled banks[J]. *Review of Finance*, 2014, 18 (4) : 1217-1257
- Jayachandran S. The Jeffords effect[J]. *Journal of Law and Economics*, 2006, 49: 397-425
- Jian M, Wong T J. Earnings Management and Tunneling through Related Party Transactions: Evidence from Chinese Corporate Groups[J]. *SSRN Electronic Journal*, 2011
- Jiang F, Kim K A. Corporate governance in China: A survey[J]. *Review of Finance*, 2020, 24 (4) : 733-772
- Jin H, Qian Y, Weingast B R. Regional decentralization and fiscal incentives: Federalism, Chinese style[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89: 1719-1742
- Johnson S, La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Tunneling[J]. *American Economic Review*, 2000, 90 (2) : 22-27
- Koetter M, Popov A. Political cycles in bank lending to the government[J]. *Review of Financial Studies*, 2021, 34 (6) : 3138-3180
- Kumar N. Political interference and crowding out in bank lending[J]. *Journal of Financial Intermediation*, 2020, 43: 100815
- La Porta R, Lopez-De-Silanes F, Shleifer A. Government ownership of banks[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57 (1) : 265-301
- La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Zamarripa G. Related lending[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118 (1) : 231-268
- Laeven L. Insider lending and bank ownership: The case of Russia[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29 (2) : 207-229
- Lamoreaux N R. Insider lending: Banks, personal connections, and economic development in industrial new England[M]. New York: Cambridge University Press, 1994
- Lu Z, Zhu J, Zhang W. Bank discrimination, holding bank ownership, and economic consequences: Evidence from China[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2012, 36 (2) : 341-354
- Maurer N, Haber S. Related lending and economic performance: Evidence from Mexico[J]. *Journal of Economic History*, 2007, 67 (2) : 551-581
- Micco A, Panizza U, Yanez M. Bank ownership and performance: Does politics matter?[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2007, 31 (1) : 219-241
- Mo J. Land financing and economic growth: Evidence from Chinese counties[J]. *China Economic Review*, 2018, 50: 218-239
- Montinola G, Qian Y, Weingast B. Federalism, Chinese style: The political basis for economic success in China[J]. *World Politics*, 1995, 48: 50-81
- Ogura Y. The objective function of government-controlled banks in a financial crisis[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2018, 89: 78-93
- Sapienza P. The effects of government ownership on bank lending[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72: 357-384

Shen C-H, Lin C-Y. Why government banks underperform: A political interference view[J]. Journal of Financial Intermediation, 2012, 21 (2) : 181-202

Shleifer A, Vishny R W. The grabbing hand: Government pathologies and their cures[M]. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1998

Wang Q, Wong T J, Xia L. State ownership, the institutional environment, and auditor choice: Evidence from China[J]. Journal of Accounting and Economics, 2008, 46: 112-134

Wei Z, Xie F, Zhang S. Ownership structure and firm value in China's privatized firms: 1991-2001[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2005, 40 (01) : 87-108

附录 A 银行市场势力指标的构建方法

赫芬达指数（HHI）用于衡量行业集中度，从而反映市场竞争主体的市场势力。我们分别构造了地级市层面 HHI 和银行层面 HHI 指标，衡量商业银行的市场势力。指标构造方法如下：

第一步，下载银保监会网站上公布的全部商业银行分支机构的金融许可证编码及其设立（退出）时间，根据《金融许可证机构编码编制规则（试行）》进行拆解，得到金融机构类型、名称、组织类别和地址信息，剔除不符合要求的信息并补充退出机构的有效信息后，可以获得第 t 年银行 i 分布在地级市 c 的分支机构数量 NB_{ict} ，通过简单计算可获得当年银行 i 的分支机构总数 NB_{it} ：

第二步，使用中国银行业数据库的全样本商业银行规模数据，获得第 t 年银行 i 的资产总额 A_{it} 、负债总额 L_{it} 、存款总额 D_{it} 、贷款总额 C_{it} ，按照第 t 年银行 i 在地级市 c 的分支机构数量 NB_{ict} 占当年银行 i 的分支机构总数 NB_{it} 的比例，估算第 t 年银行 i 在地级市 c 的资产 A_{ict} 、负债 L_{ict} 、存款 D_{ict} 、贷款 C_{ict} ，如下所示：

$$\begin{aligned} A_{ict} &= \frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times A_{it} & L_{ict} &= \frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times L_{it} \\ D_{ict} &= \frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times D_{it} & C_{ict} &= \frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times C_{it} \end{aligned}$$

第三步，将以上四项指标加总至地级市-年度层面，可以估算出第 t 年地级市 c 的银行业资产总量 A_{ct} 、负债总量 L_{ct} 、存款总量 D_{ct} 、贷款 C_{ct} 总量，如下所示：

$$\begin{aligned} A_{ct} &= \sum_i A_{ict} & L_{ct} &= \sum_i L_{ict} \\ D_{ct} &= \sum_i D_{ict} & C_{ct} &= \sum_i C_{ict} \end{aligned}$$

第四步，以第 t 年银行 i 在地级市 c 的分支机构数量 NB_{ict} 占当年银行 i 的分支机构总数 NB_{it} 的比例为权重，分别计算当年各银行在地级市 c 的资产、负债、存款、贷款加权平均市场份额的平方和，即加权的地级市层面赫芬达指数：资产集中度（ $HHIA_{ct}$ ）、负债集中度（ $HHIL_{ct}$ ）、存款集中度（ $HHID_{ct}$ ）、贷款集中度（ $HHIC_{ct}$ ）。如下所示：

$$\begin{aligned} HHIA_{ct} &= \sum_i \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times \frac{A_{ict}}{A_{ct}} \right)^2 & HHIL_{ct} &= \sum_i \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times \frac{L_{ict}}{L_{ct}} \right)^2 \\ HHID_{ct} &= \sum_i \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times \frac{D_{ict}}{D_{ct}} \right)^2 & HHIC_{ct} &= \sum_i \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times \frac{C_{ict}}{C_{ct}} \right)^2 \end{aligned}$$

由于许多商业银行会跨区域经营，在这种情况下，用银行所在地级市的 HHI 不能准确刻画其市场势力。因此，使用前述第一步中的分支机构数量信息进一步构造银行层面 HHI，公式如下：

$$\begin{aligned} HHIA_{it} &= \sum_c \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times HHIA_{ct} \right) \\ HHIL_{it} &= \sum_c \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times HHIL_{ct} \right) \\ HHID_{it} &= \sum_c \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times HHID_{ct} \right) \\ HHIC_{it} &= \sum_c \left(\frac{NB_{ict}}{NB_{it}} \times HHIC_{ct} \right) \end{aligned}$$

附录 B 样本银行列表

| 类型 | 样本银行 |
|-----|--|
| 城商行 | 鞍山银行、保定银行、北部湾银行、北京银行、沧州银行、朝阳银行、成都银行、承德银行、稠州商行、达州银行、大连银行、大同银行、德州银行、东莞银行、东营银行、阜新银行、富滇银行、甘肃银行、赣州银行、广州银行、贵阳银行、贵州银行、桂林银行、哈尔滨银行、海南银行、海峡银行、邯郸银行、汉口银行、杭州银行、河北银行、衡水银行、葫芦岛银行、湖北银行、湖州银行、华融银行、华润银行、徽商银行、吉林银行、济宁银行、嘉兴银行、江苏银行、江西银行、金华银行、锦州银行、晋商银行、九江银行、昆仑银行、莱商银行、兰州银行、乐山商行、凉山商行、辽阳银行、临商银行、柳州银行、龙江银行、泸州商行、洛阳银行、民泰商行、南京银行、南粤银行、内蒙古银行、宁波银行、攀枝花商行、平顶山银行、齐鲁银行、青岛银行、曲靖商行、泉州银行、日照银行、三峡银行、厦门国际银行、厦门银行、上海银行、绍兴银行、盛京银行、苏州银行、台州银行、泰安银行、泰隆商行、天府银行、天津银行、通商银行、威海商行、潍坊银行、温州银行、西安银行、邢台银行、烟台银行、沿海银行、营口银行、枣庄银行、张家口银行、长安银行、长城华西银行、长江商行、长沙银行、长治银行、郑州银行、重庆银行、自贡银行（100家） |
| 农商行 | 安吉农商行、安丘农商行、宝应农商行、北京农商行、苍南农商行、常熟农商行、成都农商行、慈溪农商行、大通农商行、德清农商行、东港农商行、东莞农商行、东阳农商行、发展农商行、肥东农商行、佛山农商行、高淳农商行、广州农商行、海安农商行、海口农商行、海门农商行、海盐农商行、杭州联合农商行、华容农商行、淮安农商行、黄河农商行、江南农商行、江苏紫金农商行、江阴农商行、姜堰农商行、椒江农商行、揭阳农商行、泾县农商行、靖江农商行、九华农商行、九台农商行、柯城农商行、科技农商行、昆山农商行、乐清农商行、南安农商行、南昌农商行、南海农商行、南平农商行、南通农商行、南浔农商行、宁德农商行、彭城农商行、邳州农商行、平潭农商行、莆田农商行、启东农商行、秦农农商行、青岛农商行、青田农商行、青阳农商行、荣成农商行、如东农商行、如皋农商行、厦门农商行、上海农商行、上虞农商行、射阳农商行、深圳农商行、沈阳农商行、石狮农商行、寿光农商行、沭阳农商行、顺德农商行、苏州农商行、睢宁农商行、太仓农商行、太和农商行、泰兴农商行、泰州农商行、天津滨海农商行、天津农商行、天台农商行、皖东农商行、望江农商行、威海农商行、温岭农商行、无锡农商行、武汉农商行、孝感农商行、新会农商行、新郑农商行、兴义农商行、盱眙农商行、药都农商行、义乌农商行、益阳农商行、鄞州农商行、颍淮农商行、颍泉农商行、永康农商行、余杭农商行、余姚农商行、玉环农商行、张店农商行、张家港农商行、长兴农商行、中山农商行、重庆农商行、珠海农商行、诸城农商行、诸暨农商行、竹海农商行（108家） |