

# 中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新

张 杰， 郑文平， 新 夫

**[摘要]** 中国情景下银行体系对企业创新究竟会造成怎样的影响，这不仅是事关创新驱动发展战略能否落实的核心问题，也是事关银行主导的金融体制改革方向的重大问题。本文基于中国银行异地市场准入管制放松政策的特定背景，利用银行管制放松带来的股份制商业银行和城市商业银行在地级市层面进入以及营业网点数量扩张所形成的银行结构性竞争，实证检验银行体系对企业创新活动造成的影响效应。本文发现：总体而言，银行结构性竞争对企业创新活动造成了显著的U型影响效应，表明其所具有的二重性作用效应，即当银行结构性竞争尚未超过临界值时，竞争对企业创新造成抑制效应，而当银行结构性竞争超过特定临界值时，竞争才会对企业创新产生促进效应。后续的机制分析进一步发现：银行业自身结构性变化所蕴含的垄断特征是产生这种显著U型关系的内在动因，国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行的结构性差异对企业创新活动造成了显著的差异性作用，其叠加效应是形成这种U型关系的内在机制。本文的经验发现为重新审视和深入理解发展中国家银行体系和企业创新之间的关系提供了重要证据。

**[关键词]** 银行异地市场准入管制放松政策；银行结构性竞争；企业创新；U型关系

**[中图分类号]**F832 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)10-0118-19

## 一、问题提出

当前，随着中国经济发展模式由要素粗放型全面转向创新驱动型，中国既有的银行主导的金融体系能否对创新驱动发展国家战略形成有效的支撑作用，越来越引起学者和政策制定者们的广泛关注。然而，在中国当前的经济发展进程中，一个比较突出的发展“悖论”现象是，中国经济的快速增长与金融体系的低效率以及金融抑制体系同时并存(林毅夫等,2009)。大量经验研究发现，中国当前银行主导的金融体系以及针对银行体系所推进的一系列改革，或多或少并未有效支撑中国经济结构的转型升级(王勋和 Johansson,2013)，在一定程度上也未能有效促进中国经济的可持续增长(Guariglia and Poncet,2008;张健华等,2016)。因此，就中国经济可持续发展角度而言，深入研究银

---

**[收稿日期]** 2017-07-22

**[基金项目]** 国家自然科学基金面上项目“中国银行体制改革和制造业自主创新能力提升的协同发展模式研究”(批准号71773132)。

**[作者简介]** 张杰(1972—)，男，江苏兴化人，中国人民大学中国经济改革与发展研究院教授，经济学博士；郑文平(1990—)，男，安徽巢湖人，对外经济贸易大学国际经济贸易学院讲师，经济学博士；新夫(1978—)，男，青海格尔木人，河海大学商学院讲师，经济学博士。通讯作者：新夫，电子邮箱：newmanov@163.com。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

行体系和以制造业为主的实体经济部门创新活动之间关系,就愈发具有紧迫性,这是摆在中国学者面前无法回避的重大研究命题。

自20世纪90年代以来,特别是在1998年确立构建多层次金融体系和加快银行体系市场化改革的战略目标以来,中国以国有大银行为主的金融体系发生了深刻变化。其中,最为瞩目的变化是,伴随着银行体系异地设立分支机构市场准入管制放松等一系列政策的出台和实施,中国以国有五大银行绝对垄断地位为主的银行业结构受到了改革政策的巨大外部冲击,国有大型银行所占市场份额和垄断势力逐步下降,银行业的市场竞争程度不断上升。而且,党的“十八大”以来关于加快发展民营金融机构的决定,进一步指明了中国银行业结构的演变趋势。因此,在这些特定的多重改革与发展背景之下,中国当前以国有大银行为主的金融体系,究竟是否可以促进微观企业的创新活动?中国现阶段所推进的以放松非国有五大银行的银行机构异地市场进入管制的改革政策所带来的银行结构性竞争的强化,究竟能否在整体层面上有效促进地区内微观企业的创新活动?针对这些问题的深入研究和客观解答,不仅仅是为既有研究前沿领域提供了来自中国这样的发展中大国的直接经验证据,更是为中国今后的金融体制和金融体系改革方向提供不可或缺的重要政策参考。

本文可能的贡献体现在以下三个方面:①为本领域研究提供了重要的补充证据。银行体系与企业创新之间的关系一直是相关研究领域的前沿问题和重点问题。然而,迄今为止,既有的跨国别实证研究并未取得一致性的研究结论,也未形成具有普遍解释力的理论体系,尤为缺少来自类似于中国这样的发展中国家微观企业层面的经验证据。本文基于中国这样的最大发展中国家所取得的一系列经验证据,必然为深入理解发展中国家银行体系以及银行体制改革与企业创新之间的内在关系,提供有价值的补充证据。②研究视角的独特性以及经验发现的新颖性。一方面,与既有研究视角不同的是,本文并不是简单研究银行体系中同一层次银行机构的竞争行为,而是依据中国银行体系中的国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这三类处于不同层次的银行机构之间竞争行为的基本逻辑,将中国情景下银行竞争的核心特征抽象为银行“结构性竞争”。另一方面,与既有研究的经验事实有所不同,本文的重要发现是,中国情景下银行结构性竞争对企业以及本土企业创新活动形成显著且稳健的U型作用效应。这就表明,当银行结构性竞争尚未超过一定临界值时,不同类型银行机构之间的竞争对企业创新活动形成了抑制效应,而当银行结构性竞争超过一定临界值时,不同类型银行机构之间的竞争才会对企业创新产生有效的促进效应。这些独特的经验发现,为该前沿领域增添了来自类似中国这样的发展中国家的重要证据。③工具变量的设计以及研究方法的合理性。本文基于中国中小商业银行异地设立分支机构市场准入管制放松政策的特定情形,实证检验银行结构性竞争对微观企业层面创新活动的影响作用,这既保证了个体微观企业难以影响地区银行管制放松政策的推进进程,也保证了银行结构性竞争来源于外生性政策的冲击效应。而且,本文在借鉴Chong et al.(2013)等研究思路的基础上,立足于中国的基本现实,设计了专门的工具变量体系,重点解决了中国特定情景下可能产生的内生性问题,研究结论较为稳健。

## 二、制度背景与机制分析

### 1. 中国银行体系的改革逻辑与银行结构性竞争的形成

面对中国既有的以银行机构为主体的间接融资主导型金融体系,为了充分发挥金融体系对中国经济结构转型升级的引导作用、大力促进金融体系对创新驱动发展战略的支撑作用,一个极为重要的改革方向就是,通过允许股份制商业银行以及城市商业银行和城市信用社的成立,通过逐步放松股份制商业银行以及城市商业银行和城市信用社的异地设立分支机构的管制政策的出台和实

施，鼓励股份制商业银行以及城市商业银行和城市信用社跨区域设立分行支行以及扩大营业网点数量，从而促进多层次、多类型、满足多种服务主体需求的现代银行机构体系的形成。这种改革思路的引导和推动下，中国会逐步打破多数地区中原有的以国有五大银行主导的垄断性银行结构，从而带来不同类型银行机构体系之间市场竞争程度的提高，进而利用银行间的竞争机制所形成的倒逼机制，促进银行机构内部的现代公司治理制度的完善、风险管控能力的提升以及银行配置资金资源效率的提高。在样本观察期内，本文注意到中国政府积极出台和实施了两次以放松中小银行异地市场准入为主导的重要银行管制政策，一次是2006年中国银行业监督管理委员会发布的《城市商业银行异地分支机构管理办法》（银监发〔2006〕12号），核心改革点是“根据发展状况允许城市商业银行设立异地（区分为省内设立和跨省设立）分支机构”，“引导辖内城市商业银行以联合、重组为前提，在充分整合金融资源和化解金融风险的基础上，严格掌握标准审慎设立异地分支机构，避免盲目扩张机构”；另一次是2009年中国银行业监督管理委员会发布的《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见（试行）》的通知（银监办发〔2009〕143号），核心改革点是“已在省会（首府）城市设有分行的股份制商业银行，在该城市所在省（自治区）内的其他城市再申请设立下设分行和支行，不再受数量指标控制。城市商业银行在法人住所所在省（自治区、直辖市）内设立分支机构，不再受数量指标控制。股份制商业银行和城市商业银行在同城设立支行，不受数量指标控制”。

事实上，可以明确发现，中国所推进的以异地市场进入管制放松政策为主的银行体制改革措施，已经对中国银行体系以及银行业竞争格局带来三个方面的突出变化：

第一，导致了国有五大银行营业网点数量的收缩，促进了股份制商业银行和城市商业银行（包括城市信用社）等非国有五大银行的支行、分行以及营业网点数量的扩张。2006—2011年，中国地级市层面的国有五大银行的营业网点数量均值（包括分行、支行数量），由2006年的184.47个逐步下降到2011年的163.09个，其中，在2006年和2009年这两个特定时间点，国有五大银行的营业网点数量均值均出现了两次明显的较大幅度的下降，这可能反映了国有五大银行受到的政策冲击效应。与此同时，同一区间内，中国地级市层面的股份制商业银行和城市商业银行的营业网点数量均值（包括分行、支行），由2006年的9.18个和19.64个逐步上升到2011年的13.13个和20.48个。其中，在2006年和2009年这两个特定时间点，股份制商业银行以及城市商业银行的营业网点数量经历了较为显著的增长，由此表明，股份制商业银行以及城市商业银行可能受到了银行进入管制放松政策带来的冲击效应。

第二，逐步削弱了中国国有五大银行的绝对垄断势力地位，对以国有五大银行占据绝对垄断地位的中国银行体系带来了一定程度的结构性变化。2006—2011年，在中国地级市层面国有五大银行（中、农、工、建、交）的贷款额所占地区比重，由2006年的88.62%逐步下降到2011年的83.34%，而同期国有五大银行的营业网点数量（包括分行、支行）所占地区比重，由2006年的91.12%逐步下降到2011年的86.79%。对比来看，样本区间内，在中国地级市层面的股份制商业银行和城市商业银行贷款额所占地区比重，分别由2006年的3.96%和7.42%逐步上升到2011年的7.56%和9.10%，而同期，股份制商业银行和城市商业银行的营业网点数量（包括分行、支行）所占地区比重，分别由2006年的1.77%和7.11%逐步上升到2011年的4.18%和9.12%。

第三，中国银行体系的异地市场进入管制放松政策，通过激励股份制商业银行和城市商业银行（包括城市信用社）的跨区域进入与扩张，促进了中国银行体系以不同类型银行机构之间竞争为主的竞争格局的形成。从中国银行体制的改革逻辑看，其不仅仅是为了促进国有五大银行之间的竞争，更是要打破以国有五大银行占据绝对垄断地位的旧有银行体系，因此，股份制商业银行和城市



商业银行(包括城市信用社)的跨区域进入与扩张,实质上是造成这三种不同银行体系之间竞争程度强化与提升的核心来源。按照本文设计的用于反映中国地级市层面国有五大银行、股份制商业银行和城市商业银行这三大类银行结构性竞争程度的赫芬达尔指数  $HHI$ ,可以发现,2006—2011年,中国地级市层面的  $HHI$  由 0.691 逐步下降到 0.610;按照本文设计的用于反映中国地级市层面国有五大银行贷款额的市场集中度指标,可以发现,2006—2011年,中国地级市层面的银行贷款市场集中度由 0.789 逐步下降到 0.729。

综合以上的基本事实,为了区别于一般研究文献所定义的银行竞争,本文将中国情景下源自于银行进入管制放松政策所带来的商业股份制银行以及城市商业银行体系对五大国有银行为主导的垄断性银行体系的打破,以及由此产生的三种不同种类银行机构体系之间竞争格局的形成和强化,定义为银行“结构性竞争”。从中国银行体系的市场化改革方向以及所实施的银行进入管制放松政策角度看,其既会提升五大国有银行、商业股份制银行以及城市商业银行体系中内部单个银行之间的竞争,也会强化五大国有银行、商业股份制银行以及城市商业银行体系之间的竞争。但是,要准确刻画和提炼处于特定发展阶段的中国政府所推进的重要银行改革措施对银行体系所造成的特定性质竞争格局的形成机制与内在特征,如果仅仅使用一般研究文献所定义的单个银行之间的竞争,可能难以有效反映和捕捉处于当前特定改革背景下中国银行体系竞争格局所呈现出的关键特征,因此,使用三种不同种类银行机构体系之间竞争特征信息所定义的银行“结构性竞争”,可能就会更为准确反映当前中国银行体系的主要竞争格局,更为贴近中国近年来所推进的一系列银行体制改革举措的核心逻辑,也更能检验中国银行机构改革政策是否取得了相应的具体成果。

## 2. 中国情景下银行结构性竞争对企业创新影响效应的机制分析

依据中国的现实背景,银行结构性特征以及管制放松所带来的银行结构性竞争对微观企业创新活动可能产生的作用效应,有必要从抑制效应和促进效应两个不同渠道机制来加以识别和分析。

从中国情景下垄断性银行结构对企业创新活动可能造成的抑制效应角度看,一方面,中国既有的以国有五大银行的绝对垄断地位为主的格局对经济增长具有一定的负面效应以及阻碍作用,已经在 Allen et al.(2006)、Ljungwall and Li(2007)、王勋和赵珍(2011)等的实证研究中得到初步证实。中国银行异地市场进入管制放松政策的实施,虽然在一定程度上促进了股份制商业银行和城市商业银行的进入与营业网点数量扩张,但是,这未必能够从根本上打破中国当前以国有五大银行的绝对垄断地位为主的金融体系格局。本文数据显示,2011年中国地级市层面的国有五大银行贷款额和营业网点数量所占地区比重仍然高达 80%以上。在这种情形下,中国银行异地市场进入管制政策放松所带来的银行结构性竞争,对企业创新的促进效应可能相当有限,无法缓解甚至扭转中国当前以国有五大银行的绝对垄断地位为主的金融体系格局,从而在那些银行体制改革动力不足以及银行体系改革相对滞后的地区中,现有的垄断性银行结构对微观企业创新活动在总体上仍然产生抑制效应。另一方面,中国银行异地市场进入管制放松政策所带来的地区银行竞争程度的提升与激化很可能会破坏地区中小规模银行机构利用“软”信息机制来满足地区企业以及中小企业融资需求的能力,迫使地区中小规模银行机构的贷款对象也转向国有企业以及大规模企业。特别是针对那些在某些方面更具有创新活力的中小规模企业,银行结构性竞争对地区性中小规模银行所带来的经营压力和金融风险,相反可能对企业创新活动产生负向影响。Patti and Dell’Ariccia(2004)针对意大利的实证研究就发现,银行集中度与新企业创建之间呈现一种非线性关系,当银行业垄断程度没有超过一定临界值时,银行业垄断程度的增加对新企业创建具有正向效应。进一步表明,过于激烈的银行竞争未必有利于新企业的诞生,而新企业往往也是更具创新活力的中小规模企业;同时,这也

就表明,过于激烈的银行竞争可能会抑制地区创新能力的提升。

从中国情景下银行结构性竞争对企业创新可能造成的促进效应的角度看,很显然,一个比较容易得到的合理逻辑是,中国银行异地市场进入管制政策放松→股份制商业银行和城市商业银行的进入与营业网点数量扩张→银行结构性竞争格局得到强化→企业获得银行贷款的机会增加以及贷款成本降低→促进地区企业创新活动。具体而言,一方面,银行异地市场进入管制政策的放松,必然造成股份制商业银行和城市商业银行的进入与营业网点数量扩张,进而造成区域性中小金融机构与五大国有银行的地方分支机构相互展开竞争,形成中国特色的银行结构性竞争格局。正如 Benfratello et al.(2008)、Chava et al.(2013)等研究所得出的经验证据,银行业竞争的提高,会增加微观企业特别是中小企业获得银行贷款的机会和贷款数量,降低银行体系信贷配给的扭曲效应,缓解企业普遍所遭受的融资约束程度,并且银行竞争的强化能够降低企业的贷款成本,从而对企业创新活动形成有效的正向激励作用。Chong et al.(2013)针对中国的研究发现,较低的银行业集中度能够有效降低民营企业的融资约束,特别是股份制银行对民营企业融资约束起到的缓解作用最为明显;另一方面,银行异地市场进入管制政策的放松,可能促使城市商业银行这样的地区性中小银行利用自身的灵活性规模优势以及收集“软”信息的渠道优势,能够更好地服务于本地区的中小规模企业(林毅夫和李永军,2001),进而有效地促进本地区中小规模企业的创新活动。

综上所述,在中国情景下既有的银行业结构性特征以及管制政策放松所带来的银行结构性竞争,未必会对微观企业创新活动造成单一性质的促进或抑制作用,更有可能造成的是更为复杂的非线性效应。客观而言,中国银行异地进入管制政策的放松,由于受到各种特定因素的制约,比如经济发展水平的差异、政府干预程度的差异等,可能具有非均质性和非一致性,进而导致中国不同地区的垄断性银行结构向竞争性银行结构的演化过程具有非同步性,从而使银行结构性竞争程度必然存在显著的地区差异性。具体而言,一方面,在那些既有的五大国有银行主导的垄断性银行结构格局尚未受到股份制商业银行和城市商业银行较大幅度冲击和打破的地区中,银行结构性竞争的促进作用可能相对有限,既有的五大国有银行主导的垄断性银行结构仍然起到主导作用。对于这些地区中以五大国有银行主导的垄断性银行体系来说,既不利于银行机构和微观企业创新活动之间信息不对称和创新风险甄别问题的解决,也不利于银行机构贷款期限和微观企业创新研发融资需求之间错配效应难题的解决,更不利于中小企业以及民营企业所遭受的特定融资约束以及融资难、融资贵困局的解决,因此,在中小企业和民营企业作为创新活动主体的特定情形下,垄断性银行体系,就会通过对中小企业以及民营企业创新活动所造成的负面影响,而对地区微观企业的创新活动形成难以避免的抑制效应。在这种状态下,银行结构性竞争程度相对有限的提升,不仅不能促进地区企业创新活动的整体提升,反而在总体上对地区企业创新活动会造成抑制效应。另一方面,在那些既有的五大国有银行主导的垄断性银行结构格局已经受到股份制商业银行和城市商业银行较大幅度冲击和打破的地区中,银行结构性竞争对地区企业创新活动的促进作用起到了主导作用,进而总体上对地区企业创新活动形成了促进效应。据此,本文认为,在样本观察期内,银行结构性竞争对地区企业创新活动的作用效应,应具有特定的临界值,换言之,在那些银行结构性竞争程度尚未突破一定的临界值或关键点时,银行结构性竞争对地区中微观企业创新活动呈现出抑制效应,而在银行结构性竞争程度突破特定的临界值或关键点时,银行结构性竞争对地区中微观企业创新活动呈现出促进效应。由此,可将中国情景下来源于银行进入管制放松政策的银行结构性竞争对企业创新活动所造成的影响效应,归纳为中国情景下特定 U 型作用的典型事实。

### 三、研究设计

#### 1. 计量模型设定与变量定义

基于以上分析,为了检验中国情景下银行管制放松带来的银行结构性竞争对微观企业创新活动造成的影响效应,本文构建如下基本计量模型:

$$innovation_{ijcpt} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \sum_{n=1}^2 bankcompetition_{ct}^n + \phi \cdot Z + \mu_j + \mu_c + \mu_p + \mu_t + \varepsilon_{ijcpt} \quad (1)$$

在计量方程(1)式中,下标*i*、*j*、*c*、*p*、*t*分别表示企业、企业所处的三分位行业、企业所处的地级城市、企业所处的省份地区以及年份。因变量*innovation*表示企业的创新活动,分别使用两个代理指标表示。一是企业研发投入密集度(*R&D*),是企业创新活动的投入方面指标,使用企业研发投入额与当年企业主营业务收入的比值来计算。二是企业当年获得授权的发明专利数量(*Innopatent*),是企业创新活动的产出方面指标。按照既有文献的通常做法,相比于实用新型专利或外观设计专利,发明专利更能代表企业的自主创新能力。尤其考虑到中国各级政府实施的创新追赶战略以及广泛采用的各种专利财政补贴措施,对企业申请专利动机和行为产生了突出的扭曲性激励效应(张杰等,2016),鉴于企业发明专利活动受到的扭曲性激励效应相对较小的客观事实,因此,使用发明专利的授权数量可能更能反映中国企业自主创新能力。本文重点关注的解释变量是衡量中国地级市层面*c*在年份*t*的银行业结构性竞争程度的代理指标*bankcompetition<sub>ct</sub>*,本文在计量方程(1)式中还纳入了*bankcompetition<sub>ct</sub>*的二次项<sup>①</sup>。正如前面所分析,在本文的样本观察期内,存在两次中国银行体制的管制放松政策的冲击性影响:一次是在2006年对城市商业银行跨异地设立分行、支行的管制政策取消,另一次是在2009年对城市商业银行和股份制商业银行异地设立分行、支行以及营业网点数量的管制政策取消。在这种情形之下,就必然会导致股份制商业银行和城市商业银行在中国地级市层面的支行进入以及营业网点数量的扩张,由此带来中国地级市层面不同类型、不同层次的银行之间结构性竞争程度的加剧。为了捕捉和刻画中国情景下银行管制放松所带来的银行结构性竞争特征的信息,本文将*bankcompetition<sub>ct</sub>*的代理变量使用以下两种方法来加以估算:

第一种方法是利用中国各地级市地区层面的各类型银行机构的贷款额信息来构造银行结构性竞争指数。从中国银行体系的行为逻辑来看,由于中国银行机构当前仍然是依赖存贷利差作为盈利的主要手段,而且为了实现银行自身利润的最大化,各银行在各地区的存款并不会完全供给和满足本地区的贷款需求。基于以上客观事实,本文认为,如果要有效地度量中国地区银行结构性竞争行为和程度,使用各地区的银行机构贷款额指标,要比存款额指标更为符合中国国情以及银行结构性竞争行为逻辑。具体构造方法见公式(2),其中,*bankloans<sub>kct</sub>*表示不同类型银行机构*k*在中国不同地级市*c*的年份*t*的贷款余额,*k*=1、2、3,分别代表国有五大银行(中、农、工、建、交)、股份制商业银行和城市商业银行及城市信用社这三大类银行机构:

$$HHI_{loan}_{ct} = \sum_{k=1}^3 \left( bankloans_{kct} / \sum_{k=1}^3 bankloans_{kct} \right)^2 \quad (2)$$

第二种方法是利用中国各地级市地区层面的各类型银行机构的营业网点数量信息来构造银行结构性竞争指数。相比于使用银行机构的贷款额,使用银行机构的营业网点数量信息来构造银行竞争指数,是最近研究文献所采用的研究思路(Benfratello et al.,2008)。很显然,从中国的银行跨区域

① 这里考虑到中国情景下银行业结构性竞争对企业创新活动可能造成的是非线性关系。



设立支行和营业网点数量管制放松这个重要的银行体制改革政策背景看,使用银行机构的营业网点数量信息来构造银行结构性竞争指数,更能体现政策外生性冲击的作用效应。该变量的具体设计方法见公式(3),其中, $bankbranch_{kct}$ 表示不同类型银行机构 $k$ 在中国不同地级市 $c$ 的年份 $t$ 的营业网点数量:

$$HHI\_branch_{ct} = \sum_{k=1}^3 \left( bankbranch_{kct} / \sum_{k=1}^3 bankbranch_{kct} \right)^2 \quad (3)$$

以上利用公式(2)和(3)得到的用于度量中国地级市层面的银行结构性竞争程度的代理指标 $HHI\_loan_{ct}$ 和 $HHI\_branch_{ct}$ ,用以反映银行机构的结构垄断程度,其数值越大表示垄断程度越高,需要将之转变为反映银行结构性竞争程度的代理指标。借鉴 Akins et al.(2016)等文献的做法,分别将以上两个反映地区银行结构性竞争程度的代理指标变量乘以-1来将之转化,转化后的代理变量分别为 $HHI\_bankloan_{ct}$ 和 $HHI\_bankbranch_{ct}$ ,其数值越大反映在中国地级市层面的银行结构性竞争程度越高。

需要特别指出的是,如果依照既有文献的“传统”银行业竞争指标的定义方法,按照地区中每个银行的贷款额或营业网点数量的市场份额占比的平方和,来构造每个地区的银行市场竞争程度,由此得到的地区层面的银行竞争指标变量,应该在很大程度上只是反映地区内银行之间的竞争信息,而银行体制改革所导致的不同类型银行体系之间竞争变化格局的信息可能就被掩盖其中。而且,如果国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这些银行个体均是同质性单元<sup>①</sup>,那么,按照地区中每个银行的贷款额或营业网点数量的市场份额占比的平方和来构造每个地区的银行市场竞争程度,就能够准确反映中国银行体系的市场竞争变化特征与信息。然而,就中国的现实情况而言,无论是从既有的市场垄断地位看,还是从资本规模、市场经营范围以及获得的政策优势看,国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这些不同类型银行体系中的个体银行均存在明显的异质性特征。因此,在这种特定的异质性银行单元情形下,如果再依照“传统”银行业竞争指标的设计思路,就无法准确刻画中国特定改革背景下银行体系的竞争变化格局和核心特征。相反,本文所设计的银行结构性竞争指标,虽然无法反映国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行内部不同个体银行之间的竞争程度信息,但是,却可以较为准确地刻画中国特定背景下国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这三种不同类型银行体系之间的市场竞争信息。

在计量方程(1)式中的控制变量 $Z$ 集中,具体变量包括:①企业规模( $\log(capital)$ ),定义为企业的当年固定资产净值自然对数值。企业规模越大意味着越有能力开展更多的创新活动。②企业年龄( $\log(age)$ ),定义为企业注册成立年限的自然对数值。企业年龄对创新活动的影响效应可能较为复杂,一方面,越年轻的企业越有活力且同时面临较大市场竞争压力,可能越有动力创新;另一方面,越成熟的企业由于具有的稳定的利润率或者由于声誉机制导致的较低融资成本,进行创新活动的的能力可能会提升。从中国的现实背景看,第二种影响效应可能更为突出。③企业融资成本( $Financecost$ ),定义为企业利息净支出与企业总负债的比值。企业融资成本越高,就越可能增加企业创新研发投入的成本,进而阻碍企业创新活动。④企业获得的政府补贴( $Subsidy$ ),定义为企业当年获得的政府补贴额和总资产的比值。从中国各级政府推进的产业政策来看,越创新的企业可能越容易获得政府补贴。⑤企业出口因素( $Export$ ),定义为企业当年出口值和企业总资产的比值。Chen et al.(2017)针对中国企业的实证研究发现,出口对企业特别是民营企业的创新活动具有一

<sup>①</sup> 换言之,国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这些银行个体,在市场竞争中均是具有平等地位。

定促进效应。⑥企业利润因素(*ROA*),定义为企业当年净利润额与总资产的比值。正如 Brown et al. (2012)指出的,企业内源融资能力以及现金流能力是影响企业创新活动的重要因素。显然,现金流能力越强的企业进行创新活动的动力相对越强。⑦企业所有制类型。在中国情景下,所有制类型的结构性差异是影响企业创新活动的主要因素(吴延兵,2012)。借鉴已有的研究文献(Brandt et al., 2012),按照中国国家统计局规模以上工业企业数据库中企业不同法人注册资本的比重来进行划分,法人注册资本比重超过50%的企业就将之定义为该法人所有制类型企业,就此,一共形成六种不同所有制类型企业,具体可区分为国有性质(*State*)、集体性质(*Collective*)、独立法人性质(*Legal*)、私人所有性质(*Private*)、港澳台性质(*HMT*)和外商投资性质(*Foreign*)。 $\varepsilon_{ijcpt}$ 是服从*i.i.d*过程的随机扰动项。

在计量方程(1)式中,本文还控制了一系列具有固定效应性质的虚拟变量:①企业所处三分位行业的虚拟变量( $\mu_j$ )。用来控制企业所处不同行业的竞争程度差异以及行业技术能力异质性带来的影响效应。②企业所处地级市的虚拟变量( $\mu_c$ )。由于本文所研究的核心问题是中国地级市层面的银行结构性竞争问题,很显然,地级市层面的经济发展水平、技术禀赋水平、产业结构特征以及金融生态环境的差异等因素,必然会影响到微观企业的创新活动,必须对这些可能因素的影响效应加以控制。③企业所处省份地区的虚拟变量( $\mu_p$ )。考虑到中国各级政府纷纷发布和出台的各种类型创新扶持政策,基本上是以省级政府作为基本单位的,因此,必须对之加以控制。此外,在中国省级层面仍然会存在经济发展水平、要素禀赋水平、技术水平、产业结构特征以及金融生态环境等差异性因素所带来的影响效应,也需要对这些异质性固定效应加以控制。④企业年份的虚拟变量( $\mu_t$ )。中国作为深度参与对外开放的发展中国家,国外的金融经济危机所带来的外部冲击很有可能会通过外需市场以及技术引进等渠道对微观企业的创新活动产生影响,比如2008年的全球金融危机。因此,就需要对年份变化产生的固定效应加以控制。

## 2. 内生性问题讨论与工具变量设计

从本文所设计的计量方程(1)式看,要得到银行结构性竞争对企业创新活动影响效应的一致性估计结果,必须要处理好两个方面的可能的内生性问题。一方面,是遗漏可能的重要变量所导致的内生性问题。另一方面,是银行结构性竞争和企业创新活动之间由于逆向因果关系所可能导致的内生性问题。很显然,不仅仅银行结构性竞争可能会对企业创新活动产生影响,地区中企业创新活动也会影响地区的银行结构性竞争程度。经济发展水平相对较为发达的地区,通常也是拥有更多具有创新活动企业的地区,在中国银行管制放松后,这些地区更容易吸引银行支行和营业网点的进入和数量扩张,从而导致该地区银行结构性竞争程度的加剧。针对此问题,本文在计量方程(1)式中纳入的中国地级市的人均GDP变量以及地级市和省级层面的虚拟变量,可以在一定程度上吸收和缓解由于该机制可能造成的内生性问题。为了更好地解决上述可能的内生性问题,借鉴 Chong et al. (2013)构造相应工具变量的思路,本文使用该地级市*c*所处的同一省份内GDP规模最为接近的三个其他地级市地区(或区)的  $HHI\_bankloan_{othercity,pt}$  和  $HHI\_bankbranch_{othercity,pt}$  的当年平均值,作为相应的多重工具变量,就是将这两个工具变量同时作为解释变量  $HHI\_bankloan_{ct}$  和  $HHI\_bankbranch_{ct}$  的各自工具变量,其中, $m=3$ 。在选择的工具变量未必是完美的情形下,从具体的估计效果看,多个工具变量要比单个工具变量更具有效性。这两个工具变量的具体计算公式见式(4)和式(5):

$$HHIiv\_bankloan_{ct} = \left( \sum_{s=1}^m \frac{GDP_{spt}}{3} - HHI\_bankloan_{othercity,spt} \right) / m \quad (4)$$



$$HHIiv\_bankbranch_{ct} = \left( \sum_{s=1}^m \frac{GDP_{spt}}{3} - HHI\_bankbranch_{othercity,spt} \right) / m \quad (5)$$

选择上述两个工具变量的理由在于:一方面,考虑到中国同一类型以及不同类型银行机构在不同地区间的存款和贷款等各种业务活动,具有显著的地域分割性特征的重要事实。这种地域分割性特征具体表现在,出于便于消除贷方和借方之间信息不对称问题的内在需求,以及出于银行贷款中多数贷款是抵押担保形式的基本事实,抵押担保贷款必然造成贷款的本地化要求,以便于控制银行贷款中可能遇到的各种金融风险(陈松威,2015)。在这种情形之下,本地区内的企业很难从地区外的其他同一类型或不同类型银行机构获得贷款,从而造成了银行贷款的地域分割性特征。由于中国情景下本地区银行只贷款给本地企业的客观事实存在,因而其他地区的同一类型或不同类型银行机构的贷款活动,并不会直接影响到本地区中企业的创新研发投入活动。另一方面,从银行设立新的支行、分行以及选择营业网点数量扩张的地址决策动机看,同一省份地区内的GDP规模最为接近的地区,往往也是同一类型银行和不同类型银行进入地址的决策动机相似或类似的地区,甚至是本地区的银行结构性竞争面临过于激烈而考虑的可能备选地址之一,这二者之间必然具有高度的相关性。因此,适合作为工具变量。

### 3. 数据来源说明与处理

本文研究所使用的数据来源主要包括四个部分:一是关于银行结构性竞争信息的相关数据,来源于中国银监会对全国银行业2006—2011年的金融活动普查数据库;二是关于企业创新研发投入以及企业自身特征信息的相关数据,来源于1999—2013年的中国规模以上工业企业调查数据库;三是关于企业发明专利信息的相关数据,来源于中国国家知识产权局的专利数据库;四是中国地级市层面的人均GDP信息的相关数据,来源于历年的《中国城市统计年鉴》。本文按照中国地级市的信息将四大数据库进行了相应的处理和合并,从而得到本文研究所需要的整体数据库。需要额外说明的是,1999—2013年的中国规模以上工业企业调查数据库存在不少问题,本文尽可能按照Brandt et al.(2012)等既有文献的处理方法,来细心梳理和整理相关的数据信息,力求最大量地得到有效的样本数据。此外,本文对数据存在的众多问题以及某些数据的缺失信息,进行了相对有效的处理和增补,从而尽可能保证研究样本数据的科学性和合理性。本文最终所得到的合并数据库中,企业研发投入数据只有2006、2007和2010年这三年的样本数据,而企业发明专利数据则有2006—2011年的相关数据。

## 四、银行结构性竞争对企业创新的实证结果与分析

### 1. 基础回归结果

本文用于度量微观企业创新活动的代理指标变量,分别是企业研发投入密集度变量*R&D*和企业当年授权发明专利数量变量*Innpatent*。一方面,考虑到企业研发投入密集度变量*R&D*存在大量零值,故适合于使用TOBIT模型方法来加以估计;另一方面,鉴于企业当年授权发明专利数量变量*Innpatent*是计数形式,通过拟合优度偏差(Deviance Goodness-of-Fit)的检验,相比于泊松分布估计方法(POSSION),使用负二项分布估计方法(NBREG)更为合适。同时,考虑到企业当年授权发明专利数量变量*Innpatent*中也存在大量零值,使用专门用于处理因变量存在大量零值的零膨胀负二项分布模型方法(ZINB)来加以估计。

表1列示了利用计量方程(1)式和上述相应估计方法的检验结果。模型1和模型2报告的是使

用中国地级市不同类型银行机构贷款额所设计的银行结构性竞争代理变量  $HHI\_bankloan$  的回归结果,其中,模型1中的因变量是  $R\&D$ ,其回归结果显示,银行结构性竞争程度代理变量  $HHI\_bankloan$  的一次项回归系数在1%统计水平上显著为正,其二次项回归系数也在1%统计水平上显著为正。模型2中的因变量是  $Innopatent$ ,其回归结果显示,银行结构性竞争程度代理变量  $HHI\_bankloan$  的一次项回归系数在1%统计水平上同样显著为正,其二次项回归系数也同在1%统计水平上显著为正。类似地,模型3和模型4报告的是使用中国地级市不同类型银行机构营业网点数量所设计的银行结构性竞争程度代理变量  $HHI\_bankbranch$  的回归结果,其中,模型3中的因变量是  $R\&D$ ,其回归结果显示,银行结构性竞争程度代理变量  $HHI\_bankbranch$  的一次项回归系数在1%统计水平上显著为正,其二次项回归系数也在1%统计水平上显著为正。模型4中的因变量是  $Innopatent$ ,其回归结果也显示,银行结构性竞争程度代理变量  $HHI\_bankbranch$  的一次项回归系数在1%统计水平上显著为正,其二次项回归系数也在1%统计水平上显著为正。从以上所得到的一致性回归结果可以初步看出,中国情景下银行结构性竞争与微观制造业企业的创新活动形成了显著的U型关系,本文的检验结果与蔡竞和董艳(2016)等既有文献的研究结论并不一致。本文的检验结果表明,在中国情景之下,中小商业银行异地市场准入管制放松政策所带来的银行结构性竞争,对企业创新活动的作用效应具有明显的复杂的非线性作用效应,即在银行结构性竞争程度尚未达到一定临界值时,银行结构性竞争的提升对制造业企业创新活动带来的是抑制效应,只有当银行结构性竞争程度达到一定临界值后,银行结构性竞争的持续提升才会对制造业企业创新活动带来促进效应。

以上这些控制变量的回归结果符合既有理论的预期<sup>①</sup>,也与多数研究文献的结论相一致,从而说明本文的模型设定以及控制变量选择的合理性。值得一提的是,中国地级市层面的人均真实GDP变量的回归系数显著为正,这说明越是经济发达地区中企业创新活动的动力越强。同时,在计量方程(1)式中所纳入的地级市人均真实GDP变量  $perGDP$ ,可以在一定程度上缓解在那些经济发展水平相对较为发达的地区,同时也是拥有相对较多创新活动企业的地区中,更容易吸引银行支行的进入和营业网点的数量扩张,从而促进该地区银行结构性竞争程度加剧现象所带来的内生性问题。

## 2. 工具变量回归结果

在解释变量银行结构性竞争和因变量企业创新活动之间,由于可能的逆向因果关系所导致的内生性问题,导致表1所得的各种基础检验结果未必是一致性的。要得到一致性的无偏估计结果,则需要采取相应的工具变量来加以估计,表2报告了针对计量方程(1)式,使用前文所设计的多重工具变量的检验结果<sup>②</sup>。模型1和模型2报告的是使用中国地级市不同类型银行机构贷款额所设计的银行结构性竞争程度代理变量  $HHI\_bankloan$  的回归结果,其中,模型1列示的是因变量为  $R\&D$  的回归结果。变量  $HHI\_bankloan$  的一次项回归系数在1%统计水平上显著为正,其二次项的回归系数也在1%统计水平上显著为正。模型2列示的是因变量为  $Innopatent$  的回归结果,其显示,变量  $HHI\_bankloan$  的一次项回归系数在1%统计水平上显著为正,其二次项的回归系数也在1%统计水平上显著为正。同样地,模型3和模型4是使用中国地级市不同类型银行机构营业网点数量所设计的银行结构性竞争程度代理变量  $HHI\_bankbranch$  的回归结果,其中,模型3列示的是因变量为  $R\&D$  的回归结果,其显示,变量  $HHI\_bankbranch$  的一次项回归系数在1%统计水平上显著为正,其

① 因篇幅限制,针对表1中各控制变量检验结果的解释,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件中的附录部分。

② 工具变量的运用以及有效性的检验方法,本文借鉴了张杰等(2014)以及Chen et al.(2017)等文献的做法。

表 1 银行结构性竞争对微观企业创新活动影响效应的检验结果

| 因变量类型                    | 模型 1                     | 模型 2                   | 模型 3                     | 模型 4                   |
|--------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|------------------------|
|                          | <i>R&amp;D</i>           | <i>Innopatent</i>      | <i>R&amp;D</i>           | <i>Innopatent</i>      |
| 估计方法                     | TOBIT                    | ZINB                   | TOBIT                    | ZINB                   |
| <i>HHI_bankloan</i>      | 0.0143***<br>(205.99)    | 1.9482***<br>(55.17)   |                          |                        |
| <i>HHI_bankloan_sq</i>   | 0.0106***<br>(131.72)    | 1.2034***<br>(46.76)   |                          |                        |
| <i>HHI_bankbranch</i>    |                          |                        | 0.0059***<br>(83.01)     | 0.1392***<br>(10.00)   |
| <i>HHI_bankbranch_sq</i> |                          |                        | 0.0051***<br>(68.77)     | 0.2054***<br>(19.43)   |
| $\log(\text{age})$       | 0.0029***<br>(156.73)    | -0.0004<br>(-1.41)     | 0.0029***<br>(157.05)    | -0.0005<br>(-1.44)     |
| $\log(\text{capital})$   | 0.0052***<br>(1048.75)   | -0.0020***<br>(-14.37) | 0.0052***<br>(1052.34)   | -0.0019***<br>(-13.73) |
| <i>Financecost</i>       | -0.0044***<br>(-43.23)   | -0.0162***<br>(-8.51)  | -0.0044***<br>(-43.08)   | -0.0149***<br>(-7.95)  |
| <i>Subsidy</i>           | 0.2802***<br>(277.58)    | 0.4241***<br>(11.22)   | 0.2803***<br>(278.56)    | 0.4002***<br>(10.71)   |
| <i>Export</i>            | -0.0012***<br>(-24.46)   | -0.0117***<br>(-14.41) | -0.0012***<br>(-24.46)   | -0.0107***<br>(-13.19) |
| <i>ROA</i>               | -0.0007***<br>(-18.15)   | -0.0257***<br>(-30.84) | -0.0007***<br>(-17.95)   | -0.0256***<br>(-30.72) |
| <i>Collective</i>        | -0.0080***<br>(-244.49)  | -0.0045**<br>(-2.42)   | -0.0080***<br>(-244.07)  | -0.0044**<br>(-2.41)   |
| <i>Legal</i>             | -0.0032***<br>(-94.02)   | -0.0053***<br>(-3.45)  | -0.0032***<br>(-94.09)   | -0.0049***<br>(-3.18)  |
| <i>Private</i>           | -0.0040***<br>(-102.12)  | -0.0089***<br>(-5.81)  | -0.0040***<br>(-102.54)  | -0.0087***<br>(-5.69)  |
| <i>HMT</i>               | -0.0083***<br>(-198.28)  | -0.0068***<br>(-3.84)  | -0.0083***<br>(-198.32)  | -0.0069***<br>(-3.90)  |
| <i>Foreign</i>           | -0.0076***<br>(-202.68)  | -0.0015<br>(-0.87)     | -0.0076***<br>(-202.86)  | -0.0018<br>(-1.04)     |
| <i>perGDP</i>            | 1.75e-08***<br>(20.42)   | 1.38e-06***<br>(53.73) | 1.60e-08***<br>(18.66)   | 133e-06***<br>(51.37)  |
| Constant                 | -0.0958***<br>(-1965.90) | 5.3301***<br>(409.45)  | -0.0988***<br>(-2034.88) | 4.6253***<br>(677.81)  |
| 城市效应                     | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                     |
| 省份效应                     | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                     |
| 行业效应                     | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                     |
| 年份效应                     | 控制                       | 控制                     | 控制                       | 控制                     |
| Observations             | 586211                   | 985731                 | 586211                   | 985731                 |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10%(双尾)的统计显著性水平。括号内的数值为经过以中国地级市为处理对象的 Cluster 聚类以及异方差调整过的 t 值或 z 值。

资料来源:作者整理。



二次项的回归系数也在1%统计水平上显著为正。模型4列示的是因变量为 *Innopatent* 的回归结果,其显示,变量 *HHI\_bankbranch* 的一次项回归系数在1%统计水平上显著为正,其二次项的回归系数在1%统计水平上也显著为正。上述采取工具变量的检验结果再次表明,中国银行结构性竞争对企业创新活动呈显著U型关系,由此表明,中国当前积极推进的以允许中小银行进入和扩张的管制放松为主的银行体制改革所带来的银行结构性竞争,对企业创新活动具有复杂的非线性作用效应,只有当银行管制放松带来的银行结构性竞争程度超过某个临界值后,银行结构性竞争才会对制造业企业的创新活动造成促进效应。相反,如果银行管制放松带来的银行结构性竞争程度尚未达到某个特定临界值时,银行结构性竞争程度的提升会对制造业企业创新活动产生抑制效应。由此可能说明,只有当中国银行管制放松政策的改革达到一定力度之后,中小银行的进入才可以削弱以国有五大银行的绝对垄断势力为主的银行体系格局,从而激活银行体系的市场竞争活力,激发银行体系对企业创新活动促进效应的发挥。

表2 银行结构性竞争对微观企业创新活动影响效应的工具变量检验结果

| 被解释变量类型                  | 模型1                   | 模型2                  | 模型3                  | 模型4                  |
|--------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                          | <i>R&amp;D</i>        | <i>Innopatent</i>    | <i>R&amp;D</i>       | <i>Innopatent</i>    |
| 估计方法                     | TOBIT+IV              | ZINB+IV              | TOBIT+IV             | ZINB+IV              |
| <i>HHI_bankloan</i>      | 0.0119***<br>(167.09) | 1.6605***<br>(46.91) |                      |                      |
| <i>HHI_bankloan_sq</i>   | 0.0101***<br>(120.80) | 1.0737***<br>(41.56) |                      |                      |
| <i>HHI_bankbranch</i>    |                       |                      | 0.0060***<br>(82.34) | 0.1491***<br>(3.54)  |
| <i>HHI_bankbranch_sq</i> |                       |                      | 0.0053***<br>(69.85) | 0.1593***<br>(15.05) |
| 第一阶段 F 值                 | 135.65***             | 78.54***             | 128.90***            | 68.27***             |
| Observations             | 585782                | 985018               | 585782               | 985018               |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%(双尾)的统计显著性水平。括号内的数值为经过以中国地级市为处理对象的 Cluster 聚类以及异方差调整过的 t 值或 z 值。因篇幅限制,表中控制变量的估计结果未报告,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件中的附录部分,下同。

资料来源:作者整理。

### 3. 稳健性检验结果<sup>①</sup>

(1)本土企业 VS 外商及港澳台商投资企业(以下简称外资企业)。需要特别关注的一个现象是,外资企业的生产经营与创新研发活动所需要的外部融资来源,很有可能并不完全依赖中国国内的银行体系,而是依靠国外的母公司或者国外的金融体系。针对这种现象,从区分本土企业(具体包括国有企业、集体企业、独立法人企业和私人所有企业)和外资企业样本组的回归结果看,在本土企业的样本组中,无论是将衡量企业创新活动的因变量采取企业研发投入密集度还是企业发明专利数量的不同形式,以及无论是将衡量地区银行结构性竞争的核心解释变量采取银行贷款额或者银行

<sup>①</sup> 因篇幅限制,所有的稳健性检验结果未报告,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件中的附录部分。

营业网点数量的不同形式,均得到一致的经验事实,银行结构性竞争对微观企业创新活动造成的是显著的 U 型影响效应。相反,在外资企业的样本组中,银行结构性竞争对微观企业创新活动造成了不同的影响效应。由此说明,在中国背景下,银行结构性竞争对微观企业创新活动所造成的显著 U 型影响效应只是在本土企业中存在,而对外资企业并未产生明显的 U 型效应。本文认为,这种差异性的原因在于外资企业的生产经营以及创新研发活动所需要的外部融资来源,并不依赖中国国内银行体系的基本事实。

(2)国有企业 VS 民营企业。众所周知,从中国的现实背景来看,国有企业由于自身特殊的国家发展战略定位,在银行体系享有独特的融资优势以及政策扶持优势。因此,中国本土企业中银行结构性竞争对企业创新活动所产生的 U 型作用效应,是否会在国有和民营不同所有制性质的企业样本组中存在不同的表现?在国有企业(具体包括国有企业和集体企业)的样本组中,无论是将衡量企业创新活动的因变量采取企业研发投入密集度还是企业发明专利数量的不同形式,以及无论是将衡量地区银行结构性竞争的核心解释变量采取银行贷款额或者银行营业网点数量的不同形式,银行结构性竞争对企业创新活动均造成的是显著 U 型影响效应。而在民营企业(具体包括独立法人企业和私人所有企业)的样本组中,同样存在 U 型影响效应。这就表明,银行结构性竞争对中国本土企业创新活动所造成的显著 U 型影响效应,不会因为不同所有制性质的差异而发生变化。

(3)大规模民营企业 VS 小规模民营企业。由于不同规模的民营企业自身固定资产规模的差异,所导致的抵押担保能力差异;财务制度完善程度的不同,所导致的缓解银企之间贷款活动信息不对称能力的差异,以及导致的民营企业和中小企业长期所面临的贷款难、贷款贵等难题。因此,中国银行结构性竞争对本土企业创新活动所产生的 U 型作用效应是否会在大规模和小规模民营企业的不同样本组中存在不同的表现?针对此疑问,从区分大规模和小规模民营企业样本组(以民营企业固定资产净值的均值作为划分标准)的回归结果看,无论是在大规模民营企业的样本组中,还是小规模民营企业的样本组中,银行结构性竞争对企业创新活动均造成了稳定且显著的 U 型影响效应。这就表明,银行结构性竞争对本土企业创新活动所造成的显著 U 型作用效应,不会因为企业规模的差异而发生变化。由此,也就进一步反映出,中国情景下银行结构性竞争对本土企业创新活动所产生的 U 型效应未必是来源于微观企业层面的异质性特征,而很有可能是源自于银行层面的结构性因素。

## 五、机制分析：银行业结构性特征的内在作用效应

### 1. 中国银行业的结构性特征分析

一系列的稳健性检验结果表明,一方面,银行结构性竞争对企业创新所造成的显著 U 型作用关系,是存在于中国本土企业之中的重要现象,而在外资企业中并不存在如此现象。鉴于此,本文以下部分的研究就以本土企业作为主要研究对象;另一方面,无论是从国有企业还是民营企业不同所有制的角度看,还是从大规模和小规模民营企业规模差异的角度看,银行结构性竞争对本土企业创新均产生了稳定且显著的 U 型作用关系。由此说明,中国情景下银行结构性竞争对企业创新活动所产生的这种显著 U 型作用关系,可能并非是由企业自身的异质性特征所直接造成的,比如,多数研究文献所关注的企业融资约束和贷款成本以及企业所有制特征等因素,相反,很有可能是与中国地区的银行结构性竞争背后所隐含的银行业结构性特征,有着直接的内在联系。

基于这样的重要认识,通过对实证结果的详细梳理,本文发现,中国情景下银行管制放松政策所带来的银行业结构性特征具体表现在:

(1)针对表 3 的检验结果中银行结构性竞争和企业创新的 U 型关系的极值点数值,所计算的极

表3 银行结构性竞争对企业创新U型影响效应极值点的银行结构性特征分析 单位:%

| 年份   | 极值点右贷款/极值点左贷款 |             |            | 极值点右营业网点数量/极值点左营业网点数量 |             |            |
|------|---------------|-------------|------------|-----------------------|-------------|------------|
|      | 国有五大<br>银行    | 股份制商业<br>银行 | 城市商业<br>银行 | 国有五大<br>银行            | 股份制商业<br>银行 | 城市商业<br>银行 |
| 2006 | 475.12        | 3501.63     | 858.55     | 264.72                | 1933.57     | 487.50     |
| 2007 | 454.02        | 3145.40     | 855.44     | 263.18                | 1873.17     | 488.06     |
| 2008 | 434.01        | 2979.10     | 837.01     | 242.66                | 1527.86     | 498.24     |
| 2009 | 376.16        | 1782.94     | 805.21     | 229.16                | 826.94      | 481.13     |
| 2010 | 493.43        | 2821.68     | 955.53     | 272.28                | 1397.05     | 560.79     |
| 2011 | 544.64        | 2471.44     | 1054.81    | 292.95                | 1408.46     | 696.36     |
| 合计   | 486.02        | 2742.90     | 956.01     | 255.24                | 1404.48     | 522.12     |

资料来源:作者整理。

值点左(竞争程度相对较小)和极值点右(竞争程度相对较大)的国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这三大类银行的贷款额以及营业网点数量占地区总和的比重<sup>①</sup>,一个比较突出的结构性差异特征是,在样本期限内,极值点左边的样本数量虽然经历了一个逐步下降的基本态势,但是,极值点左边的样本数量仍然要显著高于极值点右边的样本数量。2006—2011年,极值点左边的样本数量高达1202家,而极值点右边的样本数量只有579家。而且,在本文的样本观察期内,大约有67.5%的地区中银行结构性竞争对企业创新产生的是抑制效应,相反,大约有32.5%的地区中银行结构性竞争对企业创新产生的是促进效应。因此,在当前发展阶段中银行结构性竞争对企业创新所产生的抑制效应,应该占据着主导作用,由此反映中国当前的银行业结构对企业创新的负面效应根本就无法忽略。

(2)另一个值得关注的结构性差异特征是,在极值点左边的那些银行结构性竞争程度相对较小的地区中,无论是从银行贷款额还是银行营业网点数量比重的角度看,国有五大银行所占比重均远远高于股份制商业银行和城市商业银行。2006—2011年,极值点左边的国有五大银行贷款以及营业网点数量占地区总额比重的均值分别为80.65%和90.24%。这表明,在中国的大多数地级市地区中,仍然呈现的是国有五大银行占据绝对市场势力的银行体系格局。相反,在极值点右边的那些银行结构性竞争程度相对较大的地区中,无论是从银行贷款额还是银行营业网点数量比重的角度看,国有五大银行所占比重虽然仍高于股份制商业银行和城市商业银行,但是,国有五大银行的绝对市场势力,已经在一定程度上受到了股份制商业银行和城市商业银行的挤压和削弱。2006—2011年,极值点右边国有五大银行贷款以及营业网点数量占地区总额比重的均值分别为66.06%和80.35%,要显著低于极值点左边的均值。而且,股份制商业银行是挑战地区内国有五大银行的绝对市场势力的主导力量,极值点右边股份制商业银行贷款占地区总额比重的均值分别为24.05%,要远高于极值点右边的10.87%。相反,城市商业银行贷款占地区总额比重在极值点左右两边相差不大,左边为8.48%,右边为9.88%。

(3)在表3中展示了所计算的极值点右和极值点左的国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这三大类银行的贷款额以及营业网点数量的相对比值,可以看出,在2006—2011年样本观察期间,从极值点右银行贷款额与极值点左银行贷款额的比值角度看,国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这三大类银行比值的均值分别为486.02%、2742.90%和956.01%。类似

<sup>①</sup> 因篇幅限制,这里的表格可详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件中的附录部分。



地,从极值点右银行营业网点数量与极值点左银行营业网点数量的比值角度看,国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这三大类银行比值的均值分别为 255.24%、1404.48%和 522.12%。这就充分显示,相比那些银行结构性竞争程度较小的地区,在那些银行结构性竞争程度较大的地区中,国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行这三大类银行有着更多的贷款额和营业网点数量,而且,股份制商业银行的表现更为明显,要远远超过国有五大银行和城市商业银行,城市商业银行也相对要好于国有五大银行。这些数据的对比信息,再次揭示了中国银行结构性竞争背后所隐藏的银行业自身的结构性差异特征。

## 2. 进一步的机制分析:银行业结构性特征对企业创新的影响效应

为了检验中国情景下的银行业结构性特征,对微观企业创新活动的影响效应的内在机制及其作用渠道,本文设定计量模型如下:

$$innovation_{ijcpt} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \sum_{n=1}^2 bankstructure_{ct}^n + \phi \cdot Z + \mu_j + \mu_p + \mu_c + \mu_t + \varepsilon_{ijcpt} \quad (6)$$

计量方程(6)式中,纳入了本文所构建的测度中国地级市  $c$  年份  $t$  的银行结构性指标变量  $bankstructure_{ct}$ ,将其区分为三种类型的代理变量:一是反映在中国地级市  $c$  年份  $t$  的国有五大银行贷款额以及营业网点数量所占地区的比重,分别使用  $bankstructure\_stateloan_{ct}$  和  $bankstructure\_statebranch_{ct}$  来表示;二是反映在中国地级市  $c$  年份  $t$  的股份制商业银行贷款额以及营业网点数量所占地区的比重,分别使用  $bankstructure\_stockloan_{ct}$  和  $bankstructure\_stockbranch_{ct}$  来表示;三是反映在中国地级市  $c$  年份  $t$  的城市商业银行(包括城市信用社)贷款额以及营业网点数量所占地区的比重,分别使用  $bankstructure\_cityloan_{ct}$  和  $bankstructure\_citybranch_{ct}$  来表示。此外,考虑到不同类型的银行结构性指标对企业创新产生的非线性关系,本文也在计量方程(6)式中纳入了这些指示变量的平方项,以捕捉这些可能的非线性影响效应。计量方程(6)式中其他变量的设置与定义均与计量方程(1)式相同,这里不再一一赘述。需要额外交代的是,沿袭前文针对中国地级市层面的银行结构性竞争程度的代理指标  $HHI\_bankloan_{ct}$  和  $HHI\_bankbranch_{ct}$  的工具变量  $HHIiv\_bankloan_{ct}$  和  $HHIiv\_bankbranch_{ct}$  的设计思路,本文也由此设计了中国地级市  $c$  层面在年份  $t$  的银行结构性指标变量  $bankstructure_{ct}$  的三种类型代理变量相应的工具变量,用于处理银行结构性代理变量和企业创新之间由于逆向因果关系可能导致的内生性问题。

表4的A、B、C三部分分别列示了利用计量方程(6)式,针对国有五大银行、股份制商业银行以及城市商业银行(包括城市信用社)这三大类银行所代表的结构性特征对微观企业创新的检验结果。从中可以看出:①无论是使用企业研发投入密集度或企业发明专利数量作用被解释变量,还是使用国有五大银行贷款额或银行营业网点数量所构造的反映银行结构性特征代理变量来看,银行结构变量均在1%统计水平上显著为正,其平方项变量在1%统计水平上显著为负,这就表明,国有五大银行所占比重代表的银行结构对企业创新造成的是显著的倒U型关系,其显示,在那些国有五大银行贷款额和营业网点数量所占比重相对较小的地区中,国有五大银行所代表的银行结构对企业创新所造成的是促进效应,而在那些国有五大银行贷款额和营业网点数量所占比重相对较大的地区中,国有五大银行所代表的银行结构对企业创新所造成的是抑制效应。由此验证,国有五大银行所具有的市场垄断势力,并不利于微观企业的创新活动,因此,可以验证,以国有五大银行为主的银行结构体系,与中国创新驱动发展国家战略并不兼容。②从使用股份制商业银行贷款额或银行营业网点数量所构造的反映银行结构性特征代理变量看,银行结构变量均在1%统计水平上显著为

表 4 银行结构性竞争的结构性特征对本土企业创新活动影响效应的检验结果

| 被解释变量类型                             | 模型 1                    | 模型 2                   | 模型 3                    | 模型 4                    |
|-------------------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                                     | <i>R&amp;D</i>          | <i>Innopatent</i>      | <i>R&amp;D</i>          | <i>Innopatent</i>       |
| 估计方法                                | TOBIT+IV                | ZINB+IV                | TOBIT+IV                | ZINB+IV                 |
| A 国有五大银行                            |                         |                        |                         |                         |
| <i>Bankstructure_stateloan</i>      | 0.0122***<br>(182.11)   | 1.1772***<br>(28.15)   |                         |                         |
| <i>Bankstructure_stateloan_sq</i>   | -0.0102***<br>(-134.61) | -1.1273***<br>(-37.74) |                         |                         |
| <i>Bankstructure_statebranch</i>    |                         |                        | 0.0238***<br>(384.48)   | 7.2367***<br>(56.60)    |
| <i>Bankstructure_statebranch_sq</i> |                         |                        | -0.0168***<br>(-242.89) | -5.0024***<br>(-62.14)  |
| B 股份制商业银行                           |                         |                        |                         |                         |
| <i>Bankstructure_stockloan</i>      | 0.0004***<br>(2.66)     | 0.5483***<br>(64.20)   |                         |                         |
| <i>Bankstructure_stockbranch</i>    |                         |                        | 0.0027***<br>(5.35)     | 0.6775***<br>(36.18)    |
| C 城市商业银行及城市信用社                      |                         |                        |                         |                         |
| <i>Bankstructure_cityloan</i>       | 0.0038***<br>(9.72)     | 0.6825***<br>(32.98)   |                         |                         |
| <i>Bankstructure_cityloan_sq</i>    | -0.0339***<br>(-27.99)  | -4.2642***<br>(-70.56) |                         |                         |
| <i>Bankstructure_citybranch</i>     |                         |                        | 0.0065***<br>(15.30)    | 2.3267***<br>(73.49)    |
| <i>Bankstructure_citybranch_sq</i>  |                         |                        | -0.0767***<br>(-38.39)  | -11.5335***<br>(-78.73) |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10%(双尾)的统计显著性水平。括号内的数值为经过以中国地级城市为处理对象的 Cluster 聚类以及异方差调整过的 t 值或 z 值。

资料来源:作者整理。

正,这就表明,股份制商业银行所占比重代表的银行结构对企业创新产生显著的促进效应。③从使用城市商业银行贷款额或银行营业网点数量所构造的反映银行结构性特征代理变量来看,银行结构变量均在 1%统计水平上显著为正,而其平方项变量在 1%统计水平上均显著为负,这就表明,城市商业银行所占比重代表的银行结构对企业创新产生显著的倒 U 型影响,其显示,在那些城市商业银行贷款额和营业网点数量所占比重相对较小的地区中,城市商业银行所代表的银行结构对企业创新所造成的是促进效应,而在那些城市商业贷款额和营业网点数量所占比重相对较大的地区中,城市商业银行所代表的银行结构对企业创新所造成的是抑制效应。本文认为,造成这种现象发生的可能原因是,与具有全国范围内开展经营业务的国有五大银行和股份制商业银行相比,以特定地区经营为主的城市商业银行在资本规模、人才优势以及市场经营竞争力等方面均相对要弱得多,这就导致在那些银行结构性竞争程度相对较小的地区中,城市商业银行更容易发挥和利用本地区性中

小银行的“软”信息以及贷款交易成本相对较低的综合优势,更善于匹配和满足本地区微观企业创新活动的外部融资需求。而在那些银行结构性竞争程度相对较为激烈的地区中,可能会限制甚至破坏城市商业银行利用地区性中小银行的“软”信息优势以及市场灵活性,进而难以匹配和满足本地区微观企业创新活动的外部融资需求。

以上的经验证据充分证明,中国情景下银行结构性特征是影响微观企业创新活动的核心因素,而且不同类型银行所造成的结构性差异特征对微观企业的创新活动造成了不同性质的作用效应,由此揭示,银行结构性竞争背后的银行结构性特征,是银行结构性竞争对微观企业创新活动产生U型影响效应的内在机制性因素。这具体表现在:一方面,银行结构性竞争程度相对较小的地区中,往往也是国有五大银行在本地银行体系中占据绝对垄断势力的地区,因此,银行结构性竞争对企业创新所造成的抑制效应,主要是由国有五大银行的绝对垄断势力所导致;而在那些银行结构性竞争程度相对较大的地区往往就是国有五大银行在本地银行结构中的绝对垄断势力被具有初步竞争力的股份制商业银行以及城市商业银行逐步打破,在这种情形下,银行结构性竞争对企业创新所造成的促进效应主要是由股份制商业以及城市商业银行的进入所带来的促进效应所形成。另一方面,在那些银行结构性竞争程度相对较小的地区,国有五大银行对地区中微观企业的创新活动所带来的抑制效应,要大于股份制商业银行和城市商业银行所带来的促进效应,这三者的叠加效应,最终就导致银行结构性竞争以及背后的银行结构性特征,对地区内微观企业的创新活动形成了显著的抑制效应;而在那些银行结构性竞争程度相对较大且银行结构性竞争超过特定临界值的地区,股份制商业银行对地区中微观企业的创新活动所带来的促进效应要大于国有五大银行和城市商业银行所带来的抑制效应,这三者的叠加效应,最终就导致银行结构性竞争以及背后的银行结构性特征对地区内微观企业的创新活动形成了显著的促进效应。这就是中国情景下,针对银行结构性竞争对微观企业创新活动所产生U型作用效应的内在作用机制,在银行业结构性层面的总体解释。

## 六、主要结论与政策含义

如何认识金融发展与经济增长之间的关系?这不仅是发展经济学领域的持久且前沿问题,更是事关中国这样的发展中国家所面临的重大改革问题。对于多数发展中国家而言,如何改革和强化以银行机构为主导的金融体系对实体经济可持续发展的支撑作用,可能是更为紧迫同时也是更为符合国情的优先改革策略。考虑到发展中国家的经济发展过程,不可回避地要经历由要素粗放驱动型向创新驱动型发展模式的转变。这其中,最为容易引发争论和质疑的问题是,以银行机构为主导的金融体系,究竟能否针对微观层面的制造业自主创新能力的提升,形成有效的支撑作用。针对这些重大问题,本文从中国情景下国家银监会在2006年和2009年两次推出的针对中小商业银行异地设立分支机构市场准入的调整政策出发,实证研究了管制放松政策所带来的银行业结构性竞争,对微观企业创新活动所造成的影响效应,并从银行业结构性变化特征角度来揭示其中的内在作用机制。本文所得到的独特发现是,中国背景下银行结构性竞争对企业创新活动造成显著的U型非线性影响效应,当银行竞争尚未超过一定临界值时,银行结构性竞争对企业创新造成抑制效应,而当银行竞争超过一定临界值时,银行结构性竞争才会对企业创新产生促进效应。而且,本文发现中国银行业的结构性变化特征,是导致这种U型非线性影响效应的内在机制。

本文的政策含义可能体现在如下三个方面:一是针对银行机构导向的金融体系以及所推进的市场化改革,究竟能否匹配发展中国家中以制造业为主的实体经济部门自主创新能力提升内在需求的重要理论和实践问题,本文的经验发现给出了直接的事实证据。对于中国这样的发展中国家而



言,通过逐步实施银行进入管制放松政策,打破原有的银行机构的垄断结构,依靠强化和提升银行体系中不同种类银行机构之间的市场竞争,在一定程度上以及一定范围内,是可以满足制造业部门创新能力提升的发展战略要求,从而为发展中国家银行机构为主的金融体系的改革方向,提供了有参考价值的中国“方案”。二是鉴于当前中国不少地区的银行结构或多或少仍然表现为以国有五大银行为主导的相对垄断性地位格局的经验事实,就此,本文认为继续积极推进以打破国有五大银行绝对垄断势力、强化股份制商业银行和城市商业银行的市场竞争力为主的银行体制改革,仍然应该是当前阶段增强中国银行体系对制造业自主创新能力提升支撑效应的核心改革途径。三是本文的一个重要发现是,城市商业银行对企业创新活动造成的是倒U型关系,这就说明,可能由于城市商业银行等这些地区性的中小规模银行尚未构建出现代银行治理机制以及风险管控能力,甚至在某些地区仍然受到地方政府控制和干预程度较为突出,导致了不同地区性的城市商业银行并未很好地匹配和满足本地制造业企业创新活动的内在需求。就此,本文认为,简单认为设立地区性的中小规模银行可以促进发展中国家经济增长的理论假说可能值得商榷;相反,对于中国这样的发展中国家,积极发展和壮大以现代公司治理机制为主的股份制商业银行,同时,加快真正建立和完善城市商业银行机构中关键的、基础性的现代金融企业制度,可能是近期内中国加快构建和推进与制造业自主创新能力提升相兼容的银行体制机制改革的重点改革突破方向。

#### [参考文献]

- [1]蔡竞,董艳. 银行业竞争与企业创新:来自中国工业企业的经验证据[J]. 金融研究, 2016,(11):96-111.
- [2]陈松威. 银行利润持续性研究[J]. 商业研究, 2015,(7):67-72.
- [3]林毅夫,李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资[J]. 经济研究, 2001,(1):10-18.
- [4]林毅夫,孙希芳,姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009,(8):4-17.
- [5]王勋, Anders Johansson. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究, 2013,(1):54-67.
- [6]王勋,赵珍. 中国金融规模、金融结构与经济增长:基于省区面板数据的实证研究[J]. 财经研究, 2011,(7):50-60.
- [7]吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性[J]. 世界经济, 2012,(6):3-17.
- [8]张健华,王鹏,冯根福. 银行业结构与中国全要素生产率:基于商业银行分省数据和双向距离函数的再检验[J]. 经济研究, 2016,(11):110-124.
- [9]张杰,高德步,夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长?基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. 中国工业经济, 2016,(1):83-98.
- [10]张杰,郑文平,翟福昕. 竞争如何影响创新:中国情景的新检验[J]. 中国工业经济, 2014,(11):56-68.
- [11]Akins, B., L. Li, J. Ng, and T. O. Rusticus. Bank Competition and Financial Stability: Evidence from the Financial Crisis[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2016,51(1):1-28.
- [12]Allen, F., J. Qian, and M. Qian. China's Financial System: Past, Present, and Future[R]. Wharton Financial Institutions Center Working Paper, 2006.
- [13]Benfratello, L., F. Schiantarelli, and A. Sembenelli. Banks and Innovation: Microeconomic Evidence on Italian Firms[J]. Journal of Financial Economics, 2008,90(2):197-217.
- [14]Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012,97(2):339-351.
- [15]Brown, J., G. Martinsson, and B. Petersen. Do Financing Constraints Matter for R&D [J]. European Economic Review, 2012,56(8):1512-1529.
- [16]Chava, S., A. Oettl, A. Subramanian, and K. Subramanian. Banking Deregulation and Innovation [J]. Journal of Financial Economics, 2013,109(3):759-774.

- [17]Chen, Z., J. Zhang, and W. Zheng. Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms [J]. *European Economic Review*, 2017,94:205–220.
- [18]Chong, T. T. L., L. Lu and S. Ongena. Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small- and Medium-sized Enterprises? Evidence from China [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013, 37(9):3412–3424.
- [19]Guariglia, A., and S. Poncet. Could Financial Distortions Be No Impediment to Economic Growth After All? Evidence from China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2008,36(4):633–657.
- [20]Ljungwall, C., and J. Li. Financial Sector Development, FDI, and Economic Growth in China [R]. Peking University, CCER Working Paper, 2007.
- [21]Patti, E. B. D., and G. Dell’ Arriccia. Bank Competition and Firm Creation [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2004,36(2):123–156.

## Bank Deregulation, Structural Competition and Enterprises’ Innovation in China

ZHANG Jie<sup>1</sup>, ZHENG Wen-ping<sup>2</sup>, XIN Fu<sup>3</sup>

- (1. Institute of China’s Economic Reform & Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China;  
2. School of International Trade and Economics, University of International Business and Economics,  
Beijing 100029, China;  
3. Business School of Hohai University, Nanjing 210098, China)

**Abstract:** How does bank system affect enterprises’ innovation with the background of China, is not only a core question related to whether the strategy of development induced by innovation can be implemented, but also a key question of the reform direction of bank dominated financial system. In this paper, we empirically investigate the influence of bank system on enterprises’ innovation by using the structural competition among banks induced by the entrants and outlets’ expansion of joint-stock commercial banks and city commercial banks at the prefecture-level under the unique background of the deregulation policy of remote market entry in China. The main findings in this paper are: the significant U-shape effect of structural competition of bank with the background of China on enterprises’ innovation, shows its dual effects, namely, when the bank competition is not exceeded the threshold value, the structural competition among banks has negative effect on enterprises’ innovation; while exceeded, the structural competition then promotes the enterprises’ innovation. The follow-up mechanism analyses reveal that, the structural change characteristics of bank industry is the internal determinant of the remarkable U-shape relationship; the structural differences among big-five state-owned banks, joint-stock commercial banks, and city commercial banks, have heterogeneous significant effects on enterprises’ innovative activities, and superimposed effect of them is in charge of the U-shape relationship. The main findings in this paper provide important evidence to re-examine and deeply understand the relationship between the bank system in developing countries and enterprises’ innovation.

**Key Words:** bank deregulation policy of remote market access; structural competition of banks; enterprises’ innovation; U-shape relationship

**JEL Classification:** G28 L10 O31

[责任编辑:许明]