

银行竞争的微观效应: 来自融资约束的经验证据^{*}

姜付秀 蔡文婧 蔡欣妮 李行天

内容提要: 银行竞争的加剧将促使银行更多地搜集和挖掘企业信息,降低银企之间的信息不对称,进而缓解企业融资约束。为此,本文在构建理论模型分析的基础上,进一步实证检验了这一假定。实证检验结果表明,银行竞争显著降低了企业投资-现金流敏感性,即缓解了企业融资约束;该结论在控制内生性问题,以及采用不同银行竞争指标和融资约束指标进行稳健性检验后仍旧成立。同时,本文还发现,银行竞争降低了企业债务融资成本,从而为银行竞争降低企业融资约束这一结论提供了补充性证据。进一步地,在企业信息不对称程度更严重的情况下,银行竞争缓解企业融资约束的作用更大,且银行竞争能够降低企业贷款的交易成本,从而为银行竞争降低融资约束的作用机制提供了证据支持。本文不仅丰富了银行竞争的经济后果以及融资约束等相关领域文献,同时还具有较为重要的政策含义。

关键词: 银行竞争 融资约束 信息不对称

一、问题的提出

众所周知,中国银行业经历了一个由高度垄断到竞争不断加剧的发展历程。20世纪80年代中期以前,中国银行业主要由工、农、中、建四大商业银行组成,且各银行分工较为明确,竞争格局并未形成。从1987年第一批股份制商业银行(如交通银行、招商银行、中信实业银行等)的创立,到20世纪90年代中后期国有银行的改革与城市商业银行的成立,再到21世纪加入WTO后国有银行的股份制改造与银行上市热潮,以及中国银行业对外资银行的逐步开放,直到2014年5家民营银行的试点创立,我国银行业的竞争格局从无到有,且无论是在产权性质上,还是在数量和规模上,均呈现出愈来愈激烈的竞争态势。近些年来,银行业乃至整个金融行业的发展状况及其对实体经济的作用都受到政府部门的高度重视。习近平总书记在2017年的全国金融工作会议中强调,“要改善间接融资结构,推动国有大银行战略转型,发展中小银行和民营金融机构”;“金融要把为实体经济服务作为出发点和落脚点”。国务院总理李克强在2017年政府工作报告中明确提出应“鼓励大中型商业银行设立普惠金融事业部,国有大型银行要率先做到,实行差别化考核评价办法和支持政策,有效缓解中小微企业融资难、融资贵问题”。由此可见,研究银行业发展能否、以及如何有效服务于实体经济,成为国民经济的有力支撑和保障,在当下具有重要的理论价值和现实意义。

正是因为银行业对国民经济的重要性,诸多学者研究了银行竞争对宏观经济增长和经济发展的影响。然而,从已有文献情况看,学者们在该问题上并未形成一致观点。部分学者从市场势力视

^{*} 姜付秀,中国人民大学商学院,邮政编码:100872,电子信箱:jfx@ruc.edu.cn;蔡文婧(通讯作者)、蔡欣妮,中国人民大学商学院博士研究生,邮政编码:100872,电子信箱:wenjingcai@ruc.edu.cn, cxxn220@ruc.edu.cn;李行天,中交财务有限公司,邮政编码:100088,电子信箱:xingtian0001@ruc.edu.cn。本文为国家自然科学基金重点项目(71432008)阶段性成果。作者感谢财政部“会计名家培养工程”对本研究的资助,感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。

角出发,认为垄断的银行业结构导致了更严重的信贷配给,其所带来的收益低于所产生的成本,因此,集中的银行业结构不利于经济增长(Guzman,2000);而 Petersen & Rajan(1995)和 Rajan & Zingales(2001)基于关系借贷理论(relationship lending),认为银行业的垄断对经济增长与发展可能是有利的,因为垄断的市场结构有助于银行与借款者形成长期关系,银行因此能够甄别不同类型的借款者,减少借款者的道德风险行为。此外,激烈的银行竞争容易产生过度竞争,而垄断的银行业结构能够抑制这种行为,从而避免了过度竞争所带来的金融体系不稳定。

银行竞争对一国经济活动的影响不仅体现在能否促进宏观经济的稳定增长与发展,也体现在微观层面对企业经营和发展的作用上。宏观经济的发展与变化是微观层面企业个体行为的加总(刘小玄,1987;姜国华和饶品贵,2011)。研究银行竞争对企业行为的影响及其相互作用关系,不仅能让我们更深入地了解银行竞争影响宏观经济的作用机理,也能通过区分对不同类型企业的影响,全面把握银行竞争对不同群体作用的差别,避免对银行竞争与宏观经济之间关系的理解举一废百、有失偏颇,为相关政策制定者提供有益的启示。然而,我们发现,该领域已有文献大多从银行竞争影响企业资金总供给的角度入手,分析其对企业信贷可得性的影响(Beck et al.,2004;Mudd,2013;Love & Peria,2014)以及在此基础上对宏观经济的作用(Guzman,2000;Carlin & Mayer,2003;De Guevara & Maudos,2011),却很少关注银行和企业之间行为的相互影响,并据此分析银行竞争对微观层面企业个体行为和企业决策的重要作用。

自然地,银行及银行业结构直接影响了微观企业的贷款活动和贷款成本(Berger & Udell,2002;张捷,2002;邓超等,2010)。银行贷款主要包括以公司财务信息、抵押物数量和质量等易于量化的硬信息为依据的交易型贷款,以及以长期稳定的银企关系为依据的关系型贷款(Berger & Udell,2002)。不同的银行规模和银行竞争态势会影响市场上不同贷款方式的使用及实施效果(张捷,2002),进而影响企业的贷款活动和贷款成本。既然银行竞争可以影响到企业的贷款获得和成本,那么其对企业的发展过程中普遍面临的融资约束问题产生了怎样的影响呢?从已有文献情况看,对于这一问题,学者并未给予应有的重视。

信息不对称是导致企业融资约束的重要原因之一(Fazzari et al.,1988;Kaplan & Zingales,1997)。我们认为,银行竞争可以降低银企之间的信息不对称,从而缓解企业融资约束。根据 Porter(1980)的竞争战略理论,企业竞争最核心的目标和最直接方式是与竞争对手争夺客户。随着银行竞争的加剧,银行围绕着争夺客户展开的竞争将会越来越激烈(黄宪和熊福平,2005)。然而,在不完美信贷市场中,银行与企业之间存在信息不对称,银行在争夺客户过程中可能会出现“赢者的诅咒”(winner's curse)(Shaffer,1998)。具体地,在竞争型银行业结构中,如果银行仅仅以争取客户为目标进行盲目竞争,在对企业信息了解不够的情况下,将不可避免获得一些低质量客户,而客户质量的下降将使银行受到“赢者诅咒”而遭受利益损失(Broecker,1990;Rajan,1992)。因此,为了避免落入“赢者诅咒”困境,在面对竞争争夺客户的时候,银行将会更多地搜集与挖掘企业信息,从而做出更优的信贷决策。同时,在垄断性银行结构下,处于垄断地位的银行可以获得高额经济租金,其所面临的绩效压力较小。而在竞争性的银行结构中,随着银行业竞争的加剧,银行的租金价值不断减少(Petersen & Rajan,1995),银行绩效将会不断降低,竞争给银行所带来的绩效压力将会越来越大(Gilbert,1984;Berger & Hannan,1989;Barth et al.,2004)。此时,银行为了避免利益受损,提升业绩,同样需要努力挖掘企业信息,制定合理的信贷决策。由于存在上述竞争所导致的客户争夺与业绩压力,银行有很强的动机搜集和挖掘企业信息,从而降低了银行与企业之间的信息不对称程度,进而缓解了企业所面临的融资约束。

基于以上分析,本文首先基于银行的利润最大化视角,构建了银行最优贷款决策的理论模型,以此来分析银行竞争对企业融资约束的影响及相应的作用机制。其次,利用中国银监会网

站^①公开的 226475 条金融许可证信息,得到了中国各地级市所有银行的分支机构数量,并由此计算出 2000—2014 年各地级市的银行竞争水平(银行业的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)和行业集中度)。在此基础上,本文以 2000—2014 年中国 A 股上市公司为研究样本,实证检验了银行竞争与企业融资约束的关系。检验结果表明,银行竞争显著降低了企业投资-现金流敏感性,即缓解了企业融资约束;控制内生性问题,以及使用省级银行竞争指标、用 KZ 指数和 SA 指数衡量融资约束等稳健性检验的结果与此一致。同时,银行竞争也显著降低了企业债务融资成本,从而为银行竞争缓解融资约束这一结论提供了补充性证据支持。进一步地,我们发现,在分析师跟踪较少和企业国有股比例较低等信息不对称较严重的情况下,银行竞争缓解企业融资约束的作用更大,且银行竞争降低了企业贷款的交易成本,表明银行竞争激励了银行主动搜集企业信息,降低了银企之间的信息不对称,进而缓解了企业融资约束,从而为本文的银行竞争缓解融资约束的作用机理提供了证据支持。

本文的主要贡献体现在以下两个方面。第一,本文为银行竞争对微观企业的影响提供了新的经验证据。已有文献主要从宏观经济或银行部门视角(Berger & Hannan, 1989; Carlin & Mayer, 2003)来研究银行竞争的经济后果。尽管部分文献在微观企业层面从信贷可得性角度进行了讨论(Bonaccorsi Di Patti & Dell'Arciccia, 2004; Chong et al. 2013; Love & Peria, 2014),然而,一方面,已有文献对于银行竞争提高了企业信贷可得性这一结论存在较大争议(Zarutskie, 2006; De Guevara & Maudos, 2011);另一方面,信贷可得性与融资约束的内涵并不一致,前者偏重市场总体资金供给,如果贷款未得到合理配置,信贷可得性的提高并不必然导致融资约束的降低。此外,还有文献从资本结构调整和企业创新方面进行了一些探讨(Cornaggia et al. 2015; Jiang et al. 2017; 蔡竞和董艳, 2016)。但是,目前为止尚没有文献研究银行竞争对企业融资约束的影响。因此,本文从企业融资约束这一新视角,为银行竞争在微观层面的经济后果提供了更丰富的经验证据。

第二,本文丰富了融资约束缓解领域的文献。已有关于融资约束缓解方面的文献,大多是从资金需求方视角(Custódio & Metzger, 2014; Erel et al. 2015; 邓建平和曾勇, 2011; 于蔚等, 2012),研究企业的异质性和特定行为对企业融资约束的缓解作用。尽管部分文献从资金供给角度进行了研究,但主要是从宏观层面考察金融自由化与金融市场发展对缓解融资约束的作用(Love, 2003; 沈红波等, 2010),很少有文献立足中观层面,研究银行业结构特征对企业融资约束的影响。考虑到中国金融体系以银行部门为主导(Allen et al. 2005),且企业主要融资方式是银行贷款(Chen et al. 2013),^②本文从银行业结构这个新的视角研究融资约束的缓解问题,从而丰富和发展了融资约束缓解领域的文献。

二、模型建立与假设提出

为了研究银行竞争对企业融资约束的影响,本部分基于 Monti-Klein 模型(Klein, 1971; Monti, 1972)的框架,结合中国银行业发展特点,建立了银行最优贷款价格的理论模型,并据此分析了银行竞争加剧对银行搜集企业信息行为的影响。在此基础上,对银行竞争与企业融资约束的关系提出了相应的研究假设。

1. 模型设定

(1) 模型假设条件

假设市场中的代表性银行是风险中性的(Ruthenberg & Landskroner, 2008),此时银行的期望效

^① 资料来源: <http://www.cbrc.gov.cn>。

^② 根据中国金融年鉴资料显示,2002 年中国全社会融资规模增量中银行贷款占比为 91.8%,即使在 2015 年,贷款占比仍高达 73.1%。

用可以用期望利润函数来表示。对于一个特定企业,影响银行制定贷款价格的全部企业信息为 m_0 , 基于这些企业信息,银行向企业贷款的定价为 $R(m_0)$ 。对于每家银行,企业的贷款需求函数为:

$$L(\theta, R(m_0), \tilde{\alpha}) = 1/\theta [a - b^* R(m_0)] + \tilde{\alpha}$$

其中,借鉴经典的经济学供给-需求模型,本文将贷款需求量函数设定为传统的线性减函数,并假设 $a > 0$ 且 $b > 0$ 。 θ 代表银行竞争程度,当银行竞争更为激烈时,对每个银行来说,市场上的企业对其贷款的需求量更小。 $\tilde{\alpha}$ 是位移参数,包含经济周期、行业周期等因素。银行的存款利率是 R_d , 银行吸收存款量是贷款量的 δ 倍 ($\delta \geq 1$), 最低货币资金存量为 K^* , 资金存储成本为 k 。我们定义银行的运营成本为 F , 假设该成本短期为常数。另外,银行的客户企业无法还款的违约概率为 PD , 其中 $0 < PD < 1$ 。

基于以上假设,如果银行了解企业的全部信息 m_0 , 银行的期望利润函数为:^①

$$E(\pi_0) = (1 - PD) * [1 + R(m_0)] * L(\theta, R(m_0), \tilde{\alpha}) - (1 + R_d) * \delta * L(\theta, R(m_0), \tilde{\alpha}) - k * (\delta - 1) * L(\theta, R(m_0), \tilde{\alpha}) - k * K^* - F$$

根据银行的利润最大化条件 $\partial E(\pi_0) / \partial R(m_0) = 0$, 当银行了解企业全部信息时,其为获得最大利润应制定的最优贷款利率为:

$$R(m_0) = [\delta * (1 + R_d) + k * (\delta - 1)] / 2(1 - PD) + a/2b + \theta \tilde{\alpha} / 2b - 1/2$$

(2) 银行最优化目标函数

在现实的不完全信息情形下,银行只能了解到部分企业信息,并根据所掌握的信息制定贷款价 $R(m_0) + \Delta R(I)$, 其中 I 代表银行搜集的企业相关信息数量, $\Delta R(I)$ 即为相比较完全信息情况下的最优价格 $R(m_0)$, 银行基于现有信息 I 所制定的贷款价格与最优价格的差别。我们认为 $\partial \Delta R(I) / \partial I < 0$, 即随着银行搜集企业信息的增加,银行制定的贷款价格越来越接近完全信息条件下的最优价格 $R(m_0)$, 当 $I = m_0$ 时, $\Delta R(I) = 0$, 此时银行贷款价格为 $R(m_0)$ 。银行搜集企业信息所需付出的成本为 C , 假设该成本为常数。

据此,在不完全信息情况下,银行的期望利润函数为:

$$E(\pi) = (1 - PD) * [1 + R(m_0) + \Delta R(I)] * L(\theta, R(m_0) + \Delta R(I), \tilde{\alpha}) - (1 + R_d) * \delta * L(\theta, R(m_0) + \Delta R(I), \tilde{\alpha}) - k * (\delta - 1) * L(\theta, R(m_0) + \Delta R(I), \tilde{\alpha}) - k * K^* - F - C \quad (1)$$

2. 模型的均衡条件分析与假设提出

在不完美市场上,根据银行的期望利润函数(1)式,银行利润最大化的一阶必要条件为 $\partial E(\pi) / \partial \Delta R(I) = 0$ 。结合完全信息情况下的最优价格 $R(m_0)$, 可以得到:

$$\partial E(\pi) / \partial \Delta R(I) = -2b(1 - PD) * \Delta R(I) = 0 \quad (2)$$

可以看出,由于 $b > 0$, $1 - PD > 0$, $\partial E(\pi) / \partial \Delta R(I)$ 的符号取决于 $\Delta R(I)$ 的符号: 当 $\Delta R(I) < 0$ 时, $\partial E(\pi) / \partial \Delta R(I) > 0$, 也就是银行根据现有企业信息制定的价格低于完全信息下的最优价格时, 银行利润随着贷款利率价格的提高而增加; 当 $\Delta R(I) > 0$ 时, $\partial E(\pi) / \partial \Delta R(I) < 0$, 也就是银行根据现有企业信息制定的价格高于完全信息情形的最优价格时, 银行利润随着贷款利率价格的降低而增加; $\Delta R(I) = 0$ 时, $\partial E(\pi) / \partial \Delta R(I) = 0$, 也就是银行只有获取了全部有价值的企业信息, 并根据利润最大化原则制定了最优价格 $R(m_0)$ 时, 银行能够获得最大的利润。

现实情况下, 由于存在客观限制, 银行很难获得所有有价值的企业信息, 贷款定价偏差 $\Delta R(I) > 0$

^① 这里假定银行吸收存款量中除去用于贷款的部分, 其他资金均未做投资, 产生资金存储成本。如果银行将多余资金通过购买债券、基金等方式进行投资, 收益率为 R_i , 能够得到相同的结论。为节省篇幅, 本文不再赘述该推导过程, 具体细节可向作者索要。

或 $\Delta R(I) < 0$ 普遍存在。

考虑银行竞争加剧的情况, 即其他参数不变的条件下, 若 θ 增大, 根据贷款需求函数式, 每家银行的贷款需求量都会降低。此时, 从银行的期望利润函数(1)式可以看出, 银行的期望利润也会随之降低。为了在残酷的市场竞争中维持原来的利润水平, 银行有动力通过降低 $\Delta R(I)$ (当 $\Delta R(I) > 0$ 时) 或提高 $\Delta R(I)$ (当 $\Delta R(I) < 0$ 时), 使价格越来越接近最优价格水平, 以达到提高期望贷款利润的目的。因此, 当 I 增加、即银行搜集了更多企业信息时, 银行制定的贷款价格会更接近完全信息下的最优贷款价格, 从而弥补银行竞争对个体银行市场占有率乃至贷款利润的消极影响。

根据以上分析, 提出本文待实证检验的假设: 银行竞争越激烈, 银行越有动力搜集和挖掘更为全面的企业信息, 银行和企业之间的信息不对称程度越低, 企业融资约束程度越低。

三、研究设计

1. 数据来源与样本选择

本文初始研究样本为 2000—2014 年间的中国全部 A 股上市公司。本文的数据来源为: 企业的主要财务数据来自国泰安(CSMAR)经济金融研究数据库; 银行竞争的数据通过手工整理中国银监会网站的相关数据, 并进一步计算所得(详见变量界定部分)。

借鉴已有研究的做法, 结合本文研究目的, 按照以下程序筛选和处理样本: (1) 剔除金融类上市公司; (2) 剔除负债率大于 100% 的样本; (3) 剔除数据缺失的样本; (4) 为消除极端值影响, 对所有连续变量按照 1% 和 99% 的水平进行 Winsorize 处理。最终, 得到了 20421 个观测样本。

2. 变量界定

(1) 银行竞争。本文借鉴已有文献, 使用支行数量占比来度量各地银行竞争状况(Degryse et al. 2009; Chong et al. 2013)。^①

需要说明的是, 与 Chong et al. (2013) 从银行网站获取的银行支行截面数据不同,^② 本文利用中国银监会关于银行机构的金融许可证信息, 计算出各个银行各个年度在各个城市的分支机构数量,^③ 进而构建各个城市银行业的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)和前三大银行分支机构占比(CR3)以衡量银行竞争水平。本文构造的银行竞争数据为面板数据, 不仅能捕捉到各个城市间的银行竞争差异, 而且能反映出银行竞争水平随时间的变化趋势, 以便于更好地研究银行竞争所导致的经济后果。

具体地, 利用中国银监会关于银行机构的金融许可证信息, 计算出各个银行各个年度在各个城市的分支机构数量,^④ 进而构建各个城市银行业的赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)和前三大银行分支机构占比(CR3), 以此衡量银行竞争水平。需要说明的是, 参考 Chong et al. (2013) 和陈雄兵

① 文献中银行竞争的度量主要包括结构化和非结构化两种方法。结构化度量方法是通过计算各银行存款、贷款或支行数量的占比来度量银行竞争程度。非结构化方法主要包括 Panzar-Rosse A 统计量、Lerner 指数和 Boone 指标。如引言部分所述, 已有文献为获得银行竞争数据, 通过调查或从数据库获取了部分银行的部分分支机构的财务数据及存贷款数据, 基于非结构化方法或结构化方法中的存贷款数量占比计算得到了一系列银行竞争指标。由于各分支机构的财务数据统计口径未必一致, 且不能获得各地较全面的银行分支机构信息, 因此, 已有文献的方法难以保证衡量的准确性, 且样本选择偏差问题严重。

② 银行官网发布的数据为当前支行信息, 未能反映银行竞争的历史变化情况。

③ 按照银监会的统计, 商业银行分支机构的组织类别主要包括总行、总行营业部(专营机构)、一级分行、一级分行营业部、二级分行、二级分行营业部、直属支行、支行、分理处、办事处、营业所等。其中, 支行为主要组织类别, 占比高达 68.58%。

④ 依据银监会 2007 年 4 月 29 日颁发的《金融许可证机构编码编制规则》对金融许可证信息进行数据处理。该《规则》规定, 机构编码由大写英文字母和数字组成, 共 15 位, 分六部分, 分别是机构类型代码、机构代码、组织类别代码、发证机关代码、地址代码、顺序代码, 按照从左至右的顺序排列。由此, 可以得到每个金融机构分支机构的类型、名称、所在地区以及成立时间, 进一步据此可以计算出各个银行在各个年度各个城市的机构数量。

(2017) ,考虑到政策性银行、农村合作银行、信用社等类型金融机构向企业贷款行为的特殊性 ,剔除这三种类型的银行 ,仅保留商业银行。

HHI 是银行业的赫芬达尔 - 赫希曼指数 ,衡量地区内的银行竞争水平 ,其计算方法如下:

$$HHI = \sum_{k=1}^K (Branch_k / Total_Branches)^2 \quad (3)$$

其中 $Branch_k$ 为第 k 个银行在该地区分支机构数量 , $Total_Branches$ 为该地区银行所有分支机构数量。该指数取值范围为 (0, 1) ,且为负向指标 ,该值越大 ,银行竞争程度越低。

CR3 是前三大银行支行数量占银行支行总数的比例 ,用以衡量地区的银行集中度 ,其计算方法如下:

$$CR3 = (Branch_{1th} + Branch_{2th} + Branch_{3th}) / Total_Branches \quad (4)$$

其中 $Branch_{1th}$ 、 $Branch_{2th}$ 和 $Branch_{3th}$ 分别是该地区分支机构数量最多的三家银行的机构数量之和 ,与上相同 , $Total_Branches$ 为该地区银行所有分支机构数量。该变量取值范围为 (0, 1) ,且为负向指标 ,该值越大 ,银行竞争程度越低。

按照中国行政区划的特点 ,本文分别以地市级行政区^①与省级行政区为单位 ,利用 (3) 式与 (4) 式分别计算了中国大陆各地级市与各省银行业的 HHI 指数与 CR3。其中 , HHI_City 与 $CR3_City$ 表示地级市银行竞争水平 ,而 HHI_Pro 与 $CR3_Pro$ 表示省级银行竞争水平。由于在同一省份内部各地级市甚至更大区域之间仍旧存在较大差异 ,例如江苏省的苏南和苏北 ,山东省的胶东半岛和鲁西、鲁南等地区 ,因此 ,为了更准确刻画银行竞争水平 ,本文以地级市银行竞争指标 HHI_City 和 $CR3_City$ 作为解释变量 ,来报告主要结果。^②

在稳健性检验部分 ,本文也使用了省级银行分支机构数量来构造银行竞争指标 ,检验了银行竞争与融资约束的关系。

(2) 融资约束。Fazzari et al. (1988) 指出 ,在不完美的资本市场中 ,企业内外部融资成本存在差异 ,内部融资比外部融资更有成本优势。此时 ,企业的投资决策很大程度上受制于融资状况。融资约束严重的企业内外部融资成本差异较大 ,企业的投资会更依赖于内部现金流。因此 ,投资 - 现金流敏感性可以在一定程度上衡量企业所面临的融资约束程度。后续的许多文献直接用投资 - 现金流敏感性衡量企业融资约束状况 (Hoshi et al. 1991; Beatty et al. 2010; 马国臣等 2008; 姜付秀等 2016)。据此 ,我们主要选取应用较为广泛的投资 - 现金流敏感性衡量融资约束 ,在稳健性检验部分 ,选取了 Kaplan & Zingales (1997) 提出的 KZ 指数^③以及 Hadlock & Pierce (2010) 提出的 SA 指数进行相应检验。

3. 实证模型

借鉴 Custódio & Metzger (2014) 以及姜付秀等 (2016) 的研究设计 ,构建如下实证模型检验银行竞争对企业投资 - 现金流敏感性的影响:

$$Inv_{it} = \alpha + \beta_1 Comp_{it} + \beta_2 Comp_{it} * CF_{it-1} + \beta_3 CF_{it-1} + \gamma Controls_{it-1} + Year_Effects + Industry_Effects + Region_Effects + \varepsilon \quad (5)$$

其中 Inv 为企业的投资水平 ,计算方法为固定资产净额变动与折旧之和 / 上期总资产; $Comp$ 为企业所在地区的银行竞争水平 ,使用地级市银行竞争指标 HHI_City 与 $CR3_City$ 来衡量 ,稳健性检验部分亦使用了省级指标 HHI_Pro 与 $CR3_Pro$; 现金流 CF 为经营活动现金流量净额 / 上期总资产。交

① 根据中华人民共和国统计局资料显示 ,截至 2016 年 9 月中国大陆地级行政区共计 334 个。其中 ,地级市 293 个 ,地区 8 个 ,自治州 30 个 ,盟 3 个。便于叙述 ,后文简称之为地级市。

② 银行竞争变量的描述性统计结果显示 ,地级市银行竞争水平 HHI_City 与 $CR3_City$ 的均值 (中位数) 分别为 0.140 (0.127) 和 0.525 (0.508) ,标准差为 0.057 和 0.123 ,说明银行竞争水平分布较为分散 ,各地级市之间差异较大。限于篇幅 ,本文未报告主要变量的描述性统计。

③ 关于如何度量见下文的实证结果部分。

乘项 $Comp \times CF$ 是回归模型的核心解释变量。由于 HHI 指数与 $CR3$ 均为负向指标, 因此当该交乘项的回归系数显著为正时, 代表银行竞争与企业的投资 - 现金流敏感性之间为负向关系, 即银行竞争越激烈, 企业的投资 - 现金流敏感性越低, 企业的融资约束程度越低。

Controls 为控制变量组。借鉴已有文献, 具体的控制变量包括: 企业规模 (*Size*)、负债水平 (*Leverage*)、销售收入增长率 (*Growth*)、第一大股东持股比例 (*First*)、董事会规模 (*Board*)、独立董事比例 (*Independ*)、CEO 与董事长是否两职合一 (*Duality*)、现金持有量 (*Cash*)、企业性质 (*SOE*) 等。具体计算方法详见表 1。

表 1 变量定义表

变量名称	变量定义	计算方法
<i>HHI_City</i>	地级市银行业赫芬达尔 - 赫希曼指数	各地级市各支行占有所有支行百分比的平方和
<i>CR3_City</i>	地级市银行业前三大支行占比	各地级市前三大支行占有所有支行百分比
<i>HHI_Pro</i>	省级银行业赫芬达尔 - 赫希曼指数	各省各支行占有所有支行百分比的平方和
<i>CR3_Pro</i>	省级银行业前三大支行占比	各省前三大支行占有所有支行百分比
<i>Inv</i>	投资水平	(固定资产净额变动 + 折旧) / 上期总资产
<i>CF</i>	现金流	经营活动现金流 / 上期总资产
<i>Size</i>	公司规模	公司总销售收入的自然对数
<i>Leverage</i>	负债	总负债 / 上期总资产
<i>Growth</i>	销售收入增长率	(当期销售收入 - 上期销售收入) / 上期销售收入
<i>First</i>	第一大股东持股比例	(第一大股东持股数 / 总股数) $\times 100$
<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数
<i>Independ</i>	独立董事比例	独立董事人数 / 董事会人数
<i>Duality</i>	两职合一	如果董事长任总经理, 取值为 1, 否则取值为 0
<i>Cash</i>	现金持有量	(现金及现金等价物余额) / 上期总资产
<i>SOE</i>	企业性质	国有企业取值为 1, 非国有企业取值为 0
<i>ROA</i>	总资产回报率	净利润 / 上期总资产
<i>Tang</i>	有形资产占比	(固定资产净额 + 存货净额) / 上期总资产
<i>lnInvestment</i>	固定资产投资	固定资产投资的自然对数
<i>Manager_Share</i>	高管持股比例	管理层持股数 / 总股数 $\times 100$
<i>CEOPay</i>	CEO 薪酬	CEO 薪酬的自然对数

此外, 还控制了年度、行业以及地区对结果的可能影响。^① 为了在一定程度上缓解银行竞争与企业融资约束之间可能存在的内生性问题, 对除银行竞争程度之外的解释变量做了滞后一期处理。借鉴 Peterson(2009) 等的做法, 为排除公司层面聚类效应可能对结果造成的偏误, 对标准误差进行了企业层面的聚类调整 (cluster at firm level)。

四、实证检验结果

1. 基本回归结果

根据模型 (5) 对全样本进行了回归。为消除不随时间变化的因素对估计结果可能造成的偏

^① 参照证监会的上市公司行业分类指引 2001 年的标准, 本文对 C 类制造业使用两位行业代码, 除此之外其他行业均使用一位行业代码。最终, 本文的样本分属于 21 个行业。

误,我们用固定效应模型进行回归;同时,也采用了混合 OLS 回归方法。^①表 2 的第 1 列和第 2 列是以 HHI_City 指数衡量银行竞争程度所得到的回归结果。可以看出,不管采用固定效应还是混合 OLS 回归,交乘项 $HHI_City \times CF$ 的回归系数分别为 0.333 和 0.278,且分别在 5% 和 10% 的水平上显著为正。由于银行竞争 HHI_City 为负向指标,因此,该结果表明银行竞争水平越高,企业投资-现金流敏感性越低,即企业融资约束水平越低。

表 2 中第 3 列和第 4 列是以地级市中前三大银行占比 $CR3_City$ 来衡量城市的银行竞争水平所得到的回归结果。可以看出,固定效应和混合 OLS 回归中交乘项 $CR3_City \times CF$ 的系数分别为 0.162 和 0.169,且均在 5% 水平上显著为正。由于银行竞争水平 $CR3_City$ 为负向指标,因此,上述回归结果表明,银行竞争水平越高,企业投资-现金流敏感度越低,即企业融资约束水平越低。

表 2 银行竞争与企业融资约束:投资-现金流敏感性

	固定效应	OLS	固定效应	OLS
	Inv	Inv	Inv	Inv
HHI_City	0.071 (1.63)	0.047 (1.17)		
$HHI_City \times CF$	0.333** (2.08)	0.278* (1.89)		
$CR3_City$			0.021 (1.01)	0.005 (0.25)
$CR3_City \times CF$			0.162** (2.20)	0.169** (2.50)
CF	-0.011 (-0.47)	0.060*** (2.73)	-0.049 (-1.27)	0.010 (0.27)
$Size$	-0.014*** (-8.33)	0.001 (1.40)	-0.013*** (-8.29)	0.001 (1.39)
$Leverage$	0.003 (0.57)	0.010*** (2.75)	0.003 (0.57)	0.010*** (2.75)
$Growth$	0.001 (0.71)	0.000 (0.15)	0.001 (0.69)	0.000 (0.15)
$First$	0.000* (1.70)	0.000*** (4.62)	0.000* (1.73)	0.000*** (4.61)
$Board$	-0.001 (-1.20)	0.001*** (2.78)	-0.001 (-1.19)	0.001*** (2.78)
$Independ$	0.027* (1.73)	0.027** (2.02)	0.027* (1.74)	0.027** (2.03)
$Duality$	-0.005* (-1.75)	-0.001 (-0.44)	-0.005* (-1.74)	-0.001 (-0.44)
$Cash$	0.039*** (5.43)	0.008 (1.42)	0.039*** (5.43)	0.008 (1.43)
SOE	-0.008** (-1.98)	-0.009*** (-4.56)	-0.008** (-1.98)	-0.009*** (-4.55)

① 由于银行竞争程度属于中观层面变量,融资约束是微观层面企业特征变量,我们同时采用了多层线性模型(hierarchical linear model)进行回归,结果保持不变。

续表 2

	固定效应	OLS	固定效应	OLS
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
<i>Constant</i>	0.328 *** (10.02)	0.016 (0.85)	0.326 *** (9.47)	0.020 (0.96)
年度	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	No	Yes	No	Yes
地级市	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm Fixed Effect	Yes	No	Yes	No
N	20421	20421	20421	20421
Adjusted R ²	0.023	0.086	0.023	0.086

注: (1) 括号内为 t 值; 标准误差经过了公司层面的聚类调整。(2) ***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著。

2. 内生性控制

尽管相对于企业来讲, 银行竞争几近为外生变量, 且已有文献多数也未对其进行内生性控制。然而, 不能完全排除二者关系中内生性问题的存在。一方面, 不可观测的时间趋势和公司特征可能同时导致银行竞争的不断加剧和融资约束程度的不断降低, 从而使得银行竞争与融资约束在实证结果上呈现负向关系, 但并不一定代表两者之间的因果关系。另一方面, 两者可能存在反向因果关系, 即企业存在融资约束会吸引更多的银行在当地设立机构, 因而可能改变当地的银行竞争程度。因此, 分别采用双重差分方法和两阶段工具变量方法对银行竞争与融资约束之间的关系重新进行检验, 以缓解上述两种内生性问题。

(1) 双重差分(difference-in-difference) 方法

中国在 2001 年加入世界贸易组织(WTO) 后, 承诺全面开放金融市场。2006 年, 中国逐步取消对外资银行的诸多限制, 如办理和经营人民币与外汇业务的地域和客户限制, 所有权、经营和设立形式的限制等。外资银行监管的放松, 促使中国银行业的市场主体数量增加, 外资银行得以和国内银行在同一市场上公平竞争, 因而更加剧了银行业的竞争。据此, 参考 Jiang et al. (2017) 的思路, 依据 2006 年前后是否设有外资银行分支机构, 将样本中的地级市分为两组, 这两组构成了天然的处理组和对照组。对于当地设有外资银行分支机构的城市(处理组), 2006 年撤销管制会大大加剧当地的银行竞争水平。但对于当地没有外资银行分支机构的城市(对照组), 外资银行管制的撤销对当地的银行竞争程度不会立即产生明显影响。因此, 为了缓解由于不可观测的时间趋势对回归结果可能造成的偏误, 利用 2006 年外资银行管制撤销作为外生事件, 建立双重差分模型(DID) 进一步检验银行竞争对企业融资约束的影响。具体模型如下所示:

$$\begin{aligned} Inv_{it} = & \alpha + \beta_1 After_{it} * Foreign_{it} * CF_{it-1} + \beta_2 After_{it} * CF_{it-1} + \beta_3 Foreign_{it} * CF_{it-1} \\ & + \beta_4 After_{it} * Foreign_{it} + \beta_5 After_{it} + \beta_6 Foreign_{it} + \beta_7 CF_{it-1} + \gamma Controls_{it-1} + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

其中 *After* 为时间虚拟变量, 在撤销外资银行管制之前的样本, *After* 取值为 0, 2006 年以后的样本, *After* 取值为 1。 *Foreign* 为组间虚拟变量, 若公司所在城市当年没有外资银行分支机构, *Foreign* 取值为 0, 否则取值为 1。交叉项 *After* × *Foreign* × *CF* 是我们关注的核心变量, 它的回归系数衡量了相比较没有外资银行的城市, 在有外资银行的城市中, 外资银行管制撤销对当地企业融资约束的净影响。

表 3 是双重差分模型的估计结果。第 1 列和第 2 列是选择撤销管制前后各三年(包括撤销管

制当年)作为研究窗口的回归结果。可以看出,不管采用固定效应还是 OLS 回归, $After \times Foreign \times CF$ 的回归系数分别为 -0.125 和 -0.122,且均在 5% 的水平下显著。此外,作为稳健性检验,我们也选择前后各两年(包括撤销管制当年)和前后各三年(剔除撤销管制当年)作为研究窗口,对模型(6)重新进行回归,结果分别列示在表 3 的第 3 列、第 4 列和第 5 列、第 6 列。表中的结果显示,不论如何选择研究窗口以及采用哪种回归方法,交叉项 $After \times Foreign \times CF$ 的回归系数始终显著为负。以上结果表明,相比较无外资银行的城市,在有外资银行的城市中,外资银行管制的撤销对当地企业投资—现金流敏感度的净影响显著为负,即银行竞争显著地缓解了企业融资约束。

表 3 银行竞争与企业融资约束: DID 模型

	固定效应	OLS	固定效应	OLS	固定效应	OLS
	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>	<i>Inv</i>
$After \times Foreign \times CF$	-0.125** (-2.25)	-0.122** (-2.36)	-0.147** (-2.16)	-0.168*** (-2.77)	-0.114* (-1.90)	-0.097* (-1.77)
$After \times CF$	0.076* (1.93)	0.059 (1.64)	0.101** (2.14)	0.096** (2.37)	0.079* (1.82)	0.043 (1.08)
$Foreign \times CF$	0.081* (1.81)	0.050 (1.18)	0.102* (1.85)	0.087* (1.76)	0.070 (1.51)	0.045 (1.06)
$After \times Foreign$	0.005 (0.90)	0.008 (1.50)	0.007 (1.03)	0.009 (1.42)	0.003 (0.49)	0.006 (1.02)
$After$	-0.022*** (-3.51)	-0.026*** (-4.33)	-0.029*** (-4.00)	-0.022*** (-3.81)	-0.027*** (-3.48)	-0.038*** (-6.24)
$Foreign$	0.004 (0.58)	0.001 (0.21)	0.010 (1.07)	0.009 (0.97)	0.007 (1.01)	0.004 (0.65)
CF	-0.054 (-1.60)	0.086*** (2.86)	-0.078** (-1.99)	0.060* (1.81)	-0.041 (-1.19)	0.094*** (3.08)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	No	Yes	No	Yes	No	Yes
地级市	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm Fixed Effect	Yes	No	Yes	No	Yes	No
N	8431	8431	6004	6004	7204	7204
Adjusted R ²	0.033	0.127	0.035	0.125	0.036	0.129

注: (1) 括号内为 t 值; 标准误差经过了公司层面的聚类调整。(2) **、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著。(3) 控制变量与模型(5)以及表 3 相同,为节省篇幅,在文中仅列示主要变量回归结果。

(2) 工具变量

为了缓解由于反向因果关系导致的内生性问题,本文也使用工具变量方法进行了检验。借鉴 Chong et al. (2013) 的思想,选择同省份 GDP 最接近的三个地级市的平均银行竞争水平作为该公司所在地的银行竞争水平的工具变量(张杰等 2017)。该变量是研究银行竞争与企业融资约束关系的一个较好的工具变量。一方面,该变量与企业所在地的银行竞争水平有正相关关系:从银行选择新增分支机构地址的决策动机看,同省份 GDP 规模最为接近的城市,往往也是同一类型银行甚至不同类型银行选址进入动机类似的地区(张杰等 2017),因此银行竞争水平趋于高度相关。另外,当某地银行竞争过于激烈时,可能会促使银行在临近且经济发展状况相近的其他城市增设分支机构(Chong et al. 2013)。加之政府管制在同一省份经济发展程度相近的城市之间的相似性(Chong et al. 2013),我们选择的工具变量和公司所在地的银行竞争水平之间必然具有较强的相关关系。

另一方面,“同省份 GDP 最接近的三个地级市平均银行竞争水平”与公司的融资约束水平无明显的关系。在中国,同一银行机构在不同地区间的存贷款等业务活动具有显著的地域分割性特征(张杰等 2017)。具体来说,由于中国银行贷款多数是抵押担保形式,为了更好地缓解借贷双方之间的信息不对称,控制银行贷款中可能遇到的金融风险,贷款多具有本地化要求,本地区企业很难从地区外的银行机构获得贷款。因此,我们认为其他地区银行竞争水平及相应的贷款供给状况并不会直接影响到本地区企业的融资约束水平。

我们用该工具变量进行两阶段回归,发现工具变量能很好地解释内生变量。用该方法控制内生性后,所得结论保持不变。限于篇幅,本文在此不再列示具体回归结果。

3. 稳健性检验

为了增强本文研究结论的稳健性,进行以下实证检验:

(1) 银行竞争的其他衡量指标。采用省级的 *HHI* 指数和 *CR3* 指数来衡量银行竞争水平,对模型进行了固定效应和混合 OLS 回归,实证结果与表 3 基本一致。

(2) 融资约束的其他衡量指标。借鉴 Kaplan & Zingales (1997) 的思想,参考谭跃和夏芳 (2011) 和魏志华等 (2014) 的方法,利用本文样本构造了 *KZ* 指数;^①同时,参考 Hadlock & Pierce (2010) 构建了 *SA* 指数。以 *KZ* 和 *SA* 指数代替投资-现金流敏感度来衡量融资约束程度重新检验了银行竞争与融资约束的关系,所得结果与前文保持一致。

为了节省篇幅,以上回归结果没有在文中报告。

4. 进一步的证据

企业融资约束的缓解可以通过债务融资和股权融资两种途径。由于银行对企业融资行为的影响主要体现在债务融资方面,因此,如果银行竞争确实缓解了企业的融资约束状况,那么,我们可以合理预期,银行竞争越激烈,企业债务融资成本越低。

由于无法获得上市公司具体类别债务的利息水平,借鉴蒋琰 (2009) 等研究的做法,本文使用长短期债务中的利息总支出占比来度量债务融资成本。其中,短期债务代表短期借款,长期负债包含了一年内到期的长期借款、应付债券等长期负债项目。由于计算所得债务融资成本存在很大的噪音,本文按照 5% 分位数和 95% 分位数对债务融资成本进行了 winsorize 处理。其他控制变量为经营性现金流量净额 (*CF*)、公司规模 (*Size*)、负债率 (*Leverage*)、销售收入增长率 (*Growth*)、总资产收益率 (*ROA*)、有形资产比例 (*Tang*)、固定资产投资 (*LnInvestment*) 和企业性质 (*SOE*),以及与模型 (5) 相同的公司治理变量。具体回归结果如表 4 所示。

表 4 银行竞争与企业债务融资成本

	固定效应	OLS	固定效应	OLS
	<i>Debt_cost</i>	<i>Debt_cost</i>	<i>Debt_cost</i>	<i>Debt_cost</i>
<i>HHI_City</i>	0.035 ** (2.07)	0.037 ** (2.32)		
<i>CR3_City</i>			0.012 * (1.65)	0.015 ** (2.01)

① *KZ* 指数的具体构造步骤为: 每年度按公司发放的现金股利、持有的现金、经营性现金流、资产负债率将公司分类。如果发放现金股利低于中位数,则 $KZ1 = 1$; 持有现金低于中位数, $KZ2 = 1$; 经营性现金流低于中位数, $KZ3 = 1$; 资产负债率高于中位数, $KZ4 = 1$ 。然后计算得到 $KZ = KZ1 + KZ2 + KZ3 + KZ4$ 。随后,以 *KZ* 为因变量,以现金股利、现金持有、经营性现金流、资产负债率和销售收入增长率为自变量进行 ordered logit 回归,估计出各个变量的回归系数。最后用估计的系数计算得到拟合值,即为 *KZ* 指数。*KZ* 指数越高,企业的融资约束越严重。

续表 4

	固定效应	OLS	固定效应	OLS
	<i>Debt_cost</i>	<i>Debt_cost</i>	<i>Debt_cost</i>	<i>Debt_cost</i>
<i>CF</i>	0.014 *** (4.54)	0.019 *** (6.07)	0.014 *** (4.55)	0.019 *** (6.07)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	No	Yes	No	Yes
地级市	Yes	Yes	Yes	Yes
Firm Fixed Effect	Yes	No	Yes	No
N	15207	15207	15207	15207
Adjusted R ²	0.066	0.105	0.066	0.105

注: (1) 括号内为 t 值; 标准误差经过了公司层面的聚类调整。(2) ***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著。(3) 为节省篇幅, 控制变量回归结果在此不予列示。

从表 4 的第 1 列和第 2 列可以看出, 解释变量 *HHI_City* 在固定效应和 OLS 回归的系数分别为 0.035 和 0.037, 且均在 5% 的水平上显著。第 3 列和第 4 列的结果显示, *CR3_City* 的回归系数在固定效应和 OLS 回归模型中也均显著为正, 并分别在 10% 和 5% 的水平上显著。这些实证结果表明, 银行竞争程度越高, 企业债务融资成本越低, 这与本文的主要结论保持一致, 从而为银行竞争缓解企业融资约束提供了进一步的证据支持。

五、作用机制的检验

本文认为银行竞争的加剧促使银行更多地搜集和挖掘企业信息, 降低了信息不对称, 进而缓解了企业的融资约束。为了给银行竞争降低融资约束的作用机制提供相应的证据支持, 首先检验了银行竞争是否降低信息不对称进而缓解融资约束; 其次, 检验了该信息不对称的降低是否是银行采取主动行为导致。对于前者, 检验了银行竞争对企业融资约束的缓解作用是否在信息不对称程度严重的情况下更为显著; 对于后者, 难以直接检验, 因此, 通过检验银行竞争是否降低了企业获取信贷资金的交易成本, 为其提供间接证据。

1. 降低信息不对称

通过区分不同的信息不对称情境, 考察是否在信息不对称更严重的情形下, 银行竞争缓解企业融资约束的作用更大, 从而为银行竞争通过降低信息不对称缓解融资约束这一逻辑提供证据支持。具体来讲, 考虑了分析师跟踪人数和国有股东持股比例这两个区分信息不对称程度高低的情景。

(1) 分析师跟踪。分析师通过对企业信息的深入挖掘和专业解读, 可以降低企业与外部投资者之间的信息不对称 (Chang et al. 2006)。一方面, 分析师可以通过现场调研等信息搜寻活动, 挖掘外部投资者难以获取的企业层面私有信息 (Hong et al. 2000; Liu 2011); 另一方面, 分析师能将搜集到的繁多复杂的信息加以整合, 并进行加工处理, 使外部投资者更易于理解和接收, 增强了信息可读性。因此, 企业有较多的分析师跟踪时, 企业与外部投资者之间的信息不对称程度更低 (Shores, 1990; Hong et al. 2000), 而分析师跟踪较少 (或无分析师跟踪) 时, 企业信息不对称程度则相对较高。

本文首先按照分析师跟踪人数的多少, 区分年度和行业, 将样本分为三组, 并取分析师人数最

多和最少的两组,分别检验银行竞争对企业融资约束的影响。分析师跟踪数据来源于国泰安金融数据库(CSMAR)。混合 OLS 回归结果在表 7 的第 1 和第 2 列中予以列示。

表 5 银行竞争与企业融资约束: 区分情境

	分析师跟踪		国有股份	
	Low	High	Low	High
HHI_City	0.034 (0.49)	0.025 (0.52)	-0.033 (-0.53)	0.142** (2.08)
$HHI_City \times CF$	0.651** (2.46)	0.111 (0.61)	0.593*** (2.63)	0.022 (0.09)
CF	-0.015 (-0.36)	0.086*** (3.17)	0.019 (0.57)	0.083** (2.24)
Diff(p-value)	0.051*		0.043**	
N	5772	11785	7585	6896
Adjusted R ²	0.078	0.097	0.083	0.096

注: (1) 括号内为 t 值; 标准误差经过了公司层面的聚类调整。(2) **、*、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 水平上显著。(3) 控制变量与模型(5)以及表 2 的控制变量相同,为节省篇幅,我们在文中仅列示主要的变量回归结果。

从表 5 的第 3 和第 4 列的回归结果可以看出,在分析师跟踪少的一组, $HHI_City \times CF$ 的回归系数为 0.651,且在 5% 的水平上显著。在分析师跟踪多的一组, $HHI_City \times CF$ 的回归系数并不显著。两组 $HHI_City \times CF$ 的回归系数在 10% 的水平上存在显著差异。这些结果表明,相比于分析师跟踪多的企业,在分析师跟踪少的企业中,银行竞争发挥了更大的作用。

(2) 国有股东持股比例。国有企业受到更强的社会监督(姜付秀等,2014),因此,国有股东的存在、且在国有股东持股比例更高时,①企业将会受到更多的市场和媒体关注,其面临的信息不对称程度将会更低。据此,本文根据企业国有股份比例高低,按照年度行业,将样本等分为三组,并取国有股比例最高组(High)和最低组(Low),考察在这两组样本中,银行竞争缓解融资约束的作用是否存在差异。其中,国有股比例的计算方法是企业的国有股份/总股数。相应的 OLS 回归结果如表 5 第 3、4 列所示。

从表 5 第 3、第 4 列实证结果可以看出,在国有股份较低的一组, $HHI_City \times CF$ 的回归系数为 0.593,且在 1% 的水平上显著;在国有股份较高组, $HHI_City \times CF$ 的回归系数不显著。两组中 $HHI_City \times CF$ 的回归系数在 5% 的水平上存在显著差异。这些结果表明,相比于国有股比例较高的企业,在国有股比例低的企业中,银行竞争发挥了更大的作用。

此外,作为稳健性检验,我们也用固定效应模型进行了上述回归,结论基本保持一致。由此可以看出,以上两种情境的分析有效地支持了本文的主要逻辑,即银行竞争通过降低银企之间信息不对称,缓解了企业融资约束。

2. 降低贷款交易成本

为获得银行贷款,企业需要通过正式(如邀请对方实地调研)或非正式(如邀请吃饭、娱乐等)的活动形式,与银行负责人进行充分沟通交流,以增加银行对自身的了解,寻求并稳固与银行之间的关系(Chen et al., 2013)。这些活动的成本是企业贷款交易成本的重要部分。如果随着银行竞争

① 无论是否第一大股东,国有股东在上市公司的存在都会引起市场和媒体的更多关注;且从现实来看,一家上市公司第二大股东的持股比例可能比另外一家第一大股东的持股还多。因此,我们认为,以上市公司中国有股份的比例多少进行分类比按照第一大股东是否为国有性质来分类更为合理。

的加剧,银行为了避免“赢者诅咒”,确实更多地主动搜集了企业信息,那么企业向银行寻求沟通的活动将会减少,贷款交易成本因此而降低(Jiang et al. 2017)。本文从银行竞争是否降低了企业贷款交易成本的视角,检验银行竞争是否促使银行更多地主动搜集企业信息,从而为银行竞争缓解融资约束的作用机制提供进一步的证据支持。

由于无法直接获得企业为寻求银行贷款所付出交易成本的数据,我们用上市公司年报附注中“支付的其他与经营活动有关的现金流量”作为银行获取贷款所花费交易费用的代理变量。该变量包括公司差旅费、业务招待费、通讯费、会议费等日常经营活动所需支付的现金项目,数据来源为CSMAR数据库。参考陈冬华等(2005),其他控制变量为经营性现金流量净额(CF)、公司规模(Size)、负债率(Leverage)、销售收入增长率(Growth)、资产回报率(ROA)、管理层持股比例(Manager_Share)和CEO薪酬(CEOPay),以及与模型(5)相同的公司治理变量。回归结果如表6所示。

从表6的第1列结果可以看到,变量HHI_City的回归系数为0.083,且在10%的显著性水平上显著。该结果表明,HHI指数越小,即银行竞争越激烈时,企业的贷款交易成本越低。第2列结果显示,CR3_City的回归系数为0.049,且在5%的水平上显著,同样说明银行竞争显著降低了企业的交易成本。这些检验结果为银行在银行竞争加剧的压力下会主动收集更多的企业信息提供了进一步的佐证。

表6 银行竞争与贷款交易成本

	Tradecost	Tradecost
HHI_City	0.083* (1.83)	
CR3_City		0.049** (2.33)
CF	0.032*** (3.45)	0.032*** (3.45)
控制变量	Yes	Yes
年度	Yes	Yes
行业	No	No
地级市	Yes	Yes
Firm fixed effect	Yes	Yes
N	13872	13872
Adjusted R ²	0.033	0.033

注:(1)括号内为t值;标准误差经过了公司层面聚类调整。(2)***、**、*分别表示回归系数在1%、5%、10%水平上显著。(3)为节省篇幅,控制变量回归结果在此不予列示。

六、结 语

关于银行竞争的经济后果,已有文献大多从对宏观经济和银行部门的影响进行研究,较少关注到对微观企业的影响。同时,已有的关于融资约束缓解的文献多是基于资金需求方的视角,较少关注到资金供给方对企业融资约束的可能影响,尤其缺乏从银行业结构层面对融资约束影响的研究。基于此,本文研究了银行竞争对企业融资约束的影响。检验结果表明,银行竞争促进了银行更多地搜集和挖掘企业信息,降低了信息不对称,从而缓解了企业的融资约束。本文不仅为当前企业如何

有效缓解融资约束提供了借鉴,更为重要的是,它对政策制定者如何更好地引导银行业的发展,充分发挥银行作为国民经济命脉在整个经济发展中的支持作用,促进银行业和实体经济的共生共荣、协调发展具有重要的启示意义。

参考文献

- 蔡竞、董艳 2016 《银行业竞争与企业创新——来自中国工业企业的经验证据》,《金融研究》第 11 期。
- 陈冬华、陈信元、万华林 2005 《国有企业中的薪酬管制与在职消费》,《经济研究》第 2 期。
- 陈雄兵 2017 《银行竞争、市场力量与货币政策信贷传导》,《财贸经济》第 2 期。
- 邓超、敖宏、胡威、王翔 2010 《基于关系型贷款的大银行对小企业的贷款定价研究》,《经济研究》第 2 期。
- 邓建平、曾勇 2011 《金融关联能否缓解民营企业的融资约束》,《金融研究》第 8 期。
- 黄宪、熊福平 2005 《外资银行在中国发展的经营动机和经营策略分析》,《金融研究》第 2 期。
- 姜付秀、石贝贝、马云飙 2016 《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》第 6 期。
- 姜付秀、朱冰、王运通 2014 《国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗》,《管理世界》第 9 期。
- 姜国华、饶品贵 2011 《宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域》,《会计研究》第 3 期。
- 蒋琰 2009 《权益成本、债务成本与公司治理: 影响差异性研究》,《管理世界》第 11 期。
- 刘小玄 1987 《西方宏观经济学的微观基础理论的若干发展》,《经济研究》第 3 期。
- 马国臣、李鑫、孙静 2008 《中国制造业上市公司投资——现金流高敏感性实证研究》,《中国工业经济》第 10 期。
- 沈红波、寇宏、张川 2010 《金融发展、融资约束与企业投资的实证研究》,《中国工业经济》第 6 期。
- 谭跃、夏芳 2011 《股价与中国上市公司投资——盈余管理与投资者情绪的交叉研究》,《会计研究》第 8 期。
- 魏志华、曾爱民、李博 2014 《金融生态环境与企业融资约束: 基于中国上市公司的实证研究》,《会计研究》第 5 期。
- 于蔚、汪淼军、金祥荣 2012 《政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应》,《经济研究》第 9 期。
- 张捷 2002 《中小企业的关系型借贷与银行组织结构》,《经济研究》第 5 期。
- 张杰、郑文平、新夫 2017 《中国的银行管制放松、结构性竞争和企业创新》,《中国工业经济》第 10 期。
- Allen, F., J. Qian, and M. Qian, 2005, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, 77(1), 57—116.
- Barth, J. R., G. Caprio, and R. Levine, 2004, "Bank Regulation and Supervision: What Works Best?", *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 205—248.
- Beatty, A., W. Scott Liao, and J. Weber, 2010, "The Effect of Private Information and Monitoring On the Role of Accounting Quality in Investment Decisions", *Contemporary Accounting Research*, 27(1), 17—47.
- Beck, T., A. Demirguc-Kunt, and V. Maksimovic, 2004, "Bank Competition and Access to Finance: International Evidence", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(3), 627—648.
- Berger, A. N., and G. F. Udell, 2002, "Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure", *Economic Journal*, 112(477), 32—53.
- Berger, A. N., and T. H. Hannan, 1989, "The Price-concentration Relationship in Banking", *Review of Economics and Statistics*, 291—299.
- Bonaccorsi D. P., E., and G. Dell'Ariccia, 2004, "Bank Competition and Firm Creation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(2), 225—251.
- Broecker, T., 1990, "Credit-worthiness Tests and Interbank Competition", *Econometrica*, 58(2), 429—452.
- Carlin, W., and C. Mayer, 2003, "Finance, Investment, and Growth", *Journal of Financial Economics*, 69(1), 191—226.
- Chang, X., S. Dasgupta, and G. Hilary, 2006, "Analyst Coverage and Financing Decisions", *Journal of Finance*, 61(6), 3009—3048.
- Chen, Y., M. Liu, and J. Su, 2013, "Greasing the Wheels of Bank Lending: Evidence from Private Firms in China", *Journal of Banking & Finance*, 37(7), 2533—2545.
- Chong, T. T., L. Lu, and S. Ongena, 2013, "Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and medium-sized Enterprises? Evidence from China", *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3412—3424.
- Cornaggia, J., Y. Mao, X. Tian, and B. Wolfe, 2015, "Does Banking Competition Affect Innovation?", *Journal of Financial Economics*, 115(1), 189—209.
- Custódio, C., and D. Metzger, 2014, "Financial Expert CEOs: CEO's Work Experience and firm's Financial Policies", *Journal of Financial Economics*, 114(1), 125—154.

- De Guevara, J. F., and J. Maudos, 2011, "Banking Competition and Economic Growth: Cross-Country Evidence", *European Journal of Finance*, 17(8), 739—764.
- Degryse, H., M. Kim, and S. Ongena, 2009, *Microeconometrics of Banking: Methods, Applications, and Results*, Oxford University Press, USA.
- Erel, I., Y. Jang, and M. S. Weisbach, 2015, "Do Acquisitions Relieve Target Firms' Financial Constraints?", *Journal of Finance*, 70(1), 289—328.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen, 1988, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers On Economic Activity*, 1988(1), 141—206.
- Gilbert, R. A., 1984, "Bank Market Structure and Competition: A Survey", *Journal of Money, Credit and Banking*, 16(4), 617—645.
- Guzman, M. G., 2000, "Bank Structure, Capital Accumulation and Growth: A Simple Macroeconomic Model", *Economic Theory*, 16(2), 421—455.
- Hadlock, C. J., and J. R. Pierce, 2010, "New Evidence On Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 23(5), 1909—1940.
- Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein, 2000, "Bad News Travels Slowly: Size, Analyst Coverage, and the Profitability of Momentum Strategies", *Journal of Finance*, 55(1), 265—295.
- Hoshi, T., A. Kashyap, and D. Scharfstein, 1991, "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups", *Quarterly Journal of Economics*, 106(1), 33—60.
- Jiang, F., Z. Jiang, J. Huang, K. A. Kim, and J. R. Nofsinger, 2017, "Bank Competition and Leverage Adjustments", *Financial Management*, 46(4), 995—1022.
- Kaplan, S. N., and L. Zingales, 1997, "Do Investment-cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?", *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169—215.
- Klein, M. A., 1971, "A Theory of the Banking Firm", *Journal of Money, Credit and Banking*, 3(2), 205—218.
- Liu, M. H., 2011, "Analysts' Incentives to Produce Industry-level versus Firm-specific Information", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(3), 757—784.
- Love, I., 2003, "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model", *Review of Financial Studies*, 16(3), 765—791.
- Love, I., and M. S. Martínez Pería, 2014, "How Bank Competition Affects Firms' Access to Finance", *World Bank Economic Review*, 29(3), 413—448.
- Monti, M., 1972, *Deposit, Credit and Interest Rate Determination under Alternative Bank Objectives*, North-Holland/American Elsevier.
- Mudd, S., 2013, "Bank Structure, Relationship Lending and Small Firm Access to Finance: A Cross-country Investigation", *Journal of Financial Services Research*, 44(2), 149—174.
- Petersen, M. A., 2009, "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches", *Review of Financial Studies*, 22(1), 435—480.
- Petersen, M. A., and R. G. Rajan, 1995, "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships", *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 407—443.
- Porter, M. E., 1980, *Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competition*, New York.
- Rajan, R. G., 1992, "Insiders and Outsiders: The Choice Between Informed and Arm's-length Debt", *Journal of Finance*, 47(4), 1367—1400.
- Rajan, R. G., and L. Zingales, 2001, "Financial Systems, Industrial Structure, and Growth", *Oxford Review of Economic Policy*, 17(4), 467—482.
- Ruthenberg, D., and Y. Landskroner, 2008, "Loan Pricing Under Basel II in an Imperfectly Competitive Banking Market", *Journal of Banking & Finance*, 32(12), 2725—2733.
- Shaffer, S., 1998, "The Winner's Curse in Banking", *Journal of Financial Intermediation*, 7(4), 359—392.
- Shores, D., 1990, "The Association Between Interim Information and Security Returns Surrounding Earnings Announcements", *Journal of Accounting Research*, 28(1), 164—181.
- Zarutskie, R., 2006, "Evidence on the Effects of Bank Competition on Firm Borrowing and Investment", *Journal of Financial Economics*, 81(3), 503—537.

Microeconomic Effects of Bank Competition: Evidence from Corporate Financial Constraints

JIANG Fuxiu^a, CAI Wenjing^a, CAI Xinni^a and LI Xingtian^b

(a: School of Business, Renmin University of China

b: China Communications Construction Finance Company Ltd.)

Summary: Bank competition in China has increased dramatically over the last few decades. While the Chinese banking industry in the early 1980s comprised only four commercial banks with separate specializations, both the number and scale of banks in China have grown rapidly since then. Banks now also play an increasing role in China's economy and the government attaches great importance to them. Specifically, the government encourages banks to help alleviate corporate financial difficulties to support the development of the real economy. However, no studies have yet examined how bank competition affects the financial constraints faced by most firms, and how these effects vary across different firms.

Information asymmetry is an important factor leading to corporate financial constraints (Fazzari et al., 1988; Kaplan & Zingales, 1997). In this paper, we hypothesize that increased bank competition lowers information asymmetry between banks and firms, thus alleviating corporate financial constraints. Banks have to compete with each other for qualified borrowers, especially as bank competition grows fiercer (Huang & Xiong, 2005; Ma et al., 2013). However, a bank that wins customers may run into the "winner's curse" (Shaffer, 1998). In a highly competitive banking industry, banks with insufficient and asymmetrical information on their customers (i.e., borrowers) may unintentionally win unqualified customers, and thus lose profits (Broecker, 1990; Rajan, 1992). To prevent this and make the right choice, banks make more effort to gather and uncover corporate information. Moreover, to earn a profit in a highly competitive banking industry with lower profit margins (Petersen & Rajan, 1995), banks need to gather more information on firms to make more appropriate credit decisions. Hence, bank competition creates strong incentives for banks to gather corporate information, thus reducing the information asymmetry between banks and firms and alleviating corporate financial constraints.

To examine our prediction that bank competition helps to alleviate corporate financial constraints, we first construct a theoretical model to analyze our conjecture and examine it empirically. Using a large sample of commercial banks and all Chinese A-share listed firms from 2000 to 2014, we find that bank competition significantly reduces the investment-cash flow sensitivity of firms, which means that bank competition can reduce firm financial constraints. These results hold after controlling for endogeneity concerns and substituting an alternative measure for financial constraints. Furthermore, we show that bank competition reduces the cost of corporate debt financing, providing supplementary evidence that bank competition reduces corporate financial constraints. We also find that the alleviating effects of bank competition on corporate financial constraints are greater when firms face more severe information asymmetry. In addition, bank competition reduces the transaction costs of bank loans raised by firms.

Our paper makes two main contributions to the literature. First, while the literature focuses mainly on how bank competition affects the macro-economy (Berger & Hannan, 1989; Carlin & Mayer, 2003), we provide new evidence on how bank competition influences individual firms. Although some studies have examined the effect of bank competition on corporate access to finance (Bonaccorsi Di Patti & Dell'Ariccia, 2004; Chong et al., 2013; Love & Peria, 2014), their conclusions are inconsistent on this issue (Zazutskie, 2006; De Guevara & Maudos, 2011) and do not directly address how bank competition affects corporate financial constraints.

Second, we contribute to the literature on financial constraints. From the perspective of funding demands, the literature has mainly studied how firm characteristics and behavior affect firm financial constraints (Custódio & Metzger, 2014; Erel et al., 2015; Deng & Zeng, 2011; Yu et al., 2012). Few studies have examined how financial market development and liberalization may alleviate corporate financial constraints (Love, 2003; Shen et al., 2010), and none have investigated how the structure of the banking industry influences the financial constraints of individual firms.

Keywords: Bank Competition; Financial Constraints; Information Asymmetry

JEL Classification: D40, G21, G31

(责任编辑: 谢 谦) (校对: 王红梅)