



2019年第 7-8 期 / 总第 180 期

主办单位：中国人民大学中国财政金融政策研究中心

Money and Finance Review 陈雨露/主编

# 货币金融评论

China Financial Policy Research Center Renmin University of China

[www.frc.com.cn](http://www.frc.com.cn)

金融集聚、产学研合作与区域经济创新

庄毓敏 储青青 马勇

银行高管腐败与商业银行贷款质量

关伟 何超

## 金融集聚、产学研合作与区域经济创新

庄毓敏

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

储青青

(中国人民大学财政金融学院)

马勇

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

**摘要:** 本文基于区域创新视角, 对金融集聚如何通过金融发展效应和集聚效应推动产学研合作进而促进区域创新的内在机理进行了理论归纳。基于中国 30 个地区 2002-2016 年的面板数据, 本文对上述理论推断进行了实证分析和检验, 验证和评估了产学研合作的渠道作用。分析结果显示:

(1) 金融集聚显著地促进了区域产学研合作, 并且能相对独立地产生影响; (2) 教育和人才因素与金融集聚之间存在相互强化的关系, 在推动区域创新方面发挥了重要作用; (3) 产学研合作能有效提升区域的整体创新投入和产出水平; (4) 金融集聚显著推动了区域研发创新, 约有 10-20% 的区域研发创新经由产学研合作的中间渠道实现。本文的理论和实证分析为理解金融支持创新型经济发展提供了一些新的视角和证据, 同时也为国家创新型发展战略的实践提供了一些有益的政策启示。

**关键词:** 金融集聚; 产学研合作; 区域创新

---

[收稿日期] 2019-04-14

[作者简介] 庄毓敏, 中国人民大学财政金融学院院长, 教授, 博士生导师, 经济学博士; 储青青, 中国人民大学财政金融学院, 金融学博士研究生; 马勇, 中国人民大学财政金融学院教授, 博士生导师, 经济学博士。通讯作者: 储青青, 电子邮箱: chuqingqing@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

## 一、引言和文献

经验研究表明,现代经济的创新能力越来越取决于它对研究、教育和创新所构成的“知识三角”的投资,其中,研发创新不仅是经济持续增长的重要保障,同时也是构成经济核心竞争力的重要基础(Howitt and Aghion, 1998; Abramo et al., 2009; Brown et al., 2009; Kogan et al., 2017; Fang et al., 2014)。在一个经济体的创新系统中,高校和研究机构掌握知识发展的前沿,是技术创造、人才培养的摇篮,企业连结技术开发和市场需求,是科研成果转化为现实生产力的载体。产学研合作实现了创新主体的有机结合,其强度和效率直接决定创新系统升级的速度,并进一步影响国家的发展。金融作为经济运行的基础性资源,对创新和经济增长意义重大,以往的研究表明金融发展能显著地促进研发创新和经济增长,并且金融对经济的支持有近一半通过创新渠道实现(庄毓敏等, 2018)。随着经济中金融地位的不断强化,区域内金融集聚态势逐渐呈现,在更好地服务当地创新活动的同时,也带动了信息、人才、资本、产业等创新要素和创新主体的集聚,最终影响了区域产学研合作和整体的创新水平。近年来,中国持续推进创新驱动发展战略,强调提高自主创新能力,建设创新型国家。在此背景下,基于区域创新系统的视角,考察金融集聚与产学研合作和区域创新之间的联系,对于理顺金融支持创新型经济增长的逻辑、指导产学研网络的构建、从而推动技术进步和经济发展尤为重要。

国外文献中,金融与创新的关系是近年研究的热点。Benfratello et al. (2008) 使用 Logit 和 GMM 线性概率模型对 20 世纪 90 年代意大利制造业企业数据进行实证分析发现,银行发展可以显著提高小企业、高科技部门以及高外部融资依赖部门进行流程创新的概率。Gorodnicheko and Schnitzer (2011) 的理论和实证研究表明,金融市场发展可以减轻企业创新决策面临的金融摩擦,从而鼓励企业研发活动。Maskus et al. (2012) 通过对 18 个 OECD 国家 22 个制造业行业进行分析发现,国内私人信贷市场、股票市场、私人债券市场的发展是决定外部融资依赖型行业研发强度的重要因素,而众多国外金融市场发展指标中,仅 FDI 对创新活动有显著促进作用。Hsu et al. (2014) 基于跨国面板数据的研究表明,股票市场发展对高外部融资依赖行业以及高科技行业的研发水平有显著促进作用,而信贷市场发展则有抑制作用。Amore et al. (2013) 借助双重差分法考察了上世纪 80 年代和 90 年代美国各州逐步取消对银行跨州活动的管制对技术进步的影响,发现管制取消后,当地创新活动的数量和质量均有显著的提升。Shang et al. (2017) 基于 2000-2007 年中国工业企业数据的实证研究表明,信贷市场发展对企业创新意愿和创新绩效有显著增强作用。一些研

究进一步探讨了金融、创新和经济增长的关系。理论上, 金融发展可以通过提高创新成功的概率 (King & Levine, 1993)、缓解信息不对称问题并促使企业付出更多努力 (de la Fuente and Marin, 1996; Morales, 2003) 以及降低研发者借贷过程中重复的评估和监督成本 (Blackburn and Hung, 1998) 等推动经济增长。实证研究中, Chava et al. (2013) 基于 1975-2005 年美国 51 个州的数据进行分析发现, 银行跨州活动管制的取消增强了区域信贷市场的竞争, 提高了年轻私营企业的创新的数量、质量和风险性, 并对经济增长有显著的促进作用; 而 Cecchetti and Kharroubi (2015) 对 20 个发达经济体 1980-2009 年的数据的分析则表明, 金融部门扩张速度与实体经济增长速度显著负相关, 并且金融部门的快速扩张对研发强度更高的行业损害更明显。针对金融集聚, 金融地理学理论认为信息是金融中心发展的重要前提, Porteous (1995) 强调了信息外部性、信息不对称、信息腹地、国际联系和路径依赖对金融中心的形成、发展以及相对重要性的影响; Zhao (2003) 认为, 为了更有效地处理信息并最大限度地获取信息流从而获得利润, 金融机构最有可能选址于有大量信息溢出的地方。Dekle and Eaton (1999) 基于 1976-1988 年日本 46 个县的数据, 分析了制造业集聚和金融业集聚对经济活动影响的程度和范围, 发现这两个行业的集聚效应都是显著的, 但金融集聚的空间溢出效应远低于制造业集聚。Cook et al. (2007) 基于问卷和访谈, 从知识创造和传播的角度, 实证分析了伦敦金融集聚对当地企业的影响。Ratti et al. (2008) 利用 14 个欧洲国家 1992-2005 年的企业数据进行实证分析发现, 银行集中度的提高有助于缓解企业的融资约束。

产学研合作相关的国外文献, 按研究对象的不同可分为三类。第一类从宏观视角出发, 考察产学研合作的分布、特点、影响因素和绩效等, 比如 Lee (2000) 根据 1997 年对教职员工和企业技术经理的调查, 研究产学研合作的持续性; Siegel et al. (2003) 基于对美国两个地区 5 所大学 98 位利益相关者的访谈, 研究从大学向企业进行技术转移的过程和结果, 揭示各参与主体的目标、动机、文化和预期的障碍, 并为提高技术转移效率提供了建议; Ponds et al. (2010) 以荷兰 1999-2001 年的专利申请数作为被解释变量, 考察了学术研究的知识溢出对区域创新的影响, 发现此影响不仅与地理距离有关, 也与当地的产学研合作网络有关; Freitas et al. (2013) 基于对巴西高校和科研机构理工科 24 位工作人员的面对面访谈, 分析新兴工业化国家成熟和新兴产业中产学研合作的动机、目标、主要障碍以及对创新发展的影响, 发现相比于新兴产业, 与成熟产业开展产学研合作效率更高。第二类研究以高校为考察对象, 分析其在产学研合作中的作用和表现, 如 Abramo et al. (2009) 利用 2000-2003 年意大利 68 所大学 183 个科技领域的论文合著数据, 分析了产学研合作网络的分布和潜在的决定因素, 发现无论从论文数量还是质量上看, 参与产学研合作的研究者都表现得更好; Lee (1996) 基于对美国学术界 1000 名教职人员的调查, 探讨了美国学术届在技术转移、产业创新中可能扮演的角色, 以及他们可能如何与企业合作, 研究发现, 对联邦研发资助

下降的预期以及对产学研结合干扰学术自由的担忧影响着高校发挥技术转移的功能; Turk-Bicakci and Brint (2005) 则聚焦与企业合作程度较低的大学, 考察 20 世纪 90 年代产学研合作的情况, 分析了机构地位、机构性质、科研强度等因素对大学参与产学研合作的影响。第三类研究关注企业在产学研合作中的表现, 如 Caloghirou et al. (2001) 通过对欧盟框架计划的 14 年间研究联合体 (Research Joint Ventures, RJVs) 中企业-大学合作特点、企业目标和收益的考察, 发现对企业而言, 与大学合作最大的好处在于扩张其知识库以及分摊研发成本; Bruneel et al. (2010) 基于企业调查数据, 分析了企业参与产学研合作面临的由价值冲突产生的障碍以及由知识产权冲突和大学管理产生的障碍, 发现以前的合作经历和多种沟通渠道有助于减轻第一类障碍, 但后者会加重第二类障碍, 组织内部的信任对两类障碍都有缓解作用; Laursen et al. (2011) 利用 2005 年第四次英国创新调查的企业数据, 实证分析了地理毗邻性和大学质量对产学合作的影响, 发现企业与高校合作时会优先考虑学校的质量, 特别是研发强度高的企业。

国内研究中, 针对金融发展对创新的影响, 解维敏和方红星 (2011) 基于 2002-2006 年中国上市公司的数据, 孙伍琴和王培 (2013) 基于 2000-2010 年的省级数据, 均得到了金融发展促进技术创新的结论。钟腾和汪昌云 (2017) 区分了股票市场发展和银行发展, 通过对 1997-2013 年中国上市公司的数据进行实证分析发现, 前者对激进型创新以及外部融资依赖型行业和高科技行业的促进效果更明显。贾俊生等 (2017) 在内生增长模型中引入了专利部门和金融发展变量, 基于 2006-2010 年中国上市企业的数据进行实证检验, 结果表明信贷市场发展能显著促进创新, 但资本市场作用有限, 并且创新是金融支持经济增长的重要渠道。金融集聚方面, 已有文献探讨的主要是金融集聚对区域经济增长的影响。比如, 刘军等 (2007) 从理论上梳理了金融集聚通过集聚效应、扩散效应和金融功能作用于实体经济的过程。利用空间计量分析方法, 李林等 (2011) 对 2009 年中国省级截面数据进行实证分析发现, 金融集聚对周边地区的经济增长有溢出效应, 并且相比证券业和保险业, 银行业集聚的溢出效应更加明显; 余泳泽等 (2013) 基于中国 230 个城市 2004-2009 年的数据的分析表明, 金融集聚对工业生产率的促进作用随地理距离的拉大而衰减。赵晓霞 (2014) 讨论了金融集聚对城市经济增长的作用机制, 并借鉴国际金融中心的经验, 为推动中国金融集聚和大城市经济发展提出了建议。洪功翔等 (2014) 以中国 30 个省市 2004-2011 年的数据为样本, 采用动态面板模型分析了区域金融集聚对全要素生产率的影响, 发现银行业集聚和证券业集聚对全要素生产率有显著促进作用, 且前者的作用大于后者, 而保险业集聚则存在负面影响。此外, 王宇等 (2015) 通过构建金融集聚 DSGE 模型, 借助数值模拟, 考察了国际金融中心建设对金融集聚的影响, 研究发现, 税收制度、金融创新、金融中心建设的消息冲击对金融集聚有显著影响。王弓和叶蜀君 (2016) 则利用 2005-2013 年中国省级数据, 借助空间面板模

型考察了金融集聚对城镇化的影响, 研究发现金融集聚仅能对当地的城镇化产生显著促进作用, 对周边地区无辐射效应。区域产学研合作上, 白俊红等(2009)利用中国 30 个省份 1998-2007 年的数据, 实证考察了区域官产学研合作对创新绩效的影响, 研究发现, 各创新主体之间的联结关系对创新绩效均有负面作用。庄涛和吴洪(2013)借助中国 2002-2011 年发明专利申请数据, 利用三螺旋模型测度了企业、高校和政府协同创新中的表现, 研究发现企业与大学的合作最紧密, 但政府参与度较低。王纬超等(2013)基于 2011 年的科技论文合著, 对“985 工程”高校的官产学研合作强度进行了测算。叶伟巍等(2014)利用对浙江省创新企业的 232 份调查问卷, 对知识特性、合作网络和激励政策影响企业知识吸收能力和高校知识转移能力, 进而影响产学研协同创新绩效的逻辑进行了检验。白俊红和蒋伏心(2015)对 1998-2012 年中国省级面板数据进行实证分析发现, 政府对研发活动的资助、企业同高校和研发机构的合作显著提升了当地创新绩效, 而金融机构的资助则有负作用。

从已有文献上看, 有关金融集聚的研究十分有限, 并且主要集中在对生产率和经济增长的影响上, 尽管“科技创新是提高社会生产力的战略支撑”已成共识, 考察金融集聚与研发创新关系的研究几乎一片空白; 此外, 虽然有大量文献探讨金融活动、金融发展对创新的影响, 但绝大多数仅从整体上计算了区域的创新产出或创新绩效, 没有深入挖掘创新系统内部各要素的流动状况以及各主体的互动行为; 最后, 产学研合作的很多研究都停留在理论分析层面, 或者是基于问卷和访谈结果, 对合作的分布、影响因素、结果等进行描述, 部分问卷的设计也相对主观<sup>①</sup>, 总体上缺乏正式严谨的实证分析。有鉴于此, 本文尝试构建了金融集聚通过推动产学研合作促进区域创新的理论框架, 并基于中国 30 个省份 2002-2016 年的面板数据进行了相应的实证分析和检验。较之已有研究, 本文的边际贡献主要有以下几个基本方面: 一是从区域创新系统的视角出发, 对金融集聚、产学研合作和区域创新之间的关系进行了梳理, 为明确各创新主体的功能定位、了解区域创新系统的运作机制厘清了思路; 二是讨论了不同经济和社会环境下金融集聚对产学研合作的影响, 拓展了对金融集聚推动协同创新渠道和机制的理解; 三是采用多个指标、从多个维度对核心变量间的关系进行确认, 增强了实证结果的可信度和说服力; 四是借助中介效应检验, 证明了产学研合作在金融集聚推动区域研发创新中的渠道作用, 为理解金融支持创新型经济发展提供了新的视角和证据。

本文其余部分的结构安排如下: 第二部分以区域创新系统为核心, 梳理金融集聚、产学研合作和区域创新之间的关系; 第三部分介绍实证分析的样本、变量和数据, 对金融集聚与产学研合

---

<sup>①</sup>比如 Lee (1996) 中“what specific roles they believe they can play...”, “how they might go about...”。

作的关系以及产学研合作与研发创新的关系进行实证分析并做稳健性检验；第四部分通过“中介效应”检验确认产学研合作在金融集聚促进区域研发创新中的渠道作用，最后进行总结并提出几点政策建议。

## 二、理论基础与机制分析

本部分基于区域创新系统的视角，探讨金融集聚对区域产学研合作和研发创新的影响机制。如图 1 所示，区域创新系统是一个由企业、高校和研究机构三个创新主体，依靠信息、知识、人才、技术、资金等创新资源联结而成的复杂的网络。高校和研究机构掌握知识发展的前沿，是技术创造、人才培养的摇篮；企业连接技术开发和市场需求，是科研成果转化为现实生产力的载体。一般来说，高校、研究机构与企业拥有不同的价值取向（Parthaet al., 1994; Bruneet al., 2010），前两者关注论文、著作、专利等科研成果，后者则以利润、市场份额等为追求，在缺乏沟通和对接的情况下，两类创新主体的研发活动很容易出现理论和实践的严重脱节，即便是市场导向的创新，从终端的需求变化到前端的技术调整也需经历多个阶段以及一系列试错过程（洪银兴，2012），无疑加大了创新的成本和风险、延长了研发周期，这也是为什么历史上从科学发现到技术革命往往会经历漫长的过程。另外，随着知识边界不断扩展、技术日趋复杂，研发的难度和所需的投入越来越大，对信息处理和应用的要求也越来越高，无论是从资金上还是从个人能力上看，凭借单个主体的努力实现重大科技突破几乎不可能（比如芯片研发）。因此，对于区域创新系统而言，使创新主体有机结合并带动创新资源高效利用的产学研合作，是驱动系统升级的关键。

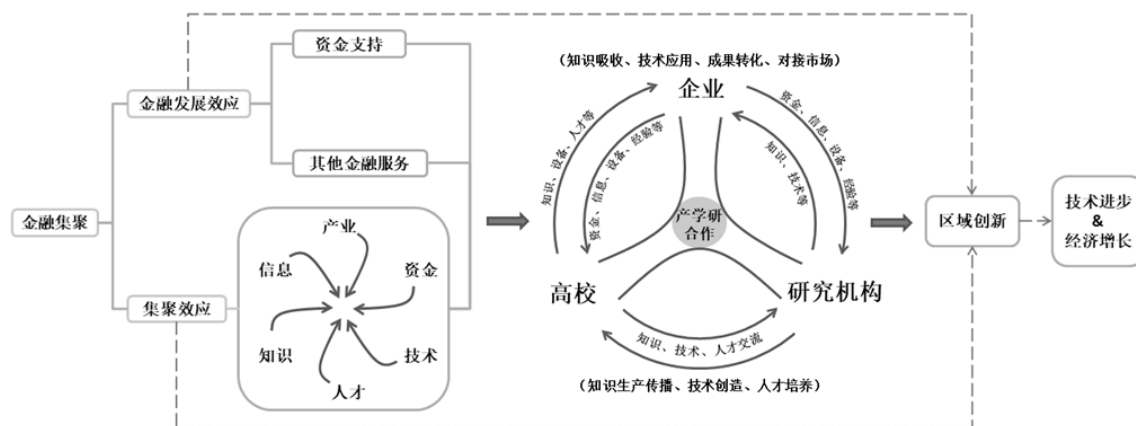


图 1 金融集聚影响区域产学研合作和研发创新的理论框架

资料来源：作者绘制。

金融集聚根源于金融发展，是经济中金融地位不断强化的结果。直观上看，一定区域内金融机构和金融市场发展的程度或速度超过了平均水平，就体现为金融集聚，相对平均水平的偏离越大，集聚的程度就越高；反过来，金融集聚也会通过外部规模经济、范围经济降低当地金融机构的成本和风险，通过加强竞争倒逼金融机构完善管理、提高效率，带动信息网络、数据平台、征信系统的建设以及法律、会计等辅助行业的发展提高区域整体的金融服务能力，最终表现为金融集聚区更高的金融发展水平，这是一个双向互动不断加强的动态过程。

本文把金融集聚对产学研合作<sup>①</sup>的影响分解为金融发展效应和集聚效应。金融发展效应指的是金融集聚通过更好地提供金融服务直接作用于产学研合作。实践中，研发活动往往需要持续且大量的资金投入，即使是产学研合作也会存在资金不足的问题，一个发达的金融体系可以有效动员储蓄、配置资源，为创新活动提供资金支持，从而确保产学研合作的顺利推进。借助信息优势和专业特长，金融机构可以对创新合作项目进行评估筛选，协助企业、高校和研究机构识别最有价值的研发活动，避免盲目投资，提高产学研合作成功的概率。此外，如前所述，产学研三方之间存在价值冲突且目标和优势各异，信息不对称情况下，金融中介作为独立于创新系统的第三方机构，可以发挥监督、激励的功能，缓和合作双方的不信任问题，增进沟通促成合作。集聚效应指金融集聚通过带动信息、知识、人才、技术、资金、产业等创新主体和创新资源的集聚以及强化社会经济网络对产学研合作施加影响。从创新主体上看，企业是新技术新工艺的需求者、使用者，也是研发者、投资者，一方面，作为创新系统中最活跃的主体，企业密度的增加自然会带动区域的协同创新水平；另一方面，集聚区激烈的竞争也会倒逼企业提高创新能力、增强核心竞争力，而高校和研究机构作为知识生产、技术创造的核心载体，是企业开展研发活动理想的合作伙伴。另外，集聚效应拉近了各创新主体间的距离，这种地理上的邻近性使得面对面接触和深层次交流成为可能，充分的沟通和及时的反馈增进了产学研合作三方的相互理解，降低了信息不对称，考虑到面对面交流成本较高并且是沉没成本，这一行为本身也表明了各方对合作关系的重视和承诺，增强了彼此的信任（Storper and Venables, 2004），最终推动了产学研合作。从创新要素上看，金融集聚区人才密集、信息交流频繁、资源流动迅速，新知识、新技术的快速传播扩散实现了产学研三方的高效互动，特别是对于隐性知识，隐性知识被认为是基于创新进行价值创造最重要的基础（Gertler, 2003），它难以言传、存在地理粘性，由于其习得和传播只能通过社会互动，比如观察、示范、模仿、纠正、重复等实现（Cook et al., 2007），因而会在很大程度上得益于集聚效应

---

<sup>①</sup>当然，除产学研合作外，金融集聚也可以借助其他渠道影响区域创新，比如发展效应上，提高资源配置效率，缓解创新活动的融资约束；集聚效应上，吸引资源聚集，发挥规模经济降低研发成本等等。这里仅重点分析金融集聚如何通过促进当地产学研合作推动创新。



带来的地理邻近性。从区域经济整体看,集聚效应下,一个复杂紧密的社会经济网络逐渐形成,便利了经济主体间的沟通协调,信息搜寻成本、交易成本、监督成本下降,产学研合作中的道德风险问题得以缓解;此外,集聚区高水平的需求(Malmberg and Maskell P, 2002)和较低的交易成本使专业化分工和协作成为可能;由于网络效应的存在,随着当地企业、高校、研究机构数量的增加,创新主体间开展研发合作的效率会越来越高,参与协同创新的收益也越来越大,进一步推动了区域的产学研合作。

一个合作紧密、互动高效的区域创新系统不仅会使参与其中的微观主体受益,也能在宏观层面上激发区域整体的创造力和经济活力。对于高校和研究机构而言,与企业合作可以获得资金支持、利用企业在实验设备和实战经验上的优势、实现研究成果科学价值和应用价值的统一,还能借助实践活动对理论成果进行检验、修正、更新和完善,获取新的见解。企业参与产学研合作则可以利用对方的知识人才优势,探索新技术、开发新工艺,同时拓展知识库,吸引人才(Lee, 2000)。从区域创新上看,产学研合作中的知识转移、技术转让以及协同研发加速了系统内的资源流动、信息共享和知识扩散,克服了单一主体孤立创新面临的资金、技术、人才困境;企业家、学者、研究人员等不同领域的人才依托产学研合作组织在一起,以不同的方式对信息进行理解和总结、对知识做处理和应用,学科交叉、思维碰撞中,已有的研究成果不断被质疑、挑战和更新,新的知识不断被提出、检验和完善,创造性毁灭的进程也越来越快,这是任何一方单独行动都无法做到的;频繁的沟通协调也增进了产学研三方相互的理解、信任和支持,使创新合作中的摩擦冲突减少,新知识、新技术的扩散应用加快,最终提升了系统整体的创新绩效;此外,产学研合作实现了知识生产-开发-应用-推广-实践-反馈-修正-更新这样一个螺旋推进的过程,使研发周期大大缩短,更重要的是,终端市场需求和前端研发创新得以直接互动,理论和技術上的突破因此能迅速地转化为现实生产力,降低了研发的成本和风险,加速了区域创新系统的升级。从某种意义上看,区域创新系统就像一个由企业、高校和研究机构三个支柱支撑起来的车轮,产学研合作带动了信息、知识、人才、技术、资金等各种资源在系统内的高速流动,使每一个创新主体、每一种创新要素的优势和作用得以充分发挥,车轮飞速旋转,有力地带动了区域创新系统的演化升级,并最终推动了社会整体的技术进步和经济增长。

### 三、实证分析与检验

#### 1. 研究样本与变量选择

基于数据可得性, 本文以中国 30 个省份 2002-2016 年的面板数据<sup>①</sup>为样本, 对金融集聚、产学研合作以及研发创新的关系进行实证分析。这里首先考察金融集聚对产学研合作的影响, 讨论不同的经济和社会环境是否会对该影响产生显著的边际效应, 进而分析产学研合作对区域研发投入和创新产出的作用, 在借助不同的金融集聚指标、产学研合作指标和研发创新指标对前两个阶段的结论进行稳健性检验后, 进一步通过中介效应检验验证和评估产学研合作在金融集聚促进区域研发创新中的渠道作用。

对于本文的主要被解释变量研发创新, 参考 Hsu et al. (2014), 分别以区域 R&D 经费投入 ( $\ln RD$ ) 和专利申请授权数 ( $Patent$ ) 从创新投入和创新产出两个角度衡量。考虑到国内受理和授权的三种专利中, 发明专利相比于实用新型专利和外观设计专利更强调突破性和创新性, 并且是国际通行的反映拥有自主知识产权技术的核心指标<sup>②</sup>, 因此发明专利数 ( $Invent$ ) 也作为创新产出的代理变量纳入稳健性检验。中国各省市样本期间的研发创新程度如图 2 所示。

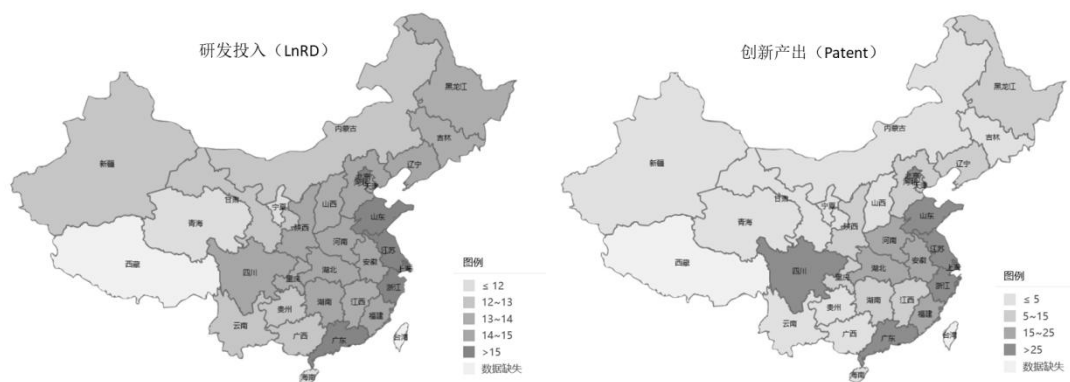


图 2 中国各省市的研发创新程度: 2002-2016

注: 图中各省市的研发创新程度为样本期间 (2002-2016) 的均值。

资料来源: 作者绘制。

对于核心解释变量金融集聚, 参考标准文献做法, 以区位熵指数衡量。除金融业整体的集聚度外, 本文还分别计算了银行业、保险业和证券业各自的集聚区位熵用于稳健性检验, 计算公式如下:

<sup>①</sup>由于西藏和台湾产学研合作相关数据缺失, 因此该省不包含在本文的研究样本中。

<sup>②</sup>国家统计局。

$$Fagg_i = \frac{F_i / F}{Pop_i / Pop} \quad (1)$$

其中,  $Fagg_i$  表示区域  $i$  金融集聚度,  $Pop$  代表人口数,  $F$  为金融发展指标, 分别对应金融业增加值、银行业金融机构各项贷款余额、保险机构保费收入和证券市场交易额, 以计算各省金融业整体 (*Finance*)、银行业 (*Bank*)、保险业 (*Insurance*) 和证券业 (*Security*) 的集聚度。区位熵越大, 该区域内此产业的集聚程度越高。中国各省市样本期间的金融集聚程度如图 3 所示。



图 3 中国各省市的金融集聚程度：2002-2016

注：图中各省市的金融集聚程度为样本期间（2002-2016）的平均值。

资料来源：作者绘制。

核心变量产学研合作的测度借鉴 Turk-Bicakci and Brint (2005)、白俊红和蒋伏心 (2015) 的做法, 以高校和研发机构 R&D 经费中企业资金占比分别衡量高校与企业以及研发机构与企业合作的紧密程度<sup>①</sup>。这两个指标在数量级上存在差异, 为此分别进行标准化处理后, 再按高校和研发机构 R&D 投入规模加权平均, 得到产学研合作指标 (*CoopWght*), 同时使用两个指标标准化处理后的简单平均值 (*CoopAve*) 进行稳健性检验。中国各省市样本期间的产学研合作程度如图 4 所示。

<sup>①</sup>2002-2008 年, 《中国科技统计年鉴》未报告各部门 R&D 经费来源构成的信息, 因此以各部门科技经费筹集中企业资金占比替代。

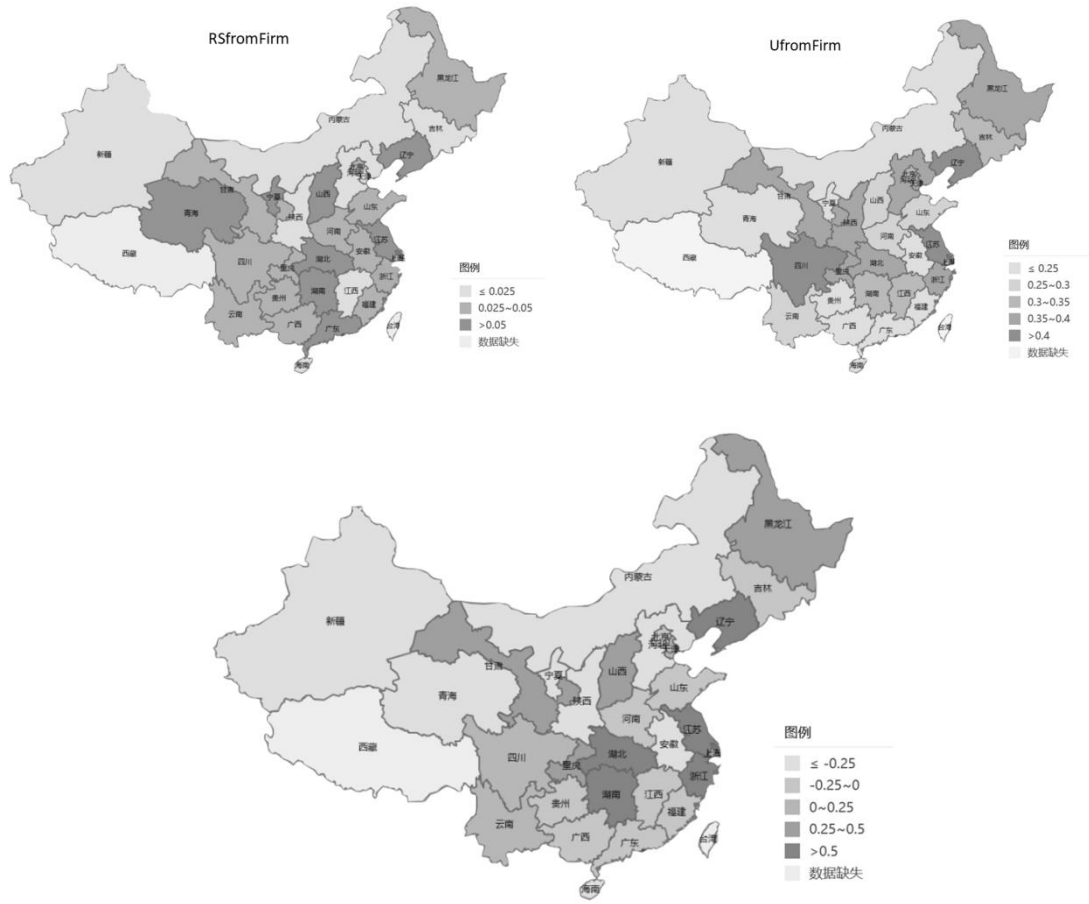


图 4 中国各省市的产学研合作程度：2002-2016

注：图中各省市的产学研合作程度为样本期间（2002-2016）的平均值。其中，左上为研发机构 R&D 经费中企业资金占比，右上为高校和研发机构 R&D 经费中企业资金占比，下图为产学研合作指标（CoopWght）的全国分布。

资料来源：作者绘制。

除核心变量外，参考过往文献，本文还相应地在以上三阶段的回归中对影响区域产学研合作、创新投入和创新产出的因素进行控制，包括宏观经济层面的经济规模、工业化程度、经济开放度、金融开放度、通货膨胀率和失业率等，财政支出层面的政府支出水平和政府科教支出占比等，社会人口层面的人口增长率、高校学生密度，以及 R&D 经费来源中政府资金和金融机构贷款占比<sup>①</sup>等。本文使用的全部变量的符号、含义、说明及数据来源如表 1 所示，各变量的描述性统计如表 2 所示。

<sup>①</sup>2002-2008 年，《中国科技统计年鉴》未报告区域 R&D 经费来源构成的信息，因此以各省科技经费筹集中政府资金和金融机构贷款占比替代。

表 1 回归变量的含义及说明

变量	含义	变量说明	数据来源
<i>Finance</i>	金融集聚度	金融业集聚区位熵， 由各省金融业增加值和人口数计算得到	国家统计局
<i>Bank</i>	银行业集聚度	银行业集聚区位熵， 由各省银行各项贷款余额和人口数计算得到	中国金融年鉴、 国家统计局
<i>Insurance</i>	保险业集聚度	保险业集聚区位熵， 由各省保险机构保费收入和人口数计算得到	中国金融年鉴、 国家统计局
<i>Security</i>	证券业集聚度	证券业集聚区位熵， 由各省证券市场交易额和人口数计算得到	Wind、 国家统计局
<i>CoopAve</i>	产学研合作程度	产学研合作程度指标 1， 企业同高校和研发机构合作程度的平均值	中国科技统计年鉴
<i>CoopWght</i>	产学研合作程度	产学研合作程度指标 2， 企业同高校和研发机构合作程度的加权平均值	中国科技统计年鉴
<i>lnRD</i>	R&D 经费投入	创新投入指标， R&D 经费投入（万元）的自然对数	中国科技统计年鉴
<i>Patent</i>	专利数	创新产出指标，专利申请授权数（千件）	中国科技统计年鉴
<i>Invent</i>	发明专利数	创新产出指标，发明专利申请授权数（千件）	中国科技统计年鉴
<i>lnGDP</i>	经济规模	GDP 的自然对数	国家统计局
<i>Industry</i>	工业化程度	工业增加值/GDP	国家统计局
<i>CPI</i>	通胀率	居民消费价格指数	国家统计局
<i>Trade</i>	经济开放度	进出口/GDP	国家统计局
<i>FDI</i>	金融开放度	FDI/GDP	国家统计局
<i>Unemploy</i>	失业率	城镇登记失业率	国家统计局
<i>Gov</i>	政府支出水平	地方财政一般预算支出/GDP	国家统计局
<i>EduTech</i>	政府科教支出占比	地方财政教育和科技支出占比	国家统计局
<i>Gpop</i>	人口增长率	人口增长率	国家统计局
<i>Stud</i>	高校学生密度	每万人中高等学校在校学生数	国家统计局
<i>GovinRD</i>	R&D 经费中政府资金	R&D 经费中政府资金占比	中国科技统计年鉴
<i>FinRD</i>	R&D 经费中 金融机构贷款 <sup>①</sup>	R&D 经费中金融机构贷款占比	中国科技统计年鉴

资料来源：作者整理。

<sup>①</sup>2008 年及以前，《中国科技统计年鉴》报告了各地区科技活动经费筹集中的政府资金、企业资金和金融机构贷款，2009 年开始，各地区研发经费来源构成中仅有政府资金、企业资金、国外资金相关数据，由于区域研发经费另一个重要来源是金融机构，参考白俊红和蒋伏心(2015)的做法，本文以区域总体 R&D 投入资金扣除政府、企业和国外资金来近似替代金融机构贷款。

表 2 回归变量的描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Finance</i>	金融集聚度 <sup>①</sup>	420	1.2199	1.6117	0.1730	11.0059
<i>Bank</i>	银行业集聚度	450	1.1830	1.1328	0.3507	6.6209
<i>Insurance</i>	保险业集聚度	450	1.0977	1.0150	0.2551	8.4581
<i>Security</i>	证券业集聚度	448	1.3796	3.1891	0.0699	26.0721
<i>CoopAve</i>	产学研合作程度	443	0.0352	0.6852	-1.5759	2.2993
<i>CoopWght</i>	产学研合作程度	443	0.0079	0.6632	-1.5136	2.5551
<i>lnRD</i>	R&D 经费的自然对数	450	13.7053	1.5480	9.4031	16.8287
<i>Patent</i>	专利数	450	22.5786	43.4094	0.0700	269.9440
<i>Invent</i>	发明专利数	450	3.0301	5.9262	0.0060	40.9520
<i>lnGDP</i>	GDP 的自然对数	450	9.0539	1.0587	5.8309	11.3004
<i>Industry</i>	工业化程度	450	0.3939	0.0836	0.1190	0.5924
<i>CPI</i>	通胀率	450	102.5456	2.0337	97.6538	110.0865
<i>Trade</i>	经济开放度	450	0.3102	0.3584	0.0134	1.6685
<i>FDI</i>	金融开放度	437	0.0243	0.0212	0.0000	0.1465
<i>Unemploy</i>	失业率	449	3.6159	0.7047	1.2000	6.5000
<i>Gov</i>	政府支出水平	450	0.2016	0.0911	0.0792	0.6269
<i>EduTech</i>	政府科教支出占比	450	0.1767	0.0305	0.0999	0.2521
<i>Gpop</i>	人口增长率	450	0.0076	0.0121	-0.0555	0.0578
<i>Student</i>	高校学生密度	450	156.4558	67.1896	31.9891	356.4825
<i>GovinRD</i>	R&D 经费中政府资金	450	0.2435	0.1252	0.0687	0.6188
<i>FinRD</i>	R&D 经费中金融机构贷款	450	0.0459	0.0304	0.0000	0.2337

资料来源：作者整理。

## 2. 金融集聚对产学研合作的影响

这里首先考察金融集聚对产学研合作的影响，建立如下回归模型：

$$Coop_{r,i,t} = \alpha_2 + \beta Fagg_{i,t-1} + \lambda' X_{i,t-1} + \eta_t + \omega_r + \varepsilon_{r,i,t} \quad (2)$$

其中，下标  $r$  表示区域（东部、中部、西部以及东北）， $i$  表示省份， $t$  表示年份， $Coop$  为区域产学研合作指数，这里用企业同高校和研发机构合作程度的加权平均值（ $CoopWght$ ）衡量； $\alpha_2$  表示常数项； $Fagg$  为金融集聚指标，用各省金融业增加值占比和人口数占比计算得到的区位熵（ $Finance$ ）衡量； $X$  代表其他可能对区域产学研合作产生影响的控制变量，本文考虑了宏观经济

<sup>①</sup>除金融集聚度指标从 2003 年起有数据外，其他指标均覆盖 2002-2016 年，仅个别地区个别年份数据缺失。

层面的经济规模、工业化程度、经济开放度、金融开放度、通货膨胀率和失业率，以及社会人口和教育层面的人口增长率、高校学生密度和政府科教支出占比等； $\eta_t$  代表年份虚拟变量， $\omega_r$  代表区域虚拟变量<sup>①</sup>， $\varepsilon_{r,i,t}$  为误差项。所有解释变量均滞后一期，以减轻解释变量与同期误差项相关而产生的内生性。

模型估计上，本文从包含聚类稳健标准误的混合回归（Population-averaged regression, PA）入手；接着逐步引入时间固定效应和区域固定效应，建立固定效应模型，以解决不随个体而变但随时间而变的遗漏变量以及不随时间而变但因区域而异的遗漏变量问题；考虑到可能存在的反向因果关系和其他遗漏变量造成的内生性，参考 Blundell and Bond（1998）提出的系统广义矩估计（System generalized method of moments, 系统 GMM）方法，以解释变量的多阶滞后值和差分值作为工具变量，再次对基本模型进行估计；以此为基础，本文进一步在模型（2）中引入金融集聚指标与控制变量的交叉项，讨论不同的经济和社会条件是否会影响金融集聚和产学研合作的关系。

表 3 中的（1）列和（2）、（3）列分别报告了 PA 模型和 FE 模型下，金融集聚对产学研合作影响的回归结果。可以看到，不论是否考虑时间固定效应和区域固定效应，金融业区位熵的系数始终为正，且分别在 1%、5% 和 1% 的置信水平上高度显著。这表明从整体上看，金融业在区域上的集聚有利于促进当地产学研合作，符合预期。GMM 模型的回归结果如（4）、（5）列所示，可以看到，即使考虑了潜在的内生性问题，核心解释变量金融集聚的系数仍然显著为正。同时 AR（2）和 Hansen 检验表明，扰动项的差分不存在二阶自相关且所选择的工具变量均有效，模型不存在严重的误设问题。综合来看，基本模型的回归结果验证了金融集聚促进区域产学研合作的理论推断，并且对于不同的模型设定、不同的回归方法以及在考虑时间固定效应、区域固定效应和潜在的内生性问题时，该结论依然稳健一致。

---

<sup>①</sup>由于省份虚拟变量与省级的金融集聚指标与之间存在严重的多重共线性问题（体现在过高的方差膨胀因子上），直接影响了核心解释变量的显著性，故个体固定效应（省份虚拟变量）没有包含在实证回归中。

表3 金融集聚对产学研合作的影响

	PA模型	FE模型		GMM模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L.Finance</i>	0.104 <sup>***</sup> (0.0243)	0.0670 <sup>**</sup> (0.0278)	0.0932 <sup>***</sup> (0.0285)	0.222 <sup>*</sup> (0.114)	0.214 <sup>*</sup> (0.123)
<i>L.lnGDP</i>	0.273 <sup>***</sup> (0.0472)	0.335 <sup>***</sup> (0.0526)	0.325 <sup>***</sup> (0.0499)	0.518 (0.385)	0.315 (0.396)
<i>L.Industry</i>	0.987 <sup>**</sup> (0.471)	0.689 (0.466)	0.502 (0.445)	-0.583 (1.721)	0.330 (1.497)
<i>L.CPI</i>	0.00715 (0.0172)	0.00938 (0.0474)	0.0180 (0.0466)	-0.0340 (0.103)	0.0394 (0.304)
<i>L.Trade</i>	-0.183 <sup>*</sup> (0.107)	-0.169 (0.104)	0.0835 (0.113)	-1.101 <sup>*</sup> (0.568)	0.0406 (0.449)
<i>L.FDI</i>	3.815 <sup>**</sup> (1.735)	2.376 (1.851)	4.450 <sup>**</sup> (1.888)	38.39 <sup>**</sup> (16.04)	22.25 (15.33)
<i>L.Unemploy</i>	0.215 <sup>***</sup> (0.0510)	0.177 <sup>***</sup> (0.0554)	0.151 <sup>***</sup> (0.0568)	0.317 <sup>***</sup> (0.0588)	0.155 (0.152)
<i>L.EduTech</i>	-3.874 <sup>***</sup> (1.348)	-5.055 <sup>***</sup> (1.490)	-2.232 (1.625)	1.917 (5.175)	0.00817 (6.792)
<i>L.Gpop</i>	-4.604 <sup>*</sup> (2.734)	-4.410 (2.928)	-3.157 (2.949)	-4.565 (5.026)	-7.031 (13.75)
<i>L.Student</i>	-0.000446 (0.000626)	0.000447 (0.000679)	-0.000446 (0.000714)	-0.00627 <sup>*</sup> (0.00349)	-0.00334 (0.00291)
年固定效应	NO	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	NO	NO	YES	NO	YES
常数项	-3.759 <sup>**</sup> (1.840)	-4.106 (5.207)	-5.690 (5.086)	-2.606 (9.311)	-8.292 (30.06)
adj. $R^2$	0.197	0.190	0.218		
Wald统计量				190.75	63.34
AR(2)统计量				-0.05 (0.962)	-0.32 (0.748)
Hansen统计量				2.74 (1.000)	5.09 (1.000)
<i>N</i>	379	379	379	379	379



注: \*\*\*, \*\*和\*分别表示在1%, 5%和10%的水平下显著; 变量系数下括号中的数值为稳健性标准差; AR(2) 统计量和Hansen统计量下括号中的数值为p值。

资料来源: 作者整理。

为进一步分析金融集聚对产学研合作的促进作用是否受其他因素影响, 本文在基本模型中引入了金融集聚指标和各控制变量的交叉项分别进行回归。具体而言, 对于每一个控制变量  $X$ , 逐年按其中位数的大小, 将全部样本分为两个子样本, 同时设置虚拟变量  $HighX$  和  $LowX$ , 对于  $X$  的观测值高于中位数的样本, 令其  $HighX=1, LowX=0$ , 低于中位数的样本, 令其  $HighX=0, LowX=1$ , 最后将这两个虚拟变量与金融集聚指标的交叉项代入回归中, 实证结果如表 4 和表 5 所示。

表 4 显示的是  $HighX$  和  $LowX$  与金融集聚交叉项的回归系数存在显著差异的模型的回归结果,  $X$  包括高校学生密度、人口增长率、R&D 经费来源中政府资金占比以及政府科教支出在总支出中的比重, 值得注意的是, 这些控制变量均与当地的人力资本、人才资源以及教育和科研环境密切相关。从回归结果上看, 除金融集聚与低高校学生密度 ( $LowStudent$ ) 交叉项的系数为负外, 其他 7 个交叉项的系数都在 1% 的置信水平上高度显著且符号为正, 表明在不同的社会人口和科技教育条件下, 基本回归所验证的金融集聚对产学研合作的推动作用同样存在。但是对比  $HighX$  和  $LowX$  与金融集聚交叉项系数的大小, 可以看到  $HighStudent$ 、 $HighGpop$ 、 $LowGovinRD$  和  $HighEduTech$  交叉项的系数明显更大, 且 Wald 检验也分别在 1%、10%、1% 和 10% 的水平上拒绝了两者系数不存在显著差异的原假设, 意味着在高校学生越密集、人口增长率越高、政府科教投入强度越大的地区, 以及 R&D 经费来源中政府资金占比越低的地区, 金融集聚对产学研合作的影响越大。这不难理解, 首先, 金融服务业是知识密集型的行业 (Dekle and Eaton, 1999), 因此教育和人才因素会强化金融活动的影响; 其次, 高素质的人才队伍能更迅速地理解和吸收新知识、新技术, 并转化为现实生产力, 倾向于参与创新合作 (白俊红等, 2009; 周开国等, 2017); 此外, 在人力、人才、教育和科研资源更占优势的区域, 高校和研发机构的创新意愿往往更强, 对企业资金、设备和技术等的需求相应更大。因此, 一旦金融集聚能通过金融发展效应和集聚效应缓解产学研三方合作过程中的信息不对称问题, 合作需求就会进一步释放, 从而体现为人才和教育资源与金融集聚相互加强、共同促进区域产学研合作。而 R&D 经费来源中政府资金占比较低, 则表明该地区创新主体研发活动所需的经费及各种资源更多地依赖于组织内部的协调和金融机构的支持, 因此金融集聚带来的创新环境 (包括融资环境、制度环境等) 的改善, 会在更大程度上鼓励当地企业、高校和研发机构加强合作。

表4 不同人才和教育条件下金融集聚对产学研合作的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	X=Student	X=Gpop	X=GovinRD	X=EduTech
L.HighX*Finance	0.0980 <sup>***</sup> (0.0258)	0.0896 <sup>***</sup> (0.0284)	0.0892 <sup>***</sup> (0.0272)	0.130 <sup>***</sup> (0.0347)
L.LowX*Finance	-0.319 <sup>**</sup> (0.147)	0.221 <sup>***</sup> (0.0780)	0.230 <sup>***</sup> (0.0515)	0.0823 <sup>***</sup> (0.0271)
L.lnGDP	0.344 <sup>***</sup> (0.0510)	0.309 <sup>***</sup> (0.0509)	0.341 <sup>***</sup> (0.0501)	0.324 <sup>***</sup> (0.0498)
L.Industry	0.708 (0.448)	0.469 (0.450)	-0.130 (0.489)	0.563 (0.448)
L.CPI	0.00607 (0.0461)	0.00870 (0.0471)	0.0329 (0.0461)	0.0108 (0.0471)
L.Trade	0.236 <sup>*</sup> (0.124)	0.0770 (0.113)	-0.0462 (0.117)	0.0708 (0.112)
L.FDI	5.635 <sup>***</sup> (1.854)	4.797 <sup>**</sup> (1.866)	4.027 <sup>**</sup> (1.908)	4.273 <sup>**</sup> (1.892)
L.Unemploy	0.101 <sup>*</sup> (0.0599)	0.138 <sup>**</sup> (0.0586)	0.117 <sup>**</sup> (0.0577)	0.154 <sup>***</sup> (0.0568)
L.EduTech	-2.666 <sup>*</sup> (1.602)	-2.037 (1.633)	-2.267 (1.601)	-3.219 <sup>*</sup> (1.815)
L.Gpop	-0.734 (3.133)	-0.436 (3.125)	-3.563 (2.935)	-4.018 (3.065)
L.Student	-0.00225 <sup>**</sup> (0.000890)	-0.000295 (0.000727)	-0.000373 (0.000678)	-0.000125 (0.000711)
年固定效应	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	-4.130 (5.043)	-4.592 (5.144)	-7.017 (5.031)	-4.755 (5.149)
Wald检验	8.87	3.16	10.68	3.63
HighX vs LowX	(0.0031)	(0.0764)	(0.0012)	(0.0573)
adj. R <sup>2</sup>	0.251	0.224	0.235	0.219
N	379	379	379	379

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差；Wald统计量

下括号中的数值为p值。

资料来源：作者整理。

考虑不同经济条件下金融集聚对产学研合作影响的回归结果如表5所示，(1)-(6)列分别引入了金融集聚指标与经济规模、工业化程度、通胀率、经济开放度和金融开放度的交叉项。可以看到，10个交叉项的系数中有8个都在1%或5%的水平上显著为正，这表明金融集聚对产学研合作的促进作用在大多数情况下依然成立，与基本回归结论一致。同时所有的Wald检验均显示，HighX和LowX与金融集聚交叉项的系数不存在显著差异，表明这些经济因素不会对金融集聚和产学研合作的关系产生影响。这一方面说明即使是在经济条件不同的地区，金融集聚作为促进产学研合作的重要因素依然可以相对独立地发挥作用；另一方面也再次证实了人才资源及教育科研环境在鼓励当地创新合作上关键且独特的地位。

表5 不同经济条件下金融集聚对产学研合作的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$X=\ln GDP$	$X=Industry$	$X=CPI$	$X=Trade$	$X=FDI$	$X=Unemploy$
<i>L.HighX*Finance</i>	0.107*** (0.0319)	0.142*** (0.0434)	0.119*** (0.0446)	0.0953*** (0.0284)	0.109*** (0.0309)	0.104** (0.0424)
<i>L.LowX*Finance</i>	0.201** (0.0924)	0.0894*** (0.0280)	0.0896*** (0.0277)	-0.0891 (0.166)	0.0329 (0.0521)	0.0895*** (0.0296)
<i>L.lnGDP</i>	0.372*** (0.0643)	0.336*** (0.0513)	0.323*** (0.0500)	0.332*** (0.0498)	0.304*** (0.0503)	0.327*** (0.0496)
<i>L.Industry</i>	0.315 (0.474)	0.190 (0.501)	0.537 (0.453)	0.543 (0.436)	0.525 (0.438)	0.503 (0.448)
<i>L.CPI</i>	0.0191 (0.0470)	0.0218 (0.0467)	-0.000151 (0.0558)	0.0162 (0.0463)	0.0150 (0.0467)	0.0181 (0.0466)
<i>L.Trade</i>	0.0457 (0.122)	0.0278 (0.120)	0.0716 (0.113)	0.0446 (0.113)	0.209 (0.141)	0.0685 (0.121)
<i>L.FDI</i>	4.192** (1.891)	4.357** (1.871)	4.438** (1.879)	4.364** (1.876)	2.031 (2.580)	4.639** (1.963)
<i>L.Unemploy</i>	0.144** (0.0570)	0.139** (0.0581)	0.150*** (0.0567)	0.159*** (0.0570)	0.202*** (0.0731)	0.136* (0.0793)

L.EduTech	-2.532 (1.646)	-2.239 (1.618)	-2.300 (1.640)	-2.864* (1.643)	-2.624 (1.676)	-2.173 (1.650)
L.Gpop	-3.926 (2.970)	-3.548 (2.967)	-3.103 (2.952)	-3.486 (2.936)	-3.168 (2.947)	-3.203 (2.971)
L.Student	-0.000690 (0.000931)	-0.000157 (0.000714)	-0.0000884 (0.000720)	0.0000138 (0.000700)	4.33e-08 (0.000709)	-0.0000661 (0.000712)
年固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	-5.980 (5.123)	-6.016 (5.090)	-3.766 (5.680)	-5.472 (5.056)	-4.998 (4.837)	-5.366 (4.826)
Wald检验	1.65	2.15	0.68	1.3	2.21	0.12
HighX vs LowX	(0.1993)	(0.1439)	(0.4095)	(0.2550)	(0.1381)	(0.7288)
adj. $R^2$	0.218	0.218	0.216	0.219	0.219	0.216
$N$	379	379	379	379	379	379

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差；Wald统计量下括号中的数值为p值。

资料来源：作者整理。

### 3.产学研合作对研发创新的影响

前文的实证分析确认了金融集聚对区域产学研合作的促进作用，本部分进一步探讨“金融集聚——产学研合作——研发创新”这一理论逻辑的后半段，即产学研合作能否显著地推动区域整体的创新水平。为此，参考已有文献的做法，建立如下面板回归模型：

$$Inno_{r,i,t} = \alpha + \gamma Coop_{r,i,t-1} + \delta' Z_{i,t-1} + \eta_t + \omega_r + \xi_{r,i,t} \quad (3)$$

其中，下标  $r$  表示区域， $i$  表示省份， $t$  表示年份； $Inno$  代表区域研发创新水平，用 R&D 经费 ( $\ln RD$ ) 和专利申请授权数 ( $Patent$ ) 从研发投入和创新产出两个角度衡量， $\alpha_2$  为常数项； $Coop$  表示区域产学研合作指数； $Z$  代表其他可能对区域研发活动产生影响的控制变量，参考林炜(2013)、董晓芳和袁燕(2014)、王文春和荣昭(2014)等，本文考虑了宏观经济层面的经济规模、工业化程度、通胀率，财政支出层面的政府支出水平和科教投入强度，社会人口层面的人口增长率、高校学生密度以及 R&D 经费来源中的政府资金和金融机构贷款占比； $\eta_t$  代表年份虚拟变量， $\omega_r$  代表区域虚拟变量， $\xi_{r,i,t}$  为误差项。所有解释变量均滞后一期，以减轻解释变量与同期误差项相关

而产生的内生性。

表 6 给出了创新投入 ( $\ln RD$ ) 作为被解释变量, 产学研合作作为核心解释变量的回归结果。由 (1) 列和 (2)、(3) 列 PA 模型和 FE 模型下的回归结果可以看到, 不论是否考虑时间固定效应和区域固定效应, 产学研合作指标的系数始终在 1% 的水平上高度显著且符号为正, 说明企业同高校和研发机构的合作行为能够刺激区域整体的研发意愿和创新投入, 符合理论预期。(4)、(5) 列 GMM 模型的回归结果显示, 控制了潜在的内生性问题后, 产学研合作指标的系数仍然在 5% 的置信水平上显著为正, 同时 AR (2) 检验表明扰动项的差分不存在二阶自相关, Hansen 检验表明所选择的工具变量均有效, 因此模型不存在严重的误设问题。由此可以认为, 产学研三方创新的加强能有效提高区域整体的创新投入水平, 且这一结论在不同的模型设定和回归方法下以及考虑了潜在内生性问题时依然成立。

表6 产学研合作对创新投入的影响

	PA模型		FE模型		GMM模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
<i>L.CoopWght</i>	0.210 <sup>***</sup> (0.0299)	0.135 <sup>***</sup> (0.0295)	0.153 <sup>***</sup> (0.0309)	0.113 <sup>**</sup> (0.0453)	0.146 <sup>**</sup> (0.0647)	
<i>L.lnGDP</i>	1.160 <sup>***</sup> (0.0289)	1.410 <sup>***</sup> (0.0458)	1.391 <sup>***</sup> (0.0477)	1.086 <sup>***</sup> (0.113)	0.862 <sup>***</sup> (0.141)	
<i>L.Industry</i>	0.299 (0.313)	-0.163 (0.282)	0.0372 (0.287)	0.206 (0.993)	0.697 (0.644)	
<i>L.CPI</i>	-0.0148 (0.00911)	-0.00551 (0.0317)	-0.00880 (0.0303)	-0.0739 (0.0552)	-0.202 (0.187)	
<i>L.Gov</i>	-0.764 <sup>***</sup> (0.279)	2.50 <sup>***</sup> (0.421)	2.19 <sup>***</sup> (0.438)	-0.601 (1.02)	-1.17 (1.91)	
<i>L.EduTech</i>	1.236 <sup>*</sup> (0.739)	2.943 <sup>***</sup> (0.782)	1.979 <sup>**</sup> (0.898)	2.138 (1.857)	-0.0780 (1.757)	
<i>L.Gpop</i>	5.893 <sup>***</sup> (1.411)	0.853 (1.451)	-0.565 (1.628)	-0.0137 (1.891)	-26.10 (41.59)	
<i>L.Student</i>	0.00512 <sup>***</sup> (0.000362)	0.00717 <sup>***</sup> (0.000374)	0.00715 <sup>***</sup> (0.000419)	0.00616 <sup>***</sup> (0.00148)	0.00746 <sup>*</sup> (0.00423)	
<i>L.GovinRD</i>	1.049 <sup>***</sup> (0.200)	0.492 <sup>**</sup> (0.200)	0.600 <sup>***</sup> (0.230)	0.649 <sup>*</sup> (0.394)	0.944 (0.848)	

<i>L.FinRD</i>	2.771*** (0.634)	1.556** (0.701)	1.593** (0.706)	0.743 (0.827)	0.523 (0.775)
年固定效应	NO	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	NO	NO	YES	NO	YES
常数项	3.488*** (0.936)	0.117 (3.194)	0.762 (3.061)	10.21* (5.970)	25.69 (19.76)
adj. R <sup>2</sup>	0.943	0.951	0.952		
Wald统计量				5718.75	229.83
AR(2)统计量				-0.67 (0.503)	-0.87 (0.385)
Hansen统计量				8.70 (0.999)	3.94 (1.000)
N	414	414	414	414	414

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差；AR(2)统计量和Hansen统计量下括号中的数值为p值。

资料来源：作者整理。

以专利申请数为被解释变量，考察产学研合作对创新产出影响的回归结果如表 7 所示。(1)列和(2)、(3)列 PA 模型和 FE 模型中产学研合作指标的回归系数表明，不论是否考虑时间固定效应和区域固定效应，企业同高校及研发机构的合作对当地的创新产出都有显著且正向的预测作用。即使采用系统 GMM 估计方法控制了潜在的内生性问题，如(4)和(5)列所示，产学研合作指标的系数依然显著为正，并且通过了 AR(2)和 Hansen 检验。这意味着，产学研合作增强创新能力、提高创新产出的结论在不同的模型设定下是稳健一致的。

表7 产学研合作对创新产出的影响

	PA模型	FE模型		GMM模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>L.CoopWght</i>	5.289** (2.566)	5.413* (2.883)	8.254*** (2.707)	6.479* (3.717)	8.777*** (3.368)
<i>L.lnGDP</i>	22.51*** (2.764)	21.17*** (4.418)	17.26*** (4.073)	-10.05 (10.01)	-18.81 (13.16)
<i>L.Industry</i>	-107.0*** (22.34)	-95.80*** (21.66)	-64.51*** (20.86)	-25.31 (50.42)	38.99 (54.47)

L.CPI	-1.299*	3.237	3.368	0.568	3.052
	(0.715)	(2.301)	(2.094)	(4.632)	(5.339)
L.Gov	6.323	1.994	-20.06	-203.2	-248.9**
	(16.98)	(36.45)	(33.29)	(128.8)	(108.5)
L.EduTech	315.3***	396.6***	274.7***	328.5*	212.1
	(66.80)	(76.16)	(73.86)	(174.3)	(136.9)
L.Gpop	114.7	157.8	-156.7	132.9	70.18
	(109.5)	(130.5)	(150.1)	(125.7)	(1124.3)
L.Student	-0.0452*	-0.0283	-0.0547*	0.0216	-0.0732
	(0.0245)	(0.0338)	(0.0327)	(0.0909)	(0.173)
L.GovinRD	-53.01***	-51.86***	-38.87**	-3.320	28.73
	(14.65)	(16.06)	(15.64)	(37.13)	(36.59)
L.FinRD	-127.2**	-136.4*	-125.2*	-20.35	11.87
	(64.44)	(71.14)	(68.48)	(58.72)	(63.17)
年固定效应	NO	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	NO	NO	YES	NO	YES
常数项	-34.91	-491.6**	-445.9**	14.33	-148.5
	(72.01)	(241.0)	(219.2)	(516.0)	(553.4)
adj. R <sup>2</sup>	0.444	0.445	0.496		
Wald统计量				114.69	64.18
AR(2)统计量				1.12	0.77
				(0.261)	(0.440)
Hansen统计量				9.63	4.80
				(0.998)	(1.000)
N	414	414	414	414	414

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差；AR(2)统计量和Hansen统计量下括号中的数值为p值。

资料来源：作者整理。

#### 4.稳健性检验

前文实证分析得到了两个基本结论，一是金融业在区域上的集聚有利于促进当地产学研合作，二是产学研合作的加强能有效刺激区域整体的创新投入和创新产出。本部分借助核心变量的不同指标对上述结论进行稳健性检验。

首先是核心解释变量金融集聚，前文主要用根据金融业增加值计算的集聚区位熵从整体上考

察对产学研合作的影响，这里将金融业细分为银行业、保险业和证券业，分别计算各自的集聚区位熵依次代入基本模型（2）中，回归结果如表8所示。可以看到，不论是银行业、保险业还是证券业，其区域集聚度对产学研合作的影响都显著为正，并且银行业集聚度的系数在1%的水平上高度显著。这说明金融集聚推动产学研合作的结论不仅从金融业总体上看是成立的，进一步细分为银行业、保险业和证券业后也依然显著成立。

表8 稳健性检验：不同金融集聚指标对产学研合作的影响

	(1)	(2)	(3)
	<i>CoopWght</i>	<i>CoopWght</i>	<i>CoopWght</i>
<i>L.Bank</i>	0.193*** (0.0424)		
<i>L.Insurance</i>		0.0882* (0.0467)	
<i>L.Security</i>			0.0217* (0.0116)
<i>L.lnGDP</i>	0.325*** (0.0476)	0.317*** (0.0511)	0.341*** (0.0499)
<i>L.Industry</i>	0.810* (0.434)	0.532 (0.447)	0.534 (0.465)
<i>L.CPI</i>	0.0239 (0.0436)	0.0223 (0.0445)	0.0184 (0.0446)
<i>L.Trade</i>	0.00911 (0.113)	0.130 (0.113)	0.116 (0.132)
<i>L.FDI</i>	3.847** (1.548)	2.917* (1.620)	3.549* (1.813)
<i>L.Unemploy</i>	0.136** (0.0539)	0.123** (0.0541)	0.0903* (0.0542)
<i>L.EduTech</i>	-2.009 (1.527)	-2.446 (1.604)	-2.735* (1.624)
<i>L.Gpop</i>	-4.051 (2.902)	-2.057 (2.897)	-1.287 (2.874)



	-0.000519	0.000631	0.000873
<i>L.Student</i>	(0.000725)	(0.000744)	(0.000643)
年固定效应	YES	YES	YES
区域固定效应	YES	YES	YES
	-6.428	-6.005	-5.088
常数项	(4.759)	(4.871)	(4.529)
adj. $R^2$	0.233	0.214	0.213
<i>N</i>	409	409	407

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差。

资料来源：作者整理。

对于核心变量产学研合作程度，前文按高校和研发机构各自的 R&D 投入规模对高校-企业合作指标以及研发机构-企业合作指标加权平均，得到区域产学研合作指标 (*CoopWght*)，这里使用两个指标的简单平均值 (*CoopAve*) 进行稳健性检验。本质上，前者以研发投入规模衡量高校和研发机构各自在产学研合作中的重要性，后者则对高校-企业合作和研发机构-企业合作赋予了相同的权重，认为两者在推动当地产学研合作和技术进步上扮演了同等重要的角色。考虑到前文已使用四个金融集聚指标（金融业、银行业、保险业和证券业集聚区位熵）作为解释变量进行实证分析和稳健性检验，为保持前后分析的一致性，这里以 *CoopAve* 作为被解释变量，分别对上述四个金融集聚指标进行回归，结果如表 9 所示。由 (1) 列可以看到，金融业集聚度的系数在 1% 的水平上显著为正，表明整体而言金融集聚推动区域产学研合作的结论依然成立。进一步对金融业细分，如 (2) - (3) 列所示，可以看到，不论是银行业、保险业还是证券业，其在区域上的集聚均能显著促进当地产学研合作，且银行业集聚度的系数在 1% 的置信水平上高度显著，结果与表 8 一致，验证了金融集聚同产学研合作的正向联系是稳健存在的。

表9 稳健性检验：金融集聚对不同产学研合作指标的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>CoopAve</i>	<i>CoopAve</i>	<i>CoopAve</i>	<i>CoopAve</i>
<i>L.Finance</i>	0.0738*** (0.0269)			
<i>L.Bank</i>		0.164*** (0.0407)		

			0.0742*	
<i>L.Insurance</i>			(0.0437)	
				0.0279**
<i>L.Security</i>				(0.0108)
	0.457***	0.448***	0.442***	0.454***
<i>L.lnGDP</i>	(0.0542)	(0.0520)	(0.0551)	(0.0534)
	0.0289	0.349	0.109	0.235
<i>L.Industry</i>	(0.472)	(0.453)	(0.466)	(0.485)
	0.0202	0.0224	0.0210	0.0190
<i>L.CPI</i>	(0.0488)	(0.0457)	(0.0462)	(0.0460)
	0.0176	-0.0360	0.0682	-0.0210
<i>L.Trade</i>	(0.0990)	(0.101)	(0.0972)	(0.113)
	3.526*	3.247**	2.441	3.276*
<i>L.FDI</i>	(1.825)	(1.515)	(1.574)	(1.779)
	0.177***	0.163***	0.152***	0.126**
<i>L.Unemploy</i>	(0.0560)	(0.0529)	(0.0527)	(0.0529)
	-3.363**	-3.180**	-3.561**	-3.448**
<i>L.EduTech</i>	(1.595)	(1.508)	(1.567)	(1.567)
	-4.205	-5.365*	-3.650	-3.027
<i>L.Gpop</i>	(2.892)	(2.861)	(2.808)	(2.760)
	0.000745	0.000251	0.00124*	0.00137**
<i>L.Student</i>	(0.000631)	(0.000649)	(0.000650)	(0.000551)
年固定效应	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	YES	YES	YES	YES
	-6.814	-7.076	-6.712	-5.980
常数项	(5.329)	(5.003)	(5.065)	(4.694)
adj. $R^2$	0.273	0.287	0.273	0.273
$N$	379	409	409	407

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差。

资料来源：作者整理。

核心被解释变量研发创新上，前文以 R&D 经费投入和专利申请授权数分别衡量创新投入和创新产出水平，这里考虑到国内受理和授权的三种专利中，发明专利相比于实用新型专利和外观

设计专利更强调突破性和创新性,更能体现当地自主创新的能力,因此参考钟腾和汪昌云(2017)的做法,将发明专利数也作为创新产出的代理变量纳入稳健性检验。考虑到前文新增了一个产学研合作指标用于稳健性检验,为了分析的完整性,这里用不同的研发创新指标对不同的产学研合作指标进行回归,结果如表10所示。可以看到,被解释变量不论是创新投入还是创新产出、总专利数或者发明专利数,产学研合作作为核心解释变量系数均在1%和5%的水平上高度显著且符号为正,这说明高校、研发机构和企业的研发合作越紧密,当地整体的创新意愿和创新能力就越强,与前文的基本结论一致。

表10 稳健性检验: 产学研合作对不同研发创新指标的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>lnRD</i>	<i>Patent</i>	<i>Invent</i>	<i>Invent</i>
<i>L.CoopAve</i>	0.182 <sup>***</sup> (0.0287)	7.676 <sup>***</sup> (2.476)	0.749 <sup>**</sup> (0.296)	
<i>L.CoopWght</i>				0.706 <sup>**</sup> (0.313)
<i>L.lnGDP</i>	1.367 <sup>***</sup> (0.0454)	17.19 <sup>***</sup> (4.112)	2.724 <sup>***</sup> (0.582)	2.782 <sup>***</sup> (0.576)
<i>L.Industry</i>	-0.0261 (0.286)	-68.50 <sup>***</sup> (21.04)	-17.76 <sup>***</sup> (3.692)	-17.44 <sup>***</sup> (3.688)
<i>L.CPI</i>	-0.00841 (0.0296)	3.527 <sup>*</sup> (2.093)	0.805 <sup>**</sup> (0.316)	0.797 <sup>**</sup> (0.315)
<i>L.Gov</i>	2.275 <sup>***</sup> (0.425)	-10.96 (32.92)	-0.271 (4.899)	-0.846 (4.944)
<i>L.EduTech</i>	2.326 <sup>***</sup> (0.874)	285.4 <sup>***</sup> (74.75)	33.42 <sup>***</sup> (9.385)	32.16 <sup>***</sup> (9.297)
<i>L.Gpop</i>	-0.104 (1.672)	-149.3 (150.2)	21.36 (16.82)	19.97 (16.77)
<i>L.Student</i>	0.00714 <sup>***</sup> (0.000395)	-0.0469 (0.0328)	0.000711 (0.00447)	0.000392 (0.00446)
<i>L.GovinRD</i>	0.471 <sup>**</sup> (0.216)	-47.92 <sup>***</sup> (15.81)	2.548 (2.442)	3.234 (2.450)

<i>L.FinRD</i>	1.590** (0.697)	-126.4* (68.78)	3.504 (8.730)	3.561 (8.726)
年固定效应	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	YES	YES	YES	YES
常数项	0.904 (2.980)	-461.2** (219.5)	-99.94*** (32.86)	-99.62*** (32.75)
adj. R <sup>2</sup>	0.953	0.495	0.506	0.505
N	414	414	414	414

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差。

资料来源：作者整理。

#### 四、进一步讨论：中介效应检验

前文的实证分析和稳健性检验验证了金融集聚对区域产学研合作以及产学研合作对区域研发创新的促进作用。本部分进行更正式的“中介效应检验”，确认金融集聚通过推动产学研合作影响研发创新的理论逻辑，并进一步说明前者对后者的影响在多大程度上依赖于产学研合作渠道。

##### 1. 模型设定与估计方法

检验中介变量产学研合作在自变量金融集聚和因变量研发创新之间的中介效应，需建立如下三个回归方程：

$$Inno_{r,i,t} = \alpha_1 + \phi Fagg_{i,t-1} + \sigma' Z_{i,t-1} + \eta_t + \omega_r + \zeta_{r,i,t} \quad (4)$$

$$Coop_{r,i,t} = \alpha_2 + \beta Fagg_{i,t-1} + \lambda' X_{i,t-1} + \eta_t + \omega_r + \varepsilon_{r,i,t} \quad (5)$$

$$Inno_{r,i,t} = \alpha_3 + \psi Fagg_{i,t-1} + \theta Coop_{r,i,t-1} + \omega' Z_{i,t-1} + \eta_t + \omega_r + \zeta_{r,i,t} \quad (6)$$

其中，下标  $r$  表示区域， $i$  表示省份， $t$  表示年份；*Inno* 代表区域研发创新水平，包含创新投入和创新产出两个指标； $\alpha$  为常数项；*Fagg* 为金融业集聚度；*Coop* 为区域产学研合作指数； $X$  和  $Z$  分别表示其他可能对区域产学研合作和研发创新产生影响的控制变量； $\eta_t$  代表年份虚拟变量， $\omega_r$  代表区域虚拟变量； $\zeta$ 、 $\varepsilon$ 、 $\zeta$  分别为对应的误差项。所有解释变量均滞后一期，以减轻解释变量与同期误差项相关而产生的内生性。

具体来看，回归方程（4）考察的是自变量对因变量的影响，控制变量  $Z$  的选择与模型（3）

一致，系数  $\varphi$  反映了金融集聚对区域创新的总效应；回归方程（5）讨论自变量与中介变量的关系，模型设定与（2）相同，系数  $\beta$  估计了金融集聚对产学研合作的影响；方程（6）在方程（4）的基础上，引入了中介变量产学研合作程度，系数  $\theta$  表示在控制了自变量的影响后，中介变量对因变量经济增长的效应，而系数  $\psi$  则体现了控制中介变量的影响后，金融集聚对研发创新的直接效应。

为尽可能地减小遗漏变量和内生性问题，本部分使用考虑区域固定效应和时间固定效应的系统 GMM 方法对上述三个方程分别进行回归，通过比较系数  $\varphi$ 、 $\beta$ 、 $\theta$ 、 $\psi$  估计值的显著性和大小、计算  $(\varphi-\psi)/\varphi$  或者  $\beta\theta/\varphi$ ，可以判断在金融集聚推动研发创新的过程中产学研合作中介效应的存在和大小。

## 2. 实证回归结果

以创新投入为因变量，金融业集聚度为自变量，检验产学研合作中介效应的实证结果如表 11 所示，其中（4）-（6）列对应的模型同时考虑了时间固定效应和区域固定效应。由（1）和（4）列中方程（4）的回归结果可以看到，金融集聚度的系数分别在 1% 和 5% 的置信水平上显著为正，说明金融业整体在区域上的集聚有利于推动当地的创新活动，提高研发投入水平。（2）和（5）列对应方程（5），回归结果显示金融集聚与区域产学研合作存在显著的正向联系。在研发投入作为被解释变量的模型中同时引入金融集聚和产学研合作强度指标，回归结果如（3）和（6）列所示，两个因素的系数均在 1% 的水平上高度显著且符号为正，表明金融集聚和产学研活动对研发投入都有直接的推动作用。但从数量上来看，（3）和（6）中金融集聚指标的系数分别由（1）和（4）中的 0.173 和 0.141 降为 0.145 和 0.124，各下降约 16% 和 12%（根据  $(\varphi-\psi)/\varphi$ ），参考（2）和（5）列金融集聚度的回归系数，可计算出产学研合作中介效应的效应量约为 13% 和 18%（根据  $\beta\theta/\varphi$ ）。此外，所有模型均通过了 AR（2）和 Hansen 检验，表明模型估计不受扰动项差分的二阶序列相关影响，且所选择的工具变量均有效，回归结果稳健可靠。

表11 金融集聚影响研发投入中产学研合作的中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lnRD</i>	<i>CoopWght</i>	<i>lnRD</i>	<i>lnRD</i>	<i>CoopWght</i>	<i>lnRD</i>
<i>L.Finance</i>	0.173*** (0.0316)	0.222* (0.114)	0.145*** (0.0341)	0.141** (0.0704)	0.214* (0.123)	0.124*** (0.0417)
<i>L.CoopWght</i>			0.101*** (0.0341)			0.117*** (0.0329)

<i>L.lnGDP</i>	0.883 <sup>***</sup> (0.114)	0.518 (0.385)	0.989 <sup>***</sup> (0.0820)	1.040 <sup>***</sup> (0.337)	0.315 (0.396)	0.941 <sup>***</sup> (0.111)
<i>L.Industry</i>	0.980 (0.802)	-0.583 (1.721)	0.847 (0.747)	1.255 (1.048)	0.330 (1.497)	0.884 (0.685)
<i>L.CPI</i>	0.0177 (0.0233)	-0.0340 (0.103)	-0.0161 (0.119)	-0.0441 (0.102)	0.0394 (0.304)	-0.0409 (0.0723)
<i>L.Gov</i>	-2.879 <sup>***</sup> (0.952)		-1.782 (1.108)	-2.024 (2.224)		-2.266 <sup>**</sup> (1.002)
<i>L.EduTech</i>	1.939 (2.205)	1.917 (5.175)	2.428 (1.820)	0.937 (3.385)	0.00817 (6.792)	0.976 (2.096)
<i>L.Gpop</i>	-1.944 (1.387)	-4.565 (5.026)	-0.452 (1.791)	3.310 (8.121)	-7.031 (13.75)	-2.294 (5.103)
<i>L.Student</i>	0.00314 <sup>***</sup> (0.00108)	-0.00627 <sup>*</sup> (0.00349)	0.00309 <sup>***</sup> (0.000954)	0.00324 <sup>**</sup> (0.00154)	-0.00334 (0.00291)	0.00324 <sup>***</sup> (0.00105)
<i>L.GovinRD</i>	0.846 (0.545)		1.045 <sup>***</sup> (0.375)	0.916 (0.680)		1.279 <sup>**</sup> (0.575)
<i>L.FinRD</i>	0.963 (0.722)		0.794 (0.995)	0.803 (1.278)		0.771 (0.806)
<i>L.Trade</i>		-1.101 <sup>*</sup> (0.568)			0.0406 (0.449)	
<i>L.FDI</i>		38.39 <sup>**</sup> (16.04)			22.25 (15.33)	
<i>L.Unemploy</i>		0.317 <sup>***</sup> (0.0588)			0.155 (0.152)	
年固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	NO	NO	NO	YES	YES	YES
常数项	2.644 (2.270)	-2.606 (9.311)	5.434 (12.17)	7.530 (9.164)	-8.292 (30.06)	8.839 (7.396)
Wald统计量	11288.99	190.75	1790000	28090.99	63.34	587.63
AR(2)统计量	-0.17 (0.862)	-0.05 (0.962)	-0.18 (0.885)	0.9 (0.368)	-0.32 (0.748)	-0.73 (0.463)
Hansen统计量	6.01 (1.000)	2.74 (1.000)	9.58 (1.000)	5.15 (1.000)	5.09 (1.000)	3.14 (1.000)
<i>N</i>	390	379	384	390	379	384

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差；AR(2) 统计量和Hansen统计量下括号中的数值为p值。

资料来源：作者整理。

以创新产出为因变量，金融业集聚度为自变量，检验产学研合作中介效应的实证结果如表 12 所示，(1) - (6) 列的安排与表 11 一致。(1) 和 (4) 列中专利数对金融集聚的回归显示，金融业集聚度对地区创新产出有显著且正向的预测作用。(2) 和 (5) 列的结果同样印证了产学研合作活动的增强与当地创新产出的增加存在显著的正向联系。同时考虑金融集聚和产学研合作活动对创新产出的影响，结果如 (3) 和 (6) 列所示，两个核心解释变量的系数都显著为正，说明金融集聚和产学研合作均能为区域创新产出带来积极且直接的影响。对比 (1) (4) 列和 (3) (6) 列，可以看到金融集聚的系数分别从 9.675、17.87 降为 8.662、15.78，各下降 10%和 12%，结合 (2) 和 (5) 中金融集聚对产学研合作的影响系数，可求得中介变量产学研合作的效应量约为 13%和 16%。此外，所有模型均通过 AR (2) 检验和 Hansen 检验，表明不存在严重的误设问题，回归结果稳健可靠。

综合来看，表 11 和表 12 的结果验证了产学研合作在金融集聚促进研发投入和创新产出中发挥的部分中介效应，并且金融集聚对区域研发创新的影响约有 10%-20%通过该渠道实现。考虑到除产学研合作渠道以外，金融集聚也可以通过其他机制影响区域创新活动，比如金融发展效应上，优化配置资源、管理风险、缓解融资困境，集聚效应上，通过规模经济和范围经济降低研发成本等等，因此，产学研合作渠道在金融集聚推动区域创新中 10%-20%的效应量是符合直觉和经验预期的。

表12 金融集聚影响创新产出中产学研合作的中介效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>CoopWght</i>	<i>Patent</i>	<i>Patent</i>	<i>CoopWght</i>	<i>Patent</i>
<i>L.Finance</i>	9.675** (4.562)	0.222* (0.114)	8.662** (3.703)	17.87* (10.40)	0.214* (0.123)	15.78** (7.130)
<i>L.CoopWght</i>			5.646* (3.081)			13.31** (6.027)
<i>L.lnGDP</i>	-14.47 (14.54)	0.518 (0.385)	-10.15 (15.68)	-0.576 (24.98)	0.315 (0.396)	-59.55** (27.18)

<i>L.Industry</i>	81.03 (72.99)	-0.583 (1.721)	33.27 (60.95)	87.16 (84.73)	0.330 (1.497)	190.7*** (18.69)
<i>L.CPI</i>	1.195 (2.979)	-0.0340 (0.103)	4.019 (3.710)	1.810 (2.131)	0.0394 (0.304)	-6.505*** (1.409)
<i>L.Gov</i>	-261.0 (181.2)		-265.9** (133.1)	-279.8 (226.0)		-544.6** (269.9)
<i>L.EduTech</i>	237.7 (153.1)	1.917 (5.175)	267.9* (158.1)	32.20 (141.9)	0.00817 (6.792)	279.0 (242.9)
<i>L.Gpop</i>	-10.86 (115.0)	-4.565 (5.026)	-120.0 (350.7)	-40.76 (238.7)	-7.031 (13.75)	-707.0** (314.9)
<i>L.Student</i>	-0.220 (0.174)	-0.00627* (0.00349)	-0.181 (0.111)	-0.426** (0.211)	-0.00334 (0.00291)	-0.412** (0.198)
<i>L.GovinRD</i>	17.67 (46.87)		12.05 (40.78)	29.56 (31.16)		53.55* (31.19)
<i>L.FinRD</i>	-22.60 (46.17)		7.321 (52.38)	461.5* (253.2)		10.35 (65.01)
<i>L.Trade</i>		-1.101* (0.568)			0.0406 (0.449)	
<i>L.FDI</i>		38.39** (16.04)			22.25 (15.33)	
<i>L.Unemploy</i>		0.317*** (0.0588)			0.155 (0.152)	
年固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
区域固定效应	NO	NO	NO	YES	YES	YES
常数项	83.33 (357.8)	-2.606 (9.311)	-235.8 (431.2)	0 (.)	-8.292 (30.06)	0 (.)
Wald统计量	357.56	190.75	1161.43	333.71	63.34	36.42
AR(2)统计量	1.59 (0.111)	-0.05 (0.962)	1.07 (0.283)	1.09 (0.275)	-0.32 (0.748)	-1.09 (0.276)
Hansen统计量	12.35 (1.000)	2.74 (1.000)	5.36 (1.000)	2.91 (1.000)	5.09 (1.000)	5.33 (1.000)
<i>N</i>	384	379	384	390	379	384

注：\*\*\*，\*\*和\*分别表示在1%，5%和10%的水平下显著；变量系数下括号中的数值为稳健性标准差；AR(2)统计量和Hansen统计量下括号中的数值为p值。



资料来源：作者整理。

## 五、结论和政策建议

本文基于区域创新的视角，对金融集聚如何通过推动产学研合作促进区域创新的理论逻辑进行了分析梳理，并以中国 30 个省份 2002-2016 年的面板数据进行了实证分析和检验，相关结果显示了四个主要结论：一是金融集聚显著地促进了区域产学研合作，并且能相对独立地施加影响；二是教育和人才因素与金融集聚相互加强，在鼓励区域创新合作上发挥了关键且独特的作用；三是产学研合作能有效提高区域整体的创新投入和产出水平；四是金融集聚显著推动了区域研发创新，并且约有 10%-20% 的影响经由产学研合作渠道实现。总体而言，本文的理论和实证分析进一步证实了金融集聚对区域经济创新促进作用，特别是从机制上明确验证了“金融集聚——产学研合作——区域经济创新”的核心传导机制以及相关影响因素，从而对金融集聚与经济创新的相关文献形成了有效的补充和扩展。

从本文结论的政策含义来看，在近年来中国持续推进创新驱动发展战略、强调自主创新的大背景下，理顺金融集聚、产学研结合和区域经济创新三者之间的理论逻辑和内在机制对理解相关实践问题具有重要意义。根据以上分析结论，本文针对性地提出以下几个方面的政策建议：一是进一步深化金融改革、提高金融服务效率，更好地发挥金融发展效应，同时加强金融制度建设，增强政策激励，吸引金融机构、金融人才和金融资源入驻，实现有效的金融集聚；二是重视高等教育和高层次人才的建设和培养，参照国际标准，进一步增加科教投入，增强科研创新的正向激励，提高知识生产、转化和应用的能力和效率；三是健全和改善创新合作的制度环境，规范市场，明确规则，以尊重和鼓励创新为导向，充分调动各参与主体的积极性，降低“搭便车”和技术外溢对研发合作的负面影响，形成“谁创新、谁受益”的内生性激励机制。

### （参考文献）

[1]白俊红, 江可申, 李婧. 应用随机前沿模型评测中国区域研发创新效率[J]. 管理世界, 2009 (10): 51-61.

[2]白俊红, 蒋伏心. 协同创新, 空间关联与区域创新绩效[J]. 经济研究, 2015, (7): 174-187.

[3]董晓芳, &袁燕. 企业创新, 生命周期与聚集经济. 经济学 (季刊), 2014 (1): 767-792.

- [4]洪功翔, 张兰婷, 李伟军. 金融集聚对全要素生产率影响的区域异质性——基于动态面板模型的实证分析[J]. 经济经纬, 2014, 31(4): 7-12.
- [5]洪银兴. 科技创新中的企业家及其创新行为——兼论企业为主体的技术创新体系[J]. 中国工业经济, 2012 (6): 83-93.
- [6]贾俊生, 伦晓波, &林树.. 金融发展, 微观企业创新产出与经济增长——基于上市公司专利视角的实证分析. 金融研究, 2017 (1), 99-113.
- [7]解维敏, &方红星. 金融发展, 融资约束与企业研发投入. 金融研究, 2011 (5): 171-183.
- [8]李林, 丁艺, 刘志华. 金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J]. 金融研究, 2011 (5): 113-123.
- [9]林炜. 企业创新激励: 来自中国劳动力成本上升的解释. 管理世界, 2013 (10): 95-105.
- [10]刘军, 黄解宇, 曹利军. 金融集聚影响实体经济机制研究[J]. 管理世界, 2007 (4): 152-153.
- [11]孙伍琴, &王培. 中国金融发展促进技术创新研究. 管理世界, 2013(6): 172-173.
- [12]王弓, 叶蜀君. 金融集聚对新型城镇化影响的理论与实证研究[J]. 管理世界, 2016 (1): 174-175.
- [13]王伟超, 武夷山, 潘云涛. 中国高校合作强度及官产学研合作的量化研究[J]. 科学学研究, 2013, 31(9): 1304-1312.
- [14]王文春, &荣昭. (2014). 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究. 经济学 (季刊), 2014 (2): 465-490.
- [15]王宇, 郭新强, 干春晖. 关于金融集聚与国际金融中心建设的理论研究——基于动态随机一般均衡系统和消息冲击的视角[J]. 经济学 (季刊), 2014 (4): 331-350.
- [16]叶伟巍, 梅亮, 李文, 等. 协同创新的动态机制与激励政策——基于复杂系统理论视角[J]. 管理世界, 2014 (6): 79-91.
- [17]余泳泽, 宣烨, 沈扬扬. 金融集聚对工业效率提升的空间外溢效应[J]. 世界经济, 2013 (2): 93-116.
- [18]赵晓霞. 金融集聚视角下的中国大城市经济增长方式探究[J]. 管理世界, 2014(5): 174-175.
- [19]钟腾, &汪昌云. 金融发展与企业创新产出——基于不同融资模式对比视角. 金融研究, 2017(12): 127-142.
- [20]周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束, 创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017, (7): 94-108.
- [21]庄涛, 吴洪. 基于专利数据的我国官产学研三螺旋测度研究——兼论政府在产学研合作

中的作用[J]. 管理世界, 2013 (8): 175-176.

[22]庄毓敏, 储青青, 马勇.金融发展、企业创新与经济增长[R].工作论文, 2018

[23]Abramo, G., C. A. D'Angelo, F. Di Costa, et al. University–industry Collaboration in Italy: A Bibliometric Examination[J]. *Technovation*, 2009, 29(6-7): 498-507.

[24]Amore, M. D., C. Schneider, and A. Žaldokas. Credit Supply and Corporate Innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3):835-855.

[25]Benfratello, L., F.vSchiantarelli, and A.Sembenelli. Banks and Innovation: Microeconomic Evidence on Italian Firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2008, 90(2) :197-217.

[26]Blackburn, K., and V. T. Hung. A Theory of Growth, Financial Development and Trade[J]. *Economica*, 1998,65(257): 107-124.

[27]Brown, J. R., S. M. Fazzari, and B. C. Petersen. Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom[J]. *Journal of Finance*, 2009, 64(1): 151-185.

[28]Bruneel J, P. d'Este, and A. Salter. Investigating the Factors that Diminish the Barriers To University–Industry Collaboration[J]. *Research Policy*, 2010, 39(7): 858-868.

[29]Caloghirou Y., A. Tsakanikas, N. S. Vonortas. University-Industry Cooperation in the Context of the European Framework Programmes[J]. *Journal of Technology Transfer*, 2001, 26(1-2): 153-161.

[30]Cecchetti, S. G., and E. Kharroubi. Why Does Financial Sector Growth Crowd out Real Economic Growth?[R]. Working Paper, 2015.

[31]Chava, S., A. Oettl, A. Subramanian, and K. V. Subramanian. Banking Deregulation and Innovation. *Journal of Financial Economics*, 2013, 109(3): 759-774.

[32]Cook G. A. S., N. R. Pandit, J. V. Beaverstock, et al. The Role of Location in Knowledge Creation and Diffusion: Evidence of Centripetal and Centrifugal Forces in the City of London Financial Services Agglomeration[J]. *Environment and Planning A*, 2007, 39(6): 1325-1345.

[33]de la Fuente, A., and J. Mar í. Innovation, Bank Monitoring, and Endogenous Financial Development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996, 38(2): 269-301.

[34]Dekle R., and J.Eaton. Agglomeration and Land Rents: Evidence from the Prefectures[J]. *Journal of Urban Economics*, 1999, 46(2): 200-214.

[35]Fang, V. W., X. Tian, and S. Tice. Does Stock Liquidity Enhance or Impede Firm Innovation? [J]. *Journal of Finance*, 2014, 69(5): 2085-2125.

[36]Freitas I. M. B., R. A. Marques, E. M. P. e Silva. University–Industry Collaboration and

Innovation in Emergent and Mature Industries in New Industrialized Countries[J]. *Research Policy*, 2013, 42(2): 443-453.

[37]Gertler M. S. Tacit Knowledge and the Economic Geography of Context, or the Undefinable Tacitness of Being (There)[J]. *Journal of Economic Geography*, 2003, 3(1): 75-99.

[38]Gorodnichenko, Y., and M. Schnitzer. Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Don't Catch Up[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2013, 11(5): 1115-1152.

[39]Howitt, P., and P. Aghion. Capital Accumulation and Innovation As Complementary Factors in Long-Run Growth[J]. *Journal of Economic Growth*, 1998, 3(2): 111-130.

[40]Hsu, P. H., X. Tian, and Y. Xu. Financial Development and Innovation: Cross-Country Evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2014, 112(1): 116-135.

[41]King, R. G., and R. Levine. Finance, Entrepreneurship and Growth[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3): 513-542.

[42]Kogan, L., D. Papanikolaou, A. Seru, and N. Stoffman. Technological Innovation, Resource Allocation, and Growth[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2017, 132(2): 665-712.

[43]Laursen K., T. Reichstein, and A. Salter. Exploring the Effect of Geographical Proximity and University Quality on University–Industry Collaboration in the United Kingdom[J]. *Regional Studies*, 2011, 45(4): 507-523.

[44]Lee Y S. 'Technology Transfer' and the Research University: A Search for the Boundaries of University-Industry Collaboration[J]. *Research Policy*, 1996, 25(6): 843-863.

[45]Lee Y S. The Sustainability of University-Industry Research Collaboration: An Empirical Assessment[J]. *Journal of Technology Transfer*, 2000, 25(2): 111-133.

[46]Malmberg A, and P. Maskell. The Elusive Concept of Localization Economies: Towards A Knowledge-Based Theory of Spatial Clustering[J]. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 2002, 34(3): 429-449.

[47]Maskus, K. E., R. Neumann, and T. Seidel. How National and International Financial Development Affect Industrial R&D[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(1): 72-83.

[48]Partha D., P. A. David. Toward A New Economics of Science[J]. *Research Policy*, 1994, 23(5): 487-521.

[49]Ponds R., F. Oort, K. Frenken. Innovation, Spillovers and University–Industry Collaboration: An Extended Knowledge Production Function Approach[J]. *Journal of Economic Geography*, 2009, 10(2):

231-255.

[50]Porteous D. J. The Geography of Finance: Spatial Dimensions of Intermediary Behaviour[R]. Working Paper, 1995.

[51]Ratti R. A., S. Lee, Y. Seol. Bank Concentration and Financial Constraints on Firm-Level Investment in Europe[J]. Journal of Banking & Finance, 2008, 32(12): 2684-2694.

[52]Shang, H., Q. Song, and Y. Wu. Credit Market Development and Firm Innovation: Evidence from the People's Republic of China[J]. Journal of the Asia Pacific Economy, 2017, 22(1): 71-89.

[53]Siegel D. S., D. A. Waldman, L. E. Atwater, et al. Commercial Knowledge Transfers from Universities To Firms: Improving the Effectiveness of University-Industry Collaboration[J]. Journal of High Technology Management Research, 2003, 14(1): 111-133.

[54]Storper M., and A. J. Venables. Buzz: Face-To-Face Contact and the Urban Economy[J]. Journal of Economic Geography, 2004, 4(4): 351-370.

[55]Turk-Bicakci L., and S. Brint. University-Industry Collaboration: Patterns of Growth for Low-and Middle-Level Performers[J]. Higher Education, 2005, 49(1-2): 61-89.

[56]Zhao S. X. B. Spatial Restructuring of Financial Centers in Mainland China and Hong Kong: A Geography of Finance Perspective[J]. Urban Affairs Review, 2003, 38(4): 535-571.

## **Financial Agglomeration, Industry-University-Research Cooperation and Regional Economy Innovation**

ZHUANG Yu-min, CHU Qing-qing, MA Yong

(School of Finance, China Financial Policy Research Center, Renmin University of China,  
Beijing, 100872, China)

**Abstract:**From the perspective of regional innovation, this paper makes a theoretical analysis on how financial agglomeration promotes regional innovation by promoting industry-university-research cooperation. Using a panel data set of 30 provinces of China over the period of 2002-2016, our empirical tests show that: (1) financial agglomeration significantly promotes regional industry-university-research cooperation and this influence is rather independent; (2) education and talent factors and financial

agglomeration reinforce each other, playing a vital role in facilitating regional innovation cooperation; (3) industry-university-research cooperation can effectively improve the level of regional innovation input and output; (4) Financial agglomeration has significantly promoting effects on regional innovation, of which 10-20% is realized through the intermediary channel of industry-university-research cooperation. The theoretical and empirical analysis of this paper provides a new perspective and evidence for understanding the role of financial support in China's innovation-driven economy, as well as some enlightening policy implications for the implementation of innovation-driven development strategy.

**KeyWords:** financial agglomeration; industry-university-research cooperation; regional innovation

**JELClassification:** E44I23O31



## 银行高管腐败与商业银行贷款质量

关伟

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

何超

(中国人民大学财政金融学院, 中国财政金融政策研究中心, 100872)

**摘要:** 我国经济发展水平和政治周期对银行业发展具有强大的影响力, 特别是影响我国商业银行的贷款质量。本文基于政治周期的影响机制之一高管贪腐行为, 研究银行高管腐败对商业银行贷款质量的影响。本研究选取了 2007-2016 年已产生腐败行为的 46 家商业银行非平衡面板数据, 并以银行不良贷款率作为银行贷款质量的代理变量建立模型, 经研究发现: 银行腐败与银行贷款质量之间显著正相关, 即银行腐败程度越深, 银行不良贷款率越高, 支持了“腐败无效假说”的观点, 并且腐败对不同类型的商业银行的影响均不同, 模型的内生性问题和稳健性问题也都进行了充分检验。本文基于银行高管腐败数据丰富了腐败对商业银行经营行为的研究, 提出了加强腐败现象的治理以提升银行贷款质量和金融系统性风险防范的对策。

**关键词:** 腐败贷款质量 不良贷款率 政治周期 寻租

### 一、引言

腐败在全球都非常普遍, 一般情况下, 经济腐败常与官员设租、抽租行为联系在一起(魏下海, 2015), 虽然租金是超出资源本身用途所得之上的支付, 寻租与寻利并没有本质区别(Buchanan, 1980), 但是因为腐败具有非法性和保密性特征而导致腐败行为更加扭曲, 从而进一步使该行为的维护成本更加高昂(Shleifer and Vishny, 1993)。腐败决定性因素包括政府组织结构和政治周期, 其中政治周期主要造成前后届政府施行政策的不连续和不稳定, 对企业生产经营活动产生直接或间接的影响, 并可能导致金融机构面临政策风险(罗党论, 2016)。但是因为银行腐败数据的可获得性, 目前鲜有学者通过实证研究银行高管腐败对银行贷款质量的影响。



1993 年,世界银行对中国人民银行开始技术援助时中国才引入贷款风险分类的概念,之前中国银行业采用的是“一逾两呆”的四级分类方法,引入贷款风险分类概念后,我国银行才开始用不良贷款指标来衡量贷款质量。国际金融业发展经验表明,过高的不良资产及不良资产率是发生金融危机和引致金融机构倒闭的重要原因(王一江,田国强,2004)。当前,在中国经济下滑和“供给侧结构性改革”等背景下,中国金融业同时处于资产质量的“拐点期”和金融改革发展的“深化期”,中国金融机构面临的风险更大,不良资产“暴露期”更可能提前出现,因此,目前中国应更加重视金融系统的安全与稳定(周小川,2011)。

我国银行业发展相对其他发展中国家而言比较复杂,银行业改革经历了 40 多年,在 1978 年改革开放之前,仅有中国人民银行,当时的中国人民银行既是中央银行也是商业银行,随着 1978 年改革开放的进程,我国相继成立了四大国有银行,分别为中国银行、中国建设银行、中国农业银行和中国工商银行,1986 年,另外一家国有银行——交通银行成立,政府是这五家国有大型商业银行实际控制人。20 世纪 80 年代至 90 年代,股份制商业银行纷纷成立,包括中信银行、中国光大银行、中国民生银行等,相比国有银行完全由政府控股,政府对股份制商业银行的控股比例比较少。随后有许多当地的城市商业银行成立,农村信用合作社也相继进行股份制改革成为农村商业银行。随着商业银行的数量越来越多,竞争越来越激烈,商业银行的不良资产也随着增加,1999 年后,我国成立了四大资产管理公司,分别为中国长城资产管理公司、中国信达资产管理公司、中国华融资产管理公司和中国东方资产管理公司。这四家资产管理公司主要是收购国有银行不良贷款,管理和处置因收购不良贷款形成的资产。根据制度经济学的观点:如果市场上不存在私营机构对政府定价的竞争,则官员腐败尤其是政治腐败的可能性就会非常高(Fan, Guan, Li, and Yang, 2014);相反,如果政府仅仅是众多买家中的一个,腐败则基本不可能发生(本森,1985)。因为我国商业银行发展初期属于寡头垄断时期,政府高度控制,资源的稀缺性导致资源分配不均,企业想要获得发展需通过寻租的方式获得贷款,由此产生大量的腐败贷款。腐败与银行不良贷款之间具有密切的相关性,主要表现在腐败提高了利率,提高了融资成本,从而导致了逆向选择,申请贷款者可能一开始就具备还款的能力或者不具有还款意愿,导致寻租的租金成为不还贷款的理由,从而贷款最后演变成不良资产。根据透明国际的定义,腐败被定义为滥用职权谋取私人利益,是全球普遍存在的社会、政治和经济现象,但是腐败现象在发展程度越低的国家越严重。

一般我们所讲的腐败都是广义的腐败,即一切利用行政和资源配置的垄断权力所进行的不按交易规则办事,而为自身谋取私利的行为都被称为腐败(Johnston,2001),这一定义涵盖了金融腐败,但是又不仅仅是金融腐败或者银行腐败的涵义,所以基于银行作为存款类金融机构的特点,只有涉及资金交易或者金融行政权力的腐败行为才是本文研究的对象。

本文从银行高管腐败入手，并通过实证分析剖析腐败如何影响银行不良资产，以及不同类型银行的腐败问题对该类银行不良资产的影响。一方面，腐败会导致道德风险，造成市场选择机制失灵；另一方面，由于信息不对称引起的资源分配不均，如果银行金融机构自身是腐败的当事人，它们更倾向于与不具备偿还能力的借款人共谋，这比有效率的借款人所提供的租金要高得多，毕竟是双方直接分割本金，而不是依靠企业利润支付租金，由此腐败导致不良资产的增加（陆磊，2005）。并且，国有大行成为了金融案件高发区，这与大型银行缺乏竞争力的激励机制关系很大，主要是因为银行业掌握资金放贷，在资金供求关系中往往处于强势地位，“合法外衣”下的权力寻租不可避免地滋长。我国五大行的存贷款奖励标准普遍比股份制银行和其他中小银行低，而且比较平均，绩效奖金的灵活性较低。但是“理性经济人”假设决定了高管们会追求利益的私有化和最大化，所以制度设计和个人理性之间的矛盾造就了金融腐败问题。

我国改革开放的四十多年腐败现象越来越严重，并且越来越深地渗透到我国的政治、军事和经济领域（Griffin, Liu, Shu, 2016）。2012 年 12 月 4 日，中共中央出台《关于改进工作作风、密切联系群众的八项规定》（简称“八项规定”），要求厉行勤俭节约，杜绝奢靡之风。“八项规定”的出台对企业的工作作风和金融机构的贷款质量产生了深刻的影响。2012 以后，我国的腐败情况得到高度改善，我国的腐败指数从小于 10 增加到 40 左右。2014 年，我国的腐败指数得分为 36，在全球 175 个国家中排名第 100，2017 年为 41 分，从图 1 可以看出我国腐败指数与 GDP 增长对比情况。虽然从分数上看，我国的腐败指数还是略高于其他主要发展中国家，虽然以前我国也一直在重视反腐，但是取得的效果非常有限。“八项规定”之后，我国的腐败现象确实得到了大幅的改善，深入而又广泛的反腐运动“比任何人预期的都要更深远”（Guardian, 2015），所以“八项规定”被认为是我国反腐运动真正的开端，并且 2012 年之后，总体我国进入新常态，从创造廉洁的经济环境角度来保持经济的平稳发展。

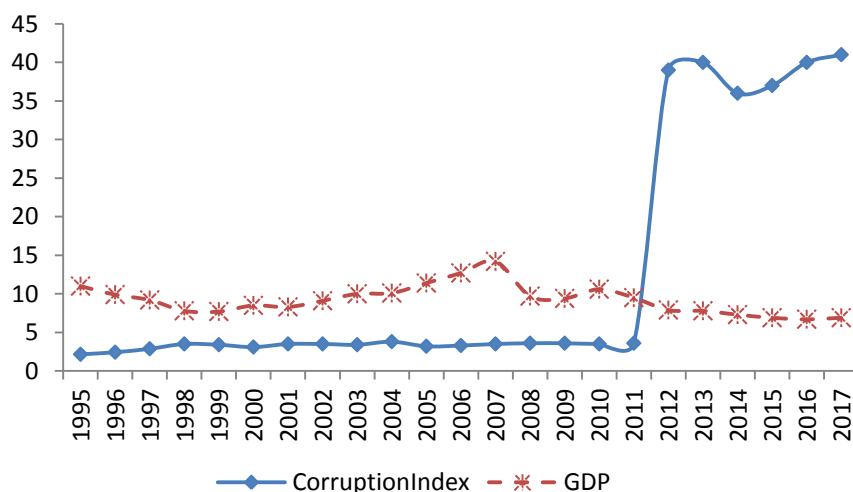


图 1 我国 1995-2017 年腐败指数与 GDP 同比增速情况

数据来源: Transparency International, Wind

注: 腐败指数分数为0-100, 分数越低表示腐败程度越严重, 反之则反。

图 2 从微观层面描述了我国腐败人数与商业银行不良贷款及实际 GDP 增速三者之间的关系。从图 2 可以看出, 被处处的银行腐败案件从 2011 年开始增加, 甚至 2017 年被处处的银行腐败人数达到 44 人。商业银行不良贷款率 2013 年之后稍有上升, 而 GDP 同比增速在放缓。

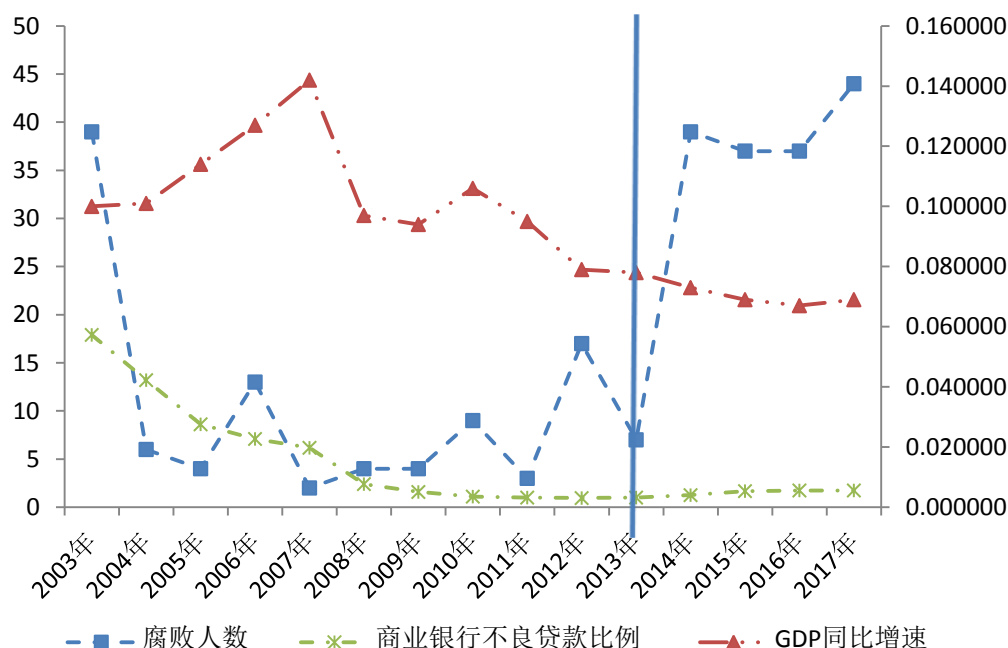


图 2 腐败与商业银行不良贷款比例及 GDP 同比增速的关系

注: 左纵坐标为腐败人数和商业银行不良贷款比例的参考数轴, 右纵坐标为GDP同比增速的参考数轴

本文选取了我国 2007~2016 年 46 家商业银行作为研究样本上市银行在文中作者将腐败定义为政府官员为了出售政府财产为谋求私利, 但是大多数情况下, 政府官员出售的商品并不是为了他们自己的需要, 而是让私人代理商追求他们无法追求的经济活动。

2007 年至 2017 年我国商业银行腐败的事件发生的地区、银行类型、银行分支机构分布情况如表 1 所示。从表 1 的 Panel A 中我们可以看出, 国有商业银行的腐败现象得到了一定的控制, 但是城市商业银行的腐败事件占比居高不下, 而且近几年来, 股份制商业银行和农村商业银行的腐败现象稍有增加, 特别是股份制商业银行, 2017 年被处处的该类银行高管达 17 位。从 Panel B

可以看出,最近十年,总行为银行高管腐败的高发区,其次是支行负责人。从 Panel C 可以看出,我国华东、华北地区的腐败现象较为严重,这些地区为经济较为发达地区,包括山东、江苏、浙江、上海、北京、河北等地,其次为华中、西南和华南地区。

**表 1 2007-2017 年我国商业银行腐败事件发生情况占比分类汇总 (单位: %)**

年份	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
<b>Panel A: 银行类型</b>											
国有商业银行	1.00	1.00	0.50	0	0.33	0.35	0.43	0.13	0.27	0.24	0.16
股份制商业银行	0	0	0.25	0	0	0.06	0.14	0.21	0.19	0.11	0.39
城市商业银行	0	0	0.25	0.11	0.33	0.53	0.29	0.46	0.41	0.38	0.25
农村商业银行	0	0	0	0.89	0.33	0.06	0.14	0.21	0.14	0.27	0.20
<b>Panel B: 银行分支机构类型</b>											
总行	0	0	0.25	0	0	0.47	0.43	0.59	0.68	0.65	0.52
分行	0.50	0	0	0	0	0.12	0.29	0.08	0.11	0.14	0.23
支行	0.50	1.00	0.75	1.00	1.00	0.41	0.29	0.33	0.22	0.22	0.25
<b>Panel C: 腐败地区</b>											
华东	0.50	0	0.25	0.11	1.00	0.71	0.29	0.31	0.46	0.46	0.39
华中	0	0	0	0	0	0.06	0.43	0.15	0.08	0.11	0.07
华南	0	0	0.50	0	0	0.18	0	0.08	0.03	0.08	0.14
华北	0	0	0	0.89	0	0	0	0.18	0.24	0.19	0.16
西北	0	0	0	0	0	0.06	0	0.03	0.05	0.05	0
西南	0.50	0	0	0	0	0	0	0.15	0.05	0.05	0.23
东北	0	1.00	0.25	0	0	0	0.29	0.10	0.08	0.05	0.02

数据来源: 作者整理所得。

## 二、文献综述与研究假设

越来越多的研究将我国的反腐运动作为一项自然实验来研究政治周期对经济、金融的影响,但是大部分研究表明反腐对金融市场产生了非正向影响(李波,王正位,2017)。腐败关系网的形成是由于政府资源的稀缺导致私人要通过向代理人行贿才能获得“政府产品”,包括许可和各种特

权等 (Shleifer and Vishny, 1993), 他认为腐败产生的前提是代理人与委托人之间存在信息不对称, 所以代理人会忽略委托人的利益而滥用权力, 即存在寻租性腐败, 作者通过建立竞争性腐败模型, 得出缺乏透明度和司法有效性监督的经济中, 腐败行为必然泛滥; 从广义上来说, 有学者通过研究发现腐败会进一步制造资源的稀缺性, 从而造成资源错配以及降低社会信用水平, 提高了融资成本。腐败分为两种类型, 一是行政腐败, 主要是政府资源的滥用; 二是政治腐败, 是通过滥用决策权力以改变经济不同资源的回报率 (Jain, 1998)。从腐败产生的原因来分析, 首先, 当腐败群体掌握了某种稀缺资源, 由此可以追求市场利润; 其次, 当某个群体掌握了稀缺资源之后就拥有某种垄断的权力, 由此可以侵占消费者剩余从而实现供给者剩余的最大化; 另外, 社会公众大部分对腐败交易的认同程度不同, 即学者通常将腐败分成官员核心、市场核心和公共利益核心三类 (谢平, 2005; Heidenheimer, 1970)。还有的学者认为腐败是一种与生产性活动争夺资源的非生产性寻租行为, 即经济主体为了个人私利而规避市场配置资源, 然后通过该行为引导决策 (Colander, 1980; Krueger, 1974; Tullock et al., 1980)。本文用到的具体表现为受贿、勒索、共谋、任人唯亲、发展裙带关系、欺骗、欺诈、侵占或挪用公款、违规发放贷款、非法吸收公众存款以及滥用政权等一系列手段 (M. chen and BN Jeon, 2014)。被检查出的“腐败”银行高管中, 有些是在职时以权谋私, 有的是退休后继续利用在任时的人脉关系谋取利益, 所以本文仍会考虑已从银行退休的高管。并且, 本文主要从银行资产端研究银行高管腐败与商业银行贷款质量的关系。

大多数早期关于腐败的研究基于委托代理模型 (Banfield, 1975; Rose-Ackerman [1975, 1978]; and Klitgaard [1988, 1991]), 这类模型的委托人一般是指的中央最高领导层, 代理人则是政府官员, 代理人从个人收受贿赂然后出售“政府产品”, 有的学者从效率工资的角度来研究如何激励代理人诚实 (Becker and Stigler, 1974)。还有大量学者对于腐败产生的原因进行了研究, 总结主要有: 权力对稀缺资源的垄断 (周颖, 2004; 蔡青林, 2002); 诱人的犯罪利润, 金融腐败产生的利润远远大于其他类型犯罪产生的利润, 使人们的犯罪欲望恶性膨胀; 银行资金寻租, 那些资金大、风险高的项目只能付给银行一部分“租金”以获取贷款; 薄弱的内部控制, 表现为内控缺乏刚性, 现有的内控部门缺乏独立性和权威性, 公司治理乏力, 金融系统透明度低 (李利明, 2005; 蔡雪冰, 2002); 外部监管不力, 惩罚机制不健全 (许少勋, 1999; 蔡青林, 2002)。

学术界研究腐败对银行不良资产的影响存在两种截然不同的观点和假设, 即腐败竞争假说和腐败无效传染性假说, 前者对经济产生积极影响, 后者对经济产生消极影响, 在实践过程中, 两种效应相互制衡, 此消彼长 (Griffin, John, et al., 2016)。

腐败竞争假说是指银行高管腐败行为能够帮助银行、企业发展甚至社会经济发展产生积极影响。学者研究腐败对经济的正面影响, 主要是通过研究其对资源分配效益着手 (Leff, 1964;

Huntington, 1968; Liu, 1985; Acemoglu and Verdier, 2000)。福利经济学则认为, 只有在社会计划当局对其政策实施无法进行完备的控制时, 腐败才有可能发生, 而且认为腐败是解决市场无效率问题所支付的必要成本 (Andvig, 1991; Bardhan, 1997; Benson and Baden, 1985)。纳斯和普雷斯 (Nas and Price, 1986) 等学者就是从福利经济学的角度提出了“政策导向腐败” (Policy-oriented corruption) 的概念, 认为腐败不是一种孤立现象, 而是特定政策的产物, 如果政策导向的腐败行为净福利为正, 则腐败是有利的。有学者认为贿赂是在价格管制或者刚性情况下的一种“信号”机制, 可以最小化排队的时间成本。他设定的模型假定在一个分散化决策的经济中存在消费者对某种稀缺服务的排队等待, 为了获得位次的提前而行贿。运用行贿函数和纳什均衡, 作者得出: 在给定的时间价值的累积分布函数下, 行贿是一种导致“社会准最优排队”的方式; 贿赂促使排队的成本最小化; 当允许贿赂时, 腐败能提高工作效率, 节省谈判时间供给者, 加快服务速度 (Liu, 1985; Batabyal and Yoo, 2007)。还有的学者从企业发展的角度出发认为贿赂可以给企业带来繁荣, 招待费支出越多, 企业获得的政府订单也越多 (黄玖立, 李坤望, 2013)。并认为中国的反腐实际上在资本有效配置方面对经济起到了正面刺激作用, 而且反腐所带来的竞争效应要胜过传染效应。作者通过实证得出信贷资源的倾斜在银行贷款 (相对于公司债) 和短期债务 (相对于长期债) 方面更加明显, 并且信贷资源对民企覆盖面较反腐之前更为广泛, 说明腐败公告之后, 银行可能会采取一些措施促进了信贷资源的再配置 (李波, 2017)。还有的学者通过研究发现在政府组织冗长、分散且无效的情况下腐败能够促进国家的发展, 而且还能在企业受严格管制的前提下降低监管的负面影响, 在一定程度上能够繁荣或者维持经济的发展, 因为只有盈利的企业才能不断寻租 (Beck et al. 1986; Clark and Riis, 2000; Meon and Weill, 2010; Dreher and Gassebner, 2013)。许多学者将亚洲发展经济体的这种高经济增长和高腐败的现象称为“亚洲矛盾” (Rock and Bonnett, 2004; Vial and Hanoteau, 2010)。一方面, 腐败增加了贷款融资成本, 另一方面, 高生产效益的企业承担高回扣或腐败程度然后获得更多的贷款 (M. Chen and BN. Jeon, 2014), 特别是在一些发展中国家, 腐败能帮助效益高的企业获得更多信用贷款, 成为了许多企业进行融资的主要手段 (Chen, 2013)。

腐败无效假说是指腐败会对经济产生不利影响, 许多学者都研究了腐败对经济发展的负面影响, 包括影响企业投资、政府支出、人力资本积累、国外直接投资流入、国际救援等 (Murphy et al. 1993; Mauro, 1995)。学者认为腐败的危害主要在于经济成本的增加, 腐败助长了权利寻租活动的渠道 (Shleifer, Vishny, 1993; Fisman, Raymond, 2007; Cai, 2011; You, Jiaying, et al., 2017)。同样有学者从福利经济学的角度分析了腐败产生的危害, 如果腐败造成效率损失, 那么造成腐败的经济制度本身也存在福利经济学意义上的扭曲。并且作者认为与腐败必然相关的两个问题是市场的不完备性和行为的不合法性和黑箱特征。腐败打破了边际成本定价法则, 公众实际支付的是边际成

本加贿赂, 所以造成了经济效率的损失 (Beenstock, 1979), 严重阻碍了企业的发展 (Batra et al. 2004)。有学者通过研究发现, 位于高腐败国家的上市公司具有更高的股权集中度 (La Porta et al., 1998), 并且金融危机在腐败越严重的国家越容易爆发 (Laeven and Valencia, 2013), 而且在货币政策的冲击下, 腐败有可能破坏银行资产质量 (Chen and Jeon, 2014)。还有的学者通过研究反腐的影响, 得出反腐抵消了腐败的负面影响, 给企业带来了积极的市场影响, 通过研究表明, 反腐能够提高企业绩效, 这种效应在政府干预严重的区域更明显, 并且反腐通过加快资产周转率, 缩短经营周期, 优化了投资效率, 提高生产效率, 优化公司治理结构, 并且反腐使得非国有企业的经济效益得到了提升, 在一定程度上降低了银行不良贷款率 (钟覃琳, 王茂斌, 2016; 党力, 2015; 王茂斌, 孔东民, 2016)。有学者发现, 和政府关系密切的企业更容易通过较少的抵押担保物获得较多的长周期贷款, 但是随着腐败程度加深, 贷款的增长也会降低, 而不良资产也会随着高腐败进一步加深 (Detradiache et al. 2008; Weill, 2011; Park, 2012)。

总体来看, 低效的国企主要受传染效应影响较大, 高效的民企受竞争效应的影响较大 (Parsons, Christopher et al., 2014;), 经济和政治的竞争性会降低腐败和它的负面影响 (Shleifer and Vishny, 1993)。本文基于以上研究提出以下两个研究假设:

H1: 腐败的产生将导致银行贷款质量的下降, 被处分的银行腐败越多, 对商业银行不良贷款率的影响将越高。

H2: 不同类型商业银行的腐败行为存在异质性。

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文选取了 2007-2016 年中国 46 家商业银行非平衡面板数据作为研究样本。腐败指数的选取主要根据 Griffin 和 Liu(2016)年的统计方法, 其他数据均来源于 Wind 数据库、BankScope 全球银行和金融机构分析库以及中国商业银行年报等。我们对初始样本进行了如下处理: (1) 剔除政策性银行和外资法人银行; (2) 剔除数据连续期少于 3 年的商业银行。为避免潜在的样本选择问题, 我们也对剔除了数据连续期少于 5 年、7 年和 9 年的商业银行样本分别进行了检验, 仅选取有领导腐败记录的商业银行, 本文主要结论保持稳健。按照中国银监会的分类标准, 46 家样本商业银行包括 5 家国有大型商业银行、9 家股份制商业银行、28 家城市商业银行和 4 家农村商业银行。为了消除样本离群值对所得结果的影响, 我们对所有变量在上下 1%分位点进行缩尾处理, 所得结果与本文主要结论完全保持一致。表 2 是本文主要变量的符号及含义, 表 3 给出了这些变量的

描述性统计。

## (二) 变量定义

### 1. 银行贷款质量指标

目前关于银行贷款质量的代理变量主要有：不良贷款率（Non-Performance Loan Rate=不良贷款/贷款总额）（Goetz et al.,2016; Zhu and Yang, 2016; Schaeck and Cihak, 2014; Chen and Lin, 2016; Kick and Prieto, 2015; Fang et al., 2014），贷款拨备率（贷款拨备率=贷款损失准备金/贷款总额，或者平均贷款总额）（Goetz et al., 2016; Chen and Lin, 2016; Schaeck and Cihak, 2014），逾期贷款率（逾期贷款率=逾期贷款 90 天以上/贷款总额）（Blankespoor et al., 2013; Goetz et al., 2016; Chen and Lin, 2016）。因为三者存在共线性，所以在下面的模型中选取了最常用的银行不良贷款率作为代理变量。在稳健性分析中，本文还选取了贷款拨备（LoanReserveRate）作为辅助代理变量。商业银行不良贷款率虽然能够代表银行贷款质量的情况，但是需要认识到不良贷款率有一部分可能只是宏观经济形式疲弱而造成的借款者违约，并不是银行主动性选择造成的，所以文章中加入了宏观控制变量。

### 2. 腐败指标的选取

国外学者检验腐败对银行贷款质量或者风险承担渠道一般利用国际上通用的国家腐败指数（Corruption Index，简称 CI）（MingHua,Bang, 2014），也有学者通过问卷调查的方式获得银行腐败的资料和数据（陆磊，2005）。由于本文主要研究微观个体行为对银行贷款的影响，但是问卷调查方法不太适合本文的研究方法，所以本文腐败指标的选取主要选择了网络搜索的统计方法（Griffin, Liu,2016; Ding, Fang, Lin and Shi, 2017；李波，王正位，2017）。首先通过中纪委网站获得腐败数据，自 2012 年下半年以来，中国政府要求及时向公众披露腐败相关官员的信息，以提高政治治理的透明度。对于每个腐败案例，该网站里列了腐败官员的姓名、被调查前的职务、核心履历、腐败类型和腐败程度（根据货币性和非货币性的寻租行为来衡量）（李波，王正位，2017）<sup>①</sup>。然后进一步通过关键词“腐败”进行撒网式搜索，具体来说，本人构建了一个“涉腐领导”+“所有商业银行”的搜索词库，从股吧和百度和其他新闻搜索引擎，逐个搜索词库中所有关联词，并记

---

<sup>①</sup>由于公告可能不包含政治官员的全部履历信息，所以我们手动搜索了官员之前的所有职位，以确定受调查银行领导的政治网络。再者，2012 年之前的数据，我们也同样逐一为银行进行了手动搜索，以确保不遗漏任何重要腐败信息。



录搜索结果。同时，因为考虑到样本量因素，所以在 Liu（2016）和李波（2017）的方法上加入了银行部门“主任”及“科长”级别领导。因为有的领导腐败有多次曝光，本文只选取了最早的接受调查曝光时间点，然后将获得的银行领导腐败数据做对数化处理。

### 3.控制变量

本文用到的控制变量分为两种：宏观经济变量和银行特征相关变量。

宏观经济变量主要是企业景气指数（BCIndex），腐败官员设租导致企业需要通过寻租谋求发展，官员抽租导致企业要么压缩生产要么关闭企业。文中将国有企业的实际控制者视为“官员”。在向市场的过渡性体制中，官员凭借手中的权力，既可以将财富向上抽汲，也可以将资源向下再分配。企业面临腐败官员的设租，企业将积极开展寻租活动，只要寻租的边际收益高于边际成本，寻租就不会停止，企业会因寻租而繁荣。但是面临腐败官员的抽租时，企业则会压缩生产，生产压缩一方面是为了避免更多利益被抽取而产生的主动行为，另一方面也有可能是因为抽租抬高经济成本而选择的被动退出。所以企业景气指数与银行发放贷款额度相关，而银行贷款总量会影响银行贷款质量，通过前文的理论假设，银行设租和企业的寻租行为均会影响银行不良贷款的产生，所以我们可以假设企业景气指数与银行不良贷款率之间存在负相关关系。除此之外，本文还用到了银行层面的控制变量，包括银行特征变量包括总资产（TotalAssets）、成本收入比（CostToIncome）、流动性覆盖率（LCRatio）、资本资产比率（EquityToAsset）、存款比率（DepositToAsset）、贷款比率（LoanToAsset）等指标。

#### （三）模型设定

为了分析腐败对商业银行贷款质量的影响，本文基于豪斯曼检验结果，解释变量不随时间变化，所以使用固定效应估计方法建立如下基准模型：公式（1）为常规模型，公式（2）中加入了不良贷款率的滞后项作为解释变量，以检验不良贷款率的动态面板模型，主要对模型（1）做内生性检验。

$$\text{LoanQuaity}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Corruption}_{i,t} + \beta_2 \text{Control}_{i,t} + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{LoanQuaity}_{i,t} = \alpha + \gamma \text{LoanQuaity}_{i,t-1} + \beta_1 \cdot \text{Corruption}_{i,t} + \beta_2 \text{Control}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

公式中 $\text{LoanQuaity}_{i,t}$ 的代理指标为商业银行不良贷款率（NPLRatio）， $i$ 表示银行个体， $t$ 表示时间，用腐败人数 Number 代表 $\text{Corruption}_{i,t}$ 变量，控制变量（ $\text{Control}_{i,t}$ ）包括宏观变量和商业银行层面特征变量，前面已描述，此处不再赘述。公式中 $\alpha$ 为截距项， $v_i + \varepsilon_{i,t}$ 为扰动项， $v_i$ 表示不可观测且不随时间改变的个体特征。具体变量定义、名称、解释说明与待检验假设如表1所示。

表 2 变量定义与假设

变量	变量名称	解释说明	待检验假设
<b>被解释变量</b>			
不良贷款率	NPLRatio	不良贷款率=不良贷款余额/贷款总额	
<b>解释变量</b>			
腐败人数	Number	商业银行腐败人数, 对结果取对数	正相关
<b>产业层面控制变量</b>			
企业景气指数	BCIndex	企业景气指数= 0.4×即期企业景气指数 +0.6×预期企业景气指数	负相关
<b>微观企业层面控制变量</b>			
资产总额	TotalAssets	总资产(元)的自然对数	正相关
成本收入比	CostToIncome	成本收入比=营业成本/营业收入	负相关
流动拨备覆盖率	LCRatio	流动性覆盖率=流动性资产/计息负债 (存款及短期资金)	正相关
资本资产比	EquityToAsset	资本资产比率=股东权益/总资产	负相关
存款比例	DepositToAsset	存款比率=存款总额/总资产	负相关
贷款比例	LoanToAsset	贷款比率=贷款总额/总资产	正相关

注: 以上变量均取自然对数。

表 3 主要变量描述性统计

<b>Pannel A: 中观层面数据</b>						
变量	样本数	均值	标准差	中位数	最小值	最大值
BCIndex	10	123.22	11.32	121.95	107.00	143.60
<b>Pannel B: 商业银行层面数据</b>						
变量	样本数	均值	标准差	p50	最小值	最大值
NPLRatio	460	0.0200	0.0300	0.0100	0	0.420
Number	460	0.290	0.890	0	0	10
CostToIncome	460	0.350	0.0800	0.340	0.160	0.990
TotalAssets	460	1.800e+08	4.100e+08	1.300e+07	320000	2.400e+09

LCRatio	460	1.790	25.71	0.250	0	546.5
EquityToAsset	460	0.0700	0.0200	0.0600	-0.140	0.160
DepositToAsset	460	0.740	0.110	0.740	0.410	1
LoanToAsset	460	0.490	0.100	0.500	0.150	0.700
CashIn	420	3.100e+07	6.100e+07	4.300e+06	6453	3.400e+08
CashOther	415	1.300e+06	4.300e+06	44607	-82000	4.200e+07
CashNet	421	5.800e+06	1.500e+07	640000	-1.900e+07	1.100e+08
NetLDS	410	-0.0200	0.470	0.0300	-7.280	0.290
Branches	121	3166	6504	236	20	23682
StaffEx	143	3.300e+06	5.200e+06	720000	22115	1.800e+07

注：本表提供了主要变量的描述性统计，表 1 则是提供主要变量的详细解释说明。

## 四、实证结果与分析

### （一）基准模型

基于方程（1），其基准模型回归结果如表 4 所示，银行领导腐败与商业银行不良贷款率之间存在显著的正相关关系，即银行领导腐败人数的增加会显著增加商业银行的不良贷款率，支持了“腐败无效传染性假说”的观点。表 4 中分别用 OLS 和 FE 对腐败人数与银行不良贷款率之间的关系进行了回归，其中用腐败人数的对数化（lnNumber）作为核心解释变量。

对于核心解释变量的分析，在控制时间和类型固定效应的基础上，模型中加入了影响商业银行不良贷款率的银行特征和宏观变量，如模型（1）和（2）所示，腐败指数（lnNumber）对系数分别为 0.00615 和 0.00459，分别在 5% 和 10% 的置信水平下显著，可以说明腐败人数与银行不良贷款率之间存在显著的正相关关系，这个结果与 Chen 和 Jeon（2014）的研究结论保持一致，并且从经济意义上来说，腐败对银行不良贷款率的影响为 0.46% 以上，对于平均在 2% 左右的银行不良贷款率来说其影响比较显著。

对于控制变量的分析，则主要观察模型（1）和（2）中控制变量的符号和显著性水平，接下来我们主要分析固定效应模型的结果。从表 4(2)中可以看到宏观层面的企业景气指数（BCIndex）在 1% 的置信水平下显著负相关，这表明企业越景气，经济环境越好，商业银行的不良贷款率越低。银行特征层面的商业银行的成本收入比（CostToIncome）在 5% 的置信水平下显著正相关，说明银行成本占银行收入比重越高，银行的不良贷款率越高；而银行资本资产比率（EquityToAsset）

在 1% 的置信水平下显著负相关，这说明商业银行的资本资产比率越高，其不良贷款率越低，也即银行贷款质量更高，该结论符合资本缓冲理论，即商业银行的资本可以吸收不利冲击并降低自身风险 (Liang et al., 2017)。并且还可以看到银行存款占总资产比率 (DepositToAsset) 至少在 10% 的置信水平下显著正相关，这表明商业银行的存款越高，银行的不良贷款率也会显著增加。

总体而言，本节模型所得出的主要结论均值吃了商业银行“腐败无效传染性假说”的观点，即商业银行领导腐败人数的增加会显著提高商业银行不良贷款率。

表 4 基准模型估计结果

	(1)	(2)
估计方法	OLS	FE
变量	NPLRatio	NPLRatio
Number	0.00615** (0.00266)	0.00459* (0.00268)
BCIndex	-0.0269** (0.0112)	-0.0303*** (0.0109)
CostToIncome	0.0177*** (0.00402)	0.0131** (0.00574)
TotalAssets	-0.00199*** (0.000530)	-0.00307 (0.00221)
LCRatio	-0.00113 (0.00210)	-0.00290 (0.00220)
EquityToAsset	-0.483*** (0.0426)	-0.643*** (0.0487)
DepositToAsset	0.0392*** (0.00789)	0.0210* (0.0116)
LoanToAsset	-0.0162*** (0.00465)	-0.00252 (0.00667)
Constant	0.231*** (0.0559)	0.276*** (0.0675)
Observations	460	460

R-squared	0.328	0.360
Number of id	46	46

注：1）本表使用了OLS和FE模型给出了腐败与商业银行不良贷款率关系的结果，表内数字为变量的回归系数，对应括号内为银行层面的聚类稳健标准误。

2）\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

## （二）内生性检验

根据本文的模型设定，要想获得腐败对银行贷款质量的因果识别效应，需要处理好两种可能存在的内生性问题：（1）模型遗漏变量偏误。虽然本文在参考已有的研究的基础上控制了一系列影响商业银行贷款质量的重要因素，但是仍然可能存在一些遗漏变量，这些遗漏变量可能会导致模型估计结果产生偏误。（2）反向因果关系，商业银行本身在选择高管领导时存在内生性，不同类型的银行高管个人行为偏好各不相同，贷款质量越差的银行更可能拥有腐败行为严重的高管领导，这种反向因果关系的内生性也有可能致模型结果有偏误。

因为由于惯性或者部分调整，个体的当前行为有可能取决于该个体过去的行为。所以为进一步解决基准模型可能存在的内生性问题，本文利用动态面板数据，建立如公式（2）所示的动态面板模型，使用系统 GMM 对基准模型进行内生性检验，即将被解释变量和解释变量的滞后项作为工具变量加入到基准模型中。具体如表 6 所示，在表 6 中同样用系统 GMM 对不同类型的银行也做了回归，如模型（2）（3）（4）和（5）所示。

如表 5 所示，银行的不良贷款率的产生具有非常强的惯性，银行整体、非上市银行和小银行对于不良贷款的处理非常缓慢，从模型（1）看，商业银行滞后一期和滞后两期的不良贷款对当前的不良贷款率高度相关，商业银行一年前的不良贷款与当前在 1%的置信水平下显著正相关，相关系数为 46.1%，说明商业银行前一年的不良贷款越高，当期的不良贷款也越高，进一步说明商业银行处理不良贷款的速度缓慢，而滞后两期的不良贷款与当期不良贷款在 1%的置信水平下负相关，即两年前商业银行不良贷款越高，两年后该商业银行的不良贷款会有所降低，说明商业银行处理不良贷款的周期至少为两年。从表中其他模型来看，这种情形更适合非上市银行和小银行的情况，上市银行和大银行的不良贷款只与滞后一期相关，可能与上市银行和大银行的信息纰漏即时，对不良贷款的处理速度比较快。在加入工具变量控制内生性问题之后，腐败与上市商业银行的贷款质量的正向关系仍旧显著存在，这与基准模型的回归结果基本一致。

表 5 动态系统 GMM 的模型回归结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
估计方法	SysGMM	SysGMM	SysGMM	SysGMM	SysGMM
被/解释变量	NPLRatio	NPLRatio	NPLRatio	NPLRatio	NPLRatio
L.NPLRatio	0.461*** (0.0402)	0.572*** (0.0459)	0.439*** (0.0479)	0.658*** (0.0505)	0.437*** (0.0457)
L2.NPLRatio	-0.156*** (0.0235)	0.00490 (0.00915)	-0.200*** (0.0347)	-0.00149 (0.00954)	-0.204*** (0.0332)
Number	-0.00241 (0.00156)	0.000698* (0.000409)	-0.00596** (0.00240)	0.000571 (0.000415)	-0.00516** (0.00224)
L.Number	0.000160 (0.00168)	-0.000188 (0.000419)	-0.00285 (0.00264)	-0.000728* (0.000423)	-0.00230 (0.00249)
回归区间	总体	A	B	1, 2	3, 4
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Observations	368	136	232	112	256
Number of id	46	17	29	14	32

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

### (三) 异质性分析

由于银行之间存在规模、经营区域、分支机构多寡、是否上市、所在地区市场化、地区经济发展周期等差异，所以导致商业银行自身禀赋和风险偏好的不同，并且对腐败的反映程度也不一样。我们基准模型的基础上进行异质性分析，根据不同标准划分子样本，详情见表 6 所示，模型

(1) (2) (3) 和 (4) 分别对应的子样本为上市公司、非上市公司、国有股份制银行加股份制商业银行以及城市商业银行加农村商业银行。

表6 腐败对商业银行贷款质量的异质性模型结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
估计方法	FE	FE	FE	FE
变量	NPLRatio	NPLRatio	NPLRatio	NPLRatio
Number	0.00374*** (0.00121)	0.00231 (0.00329)	0.00422*** (0.00125)	0.00292 (0.00309)
BCIndex	0.000907 (0.00567)	-0.0413*** (0.0118)	0.00379 (0.00630)	-0.0407*** (0.0109)
CostToIncome	-0.0231*** (0.00470)	0.0111* (0.00593)	-0.0221*** (0.00627)	0.00794 (0.00551)
TotalAssets	-0.0129*** (0.00137)	-0.00216 (0.00235)	-0.0129*** (0.00161)	-0.00329 (0.00217)
LCRatio	-0.00145 (0.00224)	-0.000873 (0.00203)	-0.0328*** (0.0116)	-0.000702 (0.00188)
EquityToAsset	-0.00641** (0.00248)	-0.0200*** (0.00396)	-0.00526* (0.00286)	-0.0187*** (0.00374)
DepositToAsset	-0.0245*** (0.00758)	0.0235** (0.0119)	-0.0159* (0.00928)	0.0170 (0.0110)
LoanToAsset	-0.0191*** (0.00618)	-0.00210 (0.00624)	-0.0271*** (0.00742)	-0.00101 (0.00588)
Constant	0.187*** (0.0383)	0.215*** (0.0722)	0.187*** (0.0427)	0.228*** (0.0666)
样本区间	A	B	1, 2	3, 4
Observations	169	289	139	319
R-squared	0.432	0.176	0.435	0.168
Number of id	17	29	14	32

注：（1）上市银行=A，非上市银行=B，国有银行=1，股份制银行=2，城市商业银行=3，农村商业银行=4。

（2）\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

## 1. 上市和非上市商业银行

为了考察商业银行是否上市对腐败的反应，本人将样本划分为上市商业银行和非上市商业银行。表 5 中的模型（1）和（2）描述了商业银行上市与上市子样本的结果，比较两个子样本我们可以发现，总体而言，银行领导腐败对上市银行的不良贷款率的影响高于对非上市商业银行。从（1）可以看到腐败对上市银行的影响在置信水平为 1% 的情况下达到 0.37%，可能原因是上市银行受到的舆论监督比较大，相对于非上市银行其信息不对称程度更低，银行领导的行为更加谨慎，由此寻租的成本更高，导致公众实际支付的是边际成本加贿赂（Beenstock, 1979），那么只有可能导致与银行关系密切的企业通过较少的抵押担保物获得较多的长周期贷款，但是随着腐败程度加深，贷款的增长也会降低，而不良资产也会随着高腐败进一步加深（Detradache et al. 2008; Weill, 2011; Park, 2012）。并且越是上市银行其贷款方越是长周期贷款企业，长周期贷款容易受到经济周期的影响，当企业遇到经济下滑周期，其违约概率较高。所以越是上市银行，其面对的资金需求方，所需贷款金额大、周期长，所以由腐败带出的不符合信贷要求的企业，其违约的可能性越高。从其他指标的显著性来看，银行管理成本、银行总资产、银行存款比例和银行贷款比例与上市商业银行不良贷款率之间均在 1% 的置信水平下显著负相关，即银行管理成本越高，资产越大，存款和贷款占比越高，银行不良贷款率越低；而且资本资产比率与银行不良贷款之间也在 5% 的置信水平下显著负相关，即资本资产比率越高，银行不良贷款率越低，这也非常符合目前上市银行的发展趋势。

## 2. 大银行与小银行

表（3）和（4）则考察了商业银行规模差异对腐败程度的反应，我们将国有商业银行和股份制商业银行分为一组子样本，将城市商业银行和农村商业银行划分为一组小样本。总体可以发现，大银行样本对腐败的反应更显著。腐败对国有和股份制商业银行的影响为 0.42%，即腐败增加 1%，不良贷款则会增加 0.42%。在模型（3）中的控制变量的回归结果与模型（1）中的控制变量的回归结果基本一致，对其分析不在此处赘述。大银行对腐败行为更敏感，有以下几个方面的原因，一是与信息泄露有关，可能小银行的信息泄露不完全有关，一方面的对腐败的泄露不够，另一方面对银行不良贷款的泄露不够。二是大银行与之前所提及的上市银行一样，银行领导所面对的均是资金需求量较大，周期较长的客户，这一类客户一旦违约对银行贷款质量的影响非常大。三是金融腐败行为增加的时候，基于银行的信贷配给，银行设租门槛增加，客户的逆向选择和道德风险产生的可能性更大。整体结论也非常符合门奈（1990）的观点，他认为银行贿赂额度越高则腐



败越盛行，而员工工资越低，腐败程度越低，所以闲杂很多大银行实行高新养廉激励机制。

#### （四）腐败与贷款质量影响机制探讨

##### 1. 腐败与银行信贷规模

银行高管腐败的表现之一是与贷款人相互勾结，伪造客户的贷款审批材料，事后收取客户的贿赂款，进而违规放贷，有的则是违规发放大额度信用卡，持卡人套现融资。最为典型腐败案例的莫过于中国银行安徽芜湖弋江支行原行长添盛受贿、贪污案。据查证，2011 年 3 月至 2011 年 11 月，添盛伙同芜湖市远帆商贸有限公司经理文某，内外勾结，弄虚作假违规为客户办理白金信用卡，并按比例收取好处费。在短短半年多的时间内，添盛共为 40 多位客户违规办理了 50 多张白金信用卡，额度从 10 万元至 50 万元不等，授信总额度近 1000 万元。在此过程中，添盛共收受“好处费”40 万余元，可见通过腐败违规放贷加大了银行的信贷规模，但是增加的这部分贷款并非优质贷款，所以总体上导致银行贷款质量下降。从表 7 的模型（1）可以看出，银行高管腐败人数与银行贷款占比在 10% 的置信水平下显著正相关，即高管腐败显著增加了银行贷款规模。该结论与谢平（2005）的研究结论一致，即银行的贷款收入是贷款规模的增函数，而腐败是将银行收入转变为私人利益的过程，所以腐败方将通过加大银行贷款以获得更多的寻租收入。

##### 2. 腐败与银行贷款利率

银行腐败主要通过两种途径发生在资产端，一是向国企或者向有政策支持项目的负责人通过降低贷款利率进行寻租，并且该类贷款总量即政府部门贷款总量占银行贷款总量较大；二是为中小企业设租，许多不符合贷款要求的企业或者项目通过向银行高管寻租获得贷款，在表现形式上则是寻租的企业能够获得贷款利率较低的贷款，许多银行高管利用职权和职务上的影响任人唯亲，为私营企业主获取低价贷款提供帮助，本人和亲属从中谋取私利，虽然政府部门贷款质量较好，但是许多通过寻租而获得贷款的不符合贷款要求的中小企业的贷款质量较差，甚至这部分贷款发生道德风险的概率较大，因为这部分企业持续支付“好处费”的可能较小，所以导致这部分贷款的违约概率较大，从而降低了银行的贷款质量。如表 7 模型（2）所示，本文的研究样本中，银行腐败与银行净利息（净利差=利息收入/平均生息资产-利息支出/平均付息负债）在 1% 的置信水平下显著负相关，即银行高管越腐败银行净利息越低，说明银行高管通过腐败将公共利益转化为个人利益。

### 3. 腐败与银行现金流

腐败具有隐蔽性，所以许多腐败交易均通过现金交易完成，表现为银行资产负债表的现金流交易异常，例如通过价格不合理的购买办公用品等，现金交易主要发生在寻租环节，因为现金交易的匿名性，所以有利于不符合贷款要求的企业对银行进行寻租，当寻租能够为企业贷款提供便利性，又因为寻租性具有传染性，银行腐败一旦发生将有更多的企业通过寻租寻找贷款机会，因为这类寻租企业要么自身经营不善要么贷款项目盈利性差，通过违背正常交易规则获得贷款将导致事后产生道德风险的可能性增加，从而降低银行的贷款质量。表 7 模型 (3) (4) 和 (5) 分别表示了银行高管腐败与经营活动现金流入、收到其他经营活动现金流以及经营活动产生的现金流量净额之间的关系，模型 (3) 表明银行高管腐败与经营活动现金流入和收到其他经营活动现金流均在 1% 的置信水平下显著正相关，与经营活动产生的现金流量净额在 10% 的置信水平下显著正相关，表明腐败显著影响银行的现金流收入，并且银行高管越腐败，银行现金流入和净现金流越大。

### 4. 腐败与银行分支机构

《财新》媒体曾在 2016 年 11 月发布过一篇《恒丰银行股权控制术》的报道，恒丰银行高管通过各种手法，将逾 430 亿元的银行受托资金体外循环，借道多个外部机构，以实现恒丰银行持股，通过短期内注册皮包公司（多家来自重庆的神秘公司，上海佐基投资管理有限公司），通过增加注册资金的股权运作方式洗钱，增加了银行资产总规模，分支机构在全国迅速发展，恒丰银行分行或支行在全国迅速铺开，从启信宝查询可知，恒丰银行分支机构共有 370 家。在加速扩张的同时，分支机构的业务不规范浮出水面。

如表 7 模型 (7) 所示，银行高管腐败与银行分支机构在 1% 的置信水平下显著正相关，说明银行高管越腐败越有可能通过增加银行注册资金的股权运作方式贪腐。增加银行资产经营规模的方式之一就是增加分支机构数量，但是分支机构存在贷款审批不合理、贷款业务不规范等行为，则导致银行贷款质量下降。从模型 (7) 可以看出，银行高管腐败与银行员工工资在 1% 的置信水平下显著正相关，即银行高管越腐败，银行员工工资越高，一方面是因为银行高管自身的工资比较高；另一方面是因为银行高管通过增设分支机构增加了银行职员，导致银行整体的职工工资增加。但是因为增加的员工专业水平不够、业务能力较差，所以导致银行贷款质量下降。

表 7 影响机制分析表

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
研究方法	ols	ols	ols	ols	ols	ols	ols
变量	LoanToAsset	NetLDS	CashIn	CashOther	CashNet	Branches	StaffEx
Number	0.0433* (0.0240)	-0.0005*** (0.0001)	1.675*** (0.229)	1.466*** (0.236)	0.165* (0.0940)	1.464*** (0.454)	1.340*** (0.266)
Constant	-1.299 (1.554)	2.057*** (0.00867)	-15.21 (14.66)	-4.872 (15.15)	19.08*** (3.227)	8.014 (21.86)	7.669 (19.97)
样本量	191	189	186	186	187	103	120
调整R <sup>2</sup>	0.487	0.412	0.428	0.280	0.310	0.398	0.406

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

## 五、稳健性分析

本文研究的核心问题是银行腐败与商业银行不良贷款之间的关系，但是本人试图进一步分析银行腐败影响商业银行不良贷款率的潜在机制。在前文本人已经提供了银行领导腐败行为对银行贷款质量的理论分析，还提供了银行领导腐败对商业银行不良贷款率之间的实证分析。虽然本文不可能对两者之间存在的所有的潜在机制进行探讨，但是还是可以对其进一步进行稳健性分析。

为了增强基准模型回归结果的稳定性，本人通过找到银行贷款质量的不同代理变量、不同的腐败指数计算方法、不同腐败替代指标、加入不同的宏观经济不确定性指标等代理指标进行稳健性检验。

### 1.不同银行贷款质量的代理变量

在前文使用不良贷款率的基础上，本节使用贷款拨备覆盖率（LoanReserveRate）、不良贷款余额（NPL）进行稳健性检验，不良贷款拨备覆盖率等于贷款减值准备比不良贷款余额，其数值越大则银行风险越小（王晋斌、李博，2017）。如表 6 所示，使用不同商业银行贷款质量的代理变量，所得回归结果与基准模型完全保持一致。对于不良贷款拨备覆盖率的影响与对不良贷款率的影响基本一致，在 1%的置信水平下显著正相关，相关系数为 0.52%，而对不良贷款余额的影响更显著，并且也是在 1%的置信水平下显著正相关，说明腐败人数越多，银行的不良贷款余额数量越大。

## 2.不同腐败的代理指标

为了检验本文结论对不同腐败指数不同计算方法的稳健性,本人参考了孟庆斌和师倩(2017)的做法,使用了算数均值的方法,对腐败人数的年度均值进行计算,从表 6 的模型(3)的回归结果可以看出,所得的结果与基准模型结果基本保持一致,在 5%的置信水平下显著正相关。

国内学者研究腐败问题常用的指标为国际通用的国家腐败指数(Corruption Index,简称 CI)(MingHua,Bang, 2014),银行高管腐败与国家腐败高度相关,所以本人将国家腐败指数作为银行高管腐败的替代指标,但是该指标为 0 到 100 的分值,分值越高代表国家越清廉,腐败程度越低,为了使分值越高表示国家腐败程度越严重,以更好的符合我们对分数的直觉,所以本人用 100 减去 CI,并用 TI 表示,如公式(3)所示。

$$TI = 100 - CI \quad (3)$$

研究了国家腐败对银行不良贷款率的影响,其回归结果如表 8 模型(4)所示,国家腐败指数与商业银行不良贷款率在 1%的置信水平下显著正相关,说明国家腐败指数越高,银行不良贷款率越高,这与基准模型所得结果基本保持一致。

表 8 稳健性检验:不同商业银行贷款质量的代理变量

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量类型	LoanReserveRate	NPL		NPLRatio
Number	0.00520*** (0.00154)	0.292*** (0.0866)		
ENumber			0.00303** (0.00145)	
TI				0.013*** (0.0049)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
类型固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	458	455	460	460
调整R <sup>2</sup>	0.126	0.917	0.136	0.082

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

### 3.加入/删除宏观经济因素

为了说明腐败指数与宏观经济不确定性之间不存在相互重叠的问题,本人在基准回归模型中加入了宏观经济变量的指标。在本部分主要是用到 M2 增长率(RM2)、实际 GDP 增长率(RGGDP) (实际 GDP 同比增速=(1+GDP 同比增速)/(1+GDP 平减指数)-1) 以及 CPI 指标。如表 9 所示,在分别加入宏观经济变量之后,腐败对商业银行的不良贷款率的影响至少在 10%的置信水平下显著,这说明了腐败的产生与宏观经济不确定性之间并不存在相互重叠的问题,即腐败对商业银行的贷款质量问题具有独立解释力。模型(4)为删除宏观经济变量企业景气指数(BCIndex),腐败对商业银行贷款质量的影响在 5%的置信水平下显著正相关,所得回归结果与前文基准模型回归结果完全保持一致。

表 9 稳健性检验: 加入宏观经济因素稳健性情况

模型	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量类型	NPLRatio			
Number	0.00552** (0.00271)	0.00542* (0.00292)	0.00443* (0.00267)	0.00563** (0.00268)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
类型固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	460	460	460	460
调整R <sup>2</sup>	0.330	0.349	0.345	0.348

注: \*\*、\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

## 六、结论与政策启示

本文选取了 2007-2016 年中国 46 家商业银行作为研究样本,并使用 John Griffin 和 Clark Liu(2016)提出的腐败指数的估计方法,研究银行腐败对商业银行贷款质量的影响。实证结果发现:商业银行腐败与银行贷款质量之间存在显著的正相关关系,即银行腐败领导的增加会显著增加银行的不良贷款率,降低银行的贷款质量,支持了腐败的“传染无效假说”的观点。本人主要使用动态面板工具变量进行了内生性估计,避免可能存在的滞后阶因果关系导致的内生性问题。并且腐败对商业银行的影响存在异质性,即腐败对上市商业银行和大商业银行的影响显著,因为上市及

大商业银行所面临的基本为长周期，资金需求量较大的企业。而且由于腐败产生的寻租贷款，不符合银行的贷款要求，通过寻租获得贷款的贷方相对不通过寻租获得贷款的贷方更容易出现现金流问题，并且更有可能产生道德风险问题，所以该类客户出现违约具有较强的传染性，而导致银行不良贷款率上升，另一方面也与非上市银行和小银行的信息纰漏不够有关。并且，为了解银行管腐败到商业银行贷款质量的影响路径，本文通过对银行腐败案例汇总，分别研究了银行高管腐败与银行信贷规模、银行贷款利率、银行现金流情况以及银行经营规模即分支机构的数量之间的关系；同时，为了增强基准模型的稳健性，本文基于不同的银行贷款质量代理变量、不同腐败指数的计算方法和代理变量、加入或者删除宏观经济不确定性指标进行稳健性检验，进一步证明了本文结果的稳定性和可靠性。

腐败具有非常强的政治色彩，反腐运动在很大程度上也是政治周期的产物，而政治周期对商业银行的经营具有非常大的影响。商业银行是经营风险的金融机构，贷款质量的下降是银行风险产生的初级表现。就商业银行贷款质量而言，在政治领域不太关注腐败问题并更关注商业银行放贷总额时，商业银行倾向于更加激进地进行放贷，而有意识地不断延长不良贷款逾期的时间，以提高银行自身的贷款质量，但是实际上可能导致商业银行逾期贷款演变成不良贷款损失，而银行大量呆坏账的产生则有可能演变成整个金融体系的系统性风险。并且从商业银行的腐败现象来看，股份制商业银行、城市商业银行的腐败现象高于农商行，经济发达地区的腐败现象高于经济不发达地区，所以应当加大腐败查处力度，加强对股份制商业银行和城商行监管，和对经济发达地区的监管，同时兼顾对农商行和经济欠发达地区的监管，为商业银行经营和发展以及风险防范提供较为稳定的环境。

同时，因为商业银行特征和所处外部环境的不同，而导致了商业银行对于腐败行为的敏感度不同，上市商业银行、国有商业银行和股份制商业银行受银行腐败的影响比较大，但是可能因为非上市银行和城市商业银行以及农村商业银行的信息纰漏不够，导致腐败数据可获得性不强，所以应当加强对该类银行的监管，并加大反腐力度。总体而言，政府当局应该在兼顾加强对银行的反腐监管的同时，强化商业银行防范风险的主体责任，推动商业银行不断提高贷款质量，及时处理不良贷款，兼顾服务实体经济能力的提升和金融行业的可持续发展。

## 参考文献

- 汪峰, 姚树洁, 曲光俊, 2018, 《反腐促进经济可持续稳定增长的理论机制》, 《经济研究》第 1 期。
- 罗党论, 2016, 《地方官员变更与企业风险——基于中国上市公司的经验证据》, 《经济研究》第 5 期。
- 黄玖立, 李坤望, 2013, 《吃喝、腐败与企业订单》, 《经济研究》第 6 期。
- 李波, 王正位, 2017, 《中国反腐与银行信贷资源分配[R], 清华大学国家金融研究院货币政策与金融稳定研究中心研究报告》第 8 期。
- 谭小芬, 张文婧, 2017, 《经济政策不确定性影响企业投资的渠道分析》, 《世界经济》第 12 期。
- 魏下海, 2015, 《腐败与企业生命力: 寻租和抽租影响开工率的经验研究》, 《世界经济》第 1 期。
- 王茂斌, 孔东民, 2016, 《反腐败与中国公司治理优化: 一个准自然实验》, 《金融研究》第 8 期。
- 陆磊, 2005, 《金融腐败的微观经济效应: 一般均衡与金融业不良资产问题》, 《金融研究》第 2 期。
- 周小川, 2011, 《金融政策对金融危机的响应——宏观审慎政策框架的形成背景、内在逻辑和主要内容》, 《金融研究》第 1 期。
- 王一江, 田国强, 2004, 《不良资产处理、股份制改造与外资战略》, 《经济研究》第 11 期。
- 谢平, 中国金融腐败的经济学分析: 体制、行为与机制设计, 中信出版社, 2005 年: 9-10 页。
- [德]约翰纳 伯爵 兰斯多夫著, 清华大学公共管理学院廉政与治理研究中心译, 腐败与改革的制度经济学: 理论、证据与政策, 中国方正出版社, 2007 年, 93-115 页。
- Andvig J. C. 1991. 'The Economics of Corruption: A Survey', *Study Economics*, 43(1), 57-94
- Beenstock, M., 1979. *Corruption and Development*, *World Development*.
- Buchanan, J.M., 1980, *Rent Seeking and Profit Seeking. Toward a Theory of Rent-Seeking Society*. Texas: Texas A&M University Press.
- Cai, H. B.; Fang, H. and Xu, L. C. "Eat, Drink, Firms and Government: An Investigation of corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firm." *Journal of Law & Economics*,

2011(54):55-78.

Fisman, Raymond, and Jakob Svensson, 2007. Are corruption and taxation really harmful to growth? Firm level evidence, *Journal of Development Economics* 83, 63–75.

Griffin, John, Clark Liu, and Tao Shu, 2016. Is the Chinese anti-corruption campaign effective? working paper.

Jain, A.K., 1998, *Models of Corruption. Economic of Corruption*, Massachusetts: Kluwer Academic Publisher.

Johnston, M., 2001. Measuring Corruption: Numbers versus Knowledge versus Understanding, in Jain, A. K. (ed.), *The Political Economy of Corruption*, London: Routledge.

La Porta, R. , F. , Lopez de Silanes, A. , Shleifer and R. , Vishny, 1998. “Law and Finance”, *Journal of Political Economy*, 6, 1113~1155.

Lui, FT., 1985. An Equilibrium Queuing Model of Bribery, *Journal of Public Economy*.

Minghua Chen, Bang Nam Jeon, 2015, Corruption and bank risk-taking: Evidence from emerging economies, *Emerging Markets Review*.

Nas, T. F., Price, A. C. and Weber, C. T., 1986. A Policy-Oriented Theory of Corruption, *American Political Science Review*, 80(1):107-19.

Parsons, Christopher A., Johan Sulaeman, and Sheridan Titman, 2014. The geography of financial misconduct, NBER working paper, No. 20347.

Shleifer, Andrei, and Robert Vishny, 1993. Corruption, *Quarterly Journal of Economics* 108, 599–617.

You, Jiaying, Bohui Zhang, and Le Zhang, 2017. Who captures the power of the pen? *Review of Financial Studies*, forthcoming.



# Bank Executive Corruption and Commercial Bank Loan Quality

**Abstract:** This paper takes the bank corruption as the breakthrough point, studies the influence of the corrupt behavior of bank executives on the loan quality of commercial Banks by using the first hand data, and studies the heterogeneity of the influence of different bank executives corruption and bank loan. We conclude that: 1) there is a significant positive correlation between bank corruption and bank loan quality, that is, the higher the level of bank corruption, the higher the non-performing loan ratio of Banks, which supports the "corruption inefficiency hypothesis".2) executive corruption of listed commercial Banks, state-owned commercial Banks and joint-stock commercial Banks significantly affects the quality of bank loans, so the supervision of such Banks should be strengthened and the anti-corruption efforts should be strengthened. 3) the bank corruption in economically developed regions is more serious than that in less developed regions, so the corruption governance in economically developed regions should be strengthened.

**Keywords:** Corruption, Loan Quality, Non-performing Loan Ratio, Political Cycle, Rent-seeking

**JEL Classification:** C58, D73, G21