

放松银行准入管制与企业创新

——来自股份制商业银行在县域
设立分支机构的准自然试验

吕 铁 王海成*

摘 要 本文以 2007 年中国银监会准许股份制商业银行在县域设立分支机构作为准自然实验, 基于手工整理的各县股份制商业银行进入时间数据、中国工业企业数据库和中国专利数据库的匹配数据, 使用双重差分法就放松银行准入管制对企业创新的影响进行了实证研究。研究发现, 股份制商业银行的进入对企业创新产生了显著而稳健的促进作用, 股份制商业银行进入主要通过缩短银企距离、提高银行业竞争程度两条渠道促进企业创新。

关键词 银行准入管制, 创新, 股份制商业银行

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.03.13

一、引 言

创新是企业竞争优势的重要来源 (Porter, 1992), 也是一国技术进步和经济增长的重要驱动力量 (Solow, 1957)。自 2008 年国际金融危机爆发以来, 世界经济仍复苏艰难, 各国纷纷把摆脱困境的终极希望寄托在近年来兴起的新一轮科技革命上。从国内看, 我国经济发展进入新常态, 资源和环境约束不断强化, 劳动力等生产要素成本不断上升, 投资和出口增速明显放缓, 主要依靠资源要素投入、规模扩张的粗放发展模式难以为继, 创新被摆在国家发展全局的核心位置。如何减少企业创新阻碍, 激发企业创新活力, 从而形成新的增长动力, 推动经济持续健康发展成为我国政策制定者和学界共同关注的重大课题。

改革开放以来, 出于动员储蓄、支持经济增长以及防范金融风险等方面的考虑, 我国对商业银行准入设置了严格的管制制度, 导致银行业缺乏自由

* 吕铁, 中国社会科学院工业经济研究所; 王海成, 中国宏观经济研究院, 国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所。通信作者及地址: 王海成, 北京市西城区木樨地北里甲 11 号国宏大厦 B 座, 100038; 电话: (010) 63908713; E-mail: hquhaicheng@163.com。本文受国家自然科学基金重点项目“推进我国工业创新驱动发展研究”(14AJY016)的资助。作者衷心感谢两位匿名审稿专家以及郭敏、倪红福等同志的宝贵建议。文责自负。

竞争。作为资金供给方的商业银行在信贷市场占据主导地位,青睐于前景明朗、技术成熟,能够为其带来高收益的企业,而技术前景不明朗、不确定性和风险较大的企业则难以获得银行信用。此外,一些商业银行在与企业贷款博弈中索要超出企业能承受的合理贷款利率或各种手续费用,导致企业融资难、融资贵。调查也表明,作为企业外部资金主要来源的银行贷款目前难以满足企业研发活动的需要,并且企业获得银行贷款的难度在不断提高(中国企业家调查系统,2015)。

本文基于2007年中国银监会颁布的《中国银监会办公厅关于允许股份制商业银行在县域设立分支机构有关事项的通知》(银监办发〔2007〕79号)所产生的股份制商业银行进入县域设立分支机构在地区和时间上的差异,使用双重差分法考察了放松银行准入管制对企业创新的影响。相比已有文献,本文的贡献在于以下三个方面:

第一,本文较早以中国为研究对象,考察了放松银行准入管制对企业创新的影响。国外关于放松银行准入管制对企业创新的影响已有较多分析,如Amore *et al.* (2013)、Chava *et al.* (2013)、Hombert and Matray (2013)、Cornaggia *et al.* (2015)。然而这些文献主要以美国作为研究对象,由于中国的资本市场发展相对滞后,债务融资仍然是企业融资的主要来源,因此中国银行主导型的金融体系意味着放松银行准入管制对企业创新可能具有更加重要的意义。目前,国内关于放松银行准入管制的实证研究屈指可数,并且集中于对银行业自身而非对企业的影响,如黄惠春和褚保金(2011)、蔡卫星(2016)。

第二,拓展和丰富了银行分支机构经济影响的相关研究。放松银行准入管制一定程度上意味着银行分支机构数量的增加及银行业竞争的加剧,既有文献关注了银行分支机构与经济增长(贾春新等,2008)、银行业竞争与企业成长(方芳和蔡卫星,2016)和企业信贷约束的关系(Chong *et al.*, 2013; 朱晶晶等,2015)。除了与以上文献研究主题不同外,本文在提高计量结果的可靠性上做了较大的努力,方芳和蔡卫星(2016)使用省级银行分支机构数量来衡量银行业竞争,暗含了企业可以在全省范围内自由借贷的假设,而与绝大多数商业银行不允许企业跨地区授信的业务实践不符,因此该文计量结果的准确性受到一定的影响;由于银行分支机构与经济发展和企业创新之间存在互为因果关系,贾春新等(2008)、朱晶晶等(2015)的研究都可能存在一定的内生性问题,本文以股份制商业银行在县域设立分支机构作为放松银行准入管制的准自然实验,较好地克服了这些问题。

第三,银监办发〔2007〕79号允许股份制商业银行在县域设立分支机构的主要目的在于“更好地为县域经济、新农村建设和小企业发展提供金融服

务，缩小金融发展的区域性差距，推进和谐社会建设”¹，这一政策是否达到了预期的目标，目前仍没有科学的评估。本文从企业创新视角对这一制度改革效果进行了评估，可以为我国商业银行准入制度改革提供决策参考，有利于推动国家治理能力的法治化和现代化。

余下部分安排如下：第二部分为制度背景与影响渠道分析；第三部分为研究设计，包括模型设定、变量选取、数据来源与处理；第四部分为实证结果；最后为结论与政策建议。

二、制度背景与影响渠道分析

（一）制度背景

1997年亚洲金融危机的爆发使得我国充分认识到控制金融风险的重要性，这一时期在强调继续深化金融制度改革的同时，开始在国有商业银行中推行贷款责任制。同年召开的中央金融工作会议确定了“各国有商业银行收缩县（及以下）机构”的基本策略，国有商业银行开始逐渐收缩县及县以下机构，经营重点转向中心城市、重点项目和大型企业，贷款审批权限逐渐上收，对县域经济的信贷投入减少。资金通过存款上存和投资等方式流向大城市，在县域金融中形成了“抽水机效应”。

面对国有商业银行收缩出现的巨大信贷市场真空，中小商业银行只能通过市区网点开展异地业务，虽然在一定程度上支持了县域企业的发展，但也存在着诸多问题：一是为了降低风险控制成本和信贷交易成本，中小商业银行的业务主要集中于所在地的少数大企业，放贷集中度高，不利于银企间形成长期合作关系，服务中小企业的激励和精力不足。二是银企距离过远导致银行信贷调查不够深入，商业银行对贷款风险的控制往往停留于审查企业财务报表或者完全依赖抵押，无法对企业市场经营形势、贷款风险等作出及时、准确、全面的判断，银企间信息不对称问题突出。三是银行异地信贷的手续更为繁杂、审批时间滞后，一笔贷款在经过评级、授信、审批、放贷的长途跋涉甚至是循环往返后，已经失去了它最初应有的作用。

2002年6月，第九届全国人大通过的《中小企业促进法》明确规定，“各金融机构应当对中小企业提供金融支持，努力改进金融服务”。2005年8月，《国务院关于鼓励支持和引导个体私营等非公有制经济发展的若干意见》（国发了〔2005〕3号）要求，“加大对非公有制经济的财税金融支持……引导和鼓励各金融机构从非公有制经济特点出发……切实发挥银行内设中小企业信贷部门的作用，提高对非公有制企业的贷款比重”。2005年7月，中国银监会

¹ 见银监办发〔2007〕79号。

颁布了《银行开展小企业贷款业务指导意见》，对银行开展小企业贷款业务提出了较为全面和详尽的指导性意见。上述法律、政策的出台和实施为支持小企业贷款业务创新，促进股份制商业银行在县域的发展创造了良好环境。2007年4月，《中国银监会办公厅关于允许股份制商业银行在县域设立分支机构有关事项的通知》（银监办发〔2007〕79号）规定，股份制商业银行在商业可持续的原则和“风险可控”的前提下，可以在具有城市群或经济紧密区特征的城市或县域设立支行，并视为同城分支机构管理。从图1可以看出，自2007年开始，股份制商业银行的分支机构数量开始了加速上升的过程。

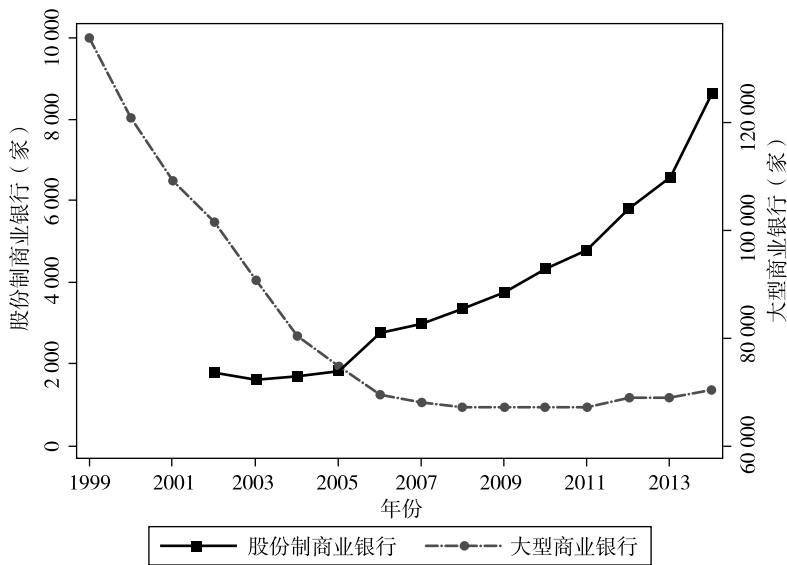


图1 1999—2014年中国商业银行分支机构数量²

注：数据来源于历年《中国金融年鉴》。

(二) 影响渠道分析

总的来讲，本文认为股份制商业银行进入县域设立分支机构主要通过改变企业的外部资金可得性而影响企业创新。具体来说，主要通过以下三个渠道，见图2：

第一，股份制商业银行进入会有效缩短银行和企业间的地理距离（下文简称“银企距离”）而提高企业的信贷资金可得性。银企距离近，意味着银行对地方信贷市场、企业的投资行为和治理结构等状况有更多了解，从而可以减少银企间的信息不对称问题。大量实证研究表明，银企距离越远，企业

² 大型商业银行主要是国有商业银行，即中国工商银行、中国农业银行、中国银行、中国建设银行和交通银行；股份制商业银行包括中信银行、中国光大银行、华夏银行、中国民生银行、招商银行、兴业银行、广发银行、平安银行、上海浦东发展银行、恒丰银行、浙商银行和渤海银行。

获得的贷款越少 (Petersen and Rajan, 2002)、利率越高 (Bellucci *et al.*, 2013) 以及信贷合同越严格 (Hollander and Verriest, 2016)。股份制商业银行进入县域设立分支机构, 缩短了银企距离, 使得银行可以更为便利地对借款申请人提供资料的完整性、真实性、有效性和合法性进行贷前调查, 信贷合同中可能存在的信息不对称问题大大减少, 进而提高了企业获得信贷资金的可能性。

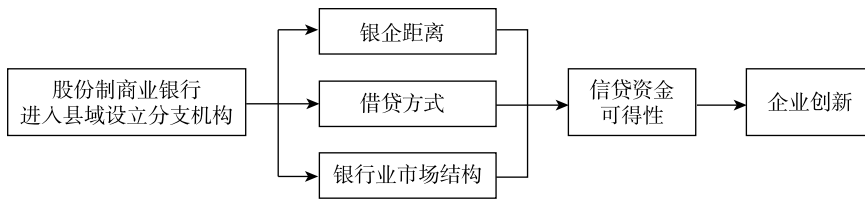


图2 影响渠道分析

第二, 股份制商业银行进入县域设立分支机构通过影响借贷方式而影响企业创新。商业银行的借贷方式主要分为交易型借贷和关系型借贷, 交易型借贷依据的是企业的“硬信息”, 如财务报表、抵押品的质量和数量、信用得分等, 借贷的主体通常是规模较大的企业; 关系型借贷的决策依据为“软信息”, 如财务和经营状况、企业行为、信誉和企业家个人品行等, 这些信息具有模糊性, 难以用书面报表的形式进行统计归纳和传递, 借贷的主体通常是规模较小的企业。大银行在授信过程中更依赖于标准化信息, 小银行则依赖于企业的个性化特征等软信息 (林毅夫和李永军, 2011)。股份制商业银行作为一类规模较小的银行, 对所在地企业的经营管理和资信状况比较了解, 而且容易建立起持续的信息积累, 更可能为企业提供关系型信贷。然而, 也有观点认为股份制商业银行并不明显区别于国有商业银行, 同样热衷于办大贷款, 在信贷对象的选择上更倾向于那些已具有一定市场地位、资金实力、技术投入和研发水平的大企业, 而对中小企业的借贷需求则兴趣不足 (李扬, 2002)。因此, 股份制商业银行进入是否会增加关系型借贷是不确定的。

第三, 股份制商业银行进入县域设立分支机构通过改变当地银行业竞争结构而影响企业创新。股份制商业银行进入县域设立分支机构, 很大程度上会提高本地银行业竞争程度。对于银行业竞争是否会提高企业信贷可得性在理论上存在激烈的争论, 一方面, “市场力量假说”认为, 银行业竞争程度的提高会导致单个银行对信贷市场的控制力减弱, 降低银行的期望收益率和保本贷款额, 因而会放松决策约束, 增加信贷配给总量, 降低借款人进入信贷市场的抵押品及贷款额门槛, 最终有助于企业获得银行信贷 (Besanko and Thakor, 1992; Guzman, 2000)。另一方面, “信息假说”则认为, 在存在信

息不对称和代理行为的情况下,银行业竞争程度越高,企业建立关系信贷的激励越弱,而不利于企业获得融资(Petersen and Rajan, 1995)。实证研究对这一争论也没有给出确定的答案,Ratti *et al.* (2008)使用银行业集中度作为竞争的代理变量,发现银行业竞争程度越低,企业信贷约束越小,支持了“信息假说”;Rice and Strahan (2010)运用美国小企业融资调查数据,发现放松银行跨州经营管制后,银行业竞争的加剧使得小企业的借贷利率大幅下降,Leon (2015)基于65个发展中国家和新型市场的企业层面数据,发现银行业竞争提高了企业信贷可得性,尹志超等(2015)的研究等也支持了“市场力量假说”。因此,本地银行竞争程度的提高是否会提高企业信贷可得性进而有助于企业创新并不确定。

基于以上分析,股份制商业银行进入县域设立分支机构对企业创新的影响方向是不确定的,需要通过严格的实证研究才能得出确定的结论。

三、研究设计

(一) 计量模型设定与计量方法

借鉴 Bertrand *et al.* (2004) 等文献的做法,建立如下双重差分模型:

$$y_{ijt} = \alpha + \beta \times D_{jt} + \delta \times X_{ijt} + \lambda_i + \gamma_i + \mu_{ijt}, \quad (1)$$

其中, i 为企业、 j 为县、 t 为年份; y 为企业创新; D 是放松银行准入管制的度量,当某县在某一年有股份制商业银行进入时,则当年及之后的年份 D 都赋值为1,其他赋值为0; X_{ijt} 为县级层面和企业层面的控制变量,县级层面控制变量用于减少可能的遗漏偏误,企业层面控制变量则用于提高估计结果的精确度(Angrist and Pischke, 2008); λ 为年份固定效应,用于控制国家层面不同年份对企业创新激励政策的差异,如国家“十一五”科学技术发展规划、2006年出台的《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020年)》,以及经济周期等随时间变化的外部冲击; γ 为企业固定效应,用于控制企业、产业、地区等不随时间变化且无法观测的因素;回归系数 β 即度量了股份制商业银行进入对企业创新的真实影响。遵循 Bertrand *et al.* (2004) 等文献的做法,将标准误差聚类到县级层面。

(二) 变量说明

1. 被解释变量

企业创新(y)。本文以新增专利申请量衡量企业创新,主要有以下三个方面的原因:①中国工业企业数据库只提供了2001—2003年以及2005—2007年的研发费用数据,由于股份制商业银行进入县域设立分支机构开始于2007年,这使得我们无法使用双重差分法。②研发费用只是创新投入的资金指标,

无法反映研发组织能力、人才使用效率等非资金因素对创新产出的影响，而专利则是对创新产出的衡量，绝大部分情况下只有专利价值大于专利的申请成本时，技术创新成果才会被用于申请专利，更能体现企业的创新能力。Dang and Motohashi (2015) 基于中国 1998—2008 年的专利数据，发现专利数量同企业研发投入密切相关，并认为专利数量是衡量中国企业创新的一个可靠指标。③使用专利申请量而非专利授权量，原因在于专利申请量可以及时地反映企业创新的时间。专利授予需要缴纳专利申请费、发明专利申请公布印刷费、申请附加费等，需要实质审查的专利还要缴纳实质审查检测和缴纳年费，中间存在诸多不确定性，并且专利技术很可能在申请过程中就对企业绩效产生了影响（黎文靖和郑曼妮，2016）。由于相当部分的企业在某些年份没有申请专利，为了尽可能地保留观测值，我们借鉴 Liu and Qiu (2016)，进行如下转换： $\ln patent_{ijt} = \ln [Y_{ijt} + (Y_{ijt}^2 + 1)^{1/2}]$ ，其中 Y_{ijt} 为县域 j 企业 i 在年份 t 的新增专利申请数量。

2. 控制变量

县级层面的控制变量包括：①经济发展水平 ($pgdp$)，用取自然对数的人均 GDP 来衡量；②城市化水平 ($urban$)，用城市户数占全部户数之比衡量；③规模以上工业企业数量 (num)，用取自然对数的规模以上工业企业数量来衡量。以上数据来源于历年《中国区域经济统计年鉴》和《全国地市县财政统计资料》。企业层面的控制变量包括：①企业存续年限 (age)，用当年年份与企业成立年份之差来衡量，加 1 后取自然对数；②资本密集度 ($capital$)，用取自然对数的人均固定资产来衡量；③出口状态 ($export$)，如果企业当年有出口活动赋值为 1，否则为 0；④外资企业 ($foreign$)，为外资企业赋值为 1，否则为 0；⑤企业规模 ($size$)，用取自然对数的企业年平均就业人数来衡量；⑥市场竞争程度 (hhi)，采用赫芬达尔—赫希曼指数作为衡量指标，具体由某特定市场上所有企业的市场份额的平方和表示： $hhi = \sum_{i=1}^N (X_i/X)^2$ ，其中， N 表示 CIC3 位码行业内的企业， X_i 表示第 i 个企业的市场规模， X 表示市场总规模，选取企业主营业务收入作为市场规模。

(三) 数据来源与处理

本文使用的数据主要有三个来源：一是股份制商业银行在各县域设立分支机构的时间。中国银监会公布了 1949 年开始的 20 多万家不同性质的金融机构的编号、证件流水号、名称、批准成立日期、发证日期和地址等。虽然一些银行的地址信息较为完整，但仍有部分银行的地址信息存在缺失，我们手工查找了各商业银行具体的地理位置，建立了其所在的省、市、县层面的地理位置变量。

二是中国国家专利局 2001—2009 年的企业专利数据。来自国家知识产权

局知识产权出版社发行的《中国专利数据库文摘1985—2012(光碟版)》。该数据库收录了自1985年9月《专利法》实施以来,国家知识产权局授予的所有专利信息,近770万条记录,提供了三种不同类型专利(发明专利、实用新型专利和外观设计专利)的专利名称、发明人、申请人、申请日和公开日等信息,我们根据申请人名称和申请日,计算了每个申请人在各年的新增专利申请量。

三是国家统计局2001—2009年的中国工业企业数据库。根据通行的做法进行了数据清洗,在此基础上,进一步处理如下:①由于一直以来股份制商业银行可以在市辖区内设立分支机构,并不受银监办发〔2007〕79号文的影响,因此我们剔除了市辖区的企业样本。②根据中国人民银行关于进一步规范股份制商业银行分支机构准入管理的通知(银发〔2001〕173号),股份制商业银行因收购或兼并中小金融机构的可以在县域设立分支机构,如广发银行2004年在广东省惠州市惠东县就设立了支行,显然这与2007年放松银行准入管制是无关系的,因此我们剔除了在银监办发〔2007〕79号文前已设立分支机构的县的企业样本。③一些企业可能为了更容易获得银行信贷而进行迁移,由于无法获悉企业迁移的原因,我们剔除了观测期内注册地址发生变动的企业样本。

四、实证结果

(一) 基本回归

表1给出了基于全样本的回归结果,各列均控制了年份、企业固定效应。第(1)列中,我们没有添加任何控制变量, D 的回归系数在1%的水平下显著为正。第(2)、(3)列中则分别加入了企业和县域层面的控制变量,此时 D 的回归系数和显著性没有变化。第(4)列同时控制了企业和县域层面的变量, D 的回归系数仍在1%的水平下显著为正。总之,以上估计结果表明,当其他因素不变时,相比本地没有股份制商业银行进入的县,有股份制商业银行进入县的企业的专利新增申请数量有了明显提高,基本上证明股份制商业银行进入可以有效促进企业创新。

表1 基本回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
D	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)
age		-0.007*** (0.001)		-0.007*** (0.001)

(续表)				
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>capital</i>		0.003*** (0.001)		0.003*** (0.001)
<i>export</i>		0.012*** (0.002)		0.012*** (0.002)
<i>foreign</i>		0.013 (0.010)		0.013 (0.010)
<i>size</i>		0.013*** (0.001)		0.013*** (0.001)
<i>hhi</i>		-0.056*** (0.019)		-0.056*** (0.019)
<i>pgdp</i>			0.003*** (0.001)	0.002* (0.001)
<i>urban</i>			0.022** (0.011)	0.023** (0.011)
<i>num</i>			-0.000 (0.003)	-0.000 (0.003)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	686 574	686 574	686 574	686 574
R ²	0.539	0.539	0.539	0.539

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内为县层面聚类的标准误差。

(二) 平行趋势检验

平行趋势检验主要有两种方法：第一种方法是通过处理组与对照组之间的对比图来说明政策冲击前后的变化，这种情况适用于只有一个处理组和对照组的情况，即政策冲击只有一次；第二种方法则是使用事件研究法(event study)，通过加入处理组和年份虚拟变量的交叉项进行计量检验，适用于具有多个处理组和对照组的情况，即政策冲击多次发生。由于本文不存在自始至终完全一致的处理组和对照组，很难通过第一种方法进行画图比较。此外，我们还关心是否存在滞后效应，股份制商业银行从开始进入县域设立分支机构，到完成第一笔贷款发放，最终到企业申请专利需要一定的时间。为此，我们借鉴 Beck *et al.* (2010)、许和连和王海成 (2018) 等文献的做法，设定如下模型：

$$y_{ijt} = \alpha + \beta_1 \times D_{jt}^{-8} + \beta_2 \times D_{jt}^{-7} + \dots + \beta_8 \times D_{jt}^{-1} + \beta_9 \times D_{jt}^1 + \beta_{10} \times D_{jt}^2 + \delta \times X_{ijt} + \gamma_i + \lambda_t + \mu_{ijt}. \quad (2)$$

模型(2)中 D_{jt}^s 为一系列虚拟变量, 当处于股份制商业银行进入前 s 年时, D_{jt}^s 取值为 1; 当处于股份制商业银行进入开始后 s 年时, D_{jt}^s 取值为 1; 除此之外 D_{jt}^s 均取值为 0。在这一检验中, 我们需要关注的是 D_{jt}^s 的回归系数 β 。由于我们以股份制商业银行进入的当年作为对照组, 回归结果中的 β 就表示与此对照组相比, 在股份制商业银行进入的第 s 年, 处理组企业的创新与对照组企业相比有无显著差异。为了更加直观地表现估计结果, 我们在图 3 中画出了 D_{jt}^s 的系数走势, 横轴表示距离股份制商业银行进入的时间, 纵轴是估计值的大小。

当 $s = -8, -7, -6, \dots, -1$ 时, D 的回归系数不显著, 也就是说在股份制商业银行进入前, 处理组与对照组企业的创新趋势并无显著差异。因此, 我们不能拒绝平行趋势假设成立的可能。当 $s = 1$ 时, D 的回归系数虽然为正, 但在 10% 的水平下并不显著; 当 $s = 2$ 时, D 的回归系数变大, 并在 1% 的水平下显著为正, 说明存在约 2 年的滞后期。可能引起质疑的是, 从股份制商业银行准入许可政策出台到对企业专利申请产生影响只有 2 年时间, 效果过于显著。对此可能的解释是: 第一, 从研发周期看, 根据历年《中国专利数据调查报告》, 授权专利研发周期不超过半年的占比约 30%, 半年到 1 年的授权专利比例约 40%, 2 年以下占比达到了 71.6%。因此, 2 年的时间相较于企业的平均研发周期来讲并不算短。第二, 大部分专利的研发成本并不高, 2008—2013 年, 约 70% 的专利研发成本在 10 万元之下, 约 50% 的授权专利研发成本在 5 万元以下(毛昊, 2016)。因此, 股份制商业银行进入带来的资金约束缓解可以对企业的专利产出产生较为显著的作用。

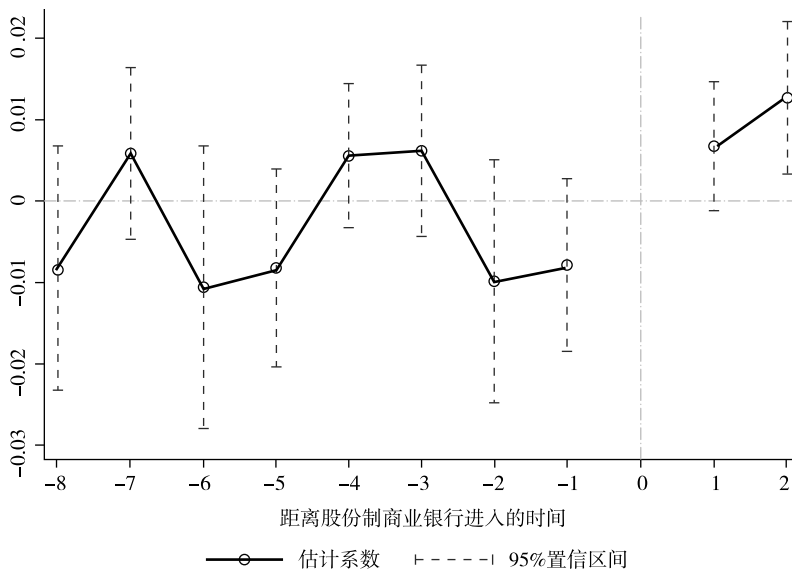


图 3 平行趋势检验

(三) 其他稳健性检验

1. 排除其他金融政策冲击的影响

首先,我们排除其他金融机构进入县设立分支机构的政策影响。基本回归中,我们使用2007年允许股份制商业银行进入县域设立分支机构作为政策变量,但在2006年12月,为解决农村地区银行业金融机构网点覆盖率低、金融供给不足、竞争不充分等问题,中国银监会调整和放宽了农村地区银行业金融机构准入政策。那么,股份制商业银行进入设立分支机构的县域可能同时也有其他金融机构进入,即 D 的回归系数可能包含了其他金融机构进入产生的影响,为此,我们建立县域各类金融机构进入与年份的交叉项,即检验其他金融机构进入对企业创新的影响,被解释变量、控制变量的选取、固定效应及聚类方法均与式(1)一致。表2第(1)—(5)列分别报告了城市商业银行、农村商业银行、中国农村信用合作银行、农村信用合作社以及三类新型农村金融机构进入县域设立分支机构对企业创新的检验结果,发现 D 的回归系数均不显著,表明基本回归中 D 对企业创新的影响主要是股份制商业银行而非其他金融机构进入带来的。

其次,我们需要排除国有商业银行网点撤并带来的影响。在本文的样本区间2001—2009年内,国有大型商业银行经历了大规模的网点撤并。我们可以设想这样一种可能:股份制银行进入的县域大都经济发展水平较好,即 $D=1$,而在同期国有大型商业银行撤离的县域,则很有可能没有股份制商业银行进入,即 $D=0$,从而使得基本回归得出的 $D=1$ 地区的创新更多其实是由于 $D=0$ 地区国有大型商业银行撤并引发的金融支持减弱而导致的。因此,我们在式(1)的基础上加入各县域国有大型商业银行的数量,以减少这一担心。表2第(6)列给出了估计结果,可以发现,在控制了国有大型商业银行数量后, D 的回归系数虽然略微变小,但仍在1%的水平下显著,说明基本回归得出的结论依然可靠。

表2 稳健性检验1:排除其他金融政策冲击的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
解释变量	城市 商业银行	农村 商业银行	中国农村信 用合作银行	农村信用 合作社	三类新型农 村金融机构	控制国有大型 商业银行数量
D	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.009*** (0.003)
age	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
$capital$	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)

(续表)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城市 商业银行	农村 商业银行	中国农村信 用合作银行	农村信用 合作社	三类新型农 村金融机构	控制国有大型 商业银行数量
<i>export</i>	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)
<i>foreign</i>	0.012*** (0.003)	0.013*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.011*** (0.003)
<i>size</i>	0.013 (0.010)	0.009 (0.011)	0.015 (0.011)	0.015 (0.011)	0.013 (0.010)	0.021** (0.010)
<i>hhi</i>	-0.056*** (0.019)	-0.056*** (0.020)	-0.056*** (0.020)	-0.055*** (0.020)	-0.056*** (0.019)	-0.052** (0.021)
<i>pgdp</i>	0.003*** (0.001)	0.002 (0.002)	0.003* (0.002)	0.003* (0.002)	0.003*** (0.001)	0.002 (0.001)
<i>urban</i>	0.023** (0.011)	0.024** (0.012)	0.022** (0.011)	0.022* (0.011)	0.023** (0.011)	0.020* (0.011)
<i>num</i>	-0.000 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.003)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	686 574	614 085	668 897	659 844	686 574	639 353
<i>R</i> ²	0.539	0.540	0.539	0.539	0.539	0.526

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内为县层面聚类的标准误差。

2. 排除专利激励政策的影响

根据前文的分析，专利新增申请数量虽然是衡量企业创新的一个有效指标，但某些情况下企业申请专利是一种策略性行为，其目的并非实质性地提高企业的创新能力，而是为了获取某种利益，如黎文靖和郑曼妮（2016）发现，当公司预期将获得更多的政府补贴和税收优惠时，其专利申请特别是非发明专利申请量显著增加。在本文的观测期内，一些具有地方立法权的省份先后出台了对专利持有人进行物质激励的法规和政策，包括对专利申请费用给予补贴，或者以拥有专利为前提，给予专利持有人税收优惠等，或者在发包政府项目时，更加看重企业专利数量指标。在此背景下，企业申请专利的激励大大增加，一些企业甚至肢解专利申请，使得中国专利数量在2007年之后激增（Li, 2012），这就导致使用专利申请数量衡量企业创新水平可能会包含一些混杂因素。

为此，我们尝试从以下三个方面进行检验：第一，使用企业发明专利作为被解释变量，专利主要包括发明专利、实用新型专利和外观设计专利三种类型。发明是指对产品、方法或者其改进所提出的新的技术方案，其中方法发明包括操作方法、制造方法、工艺流程等的技术方案；实用新型是指对产品的形状、构造或者其结合所提出的实用的新的技术方案；外观设计是指对产品的形状、图案或者其结合以及色彩与形状、图案的结合所作出的富有美感并适于工业应用的新设计。不同类型专利反映了企业自主创新能力的差异，发明专利体现了企业最为核心的自主创新能力，并且授权审核更为严格，“滥竽充数”的可能性更小，更能代表企业的真实创新能力。表3第(1)列给出了估计结果，可以看出 D 的回归系数仍在1%的水平下显著为正。

第二，用新产品产值³衡量企业创新。新产品指的是企业推出的有重大改进或全新的产品，“新”主要体现在产品的特性和功能上，包括在材料、规范、用户友好性、组件等方面有重大改进，不包括直接转销、改进微小和仅外观发生变化的产品（王海成和吕铁，2016）。由于新产品产值是企业创新绩效真实的反映，很大程度上避免了专利指标含有的策略性创新行为，从而可以更为真实地反映企业的创新活动。首先，我们建立企业是否有新产品产值的虚拟变量，如果新产品产值大于0，则赋值为1，否则为0；其次，我们使用新产品产值与产品销售收入之比进行衡量。表3第(2)、(3)列分别给出了估计结果，可以看出，无论是对于是否有新产品销售，还是对于新产品产值与产品销售收入之比， D 的回归系数都显著为正，这说明前文得出的结论是可靠的。

第三，控制省份层面的专利激励政策差异。借鉴龙小宁和王俊（2015）的做法，加入企业所在省份是否颁布专利激励政策的虚拟变量 law ，颁布则当年及改变之后都赋值为1，否则为0。回归结果如表3第(4)列所示，当我们控制了企业所在省份的专利激励政策差异后， D 的回归系数略微减小，但仍在1%的水平下显著为正。

表3 稳健性检验2：排除专利激励政策的影响

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发明专利	是否有 新产品产值	新产品产值/ 产品销售收入	控制 专利激励政策
D	0.007*** (0.002)	0.019* (0.011)	0.005* (0.003)	0.010*** (0.003)

³ 由于中国工业企业数据库2004年数据没有统计新产品产值，而2008年新产品产值全部为0，因此在这里我们的回归样本中不包括2004年、2008年的数据。

(续表)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	发明专利	是否有 新产品产值	新产品产值/ 产品销售收入	控制 专利激励政策
<i>age</i>	-0.005*** (0.001)	-0.007* (0.004)	-0.005*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
<i>capital</i>	0.002*** (0.000)	0.002 (0.001)	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.001)
<i>export</i>	0.007*** (0.001)	0.012*** (0.003)	0.005*** (0.001)	0.013*** (0.001)
<i>foreign</i>	0.006*** (0.002)	0.300*** (0.034)	0.033*** (0.002)	0.012*** (0.002)
<i>size</i>	0.012* (0.006)	-0.002 (0.009)	-0.001 (0.004)	0.013 (0.010)
<i>hhi</i>	-0.034** (0.017)	-0.009 (0.022)	-0.004 (0.010)	-0.056*** (0.019)
<i>pgdp</i>	0.001 (0.001)	0.002 (0.005)	-0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)
<i>urban</i>	0.007 (0.007)	0.074* (0.041)	0.022 (0.015)	0.017 (0.011)
<i>num</i>	0.001 (0.001)	0.011 (0.012)	0.004 (0.004)	-0.000 (0.002)
<i>law</i>				0.018** (0.009)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	686 574	490 148	490 148	686 574
R^2	0.479	0.647	0.637	0.539

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著;括号内为县层面聚类的标准误差。

3. 改变估计方法和聚类方法

本部分首先通过改变估计方法进行稳健性检验。由于专利数量的数值特征为非负整数,因此我们采用 Poisson 固定效应模型进行估计,表4第(1)列给出了估计结果, D 的回归系数仍然在1%的水平下为正。此外,由于大量企业在观测期内只出现1次,或者没有申请任何专利,Poisson固定效应模型在估计过程中会将这些样本自动剔除,导致第(1)列中样本量有限。为了样本减少的损失,我们借鉴 Liu and Qiu (2016),使用 Poisson 随机效应模型进

行了估计，第(2)列给出了估计结果， D 的回归系数仍然在1%的水平下为正。其次，基本回归将标准误差在县层面聚类，然而在计量实践中在哪一层面聚类并没有唯一标准(Angrist and Pischke, 2008)，为此我们从CIC4位码行业、企业以及CIC4一年份层面进行聚类，第(3) — (5)列给出了相应的估计结果。可以看出，无论使用何种聚类方法， D 的回归系数都至少在1%的水平下显著。这说明改变估计方法和聚类方法后，基本回归得出的结论依然可靠。

表4 稳健性检验3：改变估计方法和聚类方法

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Poisson 固定效应	Poisson 随机效应	CIC4位码	企业	CIC4—年份
D	0.279*** (0.016)	0.371*** (0.015)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)
age	0.036** (0.016)	0.089*** (0.014)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.001)	-0.007*** (0.001)
$capital$	0.092*** (0.010)	0.138*** (0.008)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
$export$	0.499*** (0.016)	0.676*** (0.012)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.001)	0.013*** (0.001)
$foreign$	0.183*** (0.017)	0.281*** (0.016)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)	0.012*** (0.002)
$size$	-0.500*** (0.041)	-0.033 (0.032)	0.013 (0.009)	0.013 (0.008)	0.013* (0.007)
hhi	0.615*** (0.140)	1.365*** (0.134)	-0.056*** (0.019)	-0.056*** (0.017)	-0.056*** (0.018)
$pgdp$	0.157*** (0.025)	0.033* (0.020)	0.002 (0.002)	0.002* (0.001)	0.002 (0.002)
$urban$	0.599*** (0.148)	1.219*** (0.101)	0.023** (0.009)	0.023*** (0.007)	0.023*** (0.007)
num	-0.098*** (0.021)	0.055*** (0.015)	-0.000 (0.003)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	否	是	是	是
观测值	29 239	765 631	686 574	686 574	686 574
R^2	0.479	0.647	0.539	0.539	0.539

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内为县层面聚类的标准误差。

(四) 影响渠道检验

1. 银企距离渠道

对于银企距离渠道的检验,理想的做法是获得股份制商业银行与制造业企业的距离。然而,要想获得这一数据具有非常大的难度和工作量。假设企业在县域服从均匀分布、银行数量一致,那么县域面积越小,银企距离会越近,股份制商业银行进入对企业创新的促进作用会越大。我们将县域面积最大的20%分为一组,其余为一组。表5第(1)、(2)列给出了估计结果,可以看出对于区域面积较大组, D 的回归系数并不显著,而对于区域面积较小组, D 的回归系数在5%的水平下显著。为了保证分组的可靠性,我们将区域面积前50%的县域视为区域面积较大组,其余为面积较小组,第(3)、(4)列给出了回归结果,结论依然成立。此外,本部分的论证容易引起质疑的是,县域面积不变的情况下,进入的股份制商业银行数量越多,银企距离就会越近,因此我们计算了县域股份制商业银行密集度(股份制商业银行数量/县域面积),第(5)列给出了估计结果, D 的回归系数显著为正,意味着县域股份制商业银行密集度越大,企业创新越多。总之,以上检验证明:股份制商业银行进入通过缩短银企距离促进了企业创新。

表5 影响机制检验:银企距离渠道

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	县域面积 前20%	县域面积 后80%	县域面积 前50%	县域面积 后50%	股份制商业银行 数量/县域面积
D	0.011 (0.009)	0.010** (0.004)	0.007 (0.004)	0.015*** (0.006)	20.902** (8.755)
age	-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.001)
$capital$	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
$export$	0.009*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.013*** (0.001)
$foreign$	0.004 (0.007)	0.013*** (0.003)	0.010*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.011*** (0.003)
$size$	-0.003 (0.009)	0.017 (0.013)	0.015 (0.012)	0.008 (0.017)	0.022** (0.010)
hhi	-0.128** (0.056)	-0.045** (0.020)	-0.071** (0.032)	-0.046** (0.022)	-0.055** (0.022)

(续表)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
解释变量	县域面积 前20%	县域面积 后80%	县域面积 前50%	县域面积 后50%	股份制商业银行 数量/县域面积
<i>pgdp</i>	-0.005 (0.004)	0.005*** (0.002)	-0.002 (0.002)	0.006*** (0.002)	0.003 (0.002)
<i>urban</i>	0.017 (0.018)	0.020 (0.012)	0.005 (0.013)	0.038** (0.018)	0.022* (0.011)
<i>num</i>	0.006** (0.003)	-0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.000 (0.003)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	133 308	543 323	298 896	321 563	630 580
R^2	0.575	0.532	0.583	0.647	0.526

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内为县层面聚类的标准误差。

2. 信贷方式渠道

影响渠道分析部分，我们预期股份制商业进入可能会改变信贷关系而影响企业创新。然而，从中国工业企业数据库中我们无法获得相关银企关系的信息。如果股份制商业银行进入可以增加关系型借贷，那么对更依赖关系型信贷获得外部资金的规模较小企业的创新促进作用会更大。为此，我们根据控制变量中对企业规模的界定，将规模前20%的企业视为规模较大组，其余为规模较小的企业。表6第(1)、(2)列给出了估计结果，可以看出无论是规模较大组还是规模较小组， D 的回归系数在5%的水平下都显著为正，但对规模较大企业组的影响更大。同样，为了保证分组的可靠性，我们将规模前50%的企业视为规模较大组，其余为规模较小组，第(3)、(4)列给出了回归结果，规模较大组的回归系数在1%的水平下显著为正，对于规模较小组则在10%的水平下没有通过显著性检验。以上回归结果意味着，股份制商业银行进入并没有显著增加关系型借贷（即没有改善规模较小企业的资金约束）而促进企业创新。

表6 影响机制检验：信贷方式渠道

	(1)	(2)	(3)	(4)
解释变量	企业规模 前20%	企业规模 后80%	企业规模 前50%	企业规模 后50%
D	0.043*** (0.012)	0.005* (0.003)	0.023*** (0.007)	0.001 (0.002)

(续表)

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业规模 前20%	企业规模 后80%	企业规模 前50%	企业规模 后50%
<i>age</i>	-0.013*** (0.004)	-0.001 (0.001)	-0.010*** (0.002)	-0.002** (0.001)
<i>capital</i>	0.009*** (0.002)	0.001** (0.000)	0.005*** (0.001)	0.000 (0.001)
<i>export</i>	0.055*** (0.008)	0.007*** (0.001)	0.030*** (0.003)	0.004*** (0.001)
<i>foreign</i>	0.027*** (0.008)	0.006*** (0.002)	0.016*** (0.004)	0.003 (0.002)
<i>size</i>	0.006 (0.024)	0.015 (0.010)	0.006 (0.015)	0.011 (0.012)
<i>hhi</i>	-0.173** (0.071)	-0.024* (0.014)	-0.077** (0.036)	-0.021 (0.017)
<i>pgdp</i>	0.006 (0.004)	0.000 (0.001)	0.004* (0.002)	-0.000 (0.001)
<i>urban</i>	0.052 (0.035)	0.022** (0.008)	0.037** (0.017)	0.005 (0.007)
<i>num</i>	0.004 (0.006)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.004)	0.000 (0.002)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	127 272	537 230	324 442	322 143
R^2	0.598	0.488	0.561	0.500

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内为县层面聚类的标准误差。

3. 银行业竞争渠道

基本上无须证明的是，股份制商业银行进入县域设立分支机构会增加县域银行业的竞争程度，本小节我们对银行竞争渠道的验证只需要考察银行业竞争对企业创新的影响方向即可。对于县域内银行竞争的衡量，借鉴 Chong *et al.* (2013) 的做法，我们利用各类银行在县域内分支行数量份额构造了赫芬达尔-赫希曼指数 (*bank_hhi*)，通过加总县域内各银行分支行数量份额的平方得到，计算公式如下：

$$bank_hhi = \sum_{r=1}^{N_j} (branch_{rj} / \sum_{r=1}^{N_j} branch_{rj})^2, \quad (3)$$

其中, $branch_{rj}$ 代表第 r 类商业银行在县域 j 内的分支行数量, N_j 是县域 j 内所有商业银行的数量。 $bank_hhi$ 取值在 0—1 之间, 系数越小, 表示银行结构越分散, 竞争度越强。根据以上定义, 可以看出本文设定的银行竞争为“结构性竞争”。股份制商业银行进入县域设立分支机构既会提升股份制商业银行内部之间的竞争程度, 但更会强化不同类型银行之间的竞争。大部分研究中定义的单个银行之间的竞争, 难以有效捕捉中国银行体系竞争格局所呈现出的关键特征, 而使用不同种类银行机构体系之间竞争特征信息所定义的银行“结构性竞争”, 可以更为准确地反映县域银行体系的主要竞争格局 (张杰等, 2017)。表 7 给出了估计结果。可以看出, $bank_hhi$ 的回归系数在 5% 的水平下显著为负, 意味着银行竞争程度的提高显著促进了企业创新。

表 7 影响机制检验：银行业竞争渠道

解释变量	(1)	(2)
$bank_hhi$	-0.027** (0.012)	-0.028** (0.012)
age		-0.008*** (0.002)
$capital$		0.002** (0.001)
$export$		0.011*** (0.001)
$foreign$		0.010*** (0.003)
$size$		0.025** (0.012)
hhi		-0.052** (0.023)
$pgdp$		0.003*** (0.001)
$urban$		0.027** (0.012)
num		0.000 (0.003)
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
观测值	581 203	581 203
R^2	0.539	0.540

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著；括号内为县层面聚类的标准误差。

五、结论与政策建议

当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,研究如何推进金融供给侧结构性改革以促进企业创新,实现支持经济结构调整和转型升级,无疑具有重大现实意义。本文在2007年中国银监会准许股份制商业银行在县域设立分支机构这一理想的准自然实验框架下,考察了放松银行准入管制对企业创新的影响。研究发现:股份制商业银行的进入显著促进了企业创新,在经过平行趋势检验、排除其他金融政策冲击、排除专利激励政策的影响以及改变估计方法和聚类方法后,这一结论依然稳健。影响机制检验表明,股份制商业银行进入主要通过缩短银企距离和增加银行业竞争两个渠道来促进创新。

根据研究结论,本文的政策含义在于:未来一段时期,在风险可控的情况下,进一步放松商业银行准入管制,以推动大众创业万众创新,是实现金融服务实体经济、实现高质量发展的一个重要抓手和着力点。

参考文献

- [1] Amore, M. D., C. Schneider, and A. Zaldokas, "Credit Supply and Corporate Innovation", *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3), 835-855.
- [2] Angrist, J. D., and J. Pischke, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, 2008.
- [3] Beck, T., R. Levine and A. Levkov, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *Journal of Finance*, 2010, 65 (5), 1637-1667.
- [4] Bellucci, A., A. Borisov, and A. Zazzaro, "Do Banks Price Discriminate Spatially? Evidence from Small Business Lending in Local Credit Markets", *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (11), 4183-4197.
- [5] Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?", *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119 (1), 249-275.
- [6] Besanko, D., and A. V. Thakor, "Banking Deregulation: Allocational Consequences of Relaxing Entry Barriers", *Journal of Banking & Finance*, 1992, 16 (5), 909-932.
- [7] 蔡卫星, "分支机构市场准入放松、跨区域经营与银行绩效", 《金融研究》, 2016年第6期, 第127—141页。
- [8] Chava, S., A. Oettl, A. Subramanian, and K. V. Subramanian, "Banking Deregulation and Innovation", *Journal of Financial Economics*, 2013, 109 (3), 759-774.
- [9] Chong, T. L., L. Lu and S. Ongena, "Does Banking Competition Alleviate or Worsen Credit Constraints Faced by Small-and Medium-Sized Enterprises? Evidence from China", *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37 (9), 3412-3424.
- [10] Cornaggia, J., Y. Mao, X. Tian, and B. Wolfe, "Does Banking Competition Affect Innovation?" *Journal of Financial Economics*, 2015, 115 (1), 189-209.

- [11] Dang, J., and K. Motohashi, "Patent Statistics: A Good Indicator for Innovation in China? Patent Subsidy Program Impacts on Patent Quality", *China Economic Review*, 2015, 35: 137-155.
- [12] 方芳、蔡卫星, "银行业竞争与企业成长: 来自工业企业的经验证据", 《管理世界》, 2016年第7期, 第63—75页。
- [13] Guzman, M. G., "Bank Structure, Capital Accumulation and Growth: A Simple Macroeconomic Model", *Economic Theory*, 2000, 16 (2), 421-455.
- [14] Hollander, S., and A. Verriest, "Bridging the Gap: The Design of Bank Loan Contracts and Distance", *Journal of Financial Economics*, 2016, 119 (2), 399-419.
- [15] Hombert, J., and A. Matray, "The Real Effects of Hurting Lending Relationships: Evidence from Banking Deregulation and Innovation", 2013, Working Paper.
- [16] 黄惠春、褚保金, "我国县域农村金融市场竞争度研究——基于降低市场准入条件下江苏37个县域的经验数据", 《金融研究》, 2011年第8期, 第167—177页。
- [17] 贾春新、夏武勇、黄张凯, "银行分支机构、国有银行竞争与经济增长", 《管理世界》, 2008年第2期, 第7—14页。
- [18] Leon, F., "Does Bank Competition Alleviate Credit Constraints in Developing Countries?", *Journal of Banking & Finance*, 2015, 57, 130-142.
- [19] 黎文靖、郑曼妮, "实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响", 《经济研究》, 2016年第4期, 第60—73页。
- [20] Li, X., "Behind the Recent Surge of Chinese Patenting: An Institutional View", *Research Policy*, 2012, 41 (1), 236-249.
- [21] 林毅夫、李永军, "中小金融机构发展与中小企业融资", 《经济研究》, 2001年第1期, 第10—18页。
- [22] 李扬, "拨开迷雾——著名经济学家李扬谈中小企业贷款难", 《银行家》, 2002年第10期, 第25—26页。
- [23] Liu, Q., and L. D. Qiu, "Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings", *Journal of International Economics*, 2016, 103, 166-183.
- [24] 龙小宁、王俊, "中国专利激增的动因及其质量效应", 《世界经济》, 2015年第6期, 第115—142页。
- [25] 毛昊, "中国专利调查综述: 制度实践与研究拓展", 《科学学研究》, 2016年第8期, 第1169—1176页。
- [26] Petersen, M. A., and R. G. Rajan, "Does Distance Still Matter? The Information Revolution in Small Business Lending", *Journal of Finance*, 2002, 57 (6), 2533-2570.
- [27] Petersen, M. A., and R. G. Rajan, "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110 (2), 407-443.
- [28] Porter, M. E., "Capital Disadvantage: America's Failing Capital Investment System", *Harvard Business Review*, 1992, 70 (5), 65-82.
- [29] Ratti, R. A., S. Lee, and Y. Seol, "Bank Concentration and Financial Constraints on Firm-Level Investment in Europe", *Journal of Banking & Finance*, 2008, 32 (12), 2684-2694.
- [30] Rice, T., and P. E. Strahan, "Does Credit Competition Affect Small-Firm Finance?", *Journal of Finance*, 2010, 65 (3), 861-889.
- [31] Solow, R. M., "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 1957, 39 (3), 312-320.
- [32] 王海成、吕铁, "知识产权司法保护与企业创新——基于广东省知识产权案件‘三审合一’的准自然试验", 《管理世界》, 2016年第10期, 第118—133页。

- [33] 许和连、王海成, “简政放权改革会改善企业出口绩效吗? ——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验”, 《经济研究》2018年第3期, 第157—170页。
- [34] 尹志超、钱龙、吴雨, “银企关系、银行业竞争与中小企业借贷成本”, 《金融研究》, 2015年第1期, 第134—149页。
- [35] 张杰、郑文平、新夫, “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》, 2017年第10期, 第118—136页。
- [36] 张杰、周晓艳、李勇, “要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D?”, 《经济研究》, 2011年第8期, 第78—91页。
- [37] 中国企业家调查系统, “新常态下的企业创新: 现状、问题与对策——2015·中国企业家成长与发展专题调查报告”, 《管理世界》, 2015年第6期, 第22—33页。
- [38] 朱晶晶、张玉芹、蒋涛, “银行业市场结构影响我国企业信贷约束吗”, 《财贸经济》, 2015年第10期, 第117—133页。

The Effect of Bank Deregulation on Firms' Innovation —A Quasi-Natural Experiment from Shareholding Commercial Banks' Branches Established in County Territory

TIE LYU

(*Chinese Academy of Social Sciences*)

HAICHENG WANG*

(*Academy of China Macroeconomics; Institute of Industrial Economics
and Technological Economics, NDRC*)

Abstract We treat the CBRC approved county-level branches of shareholding commercial banks which were set up in 2007 as a quasi-natural experiment and use DID method to analyze the effect of bank deregulation on firms' innovation. We find that the entry of shareholding commercial banks has a significant and robust positive effect on the firms' innovation. The shareholding commercial bank promote firms' innovation through two channels, namely, shortening the distance between banks and firms and improving the degree of competition of banks.

Key Words bank deregulation, innovation, shareholding commercial bank

JEL Classification G21, O31, P34

* Corresponding Author: Haicheng Wang, Block B, Guohong Building, Muxidi Beili, Xicheng District, Beijing, 100038, China; Tel: 86-10-63908713; E-mail: hquhaicheng@163.com.