

银行业外资开放与中国企业创新陷阱破解

诸竹君, 陈航宇, 王芳

[摘要] 中国企业存在“重数量轻质量”的创新陷阱,上游服务业外资开放程度相对较低。本文在 Aghion et al.(2019)模型基础上,引入创新行为和银行业外资开放作为扩展,揭示了银行业外资开放影响下游企业创新行为的作用机理。基于 1998—2013 年中国工业企业和专利匹配数据的实证结果表明:数量方面,银行业外资开放对企业创新具有显著正向作用,地域限制取消后专利申请增长率提升 1.14 个百分点,专利申请概率提升 2.94 个百分点;对发明专利和实用新型专利正向影响显著;对外观设计专利无明显影响。质量方面,银行业外资开放显著提升了专利被引量、专利通用性和原创性等指标,对中国企业“重数量轻质量”的创新陷阱破解效果明显。机制方面,银行业外资开放主要通过正向成本节约效应、贸易促进效应和负向行业内竞争效应影响下游企业创新,总效应与外资银行进入程度呈倒“U”型关系,样本期内仍处于正向效应区间。异质性方面,外资银行母国与中国文化和制度距离具有负向调节作用,生产率水平位于 50%—75%分位数的中小企业和外部融资依赖度较大行业的正向效应更强。本文对扩大服务业外资开放破解中国企业创新陷阱、理解创新和开放发展理念的内在自洽性具有一定的参考价值。

[关键词] 银行业外资开放; 创新陷阱; 投入产出关联; 创新质量

[中图分类号]F272 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)10-0175-18

一、引言

加入世界贸易组织(WTO)以来,中国专利申请总量从 2002 年的 25.07 万件增长至 2018 年的 432.31 万件。根据世界知识产权组织(WIPO)统计,2018 年中国国际专利申请数量已达 5.33 万件,仅次于美国(5.61 万件)。从数量看,中国专利创新取得了巨大成就。但就质量而言,2018 年中国外观设计专利申请占比 16.39%,美国仅为 9.01%,中美两国知识产权贸易净出口分别为-302 亿美元和 767 亿美元,对应的竞争力指数(TC)分别为-0.73 和 0.42,中国对美知识产权进口比例超过 23%(84.6 亿美元),同为专利大国的日本、德国和英国的 TC 指数分别为 0.35、0.22 和 0.26。中国所面临的“重数量轻质量”的创新陷阱问题日益凸显。作为创新主体,企业是连接专利研发与应用的主

[收稿日期] 2020-05-29

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“中美贸易新形势下新进口战略推动制造业高质量发展研究”(批准号 71903173);教育部人文社会科学青年项目“全球价值链背景下进口中间品质量与中国出口企业竞争力提升研究:演进机理与优化路径”(批准号 19YJC790209);教育部人文社会科学重点研究基地项目“我国地方政府政策措施与世贸组织合规性问题研究”(批准号 2019SMYJ02ZC)。

[作者简介] 诸竹君,浙江工商大学经济学院、浙商研究院副教授,经济学博士;陈航宇,浙江大学经济学院助理研究员,经济学博士;王芳,浙江大学经济学院博士研究生。通讯作者:诸竹君,电子信箱:hehaizzj@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

要媒介,现有文献从创新激励政策、金融创新、跨国并购和外资进入等视角对中国企业创新陷阱问题做了分析,梳理了中国专利创新“重数量轻质量”的特征性事实,总体认为偏向数量的创新激励政策、金融创新中存在的投机行为和全球价值链低端锁定效应是造成创新陷阱的重要原因,并从产业政策、公司金融和国际投资等领域对这一问题做了初步分析(张杰和郑文平,2018;郝项超等,2018;诸竹君等,2020)。根据内生增长理论,创新是促进经济长期发展的重要动力(Akcigit and Kerr, 2018),中国企业处于创新陷阱将不利于提升创新资源配置效率。综上,一个亟待解决的问题是如何破解中国企业创新陷阱。

金融业是实体经济的血液、推动实体企业创新的重要支撑(Rajan and Zingales, 1998;李苍舒和沈艳,2019)。部分研究分析了金融发展与产业结构和要素禀赋间的互动关系(林毅夫等,2009; Zhu et al., 2020)。中国的金融体系目前仍是以银行业为主导,除上市公司外,大多数工业企业主要通过银行业实现外部融资(王国刚,2019)。对于银行业推动经济发展的影响,目前学术界存在一定争议(Arcand et al., 2015; Zhu et al., 2020),银行业信贷“脱实向虚”和工业企业“融资难、融资贵”问题仍较为显著。根据经济合作与发展组织(OECD)公布的外商直接投资限制性指数,中国制造业开放度相对较高,银行业开放度相对较低,其中,2013年中国银行业外资限制性指数为0.50,远高于OECD国家平均水平,也高于印度和俄罗斯等新兴经济体(分别为0.413和0.375)。银行业外资开放通过提升本国银行业竞争性和降低信息不对称水平,显著降低了下游工业企业融资约束水平(王国刚,2019; Bermpei et al., 2019),进而显著提升了工业企业生产率和出口等绩效水平(Lai et al., 2016; Ariu et al., 2019)。本文试图从中国金融业主体部分的银行业的外资开放视角出发,将上下游投入产出关联纳入基准的异质性企业理论框架中,来研究上游银行业外资开放对下游工业企业创新行为的作用机制,结合经验数据研判能否破解创新陷阱,为创新、开放发展理念的内在自洽性提供理论支撑和经验证据。

现有文献主要从融资约束这一渠道分析银行业竞争对本行业和下游行业的影响。相关研究表明,银行业竞争通过价格效应和成本效应提升了行业竞争水平,促进了银行业信贷资源的有效配置,降低了下游企业融资成本和融资约束水平(Xu, 2011; Luo et al., 2017)。部分研究从信息搜寻角度出发,分析了银行业竞争可能对下游企业融资约束的影响(Bird et al., 2019; 姜付秀等, 2019)。基于融资约束渠道,相关文献进一步研究了银行业竞争对下游企业进入、生产率和出口等的影响(Alfaro et al., 2015; Lai et al., 2016; Niepmann and Schmidt-Eisenlohr, 2017)。与本文相关性较强的一支文献从融资约束渠道分析了对下游企业的创新效应(Acharya and Xu, 2017; Blanco and Wehrheim, 2017; 诸竹君等, 2018)。另一支文献重点从服务业与制造业投入产出关联视角出发,分析了上游服务业质量和效率提升对下游制造业发展的促进作用(Bas, 2020; Bai et al., 2019; 孙浦阳等, 2018)。其中,部分文献以更加微观的企业内数据分析了服务贸易和货物贸易出口之间互补关系、贸易自由化冲击后企业内部贸易调整情况(Ariu et al., 2019; Ariu et al., 2020; Breinlich et al., 2018)。还有一支文献从贸易视角出发,沿着产业组织理论中经典的竞争与创新研究范式(Aghion et al., 2005),分析了竞争效应、自选择效应和市场规模效应对企业创新的影响(Impullitti and Licandro, 2018; Aghion et al., 2019)。区别于上述文献,本文聚焦银行业外资开放的下游创新效应,从成本节约效应、贸易促进效应和行业内竞争效应出发,分析了其对下游工业企业创新的作用机制。理论分析表明,银行业外资开放度与企业创新之间存在非线性关系。

本文可能的边际创新为:①理论上,在异质性企业理论下构建了新的分析框架,从成本节约效应、贸易促进效应和行业内竞争效应揭示了银行业外资开放对下游企业创新行为的影响机制,论证

了当正向的成本节约效应和贸易促进效应大于负向的行业竞争效应时,银行业外资开放有助于破解企业创新陷阱。②方法上,使用具有完整引用信息的中国专利数据库构建了通用性和原创性指数,对企业创新质量做了更为深入的刻画。此外,现有研究对外资银行异质性分析较弱,关于外资银行进入效应的研究将其视为增加银行业主体进入,缺乏从外资银行异质性角度出发的深入分析,外资银行进入存在“客户跟随”动机(Ramasamy and Yeung,2010),其母国制度和差异对银企关系存在显著影响(Bermpei et al.,2019)。本文考虑上述异质性,从银企关系视角检验了上游银行业外资开放的创新效应。③政策上,从中国金融主体部分的银行业外资开放视角,论证了渐进有序开放银行业、不断扩大外资银行经营范围和降低经营门槛对于提升银行业促进实体经济发展效果和创新驱动发展水平的重要作用。实证检验发现,外资进入程度与创新行为之间存在倒“U”型关系,这为最优开放程度提供了经验证据,为防范金融风险与提升促实体经济发展效果之间的权衡提供了有利支撑。另外,实证检验表明,中小企业的正向效应较为显著,这为金融业开放缓解中小企业“融资难、融资贵”问题、推动创新发展提供了经验证据。

二、理论框架与命题提出

1. 理论模型

(1)基本决策环境。本文在 Melitz(2003)模型基础上引入上游银行业部门,主要为下游工业部门提供生产要素资本 k ,参考 Aghion et al.(2019)的方法引入工业企业创新行为分析银行业外资开放对企业创新的影响机理。在整个经济系统的运行机制上,假定银行业先制定资本要素价格,工业企业根据要素价格决定创新行为,在此基础上,根据创新后的生产率决定产品产量与价格。为简化分析并引入开放条件的情形,本文将分析一个两国两要素模型且假设国内与国外完全对称。

(2)消费者偏好。假定所有消费者可行的产品集为 Ω ,偏好完全相同,效用函数为:

$$U = \left(\int_{\omega \in \Omega} [x(\omega)]^{(\sigma-1)/\sigma} d\omega \right)^{\sigma/(\sigma-1)}, \sigma > 1 \quad (1)$$

其中, $x(\omega)$ 表示消费者所消费的特定产品 ω 的数量, $\sigma > 1$ 表示差异产品间的替代弹性,可知消费者的需求函数为:

$$x(\omega) = EP^{\sigma-1} (p(\omega))^{-\sigma}, P = \left(\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right)^{1/(1-\sigma)} \quad (2)$$

其中, E 表示消费支出水平, P 表示消费者所面临的价格指数,在其他条件保持不变的情况下, P 值越低,所有企业的需求越低,根据 Aghion et al.(2019)中的定义,这也反映了一国市场的竞争程度有所上升。

(3)工业部门。假定企业仅生产一种产品,并且在生产过程中使用劳动力 l 与资本 k 两种生产要素,企业的生产函数为 CES 形式,具体如下:

$$q(\varphi) = \varphi^{1/(\sigma-1)} (\zeta k^{(\rho-1)/\rho} + l^{(\rho-1)/\rho})^{\rho/(\rho-1)}, \rho > 1 \quad (3)$$

其中, φ 表示企业创新前的生产率水平, ζ 表示银行业与工业之间的关联程度,关联度越高,资本的生产效率相应越高, ρ 表示要素间的替代弹性。假定劳动力供给无弹性且市场完全竞争,劳动力价格标准化为计价单位 1。结合式(2)可知,企业利润最大化下的定价与利润水平为:

$$p_D(\varphi) = \frac{\sigma(\zeta^\rho r^{1-\rho} + 1)^{1/(1-\rho)}}{(\sigma-1)\varphi^{1/(\sigma-1)}}, p_{ex}(\varphi) = \frac{\sigma\tau(\zeta^\rho r^{1-\rho} + 1)^{1/(1-\rho)}}{(\sigma-1)\varphi^{1/(\sigma-1)}} \quad (4)$$

$$\pi(\varphi) = \begin{cases} \frac{\varphi P^{\sigma-1}}{A} f, & \varphi_{in} \leq \varphi < \varphi_{ex} \\ \frac{(1+\tau)^{1-\sigma} \varphi P^{\sigma-1}}{A} - f - f_{ex}, & \varphi \geq \varphi_{ex} \end{cases}, \varphi_{in} = \frac{Af}{P^{\sigma-1}}, \varphi_{ex} = \frac{f_{ex} \tau^{\sigma-1} A}{P^{\sigma-1}}, A \equiv \frac{\sigma^\sigma (\zeta^\rho r^{1-\rho} + 1)^{(\sigma-1)/(1-\rho)}}{E(\sigma-1)^{\sigma-1}} \quad (5)$$

其中, $p_D(\varphi)$ 和 $p_{ex}(\varphi)$ 分别表示产品的国内销售价格与出口价格, r 表示资本的价格, f 和 f_{ex} 分别为企业生产投入的固定成本以及企业出口的固定成本, τ 表示企业在贸易中的冰山贸易成本, 并且 $\tau > 1$, φ_{in} 和 φ_{ex} 分别表示企业国内生产以及出口的生产率门槛值。本文继续沿用 Melitz(2003) 中出口企业生产率高于内销企业的假定, 即 $f < f_{ex} \tau^{\sigma-1}$ 。企业技术创新刻画参考 Aghion et al.(2019), 即企业创新后生产率提升, 假定提升程度为 θ , 且 $\theta \geq 1$, 即初始生产率水平为 φ 的企业在创新后生产率上升为 $\theta\varphi$, 而企业创新成本设定与创新程度 θ 正相关且含有二次项, 具体成本函数为:

$$c_I = \alpha\theta + \frac{1}{2}\beta\theta^2 \quad (6)$$

根据企业创新后利润最大化条件, 可知企业最优创新程度为:

$$\theta = \begin{cases} 1, \varphi < \varphi_I \\ \frac{(1+\tau)^{1-\sigma} \varphi P^{\sigma-1}}{A\beta} - \frac{\alpha}{\beta}, \varphi \geq \varphi_I \end{cases}, \varphi_I = \frac{(2\alpha + \beta + \sqrt{\beta^2 + 4\alpha\beta})A}{2(1+\tau)^{1-\sigma} P^{\sigma-1}} \quad (7)$$

其中, φ_I 表示企业创新的生产率门槛值。根据式(7), 当且仅当企业生产率水平较高时, 企业进行创新活动。根据微观数据显示, 1998—2008 年工业企业数据库中仅 2001—2002 年和 2005—2007 年有企业研究开发费这一数据, 并且上述年份实施研发的企业比例分别为 11.8%、12.9%、9.6%、9.9% 和 10.5%, 创新企业的比例远低于出口企业比例, 本文假定企业创新的生产率临界值高于出口, 即 $2\alpha + \beta + \sqrt{\beta^2 + 4\alpha\beta} > 2(1+\tau)^{1-\sigma} f_{ex} \tau^{\sigma-1}$ 。结合式(7)可知, 创新企业的利润函数为:

$$\pi(\varphi) = \frac{\beta}{2} \left(\frac{(1+\tau)^{1-\sigma} \varphi P^{\sigma-1}}{A\beta} - \frac{\alpha}{\beta} \right) - f - f_{ex}, \varphi \geq \varphi_I \quad (8)$$

(4) 市场均衡与银行业外资开放。自由进出条件(FE)和零利润条件(ZCP)分别为:

$$\begin{aligned} \text{FE: } & \int_{\varphi_{in}}^{\varphi_I} \frac{\varphi P^{\sigma-1}}{A} dG(\varphi) + \tau^{1-\sigma} \int_{\varphi_{ex}}^{\varphi_I} \frac{\varphi P^{\sigma-1}}{A} dG(\varphi) + \int_{\varphi_I}^{\infty} \frac{\beta}{2} (\theta(\varphi))^2 dG(\varphi) = f_E + f[1-G(\varphi_{in})] + f_{ex}[1-G(\varphi_{ex})] \\ \text{ZCP: } & \varphi_{in} = \frac{fA}{P^{\sigma-1}}, \varphi_{ex} = \frac{f_{ex} \tau^{\sigma-1} A}{P^{\sigma-1}}, \varphi_I = \frac{(2\alpha + \beta + \sqrt{\beta^2 + 4\alpha\beta})A}{2(1+\tau)^{1-\sigma} P^{\sigma-1}} \end{aligned} \quad (9)$$

由式(8)、式(9)可以求出均衡条件下的各相关变量。进一步分析要素市场均衡情况, 由式(3)—式(5)、式(7)、式(8)可知, 企业的要素需求函数为:

$$k(\varphi) = \begin{cases} \frac{Br^{-\rho} \zeta^{\rho^2/(\rho-1)} P^{\sigma-1}}{\rho A} \varphi, & \varphi_{in} \leq \varphi < \varphi_{ex} \\ \frac{(1+\tau)^{\rho-\sigma} Br^{-\rho} \zeta^{\rho^2/(\rho-1)} P^{\sigma-1}}{\rho A} \varphi, & \varphi_{ex} \leq \varphi < \varphi_I, B \equiv \left[\frac{\sigma(\zeta^\rho r^{1-\rho} + 1)^{1/(1-\rho)}}{(\sigma-1)\varphi} \right]^{\rho-1}, l(\varphi) = \frac{k(\varphi)}{r^{-\rho} \zeta^{\rho^2/(\rho-1)}} \\ \frac{(1+\tau)^{\rho-\sigma} [\theta(\varphi)]^{\frac{\sigma-\rho}{\sigma-1}} Br^{-\rho} \zeta^{\rho^2/(\rho-1)} P^{\sigma-1}}{\rho A} \varphi, & \varphi \geq \varphi_I \end{cases} \quad (10)$$

假定两国资本和劳动力禀赋分别为 K 和 L , 银行业外资开放程度为 $\mu \in (0, 1)$, 数值越高, 表明银行业开放程度越高, 国外资本进入国内成本越低, 由对称性和要素市场均衡可知:

$$\int_{\varphi_{in}}^{\infty} k(\varphi) dG(\varphi) = (1+\mu)K, \int_{\varphi_{in}}^{\infty} l(\varphi) dG(\varphi) = L \quad (11)$$

从而可知均衡利率 r , 即融资约束为:

$$r = [\zeta^{\rho^2 / (\rho-1)} L / (1+\mu) K]^{1/\rho} \quad (12)$$

在银行业外资开放的刻画上, 除 μ 值上升外, 根据相关文献, 上游服务业开放将会使上下游行业间的关联度显著提升 (Bas, 2020; Bai et al., 2019), 并且银行业外资开放通过降低搜寻成本和信息不对称使贸易成本显著下降 (Caballero et al., 2018), 假定:

$$\partial \zeta / \partial \mu > 0, \partial \tau / \partial \mu < 0 \quad (13)$$

根据式 (12), 银行业外资开放对于工业企业均衡利率影响不确定, 相关文献指出, 银行业外资开放将使下游企业融资成本显著下降 (Xu, 2011; Luo et al., 2017), 假定:

$$\frac{\partial \zeta}{\partial \mu} < -\frac{(\rho-1)\zeta}{(1+\mu)\rho^2} \quad (14)$$

在该假定下, $\partial r / \partial \mu < 0$ 。根据式 (9) 可知:

$$P^{\sigma-1} \propto \vartheta_1 \varphi_{in} + \vartheta_2 (\varphi_{in})^2, \vartheta_1, \vartheta_2 > 0 \quad (15)$$

从而可推得:

$$\frac{\partial \varphi_{in}}{\partial A} < 0, \frac{\partial A}{\partial \mu} < 0, \frac{\partial \varphi_{in}}{\partial \mu} = \frac{\partial \varphi_{in}}{\partial A} \frac{\partial A}{\partial \mu} > 0, \frac{\partial P}{\partial \mu} < 0 \quad (16)$$

由式 (7)、式 (12)—式 (14)、式 (16) 可知:

$$\frac{\partial \ln(\theta + \alpha/\beta)}{\partial \mu} = \Theta_1 \left(-\frac{\partial \tau}{\partial \mu} \right) + \Theta_2 \left(-\frac{\partial r}{\partial \mu} \right) + \Theta_3 \frac{\partial \zeta}{\partial \mu} - \Theta_4 \left(-\frac{\partial P}{\partial \mu} \right) \quad (17)$$

其中, $\Theta_1 \equiv \frac{(\sigma-1)\tau^{-\sigma}}{1+\tau^{1-\sigma}} > 0, \Theta_2 \equiv \frac{(\sigma-1)\zeta^{\rho} r^{\rho}}{\zeta^{\rho} r^{1-\rho} + 1} > 0, \Theta_3 \equiv \frac{\rho(\sigma-1)r^{1-\rho}\zeta^{\rho-1}}{(\rho-1)(\zeta^{\rho} r^{1-\rho} + 1)} > 0, \Theta_4 \equiv \frac{\sigma-1}{P} > 0$, 式 (17) 中分解出贸易促进效应、融资约束效应、成本节约效应和行业竞争效应。

2. 研究命题

根据以上理论分析可得:

命题 1: 银行业外资开放通过贸易促进效应、融资约束效应、成本节约效应和行业竞争效应四个渠道影响下游工业企业创新行为, 对创新数量和创新质量的影响方向不确定。

命题 2: 银行业外资开放效应中, 除融资约束效应外, 成本节约效应和贸易促进效应正向影响下游工业企业创新行为, 同行业竞争效应对下游工业企业创新行为影响为负, 当成本节约效应和贸易促进效应大于同行业竞争效应时有利于提升创新数量和创新质量。

三、数据、变量与特征性事实

1. 数据来源

(1) 工业企业数据 (1998—2013 年)。采用序贯匹配法, 首先根据法人代码识别, 再以企业名称、注册信息进行匹配识别。简要处理方法为: ①删除同一年份企业名称或者法人代码重复的数据; ②删除工业总产值、工业增加值、固定资产、实收资本小于等于 0 或者缺失的样本; ③删除从业人数小于 8 的样本; ④删除不符合通用会计准则 (GAAP) 的企业样本 (Yu, 2015); ⑤将国民经济行业代码 (1994

年、2002年、2011年)统一至2002年标准。

(2)海关产品数据(2000—2013年)。本文使用的企业—国别层面贸易数据来自中国海关数据库(2000—2013年),两套数据编码类型存在明显差异,需要通过较为复杂的方法进行数据匹配。首先通过企业名称匹配,在此基础上再通过共同字段进行二次匹配。

(3)企业专利数据(1998—2013年)。1985年《专利法》实施后,国家知识产权局汇报了历年各类主体专利申请、授权和引用等信息。其中,引用信息含有专利被引用数量、被引专利的情况、引用专利的情况等相关检索字段。通过该数据获得企业层面各年专利总数和三项具体专利(发明、实用新型和外观设计专利)的数量和引用情况。通过企业名称与工业企业数据进行匹配。

2. 变量调整与测算

(1)银行业开放政策背景介绍和代理变量构建。中国银行业开放政策实施主要分为三个阶段:第一阶段(1994—2001年)。1994年《中华人民共和国外资金融机构管理条例》正式出台,外资银行大多以分行形式进入中国境内,1998年7月中国取消对外资银行设立机构的地域限制,除浦东新区外,均限制人民币业务。第二阶段(2002—2006年)。中国按照加入世界贸易组织(简称“入世”)承诺在5年内逐步向外资放开银行业人民币业务地域和客户限制,其中,前4年内分5批共开放20个城市,2003年底和2006年底分别允许外资银行向中国企业和中国居民提供人民币业务(批发和零售),依据2006年颁布的《中华人民共和国外资银行管理条例》,对外资银行(除分行外)实行国民待遇,2003—2006年外资银行总资产由4159.7亿元增长至9278.7亿元,占银行业比重由1.50%增长至2.11%。第三阶段(2007年至今)。2007年原中国银行业监督管理委员会(简称原银监会)发布《中国银行业对外开放报告》,鼓励外国银行设立或者将分行转制为中国注册法人银行,2007年外资银行总资产占比达历史峰值2.38%,2008年后受到全球金融危机等因素影响,外资银行占比呈现下降趋势,2016年降至历史低值1.26%,2017年小幅回升至1.32%。这一时期主要在国内基金代销业务、准入条件、经营门槛和行政许可方面对国民待遇进行了修订和明确。其中,2014年国务院修订《中华人民共和国外资银行管理条例》,外资银行准入和人民币业务门槛显著降低,2017年原银监会首次明确部分中间业务事后报告制并取消外资持股比例限制,2019年国务院再次修订《中华人民共和国外资银行管理条例》,扩大了外资银行的业务范围。本文构造了两种外资银行进入代理变量:①根据第二阶段“入世”政策冲击设立了外资银行进入虚拟变量(fb),开放第1年后 $fb_n=1$,由于2006年底人民币业务地域限制放开,故虚拟变量样本期设定为1998—2006年;②根据城市 r 第 t 年外资银行进入数量构造连续变量(fbn), $fbn_t=\ln(1+fb_n_t)$,其中, fb_n_t 表示城市层面外资银行进入存量(Xu, 2011),连续变量样本期设定为1998—2013年。方法是:根据中国银行保险监督管理委员会关于银行机构的金融许可证信息,计算出外资银行数量(包含法人银行、分行、支行),金融许可证状态包含持有、新设立、失控和退出,本文汇总了各类外资银行信息,以批准设立日期作为进入当年,失控和退出日期作为退出当年,在城市—年份层面加总可得外资银行进入数量。

(2)企业专利数量和质量指标构建。专利申请数量由三类专利申请总数加总可得,基准模型采用对数化的专利申请量($patent$),①同时可得对数化后的三类专利数量 $invention$ (发明专利)、 $utility$ (实用新型专利)和 $design$ (外观设计专利)。关于专利申请质量,目前学术界仍然缺少公认的代理变量。参考相关文献,本文采用专利申请后年均他引次数对数值(cit)表示(Kogan et al., 2017)。由于专利被引存在右侧“断尾”的问题,本文仅考察专利申请后5年内的专利被引量。此外,根据《专利法》相关界定,发明是指对产品、方法或其改进所提出的新的技术方案,相比实用新型和外观设计专利,

① 为避免零值的影响,本文对专利数采用加1取对数的处理方法。

其具有更高的创新程度,本文同时采用发明专利申请量占比(*inven_ratio*)作为专利申请质量指标。专利技术溢出还与被引行业宽度有关,某一专利被越多行业引用,表明技术溢出宽度越高(Acharya and Xu,2017),这一特性可定义为专利通用性程度(*generality*),公式为:

$$generality_i = 1 - \sum_j (n_j / total_i)^2 \quad (18)$$

其中,*total_i*表示企业*i*申请的特定专利他引量,*n_j*表示专利在行业*j*中他引量,该值越大,反映特定专利被引宽度越高,专利通用性程度越好。本文根据专利被引情况,在4位码行业层面计算了专利通用性程度。参考Acharya and Xu(2017)设定专利原创性程度(*originality*),公式为:

$$originality_i = 1 - \sum_j (n_j^c / total_i^c)^2 \quad (19)$$

其中,*total_i^c*和*n_j^c*分别表示企业*i*申请专利中引用前置专利总量和在行业*j*中引用数量,该值越大,反映特定专利引用前置专利的宽度越高,专利创新交叉性越好,原创性程度越高。

(3)企业层面投入产出变量处理。本文涉及的微观层面投入产出数据主要包含:工业总产值(*Y_{ijt}*)、资本存量(*K_{ijt}*)、就业人数(*L_{ijt}*)等。其中,*i*、*j*、*t*分别表示企业、国民经济2位码行业、年份。由于上述名义值存在价格因素干扰,除就业人数外均需要进行消胀处理。具体方法是:选取1998年作为价格调整基期,以工业品出厂价格指数对工业总产值和工业增加值平减、通过工业品购进价格指数对工业中间品投入量平减。参考相关文献,采用永续盘存法估计企业各年的资本存量和真实投资数据(诸竹君等,2019)。

(4)控制变量。主要包括:①劳动生产率(*lp*),采用总产值除以从业人数表示;②企业规模(*size*),采用企业销售收入对数值表示;③资本劳动比(*klratio*),以企业资本存量除以从业人数的对数值代理;④出口虚拟变量(*expdum*),企业当年的出口交货值为正则取值1;⑤国有资产占比(*soe*),以实收资本中国有资本比重作为代理变量;⑥企业年龄(*age*),以企业存续时间对数值表示;⑦企业外部融资约束(*SA*),其中, $SA = -0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times age$ (Hadlock and Pierce,2010);⑧行业竞争程度(*hhi*),计算4位码行业的赫芬达尔指数作为代理变量;⑨城市层面控制变量包含常住人口对数值(*pop*)、人均GDP对数值(*gdpp*)、实际使用外资金额对数值(*fdi*)、银行和保险业从业人数占比(*bratio*),数据来自历年《中国城市统计年鉴》。

3. 特征性事实

(1)中国专利申请量和贸易竞争力与外资银行总资产趋势比较。图1显示,总体上专利申请量与外资银行总资产在15年中保持了持续增长趋势。具体而言,以2007年为界将外资银行总资产变动分为两个阶段,其中,2003—2007年增速相对较快(年均增速为31.73%),2007—2017年增速相对较慢(年均增速为10.17%)。发明专利申请量增长率略高于总体增长率,均显著高于吸引外商投资额年均增长率(15.94%)。宏观层面数据说明,中国外资银行总资产和专利申请量之间存在一致变动趋势。2003—2016年,中国知识产权贸易竞争力指数(TC)维持在-1—-0.9区间,证实了总体上中国知识产权国际竞争力极弱,主要依靠专利进口提升本国创新能力,专利申请量大幅上涨并未明显改善中国专利质量相对较弱的客观现实,这是本文刻画的中国“重数量轻质量”的创新陷阱。

(2)城市层面专利申请量与外资银行数量。图2呈现了城市层面外资银行进入存量对数值(*fbn*)和专利申请量对数值之间关系的拟合情况,两者整体拟合程度较高,呈现出显著的正向关系,且斜率相对较大。95%的置信区间显示这组正向关系的稳健性较好,参数估计的标准差相对较小。由于遗漏了影响企业创新水平的其他控制变量,产业政策和区域政策等行业—年份、省份—年份冲击可能引致“反向因果”等内生性问题,需要通过更为严谨的计量模型进行深入检验。

(3)银行业外资开放程度的国际比较。不同国家间银行业外资开放程度存在显著差异,这里使用经济合作与发展组织(OECD)统计的外商直接投资限制性指数(FRRI)对典型发达国家和发展中国家的银行业外资开放程度进行国际比较。这一指标包含了外资股权份额限制、审查和许可机制、外方人员岗位限制和操作性限制四个一级指标,同时考虑了名义和实际外资开放程度,综合指标采取了标准化方式去除量纲。根据图3显示,总体上,典型发达国家如美国和英国的银行业外资限制程度较低,其中,美国的指数常年维持0.100,英国从2010年后该指数一直为0(开放程度最高),OECD平均值1997—2010年显著下降,2010年后数值为0.037。典型发展中国家如中国、印度和俄罗斯银行业外资限制程度较高,1997年上述国家对应数值分别为0.625、0.700和0.775。1997—2003年,中国这一指数明显低于印度和俄罗斯,由于“入世”后开放政策影响,中国银行业开放程度显著提升。2003—2010年,印度和俄罗斯指数均呈现下降趋势,其中,印度和俄罗斯分别于2006年和2012年开放程度超过中国。整体上,中国在发展水平接近的发展中国家当中银行业外资开放水平相对较低,国别层面中国银行业外资开放程度变动较小说明了本文使用城市层面外资开放度指标的有效性和必要性。

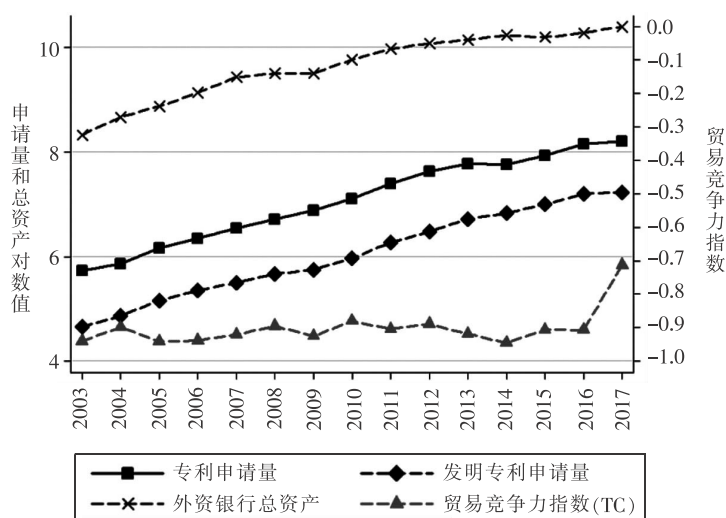


图1 中国专利申请量、贸易竞争力与外资银行总资产变动趋势(2003—2017)

注:专利申请量、发明专利申请量数据来源于历年《中国统计年鉴》;外资银行总资产数据来源于《中国银行业监督管理委员会年报》;贸易竞争力数据来源于联合国商品贸易统计数据库(UN Comtrade)。

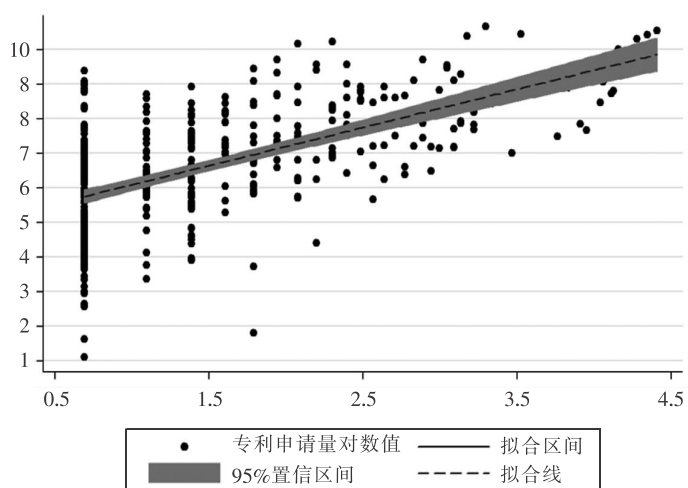


图2 城市层面专利申请量与外资银行数量对数值散点

注:城市层面专利申请量和外资银行数量由作者测算,基础数据分别来源于中国专利数据库和中国银行保险监督管理委员会金融许可证。

四、计量模型与实证结果

1. 计量模型设定

这里主要通过引入计量模型检验外资银行进入对中国企业创新行为的影响,分别从创新数量

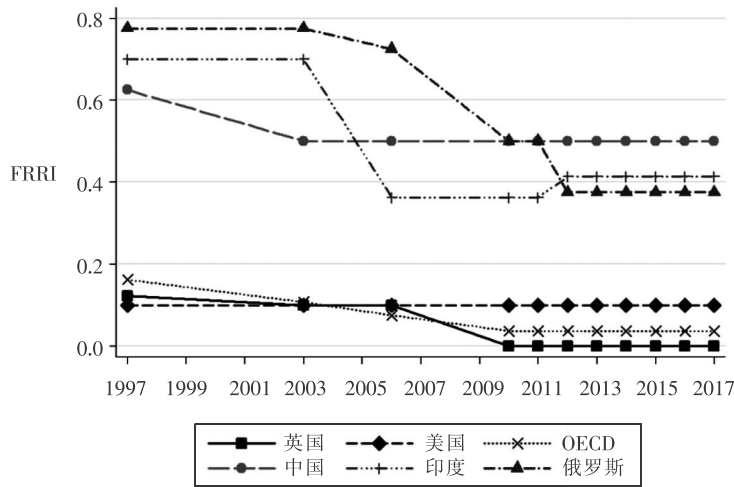


图3 1997—2017年银行业外商直接投资限制性指数变动趋势

资料来源:经济合作与发展组织统计数据库(OECD Statistics)。

和质量双重视角完整评价银行业开放的创新效应。具体的计量模型设定如下:

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 fb_{nt} + Z'_{ijt} + Z'_{jt} + Z'_{nt} + \{T\} + \varepsilon_{ijt} \quad (20)$$

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln fb_{nt} + Z'_{ijt} + Z'_{jt} + Z'_{nt} + \{T\} + \varepsilon_{ijt} \quad (21)$$

式(20)中, y 表示企业创新代理变量(数量和质量),在引入外资银行进入虚拟变量(fb)后,纳入企业层面(Z'_{ijt})、行业层面(Z'_{jt})和城市层面控制变量(Z'_{nt})。式(21)中,将核心解释变量换为城市层面外资银行进入数量对数值($\ln fb_n$),以此考察城市层面连续变量冲击对企业创新行为的影响,式(20)和式(21)的样本年限分别是1998—2006年和1998—2013年。此外,基准模型中控制了城市、企业、2位码行业—年份、省份—年份固定效应: $\{T\} = \{\zeta_t, \zeta_i, \zeta_{jt}, \zeta_{pt}\}$ 。其中,2位码行业—年份和省份—年份固定效应控制行业和省份随时间变动的冲击对创新的可能影响。为控制序列相关性和异方差对参数标准差估计的影响,随机误差项 ε_{ijt} 在地级市层面聚类。由于核心解释变量与被解释变量分别在地级市和企业层面,故不会产生明显的“反向因果”问题,但仍存在可能的“遗漏变量”引致的内生性问题,由于核心变量 fb_n 在地级市—年份层面,该层面冲击可能同时与 fb_n 和 y_{ijt} 相关。具体而言,外资进入(取消人民币业务地域限制)可能不是严格外生,政策制定者根据不同城市的相关属性选择优先开放城市,如果上述城市层面特征与成为优先开放城市具有正相关性,而 fb_n 和 y_{ijt} 正相关,遗漏城市层面特征可能造成核心变量系数估计向上偏误,需要控制上述城市层面特征变量,基准模型中纳入城市—年份层面常住人口对数值(pop)、人均GDP对数值($gdpp$)、实际使用外资金额对数值(fdi)、银行和保险业从业人数占比($bratio$)作为控制变量。此外,采用系统GMM法进行稳健性检验。

2. 初步回归结果

基准模型结果汇报在表1中,其中,第(1)—(5)列汇报了对专利申请量对数值的固定效应回归结果,第(6)列采用面板Probit模型对外资银行进入冲击后企业创新概率做了分析。第(1)列仅控制年份和城市固定效应的初步回归显示,外资银行进入城市(较早实施银行业外资开放)中企业专利数显著提升。第(2)列进一步纳入企业、行业和城市层面控制变量后核心变量系数仍显著为正。第

(3)、(4)列逐步纳入 2 位码行业和企业固定效应后,核心变量系数方向和显著性不变。第(5)列控制 2 位码行业—年份和省份—年份固定效应后,核心变量系数约为 0.0114 且在 5%的显著性水平上显著为正,经济效应为银行业外资开放城市的专利申请量增长率比未开放城市中企业高 1.14 个百分点。第(6)列中基于专利申请虚拟变量(*patdum*)的面板 Probit 模型检验显示,整体上外资银行进入使得优先开放城市中的企业的专利研发概率提升 2.94 个百分点。控制变量回归结果基本符合预期,其中,企业劳动生产率(*lp*)与专利数显著正相关,这与理论模型中关于创新自选择效应一致,即劳动生产率更高的企业更能克服较高的创新固定成本来从事专利研发。企业规模(*size*)、资本劳动比(*klratio*)、外部融资约束(*SA*)、出口虚拟变量(*expdum*)和企业年龄(*age*)对企业专利申请数具有显著正向影响,企业国有资产占比对专利申请量具有显著负向作用。行业层面控制变量中 4 位码行业赫芬达尔指数(*hhi*)系数显著为负,即行业竞争程度越大的企业越倾向于进行专利申请。城市层面控制变量显示,整体上规模较大、发展水平较高、外向型经济程度较高城市的企业具有专利申请优势,城市层面控制变量纳入基准模型,一定程度上避免了开放政策的潜在内生性对实证结果的影响,控制了样本选择性偏误问题。基准模型结果验证了理论框架中总效应的作用方向,即银行业开放后提升了下游工业部门的研发概率。

表 1 外资银行进入对企业创新数量的影响

变量	(1) <i>patent</i>	(2) <i>patent</i>	(3) <i>patent</i>	(4) <i>patent</i>	(5) <i>patent</i>	(6) <i>patdum</i>
<i>fb</i>	0.0214*** (3.74)	0.0160*** (2.79)	0.0129*** (3.19)	0.0122*** (3.02)	0.0114** (2.47)	0.0294*** (5.54)
控制变量	否	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	否	否
行业固定效应	否	否	是	否	否	否
企业固定效应	否	否	否	是	是	是
行业—年份固定效应	否	否	否	否	是	是
省份—年份固定效应	否	否	否	否	是	是
观测值	1887520	1812915	1812915	1812915	1812915	1812915
组内 R ²	0.0290	0.1050	0.1880	0.3270	0.5030	

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。括号内为 t 或 z 值。回归中包含城市固定效应。限于篇幅未汇报控制变量回归结果, 详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。以下各表同。

3. 分样本回归结果

企业专利申请中有三种类型:发明专利、实用新型专利和外观设计专利,在研发难度和创新程度上,发明专利>实用新型>外观设计。表 2 汇报了分专利类型的回归结果,其中,奇数列汇报固定效应模型结果,作为稳健性检验的偶数列汇报了系统 GMM 回归结果。第(1)、(2)列中回归结果表明,外资银行进入对企业发明专利申请量具有显著正向影响,第(1)列中固定效应回归结果显示,整体上发明专利申请量增长率提升 0.51 个百分点。第(3)、(4)列结果显示,整体上实用新型专利申请量显著提升,可比增长率提升 0.60 个百分点。第(5)、(6)列结果显示,整体上外资银行进入对企业的外观设计专利申请量影响不显著。分样本回归显示,创新程度相对较高的发明和实用新型专利显著提升。

表 2 外资银行进入对不同类型专利的影响

变量	(1) <i>invention</i>	(2) <i>invention</i>	(3) <i>utility</i>	(4) <i>utility</i>	(5) <i>design</i>	(6) <i>design</i>
<i>fb</i>	0.0051** (2.28)	0.0117** (2.50)	0.0060** (2.17)	0.0150** (2.23)	0.0037 (1.30)	0.0146 (1.44)
观测值	1812915	1812915	1812915	1812915	1812915	1812915
组内 R ²	0.5040		0.4620		0.4710	
AR(1)_p		0.0000		0.0000		0.0000
AR(2)_p		0.1080		0.1620		0.1590
Sargan_p		0.1730		0.1240		0.1680

注：回归中均包含控制变量、城市固定效应、企业固定效应、行业—年份固定效应和省份—年份固定效应。以下各表同。

4. 基于专利质量的回归结果

表 3 汇报了基于专利质量的回归结果。根据引言中分析所表明的中国企业处于“重数量轻质量”的创新陷阱,这里检验外资银行进入后能否提升企业专利质量。第(1)、(2)列分别汇报了对专利申请中发明专利占比(*inven_ratio*)和授权数占比(*inven_grratio*)的回归结果,显示外资银行进入后并未显著提升上述变量,结合表 2 中分专利类型回归结果,实用新型专利提升程度高于发明专利,可能是造成这一结果的原因。第(3)列中汇报了对专利引用量对数值(*cit*)的回归,结果显示,整体上银行业外资开放对企业的专利质量有显著正向影响,开放城市中企业专利被引数增长率提升 1.68 个百分点。第(4)、(5)列分别汇报了对专利通用性程度(*generality*)和专利原创性程度(*originality*)的回归,结果显示,银行业外资开放显著提升了企业专利通用性和原创性程度。这组回归显示,银行业外资开放不仅具有显著正向的创新数量效应,且对企业创新质量的正向作用明显。通过带有详细引用信息的专利数据,本文实证表明,企业专利被引宽度和引用宽度显著提升的可能原因是,上游银行业服务价格显著下降后降低了企业生产和研发的固定成本和可变成本,企业利润显著提升,可以克服更高质量研发的固定成本进而提升专利研发的通用性和原创性水平。这组回归中发明申请占比、授权占比与通用性、原创性程度均采用创新企业样本。

表 3 外资银行进入对企业创新质量的影响

变量	(1) <i>inven_ratio</i>	(2) <i>inven_grratio</i>	(3) <i>cit</i>	(4) <i>generality</i>	(5) <i>originality</i>
<i>fb</i>	-0.0110 (-0.84)	0.0314 (0.49)	0.0168* (1.95)	0.0109*** (2.67)	0.0060** (2.47)
观测值	30475	30475	1812915	30475	30475
组内 R ²	0.5520	0.5080	0.4730	0.5250	0.5610

5. 基于外资银行进入强度的回归结果

表 1—表 3 中汇报了基于外资银行进入虚拟变量的回归结果,由于开放城市进入的外资银行数量不同,因而银行业外资开放的强度存在城市层面异质性,这里通过构造连续变量(*fbn*)检验对企业专利数量和质量的影響。表 4 中第(1)—(3)列结果显示,整体上城市银行业外资开放水平提高,企业专利申请总量和发明、实用新型专利申请量显著增加。第(4)列显示,整体上银行业外资开放对外观设计专利影响显著性较低。理论模型中,外资企业进入的效应分解为正向的成本节约效

应、正向的贸易促进效应和负向的行业内竞争效应,随着外资银行进入数量增加,前两者正向效应边际递减,而下游工业企业的进入门槛下降引致更多企业进入工业领域,负向的行业内竞争效应逐渐增大,理论上存在企业创新关于外资银行进入数量的倒“U”型关系。第(5)、(6)列纳入外资银行进入强度的平方项(fbn^2)对这一可能性进行检验,结果显示,整体上一次项系数显著为正、二次项系数显著为负,这初步证实存在外资银行进入强度对企业创新数量和质量倒“U”型关系。进一步地,第(5)、(6)列计算出的正向效应门槛值分别为 6.833 和 6.434,样本期内 fbn 最大值为 4.407,这说明外资银行进入数量对企业专利创新数量和质量的影响均存在显著倒“U”型关系,但样本期内外资银行进入数量仍处于正向作用区间,整体上均表现出显著的正向效应。随着银行业开放政策逐步放松,外资银行进入程度仍呈现加强趋势,理论分析和经验数据表明需要优化考虑适宜的开放程度,促进下游工业企业优化创新发展。

表 4 外资银行进入强度对企业创新行为的影响

变量	(1) <i>patent</i>	(2) <i>invention</i>	(3) <i>utility</i>	(4) <i>design</i>	(5) <i>patent</i>	(6) <i>cit</i>
fbn	0.0384*** (2.61)	0.0197*** (2.59)	0.0255** (2.57)	0.0086* (1.78)	0.0328** (2.52)	0.0489*** (2.66)
fbn^2					-0.0024** (-2.29)	-0.0038** (-2.24)
观测值	3500830	3500830	3500830	3500830	3500830	3500830
组内 R ²	0.4290	0.4090	0.4180	0.4010	0.5600	0.4020

五、进一步分析：机制检验与异质性分析

1. 机制检验

(1)成本节约效应。本文理论框架部分论述了上游银行业外资开放通过成本节约效应降低了下游工业企业的固定成本和可变成本,进而提升了创新水平,这里将检验这一机制。表 5 汇报了对企业层面成本和效率变动情况的检验结果。第(1)、(2)列以劳动生产率作为被解释变量分别检验了外资银行进入虚拟变量和进入程度的影响,核心变量系数显著为正,这说明整体上企业的生产率水平显著提升,更具备克服创新固定成本的能力。由于劳动生产率可能忽视资本对生产率的影响,第(3)、(4)列基于 1998—2007 年数据汇报了对全要素生产率(LP法和 ACF法)的回归(Levinsohn and Petrin,2003;Akerberg et al.,2015)结果显示^①,两种方法测算的企业全要素生产率(tfp_{lp} 和 tfp_{acf})均显著提升。进一步参考孙浦阳等(2018)的方法,以(工资总额+中间品投入)/销售额和固定资产/销售额分别作为企业可变成本(vc)和固定成本(fc)代理变量,第(5)、(6)列的回归结果表明,总体上企业固定成本变动不显著,可变成本显著下降,即上游银行业外资开放通过显著降低下游工业企业可变成本提升了其生产率水平,使更多企业具备克服较高创新固定成本的能力。第(7)列在控制企业可变成本后,中介效应模型结果显示,核心变量 fbn 系数值和显著性水平明显下降,根据 Sobel 检验值可判定可变成本是银行业外资开放创新效应的显著中介变量,这组回归证实了命题 1 中关于成本节约效应的分析。

^① 由于工业企业数据中 2008—2013 年缺少增加值和中间投入等关键指标,因此 LP 法和 ACF 法下生产率的准确测算的样本期为 1998—2007 年。

表 5 成本节约效应检验结果

变量	(1) <i>lp</i>	(2) <i>lp</i>	(3) <i>tfp_lp</i>	(4) <i>tfp_aef</i>	(5) <i>vc</i>	(6) <i>fc</i>	(7) <i>patent</i>
<i>fb</i>	0.0450** (1.98)		0.0414** (1.99)				
<i>fbn</i>		0.0209** (2.11)		0.0250* (1.75)	-0.0283** (-1.96)	-0.5242 (-0.63)	0.0229** (2.01)
<i>vc</i>							-0.0301* (-1.87)
观测值	1671653	3495876	1611428	1975221	2000349	2632362	2000349
Sobel_Z							3.0850
组内 R ²	0.5720	0.5350	0.4700	0.8160	0.2010	0.3020	0.3800

(2)贸易促进效应。这里引入中介效应模型,检验贸易促进效应对下游工业企业创新行为的影响,通过对渠道变量回归后可知其对核心变量效应的解释程度。理论部分已论述外资银行可能通过国际经营网络优势降低中国企业贸易的固定成本和可变成本,由于外资银行进入具有“客户跟随”动机(Ramasamy and Yeung, 2010),因而其对本国企业的生产信息和经营情况具有显著的信息搜寻优势,这里根据中国海关数据获取企业—国别—年份层面进出口信息,其中,出口为总量对数值(*export*)、进口为中间品总量对数值(*import*)。首先以解释变量对中介变量回归,表 6 中第(1)、(2)列汇报了其对出口的影响,核心变量系数显著为正。而第(3)、(4)列汇报了其对进口中间品的影响,回归结果显示,整体上外资银行进入对企业进口中间品影响不显著,基于式(21)的回归只纳入出口。第(5)、(6)列回归中同时纳入核心变量和中介变量,结果显示,核心变量系数值和显著性水平均明显下降,通过 Sobel 检验值可判定企业出口量是外资银行进入效应的显著中介变量,进一步检验表明中介变量解释程度约为 25.27%。中介效应回归表明,除上下游投入产出关联外,外资银行进入通过国际市场网络增加了国内企业的出口,企业通过市场规模效应提升了创新能力。

表 6 贸易促进效应检验结果

变量	(1) <i>export</i>	(2) <i>export</i>	(3) <i>import</i>	(4) <i>import</i>	(5) <i>patent</i>	(6) <i>patent</i>
<i>fb</i>	0.0437* (1.95)		-0.0087 (-1.50)		0.0086* (1.92)	
<i>fbn</i>		0.1316** (2.27)		-0.0148 (-1.63)		0.0281** (2.09)
<i>export</i>					0.0064*** (5.10)	0.0063*** (6.06)
观测值	1671650	3495873	1653747	1653747	3495873	3495873
Sobel_Z					3.1090	2.8620
组内 R ²	0.7930	0.7650	0.2440	0.2440	0.3740	0.3750

(3)行业内竞争效应。表 7 汇报了基于行业内竞争效应的回归,其中,第(1)、(2)列汇报了对 4 位码行业竞争程度($comp=1-hhi$)的回归, $comp$ 的经济含义是行业内企业市场份额越分散,市场竞争程度越大($comp$ 数值越大)。结果显示,整体上外资银行进入提升了行业内竞争程度。而第(3)、(4)列同时纳入 $comp$ 和 $comp$ 的平方项($comp^2$),结果显示, $comp$ 系数显著为正, $comp^2$ 系数显著为负,即行业竞争程度与企业专利申请量和专利质量之间存在倒“U”型关系,当行业竞争程度高于门

槛值时,边际效应为负,第(3)、(4)列回归对应的门槛值分别为 0.7145(51.08%分位数)和 0.5387(37.72%分位数)。第(5)、(6)列进一步汇报了纳入行业竞争程度变量后基准模型的回归,结果表明,外资银行进入后,企业专利申请量和专利质量的系数值和显著性水平均有下降,通过 Sobel 检验值可判定行业竞争程度是外资银行进入效应的显著中介变量,进一步检验表明中介变量解释程度约为 35.76%。这里显示,整体上外资银行进入引致的行业内竞争效应为负,但是相对技术差距较小的行业中存在“竞争逃避效应”(Aghion et al.,2005),这是形成倒“U”型关系的可能原因。

表 7 行业内竞争效应检验结果

变量	(1) <i>comp</i>	(2) <i>comp</i>	(3) <i>patent</i>	(4) <i>cit</i>	(5) <i>patent</i>	(6) <i>cit</i>
<i>fb</i>	0.0182*** (2.91)				0.0093** (2.03)	0.0136* (1.82)
<i>fbn</i>		0.0112* (1.93)				
<i>comp</i>			0.0423*** (3.25)	0.0167** (2.23)	0.0401*** (2.92)	0.0142* (1.95)
<i>comp</i> ²			-0.0296*** (-2.85)	-0.0155** (-1.99)	-0.0276** (-2.26)	-0.0134* (-1.92)
观测值	1671653	3495876	3495876	3495876	19376	19376
Sobel_Z					2.9140	2.8720
组内 R ²	0.6230	0.5780	0.3750	0.3810	0.4890	0.4670

2. 异质性分析

(1)行业 and 地区层面异质性的影响。理论部分论证了上游银行业外资开放对中等生产率企业具有显著正向影响,即正向效应具有一定生产率分布异质性,另外与上游银行业投入产出关联度较大的行业正向效应越大。这部分通过引入企业与前沿技术差距($distance_u = lp_{ji}^{max} / lp_{ji}, lp_{ji}^{max}$ 表示行业层面劳动生产率最大值)、外部融资依赖度(*ext_fina*)和投入产出关联度(*ioratio*)分析上述异质性影响。^①根据回归结果可知,^②技术差距对外资银行进入的创新效应具有倒“U”型影响,技术差距处于中段的企业正向效应更大。为进一步确定正向效应有效作用区间,纳入外资银行进入强度与企业劳动生产率 4 分位数虚拟变量交互项,结果表明,25%—75%分位数企业正向效应较大,且 50%—75%分位数企业的正向效应最大,而较高生产率(75%—100%分位数)企业的正向作用不显著。基于外部融资依赖度和投入产出关联度的调节效应检验表明,外部融资依赖度和投入产出关联度越大,上游银行业外资开放的正向创新效应越大。地区层面变量和企业规模大小也可能对外资银行进入的创新效应产生调节作用,其中,地区层面市场化指数参考王小鲁等(2019),总体上省份市场化水平越高,越

① 参考 Rajan and Zingales(1998),公式为:外部融资依赖度=(资本支出-营业现金流)/资本支出,以 1997 年美国 3 位码行业作为标准,对照中国行业标准加总至 2 位码行业层面。投入产出关联度指标(*ioratio*)根据中国投入产出表(2002 年、2007 年、2012 年),与国民经济行业进行匹配,获得 3 位码行业相关信息。将 2007 年和 2012 年投入产出表按照 2002 年的细分标准进行归并,统一为 122 个细分部门。利用 2002 年投入产出表计算 1998—2004 年的直接消耗系数,利用 2007 年投入产出表计算 2005—2009 年的直接消耗系数,利用 2012 年投入产出表计算 2010—2013 年的直接消耗系数。

② 具体回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)附件。

能促进上下游关联效应发挥,具体而言,市场化指数包含政府与市场关系、非国有经济的发展、产品市场的发育程度、要素市场的发育程度和市场中介组织的发育和法律制度环境5个方面,省份层面通过完善上述市场化要素,对上下游关联效应具有显著正向调节作用。根据国家统计局的分类标准将企业划分为大型、中型和小型,^①结果显示,整体上三类规模企业创新效应均显著为正,从效应值看,中小企业的创新效应相对较大,且小型企业的正向效应最大,可能原因是,中小型企业中等生产率数量较多,且融资渠道相对单一导致对银行业间接融资依赖度较高。这组回归表明,银行业外资开放对不同规模企业均具有显著的正向影响,特别是对中小型企业正向促进作用较大。

(2)外资银行母国文化和制度距离的影响。理论部分分析了上游外资开放对下游工业企业的创新效应受到上下游关系程度的影响。具体而言,更紧密的银企关系对外资银行提升服务下游工业企业质量具有正向作用,且可有效降低外资银行与下游企业的信息不对称,使工业企业固定成本和可变成本下降。由于缺乏全样本银企关联数据,这里通过外资银行母国文化距离(*cdist*)和制度距离(*idist*)对这一调节效应进行分析。其中,文化距离采用 Hofstede 的4维度文化差异指标,制度距离采用美国遗产基金会的经济自由指数。^②据统计,1998—2013年进入中国的外资银行母国主要来自亚洲、美洲、欧洲、非洲(埃及和摩洛哥)和大洋洲(澳大利亚),其中,亚洲和欧洲经济体相对较多。^③根据回归结果可知,^④文化距离越大,对外资银行进入效应的负向调节效应越强,制度距离越大,越不利于促进上游银行业外资开放的正向创新效应。这组回归从银企关系的角度对上游银行业开放的创新效应进行了检验。银行借贷方式主要有交易型借贷和关系型借贷,交易型借贷更重视抵押物和财务报表等“硬信息”,关系型借贷更看重企业行为、经营模式等“软信息”,因而银企关系的强化有利于改善关系型借贷的有效性,促进下游工业企业创新能力提升。

六、结论与启示

本文将上下游投入产出关联引入基准的异质性企业模型进行了扩展分析,结合现有文献构建了一个新的分析框架,从成本节约效应、贸易促进效应和行业内竞争效应揭示了上游银行业外资开放对下游工业企业创新行为的作用机制。在此基础上,基于中国工业企业专利数据,实证检验了银行业外资开放对工业企业创新数量和质量的影响方向和程度。

本文的研究结论如下:①外资银行虚拟变量(WTO政策)对开放城市企业创新总量具有显著正向作用,经济效应是外资银行地域限制放开后专利申请增长率提升1.14个百分点,企业专利申请概率提升约2.94个百分点。②分样本回归结果显示,外资银行开放对发明专利和实用新型专利有显著正向影响,相应申请量增长率分别提升0.51个和0.60个百分点,对外观设计专利申请量增长效应不显著。③银行业外资开放对发明专利申请比例无显著影响,但显著增加专利被引量,增长率提

① 《统计上大中小型企业划分办法(暂行)》(国统字[2003]17号),以从业人员数、销售额和资产总额界定大中小型,其中,销售额标准分别为3亿元、3000万元及以上和3000万元以下。

② Hofstede文化维度数据详见 www.hofstede-insights.com;美国遗产基金会数据详见 www.heritage.org。公式为 $dist_{cc} = n^{-1} \sum_{m=1}^n [(I_{cm} - I_{cn})^2 / \omega_m]$, 其中, I_{cm} 和 I_{cn} 分别表示 c' 国和中国在第 m 个指标上数值(共 n 个指标), ω_m 表示该指标方差。

③ 亚洲经济体:日本、韩国、中国香港、中国澳门、中国台湾、印度、菲律宾、印尼、马来西亚、科威特、阿联酋、巴基斯坦、新加坡、泰国;欧洲经济体:德国、法国、奥地利、瑞士、英国、荷兰、西班牙、意大利、比利时、瑞典、挪威、俄罗斯、葡萄牙;美洲经济体:美国、加拿大和巴西。

④ 具体回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

升了 1.68 个百分点。对企业专利通用性(*generality*)和原创性(*originality*)具有显著正向作用,对中国企业“重数量轻质量”的创新陷阱破解效果明显。④银行业外资开放对下游工业企业创新的影响主要通过成本节约效应、贸易促进效应和行业内竞争效应实现。⑤外资银行进入强度对下游工业企业的创新数量和质量均存在显著倒“U”型关系,样本期内仍处于正向效应区间,需要关注银行业外资开放可能对下游工业企业的负向作用。⑥对异质性分析表明,外资银行母国与中国文化和制度距离具有显著负向调节作用;生产率分位数位于 50%—75%的中小企业正向创新作用更大;行业外部融资依赖度和银行业投入产出关联度具有显著正向调节效应;省级层面市场化水平和城市层面研发密度越高倾向于放大银行业外资开放的下游创新效应。

本文的启示是:①更为全面地认识银行业外资开放的创新效应。外资银行进入显著提升了下游工业企业创新数量和创新质量,有利于破解企业“重数量轻质量”的创新陷阱,扩大银行业外资开放是促进“脱虚向实”、推动实体经济高质量发展的重要路径之一。②适度降低外资银行市场准入门槛,扩大经营范围。OECD 的外商直接投资限制性指数表明,当前中国银行业开放水平相对较低,研究证实外资银行由于具有全球经营网络,在贸易融资、创新融资等方面具有一定优势,因而可有效提升银行业整体服务数量和质量,降低实体经济固定成本和可变成本,有序减少外资银行管制措施,全面履行现有各项开放政策,支持外资银行参与中小企业融资,推动业务范围由相对集中向多层次、宽领域和广范围转变。③鼓励和支持外资银行向较高外部融资依赖度的行业,如医药、饮料、化学纤维和电子设备制造业等进行创新融资。以扩大银行业外资开放促进信贷资源向上述行业倾斜,克服“融资难、融资贵”问题,实现银行业开放由面上发展向细分领域深耕转变。④深入促进外资银行经营本土化。放宽外资参股中资银行条件和比例,在银行理财、债券承销等方面实现中外合作,避免外资银行因文化和制度距离造成的“水土不服”现象,鼓励对公业务由主要对外资企业转向兼顾内资和外资企业,优化银行业外资开放服务实体经济效果。

[参考文献]

- [1]郝项超,梁琪,李政. 融资融券与企业创新:基于数量与质量视角的分析[J]. 经济研究, 2018,(6):129-143.
- [2]姜付秀,蔡文婧,蔡妃妮,李行天. 银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019,(6):72-88.
- [3]李苍舒,沈艳. 数字经济时代下新金融业态风险的识别、测度及防控[J]. 管理世界, 2019,(12):53-69.
- [4]林毅夫,孙希芳,姜烨. 经济发展中的最优金融结构理论初探[J]. 经济研究, 2009,(8):4-17.
- [5]孙浦阳,侯欣裕,盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口[J]. 经济研究, 2018,(7):136-151.
- [6]王国刚. 中国银行业 70 年:简要历程、主要特点和历史经验[J]. 管理世界, 2019,(7):15-25.
- [7]王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2019.
- [8]张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么[J]. 经济研究, 2018,(5):28-41.
- [9]诸竹君,黄先海,余骁. 金融业开放与中国制造业竞争力提升[J]. 数量经济技术经济研究, 2018,(3):114-131.
- [10]诸竹君,黄先海,王焯. 交通基础设施改善促进了企业创新吗?——基于高铁开通的准自然实验[J]. 金融研究, 2019,(11):153-169.
- [11]诸竹君,黄先海,王毅. 外资进入与中国式创新双低困境破解[J]. 经济研究, 2020,(5):99-115.
- [12]Acharya, V., and Z. Xu. Financial Dependence and Innovation: The Case of Public versus Private Firms[J]. *Journal of Financial Economics*, 2017,124(2):223-243.
- [13]Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. *Econometrica*, 2015,83(6):2411-2451.
- [14]Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. J. Melitz. The Heterogeneous Impact of Market Size on

- Innovation: Evidence from French Firm-Level Exports[R]. Harvard University Working Paper, 2019.
- [15]Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005,120(2):701-728.
- [16]Akcigit, U., and W. R. Kerr. Growth through Heterogeneous Innovations [J]. *Journal of Political Economy*, 2018,126(4):1374-1443.
- [17]Alfaro, L., T. Beck, and C. Calomiris. Foreign Bank Entry and Entrepreneurship [R]. New York University Working Paper, 2015.
- [18]Arcand, J. L., E. Berkes, and U. Panizza. Too Much Finance [J]. *Journal of Economic Growth*, 2015,20(2):105-148.
- [19]Ariu, A., H. Breinlich, G. Corcos, and G. Mion. The Interconnections between Services and Goods Trade at the Firm-Level[J]. *Journal of International Economics*, 2019,(116):173-188.
- [20]Ariu, A., F. Mayneris, and M. Parenti. One Way to the Top: How Services Boost the Demand for Goods [J]. *Journal of International Economics*, 2020,(123):103278.
- [21]Bai, Z., S. Meng, Z. Miao, and Y. Zhang. Services Liberalization and Export Diversity: Theory and Evidence from Chinese Firms[R]. MPRA Working Paper, 2019.
- [22]Bas, M. The Effect of Communication and Energy Services Reform on Manufacturing Firms' Innovation [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2020,48(2):339-362.
- [23]Bermpei, T., A. N. Kalyvas, L. Neri, and A. Russo. Will Strangers Help You Enter? The Effect of Foreign Bank Presence on New Firm Entry[J]. *Journal of Financial Services Research*, 2019,56(1):1-38.
- [24]Bird, A., S. A. Karolyi, and T. G. Ruchti. Information Sharing, Holdup, and External Finance: Evidence from Private Firms[J]. *Review of Financial Studies*, 2019,32(8):3075-3104.
- [25]Blanco, I. and D. Wehrheim. The Bright Side of Financial Derivatives: Options Trading and Firm Innovation[J]. *Journal of Financial Economics*, 2017,125(1):99-119.
- [26]Breinlich, H., A. Soderbery, and G. C. Wright. From Selling Goods to Selling Services: Firm Responses to Trade Liberalization[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2018,10(4):79-108.
- [27]Caballero, J., C. Candelaria, and G. Hale. Bank Linkages and International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2018,(115):30-47.
- [28]Hadlock, C. J., and J. R. Pierce. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010,23(5):1909-1940.
- [29]Impullitti, G., and O. Licandro. Trade, Firm Selection and Innovation: The Competition Channel [J]. *Economic Journal*, 2018,128(608):189-229.
- [30]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.
- [31]Lai, T., Z. Qian, and L. Wang. WTO Accession, Foreign Bank Entry, and the Productivity of Chinese Manufacturing Firms[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2016,44(2):326-342.
- [32]Levinsohn, J. and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003,70(2):317-341.
- [33]Luo, D., Y. Dong, S. Armitage, and W. Hou. The Impact of Foreign Bank Penetration on the Domestic Banking Sector: New Evidence from China[J]. *European Journal of Finance*, 2017,23(7-9):752-780.
- [34]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003,71(6):1695-1725.
- [35]Niepmann, F., and T. Schmidt-Eisenlohr. No Guarantees, No Trade: How Banks Affect Export Patterns [J]. *Journal of International Economics*, 2017,(108):338-350.

- [36]Rajan, R., and L. Zingales. Financial Dependence and Growth [J]. *American Economic Review*, 1998,88(3): 559–586.
- [37]Ramasamy, B., and M. Yeung. The Determinants of Foreign Direct Investment in Services [J]. *World Economy*, 2010,33(4):573–596.
- [38]Xu, Y. Towards A More Accurate Measure of Foreign Bank Entry and Its Impact on Domestic Banking Performance: The Case of China[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011,35(4):886–901.
- [39]Yu, M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms[J]. *Economic Journal*, 2015,125(585):943–988.
- [40]Zhu, X., S. Asimakopoulos, and J. Kim. Financial Development and Innovation-led Growth: Is too Much Finance Better[J]. *Journal of International Money and Finance*, 2020,(100):102083.

Opening of Banking Industry and the Solution to the Innovation Trap of Chinese Firms

ZHU Zhu-jun^{1,2}, CHEN Hang-yu³, WANG Fang³

- (1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;
2. Zheshang Research Institute, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;
3. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Abstract: Chinese firms have the innovation trap of “high quantity and low quality”, and the opening degree of upstream service industry is relatively low. Based on the model of Aghion et al.(2019), this paper introduces innovation behavior and opening of banking industry. It reveals the mechanism of opening of banking industry on the innovation behavior by downstream firms through the positive cost reduction effect, trade promotion effect and negative intra-industry competition effect. Based on the matching data of Chinese industrial firms and patent from 1998 to 2013, the empirical results show that in terms of quantity, the opening of banking industry has a significant positive effect on firm innovation, the growth rate of patent application increases by 1.14 percentage and the probability of patent application increases by 2.94 percentage after the cancellation of regional restrictions. It has a significant positive impact on invention patents and utility model patents, while has no significant impact on design patents. In terms of quality, it has significantly improved the number of patent citations, the generality and originality of patent, and has a significant effect on solving the innovation trap of “high quantity and low quality”. In terms of mechanism, it has a positive impact on downstream industrial innovation through positive cost reduction effect, trade promotion effect and negative intra-industry competition effect. The relationship between total effect and the degree of foreign bank entry is inverted “U” shape, and the sample period is still in the range of positive effect. In terms of heterogeneity, the cultural and institutional distance from home country of foreign banks to China has a negative regulatory effect. Small-and medium-sized firms with a productivity level of 50%—75% quantile and industries with a greater dependence on external financing have larger effect. This paper has a certain reference value for expanding the opening up of foreign capital in service industry to crack the innovation trap of Chinese firms, and understanding the internal self consistency of the development concept of opening up and innovation.

Key Words: opening of banking industry; innovation trap; input-output linkage; innovation quality

JEL Classification: F23 G21 L25

[责任编辑: 覃毅]