

服务业开放、外资管制与企业创新： 理论和中国经验

邵朝对 苏丹妮 王 晨*

摘要 本文从外资管制的视角构建了一个区分简单创新和复杂创新的企业创新决策模型，阐明了服务业开放通过投入成本和知识溢出影响企业创新数量和质量的理论机制，并以中国数据给予检验。结果表明：服务业开放对企业创新具有显著的数量和质量激励效应。由于服务知识溢出对复杂创新成本的降低效应更强，因此，服务业开放对具有更强知识溢出吸收能力企业的创新质量促进更大。最后评估了服务业开放这一市场化改革对专利补贴政策诱发的“数量繁荣、质量下降”创新假象的矫正作用。

关键词 服务业开放，企业创新，创新质量

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.04.14

一、引 言

当前中国经济正处于由依赖要素投入的粗放型发展方式向创新内生驱动的高质量发展方式转变的攻关期，而推动制造业高质量发展的关键在于微观企业的创新活力，一直以来创新被学者视作一国或地区经济提质增效的根本动力（Romer, 1990）。实践证明，中国过去取得的经济成就离不开对外开放、离不开利用外资，未来通过微观企业创新活力带动高质量发展同样有赖于全方位对外开放体系的构筑和更好的使用外资。经过四十多年的改革开放，中国制造业的对外开放已经基本成熟，而服务业开放仍较为滞后，长期以来政府对服务业市场实行了严格的外商投资管制，放开服务业外资管制成为中国推进服务业市场对外开放的关键环节。因此，在扩大服务业开放和推动制造业高质量发展的重大战略机遇期下，从外资管制放松的视角探讨服务业开

* 邵朝对、苏丹妮，南开大学跨国公司研究中心、南开大学经济学院；王晨，南开大学经济学院。通信作者及地址：苏丹妮，天津市南开区卫津路 94 号南开大学经济学院，300071；电话：(022) 23501436；E-mail：sudanni1990@163.com。本文得到国家自然科学基金青年项目（71903101、71903102）、南开大学文科发展基金项目（ZB21BZ0310）、中央高校基本科研业务费专项资金项目（63212014）的资助。感谢两位匿名审稿专家和主编的建设性意见。文责自负。

放如何影响制造业企业创新具有重要的理论和政策价值。

衡量企业创新较为常用和被认可的指标是专利 (Hu and Jefferson, 2009)。自 1984 年《专利法》颁布以来, 中国专利申请数量由 1995 年的 8 万件上升至 2014 年的 230 多万件, 年均增速高达 19%, 并于 2011 年超过美国, 成为世界最大的专利申请国 (Liu and Qiu, 2016)。然而, 专利申请数的这种爆炸式增长是否代表中国已是真正意义上的创新型国家, 引起了广泛关注和质疑。大量学者的研究发现, 地方政府的专利发展战略和补贴政策诱发了企业为“寻补贴”而进行技术含量较低专利申请的策略性创新行为, 并未带来专利质量的提升, 造成了中国“数量繁荣、质量下降”的政策诱发型创新假象 (龙小宁和王俊, 2015; 张杰和郑文平, 2018)。根据中国的专利制度, 专利不仅包括具有创造性意义的发明, 还包括实用新型和外观设计, 其中发明专利的特点是技术含量高、研发难度大、研发成本高、审查标准严格, 可以视作一种较高质量的复杂创新; 相比而言, 另外两种专利则技术含量低、研发难度小、研发成本低、审查标准宽松, 可以视作一种较高质量的简单创新 (龙小宁和王俊, 2015; 黎文靖和郑曼妮, 2016)。现实中企业这两种不同特征创新行为的存在意味着, 要想从外资管制视角全面和科学地厘清服务业开放对制造业企业创新行为的影响, 不仅需要探讨专利申请的创新数量, 更需要关注数量背后的创新质量。

本文首先构建了一个带有以下三个鲜明特征的企业创新决策模型: 第一, 将服务业外资管制融入具有内生异质性特征的企业创新决策模型中, 企业生产、需求异质性与创新活动紧密相关; 第二, 区分和刻画了低风险、低投入、低收益、低技术含量的简单创新和高风险、高投入、高收益、高技术含量的复杂创新两种类型创新活动, 企业进行越多的复杂创新, 其创新质量越高; 第三, 具体机制上, 不仅从服务投入成本降低的角度, 更重要的是从内含知识、技术、信息等高级要素的服务投入对不同技术复杂程度创新活动的异质性知识溢出成本降低效应 (heterogeneous knowledge spillover cost-reducing) 的角度, 模型化了服务业开放对企业创新数量和质量的影响。其次, 在实证检验中, 抓住中国不同类型专利的特点, 本文以实用新型和外观设计专利代表简单创新, 以发明专利代表复杂创新¹, 并进一步使用国家发展与改革委员会颁布的《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》) 构建服务开放指数, 结合 1998—2011 年中国工业企业与专利数据给予检验。研究结果表明: 与理论预期相一致, 服务业开放对企业创新具有显著的数量和质量激励效应, 不仅增加了企业专利申请数, 还提高了以发明这一复杂创新比重表示的专利质量, 同时这一改革效果呈现出立竿见影和持续性的动态特征。由于服务知识溢出对复杂创新活动的成本降低效应更强, 因此, 服务业开放对具有更强

¹ 这意味着, 进行越多发明专利创新的企业, 创新质量越高。

知识溢出吸收能力的大规模、出口、高人力资本和高技术行业企业创新质量的促进作用更大。最后，本文还考察了服务业开放这一市场化改革对学者普遍关心的政策诱发型创新假象的影响，双重差分（DID）结果显示，地方政府实施的专利补贴政策在增加企业专利申请数的同时的确抑制了专利质量，而服务业开放对专利补贴政策诱发的这种创新假象具有矫正作用。

本文的研究主要建立在以下两支文献的基础上：一是关于服务业外资管制放松对制造业企业绩效影响的文献。该类文献以经验分析为主，主要探讨的是服务业外资管制放松对企业生产率和出口的影响。生产率方面，Fernandes and Paunov (2012) 直接使用服务业 FDI 数据发现，服务业 FDI 规模扩张有助于智利制造业企业生产率提高；Arnold *et al.* (2011) 利用欧洲复兴开发银行（European Bank for Reconstruction and Development, EBRD）发布的政策改革指数量化服务业外资管制程度，研究表明服务业市场开放显著改善了捷克制造业企业的生产率。出口方面，Bas (2014) 利用经济合作与发展组织（OECD）发布的 ETCR 指数考察了服务业外资管制放松对印度制造业企业出口的积极作用；基于国家发展与改革委员会颁布的《目录》，孙浦阳等 (2018)、邵朝对等 (2020) 的研究同样支持了服务业外资市场开放有助于中国制造业企业出口绩效提升。虽然上述文献衡量服务业外资管制的指标有所不同，但普遍认为作为制造业的重要中间投入，服务业外资管制放松形成的市场开放对企业生产率和出口绩效具有促进作用。然而，企业生产率和出口绩效的提高虽与企业创新密切相关，但并不是创新本身，更多是企业创新的结果 (Liu and Qiu, 2016)。

二是关于中间品进口与外商直接投资（FDI）对企业创新影响的文献。同样从上下游关系切入，本文与现有中间品（包括货物和服务）进口对企业创新影响的研究相关，该类研究大多数发现中间品进口对企业创新具有激励作用。如 Boler *et al.* (2015) 从投入成本降低的角度、Chen *et al.* (2017) 与李宏亮和谢建国 (2018) 从知识溢出对创新成本降低的角度进行理论建模，发现中间品进口提高了企业 R&D。然而，Liu and Qiu (2016) 以专利申请数衡量企业创新，却发现中间品进口降低了企业创新的积极性，抑制了中国企业创新，但 Liu and Qiu (2016) 忽略了中国不同类型专利特点可能造成的创新数量和创新质量的不一致性。不同于上述中间品贸易创新效应的考察内容，本文探讨服务业外资管制，因此与本文研究内容最为接近的是关于 FDI 与企业创新的文献。该类文献目前主要集中于考察制造业水平 FDI 对企业创新的作用，但由于水平 FDI 既可能通过竞争效应，还可能通过技术溢出效应激励或抑制东道国企业创新，使得两者之间的关系一直存有争议 (Aitken and Harrison, 1999；范承泽等，2008)。阅读所及，本文可能是首篇从外资管制放松的新视角，在创新数量和质量的双重维度上从理论和实证两方面探讨上游服务业市场开放对下游制造业企业创新的影响效应。

与以往研究相比，本文的边际贡献可能体现在：第一，首次从外资管制放松的视角构建了一个服务业开放影响企业创新决策的理论模型，模型中区分和刻画了简单创新和复杂创新两种类型创新活动，继而为从数量和质量两个维度深入理解和实证检验服务业开放与企业创新之间的关系奠定理论基础。第二，深化和拓展了有关评估服务业开放微观成效的相关研究。不同于既有文献主要关注服务业外资管制放松对企业生产率和出口的影响，本文围绕企业创新展开讨论，这对时下中国制造业向高质量转型升级至关重要。第三，丰富和补充了与企业创新相关的研究领域。随着中国对外战略重心向扩大服务业市场开放转移，从外资管制放松的视角考察服务业开放与企业创新更具理论和现实迫切性。此外，本文还抓住中国不同类型专利的特点，从数量和质量的双重维度全面考察企业创新，这对于理解真正意义上的创新型国家尤为关键。第四，验证了服务业开放这一市场化改革对政策诱发型创新假象的矫正作用，提供了一个从市场和政府互动的视角评估服务业开放微观成效的新思路。

二、理论框架与研究假说

本部分通过纳入服务业外资管制拓展了 Bøler *et al.* (2015) 带有内生异质性特征的企业创新决策模型，并进一步区分了复杂创新和简单创新两种类型的创新活动，同时根据不同类型创新活动和服务产品内含知识特征引入了异质性知识溢出成本降低的分析框架。此外，针对地方政府专利补贴政策诱发的“数量繁荣、质量下降”的创新假象，在理论上拓展分析了服务业市场开放对这一政策扭曲的矫正作用。

(一) 需求

与 Bøler *et al.* (2015) 的设定一致，本文假设产品市场为垄断竞争市场，根据标准 Dixit-Stiglitz 形式的垄断竞争模型，此时企业 i 面临的需求曲线为：

$$y_{it} = \varphi_{it} \Phi_i p_{it}^{-\eta}, \quad (1)$$

其中， φ_{it} 为企业特定需求系数 (firm-specific demand shifter)，表示企业需求方面的异质性特征，比如产品质量； Φ_i 为行业需求系数； p_{it} 为企业 i 的产品价格； η 为大于 1 的常需求弹性。

(二) 生产

1. 制造业部门

作为制造业的重要中间投入，本文将服务业纳入制造业企业的生产函数中，并假设制造业企业生产需投入劳动力 (l) 和服务产品 (s) 两种要素，且生产技术为 C-D 形式：

$$y_{it} = l_{it}^{\alpha_l} s_{it}^{\alpha_s} \exp(\tilde{v}_{it}), \quad (2)$$

其中， α_l 和 α_s 分别为劳动力和服务产品的产出弹性，满足 $\alpha_l + \alpha_s < 1$ ； \tilde{v}_{it} 为企业生产率。

在垄断竞争市场结构下，企业 i 根据边际成本的一个不变加成率进行定价：

$$p_{it} = \left(\frac{\eta}{\eta - 1} \right) c_{it}, \quad (3)$$

其中， c_{it} 表示企业 i 的边际成本。

由成本最小化条件，可得企业 i 的成本函数为：

$$c_{it} = \vartheta_1 y_{it}^{\frac{1-\alpha_l-\alpha_s}{\alpha_l+\alpha_s}} w_t^{\frac{\alpha_l}{\alpha_l+\alpha_s}} p_t^s \exp\left(-\frac{1}{\alpha_l+\alpha_s} \tilde{v}_{it}\right), \quad (4)$$

其中， $\vartheta_1 \equiv (\alpha_l^{-\alpha_l} \alpha_s^{-\alpha_s})^{\frac{1}{\alpha_l+\alpha_s}}$ 为常数； w_t 和 p_t^s 分别是劳动力和服务产品的价格。

结合需求函数式（1）和企业最优定价式（3），企业 i 的收益函数可表示为：

$$r_{it} = \vartheta_2 \Phi^{\frac{1}{\zeta}} w_t^{(-\alpha_l)^{\frac{\eta-1}{\zeta}}} p_t^s^{(-\alpha_s)^{\frac{\eta-1}{\zeta}}} \exp(v_{it}), \quad (5)$$

其中， $v_{it} = \frac{1}{\zeta} [\ln \varphi_{it} + (\eta - 1) \tilde{v}_{it}]$ ， $\zeta \equiv 1 + (1 - \alpha_l - \alpha_s)(\eta - 1) > 1$ 。 v_{it} 为企业异质性特征表现，由企业特定需求系数和生产率两部分构成，企业特定需求系数越大、生产率越高，其表现越好。 $\vartheta_2 \equiv (\alpha_l^{-\alpha_l} \alpha_s^{-\alpha_s})^{\frac{1-\eta}{\zeta}} \left(\frac{\eta}{\eta - 1} \right)^{\frac{1-\eta}{\zeta}(\alpha_l+\alpha_s)}$ 为常数。

根据 Dixit-Stiglitz 垄断竞争模型，企业利润与收入成正比：

$$\pi_{it} = r_{it} \left[1 - \frac{\eta - 1}{\eta} (\alpha_l + \alpha_s) \right] = \vartheta_3 \Phi^{\frac{1}{\zeta}} w_t^{(-\alpha_l)^{\frac{\eta-1}{\zeta}}} p_t^s^{(-\alpha_s)^{\frac{\eta-1}{\zeta}}} \exp(v_{it}), \quad (6)$$

其中， $\vartheta_3 \equiv \left[1 - \frac{\eta - 1}{\eta} (\alpha_l + \alpha_s) \right] \vartheta_2$ 为常数。同时，企业 i 的最优服务产品需求为：

$$s_{it} = \vartheta_4 \Phi^{\frac{1}{\zeta}} w_t^{(-\alpha_l)^{\frac{\eta-1}{\zeta}}} p_t^s^{(-\alpha_s)^{\frac{\eta-1}{\zeta}} - 2 \frac{\alpha_l}{\alpha_l+\alpha_s}} \exp(v_{it}), \quad (7)$$

其中， $\vartheta_4 \equiv \alpha_s \frac{\eta - 1}{\eta} \vartheta_2$ 为常数。

2. 服务业部门

服务产品的生产需要不同种类的服务 $s(v)$ ，即：

$$s_t = \left[\int_0^1 s_t(v)^\sigma dv \right]^{\frac{1}{\sigma}}, \quad 0 < \sigma < 1, \quad (8)$$

其中， v 表示服务种类； $1/(1-\sigma) > 1$ 表示服务种类之间的常替代弹性。每种服务种类的生产需要 1 单位劳动力，价格为 w 。由利润最大化条件可知，服务产品 s 的最优价格为：

$$p_t^s = \left[\int_0^1 p_t^s(v)^{-\frac{1}{1-\sigma}} dv \right]^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}}, \quad (9)$$

其中, $p_t^s(v)$ 为服务种类 v 的价格。为了刻画服务业开放对企业创新的影响, 与 Barone and Cingano (2011) 的做法相一致, 本文将放开外资管制的服务产品市场比例定义为 θ_t ($0 < \theta_t < 1$), 对更多服务产品市场推行外资管制放松, 即 θ_t 越大, 表明服务业开放水平越高。上述意味着对于 $0 < v < \theta_t$ 放开外资管制政策的服务产品市场, 制造业企业能够以完全竞争价格 $p_t^s(v) = w_t$ 购买 $s_t(v)$, 这是因为外资管制政策放松引起外资进入, 原先的垄断结构被打破; 对于 $\theta_t < v < 1$ 尚未放开外资管制政策的服务产品市场, 制造业企业仍需以垄断竞争价格 $p_t^s(v) = \frac{w_t}{\sigma}$ 购买 $s_t(v)$ 。此时制造业企业面临的服务产品 s 的均衡价格为:

$$p_t^s = w_t [\theta_t + (1 - \theta_t) \sigma^{\frac{1}{1-\sigma}}]^{-\frac{1-\sigma}{\sigma}} = w_t \Psi(\theta_t), \quad (10)$$

其中, $\Psi'(\theta_t) < 0$, 当 $\theta_t = 0$ 时即完全外资管制的情况下, $\Psi(\theta_t) = \frac{1}{\sigma} > 1$; 当 $\theta_t = 1$ 时即完全外资开放的情况下, $\Psi(\theta_t) = 1$ 。因此, 式 (10) 表明, 服务业外资管制放松程度越大, 开放水平越高, 制造业企业生产投入的服务产品价格越低。

(三) 企业创新决策

1. 两种类型创新活动: 复杂创新和简单创新

现实中企业可以选择两种类型的创新活动, 一种是高收益、高技术含量但具有高风险、高投入的复杂创新, 另一种是低收益、低技术含量但具有低风险、低投入的简单创新。企业异质性特征表现依赖于过去的创新行为, 且根据两种类型创新活动的特征, 可以假定相同的创新数量, 高技术含量的复杂创新更能提高企业表现 (Humphrey and Schmitz, 2002; Gibbon *et al.*, 2008)。假设企业异质性特征表现服从一阶马尔可夫过程:

$$v_{it}^L = \lambda_0 + \lambda_1 v_{it-1} + \lambda_2 (v_{it-1})^2 + u^L(d_{it-1}^L) + \xi_{it}, \quad (11)$$

$$v_{it}^H = \lambda_0 + \lambda_1 v_{it-1} + \lambda_2 (v_{it-1})^2 + u^H(d_{it-1}^H) + \xi_{it}, \quad (12)$$

其中, L 表示简单创新; H 表示复杂创新; d_{it-1}^T ($T \in \{L, H\}$) 表示企业 i 在第 $t-1$ 期的创新数量, 且满足 $0 < u^L(\cdot) < u^H(\cdot)$, $0 < u^{L'}(\cdot) < u^{H'}(\cdot)$, $0 < u^{L''}(\cdot) < u^{H''}(\cdot)$, $u^L(0) = 0$, $u^H(0) = 0$; ξ_{it} 表示随机冲击。

由于服务产品蕴含着知识、技术、信息等高级要素 (刘志彪, 2008), 因此, 服务作为一种中间投入对企业创新具有较强的知识溢出, 而知识溢出能够增加企业的知识积累, 降低企业的创新成本 (Coe and Helpman, 1995; Chen *et al.*, 2017)。与 Chen *et al.* (2017) 的做法相一致, 本文将服务投入通过知识溢出降低企业创新成本的作用称为知识溢出成本降低效应。但不同

的是，根据经验事实和现有文献，本文进一步设定知识溢出成本降低效应对企业的复杂创新活动作用更强，这是因为：首先，服务产品内含的知识、技术、信息等高级要素与复杂创新所需的要素构成更为接近，而有研究表明知识溢出更多地发生在生产技术和知识结构相似的事物之间（Jaffe *et al.*, 1993）；其次，复杂创新本身的高技术含量决定了创新过程对知识、技术、信息等高级要素具有更大的依赖性，作为一种高知识密集型的创新活动，其创新成本对服务知识溢出更为敏感；最后，服务产品内含的知识、技术、信息主要是一些不具有实体体现、较难被直接吸收的非物化型知识技术（Simona and Axele, 2012；刘舜佳, 2016），而具有更强捕获和处理能力的复杂创新过程更易破解和吸收这些非物化型知识溢出。根据上述分析，本文将企业创新活动的成本函数设置成如下形式：

$$n_u^L(d_{it}^L) = h^L(d_{it}^L), \quad (13)$$

$$n_u^H(d_{it}^H) = h^H(d_{it}^H)g(s_{it}), \quad (14)$$

其中， n^L 和 n^H 分别表示简单创新和复杂创新的成本。两者的差别在于，服务投入对复杂创新成本有一个更大的知识溢出成本降低效应，此处为简化，假设知识溢出成本降低效应仅存在于复杂创新中。² $h^T(d_{it}^T)$ ($T \in \{L, H\}$) 表示没有服务知识溢出成本降低效应下两类创新的成本，且满足 $0 < h^L(\cdot) < h^H(\cdot)$ ， $0 < h^{L'}(\cdot) < h^{H'}(\cdot)$ ， $0 < h^{L''}(\cdot) < h^{H''}(\cdot)$ ， $h^L(0) = 0$ ， $h^H(0) = 0$ ； $g(s_{it})$ 表示服务知识溢出成本降低效应，随着服务产品 s_{it} 投入增加，企业可获得的知识溢出成本降低效应增强，即 $g(0) = 1$ ， $g'(\cdot) < 0$ ， $g''(\cdot) < 0$ 。

2. 服务业开放与企业创新决策

由于企业创新的收益在未来实现，与 Boeler *et al.* (2015) 的设定一致，我们将企业的创新决策问题表示为：

$$V(v) = \pi_{it}(v_{it}) + \max_{d_{it}^L \geq 0, d_{it}^H \geq 0} \{\delta^L E[V^L(v_{it+1}^L | v_{it}, d_{it}^L)] - h^L(d_{it}^L), \\ \delta^H E[V^H(v_{it+1}^H | v_{it}, d_{it}^H)] - h^H(d_{it}^H)g(s_{it})\}, \quad (15)$$

其中， δ^T ($T \in \{L, H\}$) 为企业创新成功的概率，由于复杂创新活动面临更高的风险和不确定性，因此 $0 < \delta^H < \delta^L$ 。式 (15) 的经济学含义是，若企业创新的预期边际收益大于边际成本，则会进行更多的创新活动。³

对当期利润对衡量服务业开放水平的服务业外资管制放松比例 θ 求偏导：

$$\frac{\partial \pi_{it}(v_{it})}{\partial \theta_t} = \pi_{it}(v_{it}) (-\alpha_s) \frac{\eta - 1}{\zeta} \frac{w_t}{p_t^s} \Psi'(\theta_t) > 0. \quad (16)$$

式 (16) 表明，服务业外资管制放松通过降低服务投入价格增加了企业当

² 当然，在简单创新和复杂创新之间区分不同程度的知识溢出成本降低效应并不影响后文的推导和结论。

³ 由于式 (15) 值函数中的利润不存在闭合解，值函数也不存在闭合解，这使得在本文的理论框架下较难直接推导出服务业外资开放与企业创新之间明确的数学表达式。为此，与现有关于企业创新决策文献的普遍做法相一致，本文从边际收益与边际成本视角对两者之间的关系进行数理和经济学分析。

期利润。根据式 (16) 可进一步推导出企业预期利润也会随着服务业外资管制放松程度的提高而增加：

$$\frac{\partial E[\pi_{it+1}^T(v_{it}, d_{it}^T)]}{\partial \theta_t} = E[\pi_{it+1}^T(v_{it}, d_{it}^T)](-\alpha_s) \frac{\eta-1}{\zeta} \frac{w_t}{p_t^s} \Psi'(\theta_t) > 0, \\ T \in \{L, H\}. \quad (17)$$

由马尔可夫过程和利润函数可知：

$$E[\pi_{it+1}^T(v_{it}, d_{it}^T = n_1^T)] > E[\pi_{it+1}^T(v_{it}, d_{it}^T = n_2^T)] (n_1^T > n_2^T \geq 0), \\ T \in \{L, H\}, \quad (18)$$

其中， n 表示创新数量。式 (18) 表明不管简单创新还是复杂创新，企业创新数量越多，预期利润越高。

对式 (18) 关于服务业外资管制放松比例 θ 求偏导，并结合式 (17) 可得：

$$\frac{\partial E[\pi_{it+1}^T(v_{it}, d_{it}^T = n_1^T)]}{\partial \theta_t} > \frac{\partial E[\pi_{it+1}^T(v_{it}, d_{it}^T = n_2^T)]}{\partial \theta_t} (n_1^T > n_2^T \geq 0), \\ T \in \{L, H\}. \quad (19)$$

也即：

$$\frac{\partial \left[\frac{\partial E[\pi_{it+1}^T(v_{it}, d_{it}^T)]}{\partial d_{it}^T} \right]}{\partial \theta_t} > 0, T \in \{L, H\}. \quad (20)$$

式 (20) 表明，服务业外资管制放松通过降低服务投入价格提高了企业两类创新活动的预期边际利润，进而激励企业进行更多的创新活动。

同时，由企业服务投入需求函数式 (7) 和创新成本函数式 (13)、(14) 可知，服务业外资管制放松带来的服务投入增加在异质性知识溢出的作用下使复杂创新活动的边际成本获得了更大幅度降低：

$$\frac{\partial \left[\frac{\partial [h^H(d_{it}^H)g(s_{it})]}{\partial d_{it}^H} \right]}{\partial \theta_t} = h^H'(d_{it}^H) \times g'(s_{it}) \times s_{it}'(p_t^s) \times p_t^s'(\theta_t) < 0. \\ (21)$$

综合式 (20)、(21)，外资管制放松形成的服务业开放不仅通过降低服务投入成本提高了两类创新活动的预期边际利润，更重要的是还通过服务投入知识溢出更大幅度地降低了复杂创新活动的边际成本，使复杂创新越发有利可图。因此，服务业开放一方面激励了企业进行更多的创新活动，另一方面使企业更倾向于复杂创新，从而提高了创新质量。据此可得如下假说：

假说 1 外资管制放松形成的服务业开放对企业创新数量和创新质量具有激励效应。

(四) 进一步讨论：专利补贴政策的引入

自1997年党的十五大以来，为响应国家的科教兴国战略以及完成国家制定的专利申请年增长率14%左右的量化考核指标，各地方政府纷纷出台了旨在鼓励专利申请的补贴政策（龙小宁和王俊，2015）。理论上而言，专利补贴政策能够降低创新成本，有助于企业两类创新，但如果企业纯粹为了获得创新补贴，由于两类创新活动存在较大的差别，企业可能会策略性选择低风险、低投入的简单专利创新，而不会进行高风险、高投入的复杂专利创新，此时专利补贴政策可能难以真正激励企业创新生产，提高创新质量。大量研究已佐证上述观点，认为地方政府实施的专利补贴政策诱发了企业为“寻补贴”而进行技术含量较低专利申请的策略性创新行为，虽然增加了企业创新数量，但并未带来质量的提高，造成了“数量繁荣、质量下降”的政策诱发型创新假象（龙小宁和王俊，2015）。那么，作为一种市场化改革，服务业开放对政策诱发型创新假象有何作用？根据前文的理论分析，服务业外资管制放松会推动外资进入，提高国内服务业市场的竞争程度，降低企业可获得的服务投入价格和增加企业对服务投入的需求，此时在服务投入异质性知识溢出成本降低效应的作用下复杂创新变得更有利可图，这有助于激发企业将补贴资源向复杂创新转移，优化补贴资源在两类创新活动之间的配置，抑制企业为“寻补贴”进行简单专利创新的策略性行为，从而在一定程度上矫正专利补贴政策诱发的创新假象。由此可得如下假说：

假说2 服务业开放这一市场化改革对政府专利补贴政策诱发的创新假象具有矫正作用。

三、实证框架：计量模型设定、变量选取和数据说明

(一) 计量模型设定

根据本文的研究目的和研究假说，基准计量模型可设定为：

$$Innovation_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 MSFRI_{jt} + \vec{\beta} \vec{C} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (22)$$

其中，下标*i*、*j* 和 *t* 分别代表企业、行业和年份；被解释变量 *Innovation_{ijt}* 表示制造业行业 *j* 中企业 *i* 在 *t* 年的创新数量和质量；*MSFRI_{jt}* 表示制造业行业 *j* 的服务开放指数，是本文关注的核心解释变量； \vec{C} 表示企业和行业层面的控制变量集合； μ_i 和 μ_t 分别表示企业固定效应和年份固定效应； ε_{ijt} 表示随机扰动项。

(二) 变量选取

1. 企业创新：数量和质量的视角

经验事实和本文的理论框架表明，企业会进行技术含量较高的复杂创新和技术含量较低的简单创新两种类型的创新活动，而对这两种不同创新策略的选择不仅会影响企业的创新数量，更重要的是会影响创新质量。中国不同类型专利的特点则为本文区分这两种创新行为，进而刻画企业创新数量和质量这两个维度提供了优势。中国专利包括发明、实用新型和外观设计三种，其中发明专利技术含量高、研发难度大、研发成本高，与理论模型中的复杂创新相契合；另外两种则技术含量低、研发难度小、研发成本低，与理论模型中的简单创新相契合。为此，本文以发明、实用新型和外观设计三种专利的申请数衡量企业创新数量，以发明专利这种复杂创新的比例衡量企业创新质量，这不仅与现有研究较为一致（黎文靖和郑曼妮，2016），更重要的是与本文的理论框架和研究假说相对应。

2. 服务业开放：外资管制放松的视角

本文使用国家发展与改革委员会颁布的《目录》，从外资管制政策放松的角度测度中国的服务业开放水平。具体而言，首先将《目录》中列示的鼓励、限制和禁止条目与 2002 年国民经济四分位服务业行业分类进行对接，以获得各四分位服务业行业外资管制信息。在此基础上，与 OECD 发布的外商直接投资限制指数（FRI）构造方法类似，将任意存在禁止、限制和鼓励条目的四分位服务业行业分别赋值为 1、0.5 和 0.25，其余赋值为 0，得到各四分位服务业行业的外资开放指标 SFRI，其值越小，表明服务业行业外资管制程度越低，开放程度越高。在计算出各四分位服务业行业的开放水平后，基于投入产出表的投入-产出关系构造各制造业行业的服务开放指数：

$$MSFRI_{jt} = \sum_s SFRI_{st} \times b_{sj}, \quad (23)$$

其中，下标 j 和 s 分别表示制造业行业和服务业行业； b_{sj} 表示服务业行业 s 在制造业行业 j 中的投入比例。 $MSFRI$ 的数值越小，表明制造业行业 j 的上游服务业外资管制程度越低，开放程度越高。⁴

3. 控制变量

企业规模 (scale)：用企业从业人员年均人数的对数值来衡量；**企业年龄 (age)：**用当年减去企业开业年份加 1 的对数值来表示；**政府补贴 (subsidy)：**

⁴ 投入比例数据来自 2002 年中国 122 个部门的投入产出表。由于 2002 年中国 122 个部门投入产出表行业分类标准相当于国民经济行业分类中的三分位水平，因此本文在三分位行业水平上进行分析。同时，本文对服务业开放指数进行了描述性分析，限于篇幅未汇报，可索取。

用政府补贴与企业销售额的比值来度量；企业生产率 (tfp)：用 Levinsohn-Petrin 半参数估计法来测算；工资率 ($wage$)：用经消费者价格指数平减的企业实际劳均工资的对数值来表示；出口企业虚拟变量 (ex)：若企业出口交货值大于 0, ex 取值为 1, 否则为 0；国有企业虚拟变量 (soe) 和外资企业虚拟变量 (foe)：依据企业实收资本成分将国有企业定义为国有资本或集体资本占实收资本 50% 及其以上的企业，将外资企业定义为港澳台或非港澳台外资资本占实收资本 50% 及其以上的企业；赫芬达尔指数 (hh i)：用行业内企业市场份额的平方和来衡量；资本密集度 (k_l)：用经固定资产投资指数平减的行业内企业实际资本存量与就业人数比值取对数的中位数来测度。

(三) 数据说明

本文主要使用三类数据：第一类是服务业外资管制数据和 2002 年中国投入产出表，分别来自国家发展与改革委员会颁布的 1997 年、2002 年、2004 年、2007 年《目录》和国家统计局，用于测度核心解释变量各制造业行业的服务开放指数；第二类是专利数据，来自 1995—2011 年国家知识产权局发布的企业专利数据库，用于测度被解释变量企业创新数量和质量；第三类是企业层面的生产数据，来自 1998—2011 年中国工业企业数据库，用于测度企业和行业层面的控制变量。

为了考察企业创新行为，我们需将中国工业企业数据与专利数据进行匹配。在匹配前，先统一工业企业数据的行业分类代码和地区行政代码口径，然后借鉴 Brandt *et al.* (2012) 的方法，依次使用企业法人代码、企业名称、法人代表姓名等信息逐年滚动匹配⁵，最后剔除了总产值、销售额、固定资产合计等缺失、为负值、为零值以及从业人员小于 8 的制造业企业样本。在此基础上，本文采用企业名称、企业所在地邮编加法人代表将工业企业数据和专利数据进行匹配，最终匹配上的制造业企业数占工业企业数据中制造业企业总数的 6.36%。根据国家统计局的报告，2004—2006 年中国制造业企业中申请专利的企业数占 8.8% 左右，据此可以推测，本文的匹配方法还是较为合理的。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归

表 1 给出了服务业开放与制造业企业创新的回归结果。其中，前三列为

⁵ 需要说明的是，2009 年和 2010 年工业企业数据质量较差，下文分析将这两年剔除。

服务业开放对企业创新数量即专利申请数的估计结果。结果显示，不管是否加入企业和行业层面的控制变量，*MSFRI* 的估计系数在 1% 的显著性水平上为负，而 *MSFRI* 的数值越小，表示制造业上游服务业外资管制程度越低，开放程度越高，因此服务业开放政策有助于中国制造业企业创新数量的增加。后三列为服务业开放对企业创新质量即发明专利比重的估计结果。从中可知，*MSFRI* 的估计系数亦显著为负，这意味着外资管制放松形成的服务业开放也能促进企业创新质量的提高。⁶ 总结而言，服务业开放对企业创新具有显著的数量和质量激励效应，较好地佐证了本文假说 1。

表 1 服务业开放与企业创新的计量结果

	数量：专利申请数			质量：发明专利比重		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>MSFRI</i>	-2.897*** (-12.45)	-1.986*** (-11.42)	-1.689*** (-10.13)	-0.616*** (-10.00)	-0.430*** (-9.48)	-0.347*** (-9.31)
<i>scale</i>		0.026*** (11.06)	0.027*** (11.36)		0.004*** (8.76)	0.004*** (8.33)
<i>age</i>		0.001 (1.50)	0.001 (0.87)		0.001*** (4.11)	0.001*** (3.22)
<i>subsidy</i>		0.006*** (10.47)	0.006*** (10.18)		0.001*** (9.13)	0.001*** (9.11)
<i>tfp</i>		0.008*** (12.19)	0.008*** (11.82)		0.001*** (8.19)	0.001*** (7.86)
<i>wage</i>		0.016*** (12.07)	0.015*** (11.33)		0.003*** (10.17)	0.003*** (10.02)
<i>ex</i>		0.019*** (7.75)	0.019*** (7.84)		0.004*** (8.23)	0.004*** (8.27)
<i>soe</i>		-0.015*** (-8.13)	-0.013*** (-7.55)		-0.004*** (-6.39)	-0.003*** (-6.71)
<i>foe</i>		0.007*** (3.16)	0.007*** (3.28)		0.001 (1.19)	0.001 (1.27)
<i>hh</i>			-0.816*** (-4.27)			-0.213*** (-4.22)

⁶ 我们也以企业发明专利申请数为因变量进行了估计，发现服务业开放亦有助于企业发明专利申请数的增加。感谢匿名审稿专家这一修改意见。

(续表)

	数量：专利申请数			质量：发明专利比重		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>k_l</i>			0.029***			0.008***
			(4.83)			(2.66)
<i>cons</i>	0.218*** (21.43)	-0.035** (-2.53)	-0.153*** (-5.86)	0.040*** (14.94)	-0.005** (-1.98)	-0.038*** (-2.86)
企业固定	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.010	0.012	0.012	0.005	0.005	0.005
N	2 377 305	2 350 739	2 350 739	2 377 305	2 350 739	2 350 739

注：括号内为三分位行业层面聚类标准误的 *t* 统计量；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著，以下各表同。

(二) 动态效应检验

本小节从时间维度考察服务业开放的动态影响特征，为此分别对服务业外资开放政策实施第一、第二、第三和第四年⁷的创新激励效应进行估计，具体结果参见表 2。

表 2 结果显示，不管是对专利申请数还是对发明专利比重，服务业外资开放政策实施第一年即有显著的促进作用，这意味着作为一种强有力的市场化改革，外资管制放松形成的服务业开放在激励企业创新上起到了立竿见影的效果。同时，服务开放指数在实施各年均为负，且除了专利申请数在政策实施第四年不显著外，其余均通过了至少 1% 的显著性检验，表明服务业开放对企业创新数量和质量的正向作用呈现出较强的持续性特征。通过进一步比较可知，服务业开放对企业专利申请数的影响逐年下降，在政策实施第四年已不再显著；与之不同的是，服务业开放对企业发明专利比重的影响整体上呈上升态势，对此的解释可能是：随着服务业开放政策的推进，外资管制水平逐步降低，服务业市场的竞争越来越充分，服务投入价格的下降空间越来越小，但知识通常具有累积性特征，随着服务业开放的深化，企业通过服务投入获取、积累的知识愈来愈多，在异质性知识溢出成本降低效应的作用下使得企业进行复杂创新活动愈发有利可图。

⁷ 在本文的样本区间，前后两次修订的《外商投资产业指导目录》实施年份相隔最大为四年。

表 2 服务业开放动态效应检验的计量结果

	政策实施第一年		政策实施第二年		政策实施第三年		政策实施第四年	
	申请数	发明比重	申请数	发明比重	申请数	发明比重	申请数	发明比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MSFRI	-2.507***	-0.418***	-2.152***	-0.379***	-2.069***	-0.396***	-0.097	-0.607***
	(-9.23)	(-7.88)	(-9.20)	(-7.63)	(-8.46)	(-4.89)	(-0.29)	(-4.88)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.022	0.008	0.017	0.008	0.017	0.008	0.038	0.034
N	827 941	827 941	569 773	569 773	677 176	677 176	275 849	275 849

注：限于篇幅，控制变量未汇报，可索取。如无特殊说明，以下各表同。

(三) 异质性服务知识溢出检验

在本文的理论框架中，内含知识、技术、信息等高级要素的服务投入通过知识溢出方式对不同类型创新活动成本的降低效应不同。现有大量文献指出知识外溢效果与企业吸收能力密切相关，企业吸收能力越强，越容易捕获、拆分、理解知识以进行学习、改进和创造 (Kokko, 1996)，尤其对服务产品蕴含的非物化型知识这一作用更为突出 (Ray, 2009)。根据本文异质性服务知识溢出成本降低效应可以预知的是，吸收能力越强的企业在创新数量增长的同时创新质量提升得越迅速，这是由于吸收能力更强的企业在服务业开放进程中获取了更多的服务知识溢出，而服务知识溢出对复杂创新活动成本降低效应更强，因此，对知识溢出吸收能力更强的企业将会进行更多复杂创新。有鉴于此，本小节通过引入交叉项的方式对服务知识溢出的异质性特征进行检验。具体而言，本文主要选取企业规模、出口特征、人力资本、所处行业技术水平四个特征变量来代理企业知识溢出吸收能力。

表 3 异质性服务知识溢出检验的计量结果

	规模		出口特征		人力资本		行业技术水平	
	申请数	发明比重	申请数	发明比重	申请数	发明比重	申请数	发明比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
MSFRI	-1.094***	-0.206***	-1.119***	-0.249***	-1.220***	-0.279***	-0.994***	-0.138***
	(-9.50)	(-6.38)	(-9.10)	(-8.42)	(-9.10)	(-7.47)	(-6.64)	(-3.61)
MSFRI × size	-1.123***	-0.264***						
	(-5.07)	(-4.87)						

(续表)

	规模		出口特征		人力资本		行业技术水平	
	申请数	发明专利比重	申请数	发明专利比重	申请数	发明专利比重	申请数	发明专利比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$MSFRI \times ex$			-1.692***	-0.293***				
			(-6.52)	(-4.58)				
$MSFRI \times hc$					-1.588***	-0.335***		
					(-4.63)	(-4.13)		
$MSFRI \times ht$							-2.812***	-0.847***
							(-7.65)	(-7.81)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.013	0.005	0.013	0.005	0.008	0.004	0.013	0.006
N	2 350 739	2 350 739	2 350 739	2 350 739	1 195 015	1 195 015	2 350 739	2 350 739

注：此处控制变量还分别包括各自交互项中的水平项。

(1) 企业规模。与小规模企业相比，大规模企业能够更好地发挥规模生产优势，因此具备更强的知识溢出吸收能力 (Gereffi and Luo, 2014)。以均值为界，大规模企业 $size=1$ ，否则 $size=0$ 。由表 3 中的第 (1) 和 (2) 列可知，服务开放指数 $MSFRI$ 及其与企业规模虚拟变量的交叉项 $MSFRI \times size$ 对专利申请数的估计系数均显著为负，表明服务业外资管制放松对具有更强知识溢出吸收能力的大规模企业创新数量的激励作用更大；更为重要的是，以发明专利比重为因变量的估计结果显示，服务业外资管制放松在激励大规模企业创新数量增加更多的同时，也使其发明专利比重提高得更快，这意味着受服务业开放的影响，具有更强知识溢出吸收能力的大规模企业会进行更多发明专利这一复杂创新，与理论预期相符。

(2) 企业出口特征。自新新贸易理论问世以来，大量研究发现，相比于非出口企业，出口企业生产率更高、技术进步更快，继而对知识溢出的吸收能力更强 (Aghion *et al.*, 2018)。以企业是否出口为特征变量（出口企业 $ex=1$ ，否则 $ex=0$ ）的估计结果列于表 3 中的第 (3) 和 (4) 列。结果显示，服务开放指数 $MSFRI$ 及其与企业是否出口的交叉项 $MSFRI \times ex$ 对企业专利申请数和发明专利比重的估计系数均显著为负，表明外资管制放松形成的服务业开放不仅对具有更强知识溢出吸收能力的出口企业创新数量的激励作用更大，更为重要的是亦更大幅度地促进了其创新质量的提高，符合理论预期。

(3) 企业人力资本。一般来说，企业人力资本越高，对知识溢出的吸收能

力越强 (Gereffi and Luo, 2014)。以企业职工教育费的均值为界, 高人力资本企业 $hc=1$, 否则 $hc=0$ 。表 3 中第 (5) 和 (6) 列以企业人力资本为特征变量的估计结果亦符合理论预期。回归结果表明, 外资管制放松形成的服务业开放对企业创新数量的激励效应更多地被高人力资本企业所获取的同时, 对创新质量的激励效应也更偏向于高人力资本企业, 因此, 服务业开放促使知识溢出吸收能力更强的高人力资本企业从事更多发明专利这一复杂创新。

(4) 行业技术水平。通常而言, 高科技行业的产品具有高知识技术密集度、高竞争度和高收益等特征, 这要求企业必须具备较强的知识溢出吸收能力和保持持续创新活力 (顾夏铭等, 2018)。根据表 3 中第 (7) 和 (8) 列以企业所处行业是否是高科技行业为特征变量 (高科技行业企业 $ht=1$, 否则 $ht=0$) 的估计结果, 与理论预期相吻合, 服务业开放促使具有更强知识溢出吸收能力的高科技行业企业进行更多发明专利这一复杂创新。

(四) 稳健性检验

第一, 内生性。一方面, 使用印度各服务业行业来自 OECD 发布的外资管制信息即 FRI 构造工具变量; 另一方面, 采用研究中广泛使用的滞后一期项作为工具变量。第二, 指标变换。对于服务业开放, 不仅进一步使用 OECD 公布的 FRI, 而且分别采用 1997 年、2007 年和 2012 年三张投入产出表来构造服务开放指数; 对于企业创新质量, 参照张杰和郑文平 (2018) 的做法, 利用知识宽度法测算专利知识宽度进行衡量。第三, 加入各制造业行业的上游制造业开放指数, 以控制同期制造业外资开放政策的影响。第四, 将样本划分为内资和外资两类企业进行重新估计。第五, 仅保留连续存在的企业。第六, 剔除制造业行业向所有服务行业提供产出占比高于 10% 的样本, 以排除服务业市场对外开放引致需求因素的干扰。上述稳健性检验结果依然支持本文的核心结论。⁸

五、进一步分析：服务业开放与政策诱发型创新假象

(一) 服务业开放、专利补贴政策与创新假象：事实分析

中国的专利补贴政策始于 20 世纪 90 年代, 为鼓励企业申请专利, 中国各省区政府相继实施了补贴政策。这些补贴政策涉及了从专利申请到授权所经历的各个环节, 主要包括申请环节的全部资助和部分资助、实质审查环节的全部资助和部分资助以及授权环节的全部资助和部分资助六种类型 (张杰和郑文平, 2018)。由于本文主要从专利申请角度来衡量企业创新, 同时全部

⁸ 感谢匿名审稿专家提供诸多的稳健性检验思路, 限于篇幅未汇报, 可索取。

资助比部分资助更易引发企业的策略性专利申请行为，因此，本文主要考察申请环节的全部资助政策对企业创新的影响。

表4对服务业开放、专利补贴政策与企业创新行为进行了典型事实分析，其中A部分考察了以企业专利申请数来衡量的创新数量，B部分考察了以企业发明专利比重来衡量的创新质量。从中可知，有专利补贴政策地区企业的专利申请数显著高于无专利补贴政策地区，而发明专利比重却显著低于无专利补贴政策地区，这初步说明了专利补贴政策可能诱发了企业策略性选择低风险、低投入、低技术含量的简单专利申请，导致了“数量繁荣、质量下降”的创新假象。此部分感兴趣的是，服务业开放这种市场化改革能否矫正地方政府专利补贴政策诱发的企业创新行为扭曲。A部分的结果显示，相比于高服务外资管制行业，低服务外资管制行业企业在有、无专利补贴政策地区专利申请数的均值差虽更大，但效果并不明显，相差仅为0.016个，占企业专利申请数整体均值（0.390个）的4.1%；与之不同的是，B部分的结果传递出，低服务外资管制行业企业在有、无专利补贴政策地区发明专利比重均值差的绝对值远小于高服务外资管制行业，不到其一半相差达0.352%，占企业发明专利比重整体均值（1.33%）的26.5%。上述事实意味着服务业开放这一市场化改革可能更多是优化了补贴资源在不同类型创新活动之间的配置，使企业由简单创新转向复杂创新，抑制了企业创新的政策引致型扭曲行为，这初步验证了本文假说2。

表4 服务业开放、专利补贴政策与企业创新的事实分析

	有专利补贴政策地区	无专利补贴政策地区	均值差
A：专利申请数（个）			
低服务外资管制行业	0.534	0.464	0.070***
高服务外资管制行业	0.287	0.233	0.054***
均值差	0.247***	0.231***	0.016
B：发明专利比重（%）			
低服务外资管制行业	1.644	1.887	-0.243***
高服务外资管制行业	0.650	1.245	-0.595***
均值差	0.994***	0.642***	0.352

（二）服务业开放、专利补贴政策与创新假象：计量分析

为了对上述事实描述给予计量检验，本小节以地方政府是否实施专利补贴政策构造准自然实验，设置的DID估计方程为：

$$Inovation_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 MSFRI_{jt} + \alpha_2 treat_i \times post_{it} + \alpha_3 treat_i \times post_{it} \times MSFRI_{jt} + \beta \bar{C} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (24)$$

其中, $treat_i$ 为分组虚拟变量, 当企业所处地区政府在 1998—2011 年间对专利申请环节实施全部资助政策取值为 1 (处理组), 否则为 0 (控制组); $post_{it}$ 为分期虚拟变量, 专利补贴政策实施之后取值为 1, 其余为 0; 交叉项 $treat_i \times post_{it}$ 是传统 DID 变量, 表示在服务业外资管制水平不变的情况下, 地方政府实施专利补贴政策对企业创新行为的影响; 三重交叉项 $treat_i \times post_{it} \times MSFRI_{jt}$ 是此处关注的核心解释变量, 用于捕捉服务业外资管制放松对专利补贴政策创新效应的影响。

表 5 中的第 (1) 和 (2) 列汇报了式 (24) 的估计结果。从中可知, 服务业外资管制放松对专利申请数和发明专利比重均具有显著的促进作用, 表明考虑了地方政府专利补贴政策后, 服务业开放对企业创新仍具有显著的数量和质量双重激励效应; 专利补贴政策显著促进了企业专利申请数的增加, 但却抑制了发明专利比重的提高, 与上述经验事实相符, 地方政府实施的专利补贴诱发了现有学者普遍关心的政策引致型创新假象; 而关注的三重交叉项 $treat_i \times post_{it} \times MSFRI_{jt}$ 对企业专利申请数的估计系数为不显著的负, 对发明专利比重则显著为负, 这意味着服务业外资管制放松对专利补贴政策诱发的创新质量下降具有显著的矫正作用, 进一步证实了服务业开放这一市场化改革通过引入外资, 理顺了服务业市场的竞争关系, 提高了复杂创新的吸引力, 从而可能改变企业专利补贴资源的使用策略, 使其更多从简单创新转向复杂创新, 在一定程度上有助于实现“数量繁荣、质量提升”的政策初衷。

表 5 服务业开放、专利补贴政策与创新假象的计量结果

	专利申请数	发明专利比重	专利申请数	发明专利比重
	(1)	(2)	(3)	(4)
$MSFRI$	-1.633*** (-9.26)	-0.271*** (-8.04)	-1.639*** (-9.27)	-0.271*** (-8.03)
$treat \times post$	0.018*** (2.88)	-0.015*** (-8.25)	0.016** (2.19)	-0.017*** (-8.42)
$treat \times post \times MSFRI$	-0.108 (-0.88)	-0.202*** (-6.82)	-0.105 (-0.86)	-0.202*** (-6.80)
$before1$			-0.003 (-0.98)	0.001 (0.90)
$before2$			-0.001 (-0.31)	0.001 (1.41)

(续表)

	专利申请数 (1)	发明专利比重 (2)	专利申请数 (3)	发明专利比重 (4)
<i>before3</i>			0.003 (1.09)	0.001 (1.50)
控制变量	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是
R ²	0.012	0.005	0.012	0.005
N	2 350 739	2 350 739	2 350 739	2 350 739

DID 的有效性估计需要满足共同趋势假定，因此在式(24)的基础上引入专利补贴政策实施前三年虚拟变量，即 *before1*、*before2* 和 *before3*。由表 5 中的第(3)和(4)列可知，政策实施前三年处理组和控制组专利申请数和发明专利比重的变动趋势并无系统性差别，趋势较为一致，此时服务业开放这一市场化改革对政府专利补贴政策诱发的创新假象仍具有显著的矫正作用，说明了上述结论是较为稳健和可靠的。至此，本文假说 2 也得到了验证。

六、主要结论

在扩大服务业开放和推动制造业高质量发展的背景下，本文首次从服务业外资管制放松的视角构建了一个区分简单创新和复杂创新的企业创新决策模型，阐明了服务业开放通过服务投入成本和服务投入知识溢出影响企业创新数量和质量的理论机制。在此基础上，抓住中国不同类型专利的特点，以实用新型和外观设计专利代表简单创新，以发明专利代表复杂创新，并进一步使用国家发展与改革委员会颁布的服务业外资管制条款构建服务开放指数，结合 1998—2011 年中国工业企业和专利数据给予检验。

研究结果表明：与理论预期相一致，服务业开放对企业创新具有显著的数量和质量激励效应，不仅增加了企业专利申请数，还提高了以发明这一复杂创新比重表示的专利质量，同时这一改革效果呈现出立竿见影和持续性的动态特征。由于服务知识溢出对复杂创新活动的成本降低效应更强，因此，服务业开放对具有更强知识溢出吸收能力的大规模、出口、高人力资本和高技术行业企业创新质量的促进作用更大。最后，本文还发现，地方政府实施的专利补贴政策在增加企业专利申请数的同时的确抑制了专利质量，而服务业开放这一市场化改革对专利补贴政策诱发的这种创新假象具有矫正作用。

总的来说，本文证实了外资管制放松形成的服务业开放能够驱动中国制造业企业创新，这对于处于发展攻关期的中国制造业转型升级和经济持续高质量发展具有重要的政策含义。

参 考 文 献

- [1] Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. Melitz, “The Impact of Exports on Innovation: Theory and Evidence”, NBER Working Paper, No. 24600, 2018.
- [2] Aitken, B., and A. Harrison, “Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela”, *American Economic Review*, 1999, 89 (3), 605-618.
- [3] Arnold, J. M., B. S. Javorcik, and A. Mattoo, “Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from the Czech Republic”, *Journal of International Economics*, 2011, 85 (1), 136-146.
- [4] Barone, G., and F. Cingano, “Service Regulation and Growth: Evidence from OECD Countries”, *The Economic Journal*, 2011, 121 (555), 931-957.
- [5] Bas, M., “Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms’ Export Performance? Evidence from India”, *Journal of Comparative Economics*, 2014, 42 (3), 569-589.
- [6] Bøler, E. A., A. Moxnes, and K. H. Ulltveit-Moe, “R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance”, *The American Economic Review*, 2015, 105 (12), 3704-3739.
- [7] Brandt, L., J. V. Bieseboeck, and Y. F. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [8] Chen, Z. Y., J. Zhang, and W. P. Zheng, “Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms”, *European Economic Review*, 2017, 94, 205-220.
- [9] Coe, D. T., and E. Helpman, “International R&D Spillovers”, *European Economic Review*, 1995, 39 (5), 859-887.
- [10] 范承泽、胡一帆、郑红亮, “FDI 对国内企业技术创新影响的理论与实证研究”, 《经济研究》, 2008 年第 1 期, 第 89—102 页。
- [11] Fernandes, A. M., and C. Paunov, “Foreign Direct Investment in Services and Manufacturing Productivity: Evidence for Chile”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 305-321.
- [12] Gereffi, G., and X. Luo, “Risks and Opportunities of Participation in Global Value Chains”, World Bank Policy Research Working Paper, No. 6847, 2014.
- [13] Gibbon, P., J. Bair, and S. Ponte, “Governing Global Value Chains: An Introduction”, *Economy and Society*, 2008, 37 (3), 315-338.
- [14] 顾夏铭、陈勇民、潘士远, “经济政策不确定性与创新——基于我国上市公司的实证分析”, 《经济研究》, 2018 年第 2 期, 第 109—123 页。
- [15] Hu, A. G., and G. H. Jefferson, “A Great Wall of Patents: What is Behind China’s Recent Patent Explosion?”, *Journal of Development Economics*, 2009, 90 (1), 57-68.
- [16] Humphrey, J., and H. Schmitz, “Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Clusters”, *Regional Studies*, 2002, 36 (9), 1017-1027.

- [17] Jaffe, A. B., M. Trajtenberg, and R. Henderson, "Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations", *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108, 577-598.
- [18] Kokko, A., "Productivity Spillovers from Competition between Local Firms and Foreign Affiliates", *Journal of International Economics*, 1996, 8 (4), 517-530.
- [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] 李宏亮、谢建国, "服务贸易自由化能否促进中国企业创新",《中南财经政法大学学报》, 2018年第3期, 第127—137页。
- [21] 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.
- [22] 刘舜佳, "国际非物质化型隐性知识溢出的空间测度",《世界经济研究》, 2016年第7期, 第109—123页。
- [23] 刘志彪, "生产者服务业及其集聚:攀升全球价值链的关键要素与实现机制",《中国经济问题》, 2008年第1期, 第3—12页。
- [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] Ray, T., "Rethinking Polanyi's Concept of Tacit Knowledge: From Personal Knowing to Imagined Institutions", *Minerva*, 2009, 47 (1), 75-92.
- [26] Romer, P. M., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5), 71-102.
- [27] 邵朝对、苏丹妮、李坤望, "服务业开放与企业出口国内附加值率:理论和中国证据",《世界经济》, 2020年第8期, 第123—147页。
- [28] Simona, G. L., and G. Axele, "Knowledge Transfer from TNCs and Upgrading of Domestic Firms: The Polish Automotive Sector", *World Development*, 2012, 40 (4), 796-807.
- [29] 孙浦阳、侯欣裕、盛斌, "服务业开放、管理效率与企业出口",《经济研究》, 2018年第7期, 第136—151页。
- [30] 张杰、郑文平, "创新追赶战略抑制了中国专利质量么?",《经济研究》, 2018年第5期, 第28—41页。

Service Opening, FDI Regulation and Firm Innovation —Theory and Evidence from China

CHAODUI SHAO DANNI SU* CHEN WANG

(*Nankai University*)

Abstract From the perspective of FDI regulation, we construct a firm innovation decision-making model that distinguishes simple innovation from complex innovation, and illustrates the theoretical mechanism of service opening affecting the quantity and quality of firm innovation through input cost and knowledge spillover, and test it with Chinese data. The results show that service opening has significant quantitative and qualitative incentive effects on firm innovation, and greatly promotes the innovation quality of firms with stronger knowledge spillover absorption capacity. Finally, we evaluate the corrective effect of service opening on the innovation illusion induced by patent subsidy policy.

Keywords service opening, firm innovation, innovation quality

JEL Classification O31, F21, L88

* Corresponding Author: Danni Su, School of Economics, Nankai University, Tianjin, 300071, China;
Tel: 86-22-23501436; E-mail: sudanni1990@163.com.