

# FDI 与企业创新：溢出还是挤出？\*

石大千 杨咏文

**内容提要** 以往关于 FDI 对企业创新影响的文献只关注其单边效应，忽略了 FDI 的双边效应。文章基于中国 1998~2015 年省级层面大中型工业企业数据，利用双边随机前沿模型测算了 FDI 对企业创新影响的挤出效应、溢出效应及净效应。结论表明，FDI 对企业创新的挤出效应和溢出效应相互作用，最终导致实际企业创新水平低于前沿企业创新水平。FDI 对企业创新影响的净效应为负，且在不同年份、不同地区和不同省份均未显著改善，FDI 的挤出效应仍然占主导地位。基于双边随机前沿模型的门槛效应研究表明，FDI 对企业创新的影响在研发资金、研发人员、经济发展水平、人力资本、城市开放程度和城市化方面存在门槛效应，研发资金、研发人员、经济发展水平、人力资本、开放水平和城市化水平较高省份的企业 FDI 对企业创新的抑制作用较弱。因此，在整体 FDI 溢出效应不足的前提下，提高上述门槛值可以增强 FDI 的吸收能力，促进企业创新。

**关 键 词** FDI 企业创新 双边随机前沿 门槛效应

**作者单位** 1. 武汉大学质量发展战略研究院；2. 华中科技大学经济学院

DOI:10.13516/j.cnki.wes.2018.09.011

## 一、引言

现阶段中国进入经济新常态的崭新发展阶段，经济增长动力由原来的要素驱动转变为创新驱动，而提升企业创新能力是加快经济增长动力转变的关键所在。研究企业现阶段创新不足的内在原因对于提升我国现阶段企业创新竞争力，提高我国综合国力，具有重要的理论和现实意义。大量文献对中国企业创新能力的影响因素展开研究，研究显示，政府政策、市场环境、社会资本（孙莺 2012；曾萍等 2013）、对外直接投资（Yang 等 2013；毛其淋和许家云 2014；李思慧和于津平 2016；陶敏 2011）、劳动力成本（Madsen 和 Damania 2001；林炜 2013；赵西亮和李建强 2016）、融资约束（Hottenrott 和 Peters 2012；Brown 等 2012）、所有权性质（李后建和刘思亚 2015）、技术人员（陈晓红等 2008；李王芳 2014；韩瑞，2017）等都是影响企业创新能力较为重要的因素。

在企业创新影响因素中，FDI 是比较重要的研究方向，学者们对此进行了较多研究，但是仍然存在需要补充的地方。为此，我们从实际和理论两方面对这一问题进行深入思考。从中国引进 FDI 的实际来看，在加大改革开放力度的背景之下，外资进入比重逐步加大。自 1993 年来，中国连续 20 年成为吸引外资最大的发展中国家。2003 年中国实际利用外资额实现历史性突破，首次跃居世界第一。但是值得深思的是，我国企业创新能力平均水平却仍旧处于世界弱势地位，许多重要领域缺乏拥有自主产权的核心技术，大量关键设备依赖对外进口。根据各国的发展经验来看，外资引进对东道国的经济和企业发

\* ① 国家社会科学基金一般项目“高房价抑制制造业转型升级的机理及对策研究”（批准号：17BJL006）；教育部人文社会科学基金青年项目“风险投资与高技术企业技术创新三阶段关系研究”（批准号：17YJC630207）；教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“发达国家再工业化对中国制造业转型升级的影响及对策研究”（批准号：17JZD022）。

展具有一定的正面作用, 外资企业的先进技术被国内企业吸收再创造能有效提高国内企业创新水平。但是, 技术引进也削弱了企业自主创新的必要性, 失去自主研发激励的企业会放弃原有创新水平, 即外资的引进对东道国企业创新产生抑制作用。可以说, FDI 对东道国企业创新的影响是一把双刃剑, 具有双边效应。因此, 我们会产生疑问: 当前大量引进的 FDI 对企业创新水平是产生挤出效应还是溢出效应? FDI 对不同经济发展水平区域企业创新能力的影响是否一致? 若影响不一致, 则到底是哪些因素引起 FDI 对企业创新影响的差异化? 是否存在门槛特征? 在 FDI 大量引进而企业创新能力不足的双重背景下, 对这些问题的回答具有重要的理论价值和现实意义。

目前已有学者对 FDI 与企业创新关系展开了大量研究。林进智和郑伟民(2013) 研究认为 FDI 对内资企业的溢出效应大部分源于技术溢出, 且其溢出效率的大小受 FDI 参与形态的影响。汪洋(2014) 通过针对中小型数据研究, 发现 FDI 对我国中小型企业存在技术外溢, 即 FDI 对中小型企业的创新水平产生促进作用。张宏元和李晓晨(2016) 根据中国省际面板数据对 FDI 的影响进行分析, 证实了外商直接投资与企业创新在 5% 水平上呈显著的正相关关系。Keller(2002) 等认为 FDI 只在发达地区存在正的溢出效应。罗军和陈建国(2014) 基于门槛效应研究, 认为 FDI 对我国企业创新的影响存在明显的研发资金投入和研发劳动投入双门槛效应; 当研发资金和研发劳动低于门槛值时 FDI 对企业创新产生抑制作用, 当变量高于门槛值时对企业创新产生促进作用。Henny 和 Manuel(2002) 研究表明, 引进 FDI 对提升东道国技术创新能力作用十分微弱。马天毅等(2006) 采用中国 30 个省市的面板数据, 将专利申请量做为区域创新能力的衡量指标, 证实了 FDI 对国内工业企业的创新能力没有明显的促进作用。成力为等(2010) 分别研究不同种类的 FDI 对企业创新的影响, 证实了无论何种特征的 FDI 对企业创新均没有明显的溢出效应。蒋殿春和夏良科(2005) 运用面板数据模型对我国高技术行业展开分析, 认为 FDI 的竞争效应不利于国内企业创新的提升, 且国内企业的自主创新会激发外资企业更强的研发能力, 使得国内企业在与外资企业的技术竞争中难以占据上风。平新乔等(2007) 研究发现外资进入并无显著作用, 同时会削弱内资企业进行自主创新缩小与外资企业技术差距的激励。综上文献, 我们发现已有研究存在以下不足: (1) 上述文献大多只分析 FDI 对企业创新的单边效应, 并未对两种效应进行具体测度, 而本文理论分析表明 FDI 对企业创新同时存在溢出效应和挤出效应。 (2) 在同时存在两种效应的前提下, 尚未详细测度 FDI 对企业创新的净效应。 (3) 已有研究证实了 FDI 对某些变量如企业研发资本、企业研发劳动投入等具有门槛效应, 但并未测度当这些门槛变量处于不同水平时 FDI 对企业创新的具体影响。

与既有文献相比, 本文可能的贡献在于: (1) FDI 对企业创新的影响不是单边而是双边的, 本文同时研究了 FDI 对企业创新的溢出效应和挤出效应, 从而为进一步了解 FDI 对企业创新的影响提供更加全面的视角, 丰富了 FDI 对企业创新影响的文献(张宏元和李晓晨, 2016; 成力为等, 2010; 平新乔等, 2007)。 (2) 采用双边随机前沿模型具体度量了 FDI 对企业创新影响的挤出效应和溢出效应, 进一步度量了两种效应的净效应, 丰富了 FDI 经济效应相关文献(汪洋 2014; 罗军和陈建国 2014)。 (3) 将企业研发资本、企业研发人员、城市经济发展水平、城市化和开放程度等作为门槛变量进行分析, 证实所测变量对 FDI 影响企业创新确实存在门槛效应, 并进一步测度其具体影响值, 为政府制定差异化 FDI 引进策略提供参考。

## 二、机制分析与假设提出

### 1. FDI 对企业创新的溢出效应

FDI 大量进入中国对企业创新有溢出效应, 其作用机制在于: (1) 缓解融资约束。在众多外部影响

因素中,金融系统的低效率被认为是制约中国企业(尤其是私人企业)研发投入的重要因素,大量私人企业由于研发融资困难而被迫推迟创新(Sourafel Girma 2003)。金融约束缓解能有效解决企业创新研发投入不足问题,FDI 对此同时存在两种效应。首先,FDI 作为企业的一条外部融资渠道为我国企业提供资金支持,促进企业研发投入(韩旺红和马瑞超 2013;冉光和等 2013)。其次,FDI 比重较大的行业往往是中国的比较优势之所在,FDI 的流入会大大增强银行对该行业的放贷信心,使得该行业的企业研发资金投入加大,从而促进企业自主研发和创新。(2) 技术溢出。FDI 大多是以在我国投资建厂的形式进入,雇佣国内劳动力,直接进行研发和产品生产。国内企业得以近距离的学习和模仿 FDI 先进技术、产品和工艺,并在与外资企业的竞争中不断发展技术学习和开发的能力(林进智和郑伟民 2013;范承泽等 2008;李玉梅和桑百川 2011),从而促进企业创新。研究表明,从直接角度来看,FDI 流入量每增加 1%,能使专利申请授权数增加 0.18% (范如国和蔡海霞 2012);从间接角度看,外资企业进入我国加剧行业内市场竞争,倒逼国内企业提升创新能力,通过技术变革缩小与外资企业的差距(王志鹏和李子奈,2003)。(3) 关联效应。FDI 进入后,分别通过产业关联与上下游企业建立联系,通过购买企业的中间产品和服务形成后向关联,同时通过向下游企业提供中间产品和服务形成前向关联。FDI 引起的关联效应产生的规模效应使我国企业有更多“干中学”的可能,这正是企业提高创新能力的有效途径(王然等,2010)。从企业关联视角来看,FDI 的关联效应对上下游企业创新存在溢出效应。

鉴于此,本文提出假设 1: FDI 通过缓解企业融资约束、技术溢出效应和关联效应,对企业的创新行为产生促进作用。

## 2. FDI 对企业创新的挤出效应

FDI 在一定程度上也会对东道国的企业创新产生抑制效应,其作用机制如下:(1) 技术依赖。随着最终产品的不断升级,外资厂商对中间产品提出更高的要求,跨国公司的技术优势迫使我国企业放弃已有一定基础的创新能力,转而依靠跨国公司提供的技术,形成对跨国公司的依赖,使得技术约束越来越明显(王春法 2004;胡春力 2006)。特别是当企业进行自主研发的边际利润小于技术引进的边际利润时,企业会选择技术引进而不是创新。(2) 市场争夺。技术优势是跨国公司在全球竞争中获胜的决定性因素,能否维持和垄断这种优势在很大程度上决定其经营的成败;为了维持竞争优势,跨国公司必然会采取措施(如技术转移限制、独资化、公司内贸易等)对这些技术进行有效控制,防止其泄露和外溢(李晓钟和张小蒂 2008),因此东道国企业难以得到正的技术溢出。另一方面,李健等(2016)的研究指出,市场换技术的战略增加了外商市场占有率,带动了行业技术进步,同时导致国内要素配置效率下降,抑制了本土企业自主创新能力的提升。(3) 资源攫取。FDI 不仅对我国区域核心技术创新能力提升的作用较小,而且在某种程度上还对我国核心技术创新能力的培育存在某种挤出效应;跨国公司及其研究中心凭着优厚的薪水和待遇吸引了我国许多优秀科技人才(李晓钟和张小蒂 2008),使国内企业不得不放弃现有的研发基础。另一方面,外资进入并不一定能够带来对本土企业自主研发和创新有积极作用的技术,反而会为了利用东道国的某种特有资源或独特地理优势,挤压本土企业的利润并进一步抑制企业的研发和创新。

鉴于此,本文提出假设 2: FDI 通过技术依赖、市场争夺和资源攫取对企业创新产生抑制作用。

据以上分析,针对 FDI 对企业创新行为的正反影响形成的净效应,提出两个对立的待检验假设 3a 和 3b。

假设 3a: FDI 对企业创新的净效应为负,总体上抑制了企业创新。

假设 3b: FDI 对企业创新的净效应为正,总体上促进了企业创新。

### 三、模型与数据

#### 1. 双边随机前沿模型设定

由前文理论分析可知, FDI 对企业创新具有挤出和溢出两种效应, 据此基于双边随机前沿模型测算两者效应的大小及其净效应, 从而识别 FDI 对企业创新的影响。企业创新的分解公式为:

$$\begin{aligned} inno_{it} &= i(x_{it}) + \omega_{it} - u_{it} + \varepsilon_{it} \\ &= i(x_{it}) + \xi_{it} \\ &= x_{it}'\delta + \xi_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中  $x_{it}$  为样本企业特征变量, 包括企业规模、资本密集度、企业绩效、资产负债比和企业劳动生产率等特征因素。省份特征变量包括经济发展水平、人力资本水平、城市化、产业集聚以及开放程度等。 $\delta$  为参数估计向量  $i(x_{it})$  为前沿企业创新水平, 即在企业个体特征既定时处于完全竞争市场企业的创新水平。 $i(x_{it}) = \lambda x_{it}$ ,  $\lambda$  为特征变量估计参数。复合残差项  $\xi_{it} = \omega_{it} - u_{it} + \varepsilon_{it}$ ,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项, 反映不可观测因素导致的企业创新水平对前沿创新水平的偏离。 $\omega_{it}$  表示 FDI 对企业创新水平的溢出效应,  $\omega_{it} \geq 0$ ;  $u_{it}$  表示 FDI 对企业创新水平的挤出效应,  $u_{it} \geq 0$ 。当  $\omega_{it} = 0$  时, FDI 对企业创新仅产生挤出效应, 当  $u_{it} = 0$  时, FDI 对企业创新仅产生溢出效应。当仅存在一种效应时, 模型为单边随机前沿模型; 当二者同时为 0 时, 模型为一般 OLS 模型。由于复合残差项  $\xi_{it}$  可能并不为 0, 这将导致 OLS 模型是有偏估计。由(1)式可知, 实际企业创新水平最终是 FDI 创新溢出效应和 FDI 创新挤出效应双边作用的结果, 即 FDI 对创新水平的溢出效应使实际企业创新能力高于前沿创新水平, 而由 FDI 引起的挤出效应会使其实低于前沿企业创新水平。通过计算正负效应共同影响的净效应来衡量实际企业创新水平的偏离程度。在 OLS 估计有偏的情况下, 采用极大似然估计方法可以得到有效的估计结果。为此, 我们需要对残差分布做以下假设: 随机误差项  $\varepsilon_{it}$  服从正态分布, 即  $\varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ,  $\omega_{it}$  和  $u_{it}$  均服从指数分布, 即  $\omega_{it} \sim iidEXP(\sigma_\omega, \sigma_\omega^2)$ ,  $u_{it} \sim iidEXP(\sigma_u, \sigma_u^2)$ 。且误差项之间彼此独立, 与企业特征不相关。在以上分布假设的基础上, 可以进一步推导出符合残差项  $\xi_{it}$  的概率密度函数:

$$\begin{aligned} f(\xi_{it}) &= \frac{\exp(-\alpha_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \Phi(\gamma_{it}) + \frac{\exp(-\beta_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \int_{\eta_{it}}^\infty \phi(x) dx \\ &= \frac{\exp(-\alpha_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \Phi(\gamma_{it}) + \frac{\exp(-\beta_{it})}{\sigma_u + \sigma_\omega} \phi(\eta_{it}) \end{aligned} \quad (2)$$

其中,  $\Phi(\cdot)$  和  $\phi(\cdot)$  分别为标准正态分布的累计分布函数和概率密度函数, 其他参数设定如下:

$$\alpha_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_\omega^2} + \frac{\xi_i}{\sigma_\omega}, \quad \beta_{it} = \frac{\sigma_v^2}{2\sigma_u^2} + \frac{\xi_i}{\sigma_u}, \quad \gamma_{it} = \frac{\xi_{it}}{\sigma_v} + \frac{\sigma_v}{\sigma_u}, \quad \eta_{it} = \frac{\xi_{it}}{\sigma_v} + \frac{\sigma_v}{\sigma_\omega} \quad (3)$$

基于以上参数估计, 在  $n$  个观测值样本中, 估计极大似然函数可以表达为:

$$\ln L(X; \pi) = -n \ln(\sigma_\omega + \sigma_u) = \sum_{i=1}^n \ln [e^{\alpha_{it}} \Phi(\gamma_{it}) + e^{\beta_{it}} \Phi(H_{it})] \quad (4)$$

其中  $\pi = [\beta, \sigma_v, \sigma_\omega, \sigma_u]$ 。进一步最大化似然函数(4), 最终得出极大似然估计的所有参数值。此外, 还需估计出和, 因此, 进一步推导两者的条件密度函数:

$$f(\omega_{it} | \xi_{it}) = \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) \exp[1(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) \omega_{it}] \Phi(\omega_{it}/\sigma_v + \eta_{it})}{\exp(\beta_{it} - \alpha_{it}) [\Phi(\eta_{it}) + \exp(\alpha_{it} - \beta_{it}) \Phi(\gamma_{it})]} \quad (5)$$

$$f(u_{it} | \xi_{it}) = \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) \exp[1(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) u_{it}] \Phi(u_{it}/\sigma_v + \eta_{it})}{\Phi(\eta_{it}) + \exp(\alpha_{it} - \beta_{it}) \Phi(\gamma_{it})} \quad (6)$$

基于(5)式和(6)式, 可以估计出  $\omega_{it}$  和  $u_{it}$  的条件期望:

$$E(\omega_u | \xi_{iu}) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)} + \frac{\sigma_v [\Phi(-\eta_{iu}) + \eta_{iu}\Phi(\eta_{iu})]}{\exp(\beta_{iu} - \alpha_{iu}) [\Phi(\eta_{iu}) + \exp(\alpha_{iu} - \beta_{iu})\Phi(\gamma_{iu})]} \quad (7)$$

$$E(u_{iu} | \xi_{iu}) = \frac{1}{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)} + \frac{\exp(\alpha_{iu} - \beta_{iu}) \sigma_v [\Phi(-\gamma_{iu}) + \eta_{iu}\Phi(\gamma_{iu})]}{\Phi(\eta_{iu}) + \exp(\alpha_{iu} - \beta_{iu})\Phi(\gamma_{iu})} \quad (8)$$

利用(7)式和(8)式可以估计面临溢出效应和挤出效应的企业的创新水平偏离前沿创新水平的绝对程度。利用以下公式将绝对程度值转换为 FDI 溢出效应和挤出效应高于或者低于前沿水平的百分比 转换公式如下:

$$E(1 - e^{-\omega_{iu}} | \xi_{iu}) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) [\Phi(\gamma_{iu}) + \exp(\beta_{iu} - \alpha_{iu}) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \eta_{iu}) \Phi(\eta_{iu} - \sigma_v)]}{[1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)] \exp(\beta_{iu} - \alpha_{iu}) [\Phi(\eta_{iu}) + \exp(\alpha_{iu} - \beta_{iu}) \Phi(\gamma_{iu})]} \quad (9)$$

$$E(1 - e^{-u_{iu}} | \xi_{iu}) = 1 - \frac{(1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega) [\Phi(\eta_{iu}) + \exp(\alpha_{iu} - \beta_{iu}) \exp(\sigma_v^2/2 - \sigma_v \gamma_{iu}) \Phi(\gamma_{iu} - \sigma_v)]}{[1 + (1/\sigma_u + 1/\sigma_\omega)] [\Phi(\eta_{iu}) + \exp(\alpha_{iu} - \beta_{iu}) \Phi(\gamma_{iu})]} \quad (10)$$

进一步 基于(9)式和(10)式推导出 FDI 溢出效应和挤出效应对企业创新影响的净效应:

$$NE = E(1 - e^{-\omega_{iu}} | \xi_{iu}) - E(1 - e^{-u_{iu}} | \xi_{iu}) = E(e^{-u_{iu}} - e^{-\omega_{iu}} | \xi_{iu}) \quad (11)$$

## 2. 数据说明

本文使用的数据为 1999 ~ 2015 年省级层面大中型工业企业数据,以大中型工业企业新产品销售收入为被解释变量 (Katila 和 Ahuja 2002; Jefferson 等 2004; Czarnitzki 2005; Cassiman 和 Veugelers 2006; 林炜 2013; 王文春和荣昭 2014)。企业特征变量包括: 资本密集度,用企业固定资产除以职工人数衡量; 企业规模,用销售产量的对数表示; 劳动生产率,用企业工业总产值除以职工人数衡量; 资产负债比,以总资产除以总负债表示。同时本文控制了省份特征变量,用人均 GDP 对数表示经济发展水平; 用人均受教育年头数量人力资本水平; 以城镇人口占总人口的比重度量城市化水平; 用区位熵指数表示产业集聚水平; 以进出口总额占 GDP 的比重来衡量对外开放水平。以上所有均取对数处理,数据均来自于 2000 ~ 2016 年《中国工业经济年鉴》和《中国科技统计年鉴》。表 1 为主要变量的描述性统计。

**表 1** 变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
企业创新	510	6.229	1.875	-0.475	10.105
研发资本	510	5.074	1.448	1.156	8.365
研发人员	510	10.576	1.203	6.426	13.255
资本密集度	510	12.482	0.660	11.175	14.879
劳动生产率	510	13.174	0.933	10.963	15.232
企业规模	510	8.425	1.403	4.794	11.438
企业绩效	510	0.101	0.157	-0.016	0.992
资产负债比	510	0.533	0.108	0.268	1.135
经济发展水平	510	9.852	0.833	7.842	11.590
人力资本	510	2.136	0.135	1.761	2.492
城市化	510	3.830	0.309	3.128	4.495
产业集聚	510	-0.011	0.199	-0.844	0.267
对外开放	510	2.269	0.968	0.400	4.506
外商直接投资	510	3.355	0.894	1.565	6.347

数据来源: 笔者计算。

• 124 • 《世界经济研究》2018 年第 9 期

## 四、实证分析

### 1. 双边随机前沿模型估计

#### (1) 企业创新影响因素分析

本文首先对模型(1)进行估计, 回归结果如表2所示。表2中第2列为OLS估计结果, 第3~9列都是极大似然估计结果。第3列单独加入企业特征变量, 第4列加入企业和省份特征变量, 第5列在此基础上加入时间固定效应, 第6列同时控制时间和地区效应, 第7列和第8列分别控制FDI以识别FDI的溢出效应和挤出效应, 最后一列同时控制FDI的溢出效应和挤出效应。从对数似然值和似然比值来看, 选取模型(7)进行后续研究。由表2的回归结果可知, 创新投入中的变量均具有明显的正效应, 其中研发资本较研发人员更为明显。值得注意的是, 在单独控制FDI单边效应时回归结果十分显著。在只考虑FDI对创新的挤出效应时为-0.214, 单独考虑溢出效应时为0.223, 同时考虑FDI对创新的正负影响结果依然十分显著。由此可见FDI对企业创新同时具有显著溢出效应和挤出效应, 对此接下来本文对FDI的净效应展开分析。

**表2 双边随机前沿模型基本估计结果**

	OLS	m1	m2	m3	m4	m5	m6	m7
<b>创新投入</b>								
研发资本	0.420 *** ( 4.206)	0.628 *** ( 7.875)	0.436 *** ( 6.333)	0.551 *** ( 6.661)	0.551 *** ( 466.971)	0.498 *** ( 513.14)	0.539 *** ( 544.712)	0.482 *** ( 537.776)
研发人员	0.281 *** ( 2.999)	0.190 *** ( 2.886)	0.199 *** ( 3.398)	0.108 ( 1.356)	0.061 *** ( 92.567)	0.122 *** ( 117.203)	0.097 *** ( 96.501)	0.164 *** ( 309.74)
<b>企业特征</b>								
资本密集度	-1.231 *** ( -11.900)	-0.578 *** ( -7.500)	-0.529 *** ( -7.359)	-1.179 *** ( -13.993)	-1.146 *** ( -756.024)	-1.180 *** ( -1.1e +03)	-1.128 *** ( -448.047)	-1.101 *** ( -950.150)
劳动生产率	1.510 *** ( 10.999)	0.759 *** ( 9.276)	0.590 *** ( 6.6)	1.499 *** ( 12.91)	1.447 *** ( 1830.098)	1.473 *** ( 974.197)	1.433 *** ( 1048.05)	1.451 *** ( 1036.535)
企业规模	0.300 *** ( 3.274)	0.194 ** ( 2.556)	0.401 *** ( 4.98)	0.214 *** ( 2.825)	0.322 *** ( 410.879)	0.315 *** ( 786.246)	0.329 *** ( 376.883)	0.312 *** ( 1005.029)
企业绩效	-1.212 *** ( -2.831)	0.052 ( 0.367)	-0.033 ( -0.263)	-1.124 *** ( -3.132)	-1.310 *** ( -274.283)	-1.280 *** ( -212.229)	-0.998 *** ( -176.798)	-1.071 *** ( -502.302)
资产负债比	-0.47 ( -1.640)	0.491 ** ( 2.113)	-0.661 *** ( -3.122)	-0.426 * ( -1.787)	-0.580 *** ( -80.817)	-0.302 *** ( -91.365)	-0.555 *** ( -222.541)	-0.494 *** ( -133.920)
<b>省份特征</b>								
经济发展水平	-0.209 ( -1.269)		0.008 ( 0.069)	-0.058 ( -0.447)	0.287 *** ( 114.932)	0.352 *** ( 394.19)	0.313 *** ( 195.148)	0.321 *** ( 287.304)
人力资本	0.703 * ( 1.72)		0.093 ( 0.383)	-0.272 ( -0.756)	-0.624 *** ( -242.758)	-0.443 *** ( -98.853)	-0.707 *** ( -190.295)	-0.710 *** ( -253.617)
城市化	0.753 *** ( 3.232)		0.635 *** ( 3.271)	0.860 *** ( 4.734)	0.618 *** ( 113.908)	0.525 *** ( 231.592)	0.703 *** ( 392.243)	0.610 *** ( 790.954)
产业集聚	-0.626 *** ( -3.979)		-0.752 *** ( -5.227)	-0.515 *** ( -4.034)	-0.629 *** ( -287.886)	-0.503 *** ( -538.677)	-0.673 *** ( -570.085)	-0.443 *** ( -356.750)
对外开放	-0.014 ( -0.303)		0.044 ( 1.169)	-0.125 *** ( -3.334)	-0.073 *** ( -66.432)	-0.142 *** ( -482.513)	-0.137 *** ( -322.473)	-0.133 *** ( -573.258)

续表 2

	OLS	m1	m2	m3	m4	m5	m6	m7
常数项	-7.456 *** ( -4.462)	-3.580 *** ( -3.318)	-4.989 *** ( -4.974)	-5.108 *** ( -3.733)	-6.943 *** ( -300.324)	-7.792 *** ( -318.915)	-7.624 *** ( -333.685)	-8.310 *** ( -825.873)
时间效应	控制	—	—	控制	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	—	—	—	控制	控制	控制	控制
随机扰动项								
常数项		-1.347 *** ( -7.783)	-1.850 *** ( -4.769)	-1.752 *** ( -7.194)	-16.769 ( -0.034)	-16.883 ( -0.033)	-16.193 ( -0.049)	-16.783 ( -0.038)
挤出效应								
FDI					-0.215 *** ( -4.570)		-0.214 *** ( -4.287)	
DW								
常数项		-0.974 *** ( -9.520)	-0.953 *** ( -10.782)	-0.946 *** ( -11.793)	-0.927 *** ( -18.581)	-0.213 ( -1.306)	-0.884 *** ( -17.973)	-0.235 ( -1.374)
溢出效应								
FDI						0.242 *** ( 3.685)	0.223 *** ( 3.425)	
常数项		-1.235 *** ( -8.492)	-1.281 *** ( -10.324)	-1.925 *** ( -6.575)	-1.544 *** ( -25.117)	-1.574 *** ( -25.463)	-2.471 *** ( -10.473)	-2.348 *** ( -9.873)
样本量	510	510	510	510	510	510	510	510
调整 R <sup>2</sup>	0.94							
对数似然值	-310.153	-396.741	-342.391	-268.591	-257.268	-251.834	-254.728	-247.993
似然比			108.701	256.3	278.945	289.813	284.026	297.497

注: 括号内值为 t 检验值; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别为在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

数据来源: 笔者计算。

## (2) 方差分解: FDI 对企业创新的溢出效应和挤出效应测算

根据表 2 模型(7) 的回归结果, 本文测算出 FDI 对企业创新的溢出效应、挤出效应及其净效应, 结果如表 3 所示。研究发现, FDI 对创新的挤出效应和溢出效应并存, 挤出效应系数为 0.3927, 而溢出效应系数仅为 0.2063, 净效应为 -0.1864。综合效应表明, FDI 对企业创新的挤出效应大于溢出效应。总体而言, FDI 抑制了企业创新, 使得企业创新水平低于前沿创新水平。从影响比重来看, 前沿创新水平未能解释的总方差比重为 0, 而 FDI 的挤出效应和溢出效应解释了企业创新总方差的全部。其中, 挤出效应占总效应的 78.37%, 而溢出效应仅为 21.63%。方差分解结果显示, 中国企业创新受 FDI 的负面影响远超 FDI 的正影响, FDI 的挤出效应占主导地位, 使企业创新水平负向偏离前沿企业创新水平。

表 3 方差分解: FDI 的溢出效应和挤出效应

	变量含义	符号	测度系数
FDI 的创新效应	随机误差项	$\sigma_v$	0
	FDI 抑制效应	$\sigma_u$	0.3927
	FDI 促进效应	$\sigma_w$	0.2063
方差分解	净效应	$\sigma_u - \sigma_w$	0.1864
	随机项总方差	$\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2$	0.1968
	总方差中抑制和促进作用共同影响比重	$(\sigma_u^2 + \sigma_w^2) / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	1
	FDI 促进效应比重	$\sigma_w^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.2163
	FDI 抑制效应比重	$\sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_w^2)$	0.7837

数据来源: 笔者计算。

## (3) FDI 溢出效应和挤出对企业创新水平的影响程度

为了计算 FDI 的溢出效应和挤出效应对企业创新的偏离程度, 对式(9)~(11) 进行估计, 先单边测算 FDI 对企业创新的挤出效应和溢出效应使企业创新水平偏离企业前沿创新水平的百分比, 并进一步测算两种效应最终的净效应。表 4 给出了全样本的估计结果, 数据表明: 平均而言, FDI 的溢出效应使实际企业的创新水平高于前沿企业创新水平 16.97 个百分点, FDI 的挤出效应使实际企业的创新水平低于前沿企业创新水平 27.65 个百分点。表 4 的后 3 列(Q1~Q3) 详细呈现了 FDI 对企业创新正、负和净效应的分布状况。具体而言, 在第一四分位(Q1) 上, FDI 溢出效应和挤出效应的共同效应是使 1/4 的企业实际创新水平下降 26.67%。对于这部分企业而言, FDI 带来的先进技术有助于生产成本降低, 使得该部分企业引进跨国公司先进技术, 大幅度减弱了自主研发的重要性。失去研发激励的企业形成对外资技术的依赖, 从而削弱创新能力。还有部分企业具有研发基础和相应的研发人员, 在外资进入后对先进技术采取引进吸收再创造策略, 但跨国公司的高薪策略使得研发人员外流, 削弱原本的创新能力。而在第三分位(Q3) 上, 企业的创新水平要高于前沿企业创新水平 4.62%, 这些企业相对来说资金实力较为雄厚, 企业规模较大, 在市场上占有较大份额, 同时有较强的技术吸收能力。FDI 带来的先进技术被企业迅速吸收再创造, 加速企业创新能力获取更大利润, 投入更多研发资金形成一种良性循环, 对企业创新产生一种正的净效应。

表 4 FDI 抑制作用和促进作用对企业创新的影响 单位: %

变量	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
FDI 溢出效应	16.97	11.19	11.27	11.98	16.46
FDI 挤出效应	27.65	19.74	11.97	20.08	38.35
净效应	-10.69	26.33	-26.67	-8.76	4.62

数据来源: 笔者计算。

图 1~图 3 更直观地呈现了 FDI 对企业创新溢出效应、挤出效应和净效应的分布特征。由图 1 和图 2 可以看出, 无论是 FDI 对企业创新的溢出效应还是挤出效应, 其分布都呈现出右拖尾的特征, 这意味着只有少部分企业创新水平对 FDI 进入极为敏感。值得关注的是, 受 FDI 挤出效应的影响, 企业创新在 95% 左右都存在拖尾现象; 而 FDI 溢出效应的影响在 40% 左右就消失了。这说明 FDI 对企业创新的影响中, 挤出效应明显大于溢出效应, 净效应抑制了企业创新。同时, 频数分布图的特征也印证了前文回归结果的合理性。从 FDI 净效应图的分布特征来看, 净效应显著大于 0。总体来看, FDI 对不到 10% 的企业产生的净效应为促进作用, 这部分企业具有较强的自主研发能力和吸收能力, FDI 进入带来的雄厚研发资本和先进生产技术提升了企业创新水平。超过 90% 的企业对 FDI 形成了技术依赖, 从而挤出了本土企业创新能力提升。

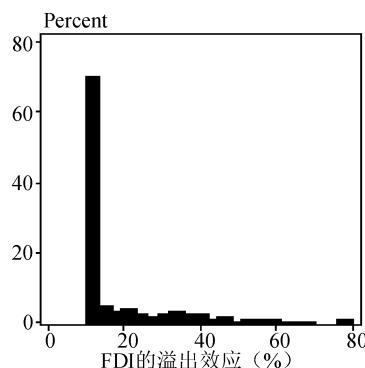


图 1 FDI 溢出效应分布图

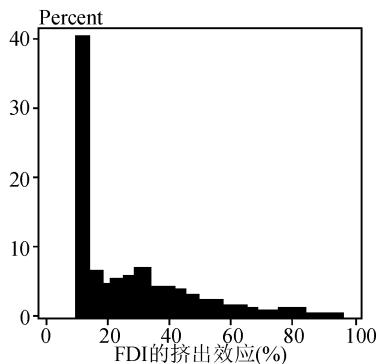


图 2 FDI 挤出效应分布图

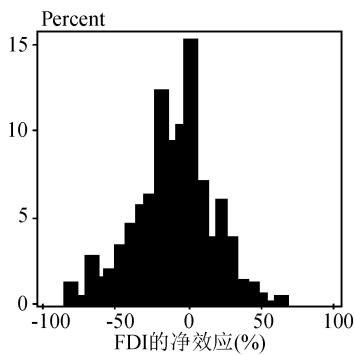


图 3 FDI 净效应分布

数据来源: 笔者绘制。

## 2. FDI 溢出效应和挤出效应的时间特征

为进一步探求不同特征下 FDI 对企业创新的影响,本文从时间特征、省份特征方面进行分组统计,进一步分析 FDI 对企业创新的净影响。表 5 为 FDI 净效应时间分布趋势。根据表 5 的估计结果可知,在样本年份内,FDI 的净效应均为负值,净效应分布在  $-15\% \sim -5\%$  之间,即 FDI 对企业创新的挤出作用超过溢出作用,FDI 对企业创新产生了持续的负向抑制作用。平均而言,FDI 的挤出效应超过溢出效应使得企业创新低于前沿企业创新水平 10.7%。FDI 的大量进入使企业创新水平下降的主要原因在于:(1)20世纪80年代末,我国对外开放出现崭新的局面,全国上下掀起了吸收外商投资的热潮,2002年更是首次超过美国成为世界第一(叶娇和王佳林,2014)。由于存在较大的内外资企业技术差距,以及本土企业大多技术吸收能力较弱,FDI 大量进入带来的先进技术使外资厂商迅速占领市场份额(石赤,2016)。国内企业未能适应市场和产品变化导致市场份额下降利润压缩,研发资金束缚限制企业创新能力。(2)许多中小型企业由于市场份额的减少和利润的降低选择退出市场,导致银行对中小型企业贷款的风险评估更为谨慎,企业资金短缺问题进一步加大,严重挤出企业研发资金。(3)我国具有一定经济实力的企业为了快速适应市场和产品变化而选择技术引进,放弃原有的自主创新能力,这使得我国企业形成对跨国公司的技术依赖,抑制了企业自主研发能力提升(王春法,2004;胡春力,2006)。整体来看,不具备较好经济实力的企业大部分选择退出市场,另一些具有一定经济基础的企业对外资企业产生技术依赖,导致国内企业整体创新水平下降。

## 3. FDI 溢出效应和挤出效应的地区差异

由于我国地区省份经济发展水平存在较大差异,本部分估计 FDI 净效应的省份特征和地区特征,估计结果如表 6 所示。本文将省份按地区分为中、东和西三个板块分别进行研究。从平均值来看,东部地

**表 5 FDI 对企业创新影响净效应的年度分布特征** 单位: %

年份	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
1999	-13.16	33.33	-40.86	-3.6	8.07
2000	-9.96	31.81	-27.48	-15.3	4.94
2001	-10.86	23.11	-32.53	-5.99	2.47
2002	-9.77	31.25	-30.54	-7.42	12.93
2003	-10.66	32.79	-30.44	-6.48	14.52
2004	-7.6	28.31	-22.24	-12.03	7.62
2005	-8.78	24.2	-20.46	-6.32	5.5
2006	-5.18	23.62	-22.14	-6.28	9.71
2007	-10.25	18.24	-22.22	-10.04	1.59
2008	-5.45	19.74	-21.19	-3.48	8.44
2009	-9.85	25.73	-23.7	-11.3	3.98
2010	-14.08	23.14	-29.23	-16.7	1.95
2011	-12.48	24.71	-28.1	-9.77	0.14
2012	-11.56	23.78	-18.53	-6.26	3.97
2013	-16.08	25.49	-28.67	-11.62	0.33
2014	-12.95	28.95	-26.58	-7.57	2.84
2015	-13.05	28.19	-27.64	-8.43	0.57
均值	-10.69	26.33	-26.67	-8.76	4.62

数据来源: 笔者计算。

区的抑制作用最小, 中部次之, 西部地区抑制效应最为明显。对这一区域差异的解释在于: (1) 从金融约束和研发资金角度解释, 东部地区整体经济发展状况优于中部、西部地区, 这些地区的企业具备较为雄厚的经济实力, 所以 FDI 对其创新的抑制作用较小。(2) 从技术溢出角度来解释, 东部和中西部地区具有一定优势的企业, 本身具有较强的吸收能力和一定的研发基础, 其获得的 FDI 技术外溢可抵消一部分创新挤出作用。而中西部地区的其他较劣势企业由于自身技术与跨国公司先进技术差距较大, 基本无法获得技术溢出。从挤出效应较为明显的省份就可以看出, 如青海、新疆、内蒙古等大于 30% 的创新抑制效应也可印证上述分析。

**表 6 FDI 对企业创新效应的省份分布特征** 单位: %

省份	平均值(%)	省份	平均值(%)	省份	平均值(%)
广东	-15.6	黑龙江	-32.33	青海	-49.68
上海	-5.04	山西	-21.9	新疆	-31.57
江苏	-9.88	江西	-15.55	云南	-31.73
北京	-2.63	河南	-17.29	内蒙古	-34.5
海南	1.87	安徽	-2.46	甘肃	-30.78
河北	-7.17	吉林	-3.38	陕西	-26.93
福建	3.29	湖北	-0.97	宁夏	-20.12
辽宁	0.33	湖南	6.49	四川	-12.13
山东	0.63			贵州	-2.1
浙江	4.15			广西	9.34
天津	9.89			重庆	17.05
东部	-1.83	中部	-10.92	西部	-19.38

数据来源: 笔者计算。

## 五、进一步分析: FDI 对企业创新影响的门槛效应

由前文控制省份特征的回归分析可知, FDI 对企业创新的净效应在省份之间具有明显差异。FDI 对企业创新促进效应最为显著的天津达到 9.89, 抑制效应最突出的青海为 -49.68, 两省份差值达到 59.57。为进一步对此现象进行详细研究, 后文将从经济发展水平、研发资金、研发人员、人力资本、城市开放程度和城市化角度分别进行进一步分析, 以识别 FDI 对企业创新是否存在门槛效应。

从经济发展水平来看, 经济发展水平较好的省份有较为充足的资金和完善的金融市场为企业研发提供保障, 有利于企业创新水平提高。由前文回归数据的省份特征可知, 经济发展水平系数为 0.321, 可知经济发展水平对企业创新具有显著正影响。为验证结果的可靠性, 以经济发展水平为门槛变量进行估计, 回归结果如表 7 所示。

**表 7** 经济发展水平对 FDI 净效应的影响(二等分)

人均 GDP	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
人均 GDP 低组	16.5	11.26	11.14	11.49	13.69
	30.07	21.04	11.71	23.82	42.19
	-13.57	27.66	-30.87	-12.36	2.26
人均 GDP 高组	17.9	11.02	12.11	12.31	18.7
	22.83	15.86	12.25	14.41	29.78
	-4.94	22.45	-17.73	-2.45	6.66

数据来源: 笔者计算。

由分组均值可知, 人均 GDP 低组中 FDI 使企业创新水平低于前沿企业创新水平 13.57%, 人均 GDP 高组中 FDI 使企业创新水平低于前沿企业创新水平 4.94%, 两分组均值差值为 8.63%。可见经济发展水平对 FDI 影响企业创新能力具有明显的门槛效应, 即随着经济发展水平的提高, FDI 对企业创新的挤出效应逐渐减弱。

研发资金是企业用于自主研发的投入, 张艳辉等(2012)指出企业自身研发资金投入对提升企业创新绩效有显著影响。据此本文假设: 相比于研发资金较低的企业, 研发资金较高企业的 FDI 对创新的挤出效应较低。为验证这一假设, 本文按研发资金将企业分为低组和高组进行具体分析, 回归结果如表 8 所示。

从均值来看, FDI 使研发资金低组企业的创新水平低于前沿企业创新水平 13.66%, 使研发资金高组企业的创新水平低于前沿企业创新水平 3.75%, 两组差值为 9.91%。对于不同的研发资金投入水平, FDI 对企业创新的影响存在明显差异; 随着研发资金投入的加大, FDI 对我国企业创新能力的挤出作用降低, 从而验证了上述假设。

**表 8** 研发资金对 FDI 净效应的影响(二等分)

研发资金	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
研发资金低组	17.08	11.83	11.17	11.56	16.08
	30.74	21.7	11.81	24.08	43.21
	-13.66	28.87	-32	-12.36	4.62
研发资金高组	16.71	9.57	12.05	12.31	16.55
	20.46	11.31	12.14	13.64	28.73
	-3.75	17.35	-16.7	-1.41	4.55

数据来源: 笔者计算。

知识经济背景下, 研发人员成为企业创新的核心要素, 对提高企业创新能力、增强企业对先进技术的吸收起着极为重要的作用(蔡树堂和吕自圆 2015)。那么研发人员是否是引起 FDI 对企业创新差异化影响的原因之一呢? 为研究这一问题, 本文以企业研发人员作为门槛变量进行估计, 结果如表 9 所示。

由回归结果可看出, 研发人员高组中 FDI 的挤出效应显著低于研发人员低组。具体来看, 当研发人员处于低组水平时, FDI 对企业创新影响的净效应为 -13.12%; 而研发人员处于高组水平时, FDI 对企业创新影响的净效应为 -5.83%, 两者差值达到 7.29%。可见, 研发人员也是使 FDI 对企业创新产生差异化影响的原因之一, 当研发人员高于某一水平值时, 挤出效应显著降低。

**表 9** 研发人员对 FDI 净效应的影响(二等分)

研发人员	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
研发人员低组	17.71	12.59	11.14	11.66	17.88
	30.83	22.06	12.02	23.49	44.39
	-13.12	29.86	-32.55	-11.6	6.57
研发人员高组	15.47	7.47	11.56	12.26	16.03
	21.3	11.71	11.97	14.49	30.37
	-5.83	16.24	-18.14	-2.91	3.98

数据来源: 笔者计算。

已有研究表明, FDI 对东道国创新的促进作用需要考虑该国人力资本储备情况(李健等 2016)。为具体研究处于不同人力资本水平下 FDI 对企业创新的影响, 现将人力资本作为门槛变量, 将企业按该指标分为两组进行分析, 回归结果如表 10 所示。

回归结果显示, 人力资本对 FDI 影响企业创新具有门槛特征。具体来看, 当人力资本处于较低水平时, FDI 使企业创新水平低于前沿企业创新水平 11.21%; 当人力资本处于较高水平时, FDI 使企业创新水平低于前沿企业创新水平 10.17%, 即人力资本水平弱化了 FDI 对企业创新的挤出效应, 有利于增强企业对 FDI 的吸收能力。

**表 10** 人力资本对 FDI 净效应的影响(二等分)

人力资本	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
人力资本低组	16.59	9.7	11.26	11.74	18.49
	27.8	20.5	11.75	19.67	38.97
	-11.21	26.16	-27.48	-8.79	6.83
人力资本高组	17.34	12.51	11.3	12.15	15.73
	27.51	19	12.27	20.38	37.42
	-10.17	26.55	-25.12	-8.73	3.97

数据来源: 笔者计算。

一般而言, 城市开放程度是衡量一个地区对外经济开放程度与发展状况的综合性指标, 可以反映该地区嵌入世界经济贸易与金融商品交往等多方面的融入程度(郭树华等 2016)。城市开放程度的差异导致各个城市引进 FDI 的数量和质量都不尽相同, 学者普遍认为, FDI 的质与量对当地企业的创新具有重要影响。基于此本文假设: 城市开放程度与 FDI 对企业创新的净效具有门槛效应, 即相对于开放程度较大的区域, FDI 对开放程度较小的区域产生更显著的挤出效应。回归结果如表 11 所示。

表 11 结果表明, 对于开放水平较低的分组, FDI 净效应表现出更为明显的挤出效应, 均值为 -14.56, 而开放水平高组的净效应为 -1.65, 与低组具有显著差异。因此假设结果具有合理性, 地区开放程度可以增强企业对 FDI 技术溢出的吸收能力, 促进企业创新。

**表 11** 开放程度对 FDI 净效应的影响(二等分)

开放水平	均值	标准差	Q1	Q2	Q3
开放水平低组	16.34	11.09	11.12	11.48	13.02
	30.91	21.65	11.72	24.96	43.21
	-14.56	28.13	-32.07	-13.47	1.78
开放水平高组	18.42	11.32	12.2	12.32	18.84
	20.07	11.16	12.22	12.84	26.17
	-1.65	18.74	-14.05	-0.9	6.83

数据来源: 笔者计算。

城市作为丰富资源的聚集地, 为新知识、新科技的产生提供更多可能(周会玲 2015)。那么 FDI 在不同城市化水平地区是否会对企业创新产生差异化的影响呢? 对此, 本文展开进一步分析, 按不同城市化水平分为两组, 城市化水平高组和城市化水平低组。回归结果如表 12 所示。

**表 12** 城市化对 FDI 净效应的影响(二等分)

城市化水平	平均值	标准差	Q1	Q2	Q3
城市化水平低组	16.38	11.04	11.15	11.51	14.28
	28.75	20.54	11.71	21.6	40.65
	-12.37	26.86	-29.35	-10.24	2.8
城市化水平高组	17.98	11.41	12.03	12.3	18.7
	25.77	18.18	12.28	17.64	32.55
	-7.79	25.2	-20.46	-5.54	6.46

数据来源: 笔者计算。

在城市化水平低组, FDI 产生的净效应使企业创新水平低于前沿企业创新水平 12.37%, 在城市化水平高组, FDI 产生的净效应使企业创新水平低于前沿企业创新水平 7.79%。两组之间的差值为 4.58%。由此可以看出, FDI 对企业创新的影响在不同城市化水平下具有差异, 即存在门槛效应, 城市化水平的提高减弱了 FDI 对企业创新的挤出效应。

## 六、结论与政策启示

关于外商直接投资的净效应究竟是促进东道国企业创新还是抑制创新, 文献中并没有得出一致结论。本文利用大中型工业企业省级面板数据, 通过理论和实证分析验证了 FDI 对企业创新影响的双边效应。在双边随机前沿模型基础上, 本文测算了 FDI 对企业创新溢出效应、挤出效应和两者相互影响的净效应的大小。实证结果表明: (1) FDI 的溢出效应使企业创新超过前沿水平 20.63%, 挤出效应使企业创新低于前沿创新水平 39.27%, 两者相互作用最终产生 18.64% 的挤出效应。(2) 按时间特征分析, FDI 在不同年份对企业创新产生的净效应均为负值; 按地区特征分析, 总体来看 FDI 对东中西三个区域的企业创新均产生抑制效应, 东部最弱, 中部次之, 西部最强。(3) 进一步分析 FDI 影响企业创新的门槛特征, 本文分别从创新投入中的研发资金、研发人员, 以及省份特征中的经济发展水平、人力资本、开放水平和城市化角度进行门槛分析, 证实了 FDI 对企业创新的影响存在上述门槛。当高于门槛值时, FDI 对创新的挤出效应显著降低。

本文的研究结论对如何合理有效地引进 FDI 具有指导意义, 根据上述研究结论本文得到以下政策启示: (1) 改善金融环境, 缓解金融约束, 加大企业研发资金投入。技术创新是一国经济增长的不竭动力, 加大研发资金投入是增强创新能力的核心。改善金融环境为企业提供良好的外部环境, 解决企业

(特别是中小型企业) 贷款难问题, 对企业加大研发投入提升自身创新能力有直接的改善效果。(2) 注重研发人员培养。由前文的门槛分析可知, 在研发人员达到一定水平时明显改善了 FDI 对企业创新的挤出效应。研发人员有助于直接提高企业的创新水平, 可以增强对跨国公司领先技术的吸收能力, 进行吸收再创造, 增强企业竞争力。基于此, 在人才培养过程中要注重树立创新意识和创新能力, 高等院校要响应国家的号召和要求, 加强人才与科技创新的有机结合, 适应市场对创新人才的需求。(3) 结合实际情况合理引进外资。根据不同的经济发展和开放程度, 对 FDI 采取差异化的引资策略。

## 参考文献

- [1] Brown J R , Martinsson G , Petersen B C . Do Financing Constraint Matter for R&D [J]. European Economic Review 2012 , 56( 8) : 1512-1529.
- [2] Cassiman B , Veugelers R . In search of complementarity in innovation strategy: Internal R&D and external knowledge acquisition [J]. Management science , 2006 , 52( 1) : 68-82.
- [3] Czarnitzki D. The extent and evolution of productivity deficiency in Eastern Germany [J]. Journal of Productivity Analysis , 2005 , 24( 2) : 211-231.
- [4] Henny R , Manuel A . Determinants of innovation capacity in small electronics and software firms in southeast England [J]. Research Policy 2002( 31) : 1053-1067.
- [5] Hottenrott H , Peters B . Innovative capability and financing constraints for innovation: More money, more innovation [J]. Review of Economics and Statistics 2012 , 94( 4) : 1126-1142.
- [6] Jefferson B , Palmer A , Jeffrey P , et al. Grey water characterisation and its impact on the selection and operation of technologies for urban reuse [J]. Water science and technology , 2004 , 50( 2) : 157-164.
- [7] Katila R , Ahuja G. Something old, something new: A longitudinal study of search behavior and new product introduction [J]. Academy of management journal , 2002 , 45( 6) : 1183-1194.
- [8] Keller W . Geographic Localization of International Technology Diffusion [J]. The American Economic Review 2002 , 92( 1) : 120-142.
- [9] Madsen J B , Damania R . Labour Demand and Wage-induced Innovations: Evidence from the OECD Countries [J]. International Review of Applied Economics 2001 , 15( 3) : 323-334.
- [10] Sourafel Grima. Foreign Direct Investment, Access to Finance and Innovation Activity in Chinese Enterprises [J]. The World Bank Economic Review 2003 , 22( 2) : 367-382.
- [11] Yang S F , Chen K M , Huang T H. Outward foreign direct investment and technical efficiency: Evidence from Taiwan's manufacturing firms [J]. Journal of Asian Economics 2103( 27) : 7-17.
- [12] 成力为 孙玮 王九云. 引资动机、外资特征与我国高技术产业自主创新效率 [J]. 中国软科学 2010( 7) : 45-57 + 164.
- [13] 蔡树堂 吕自圆. 研发人员激励制度对企业技术创新能力影响程度的实证研究——以科技型中小企业为例 [J]. 工业技术经济 , 2015 , 34( 5) : 144-149.
- [14] 陈晓红 彭子晟 韩文强. 我国中小企业技术创新影响因素模型及实证研究 [J]. 中国科技论坛 2008( 7) : 74-78.
- [15] 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 [J]. 经济研究 2008( 1) : 89-102.
- [16] 范如国 蔡海霞. FDI 技术溢出与中国企业创新产出 [J]. 管理科学 2012 , 25( 4) : 13-21.
- [17] 郭树华 蒙昱竹 梁任敏. 中国沿边省会城市开放程度对经济发展的影响研究 [J]. 华东经济管理 2016 , 30( 4) : 56-62.
- [18] 胡春力. 提高我国自主创新能力的产业重点与主要对策 [J]. 宏观经济研究 2006 , 11( 11) : 3-10.
- [19] 韩瑞. 人力资本集聚对企业创新绩效的影响机理研究 [D]. 太原理工大学 2017.
- [20] 韩旺红 马瑞超. FDI、融资约束与企业创新 [J]. 中南财经政法大学学报 2013( 2) : 104-110.
- [21] 蒋殿春 夏良科. 外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析 [J]. 世界经济 2005( 8) : 5-12 + 82.
- [22] 李后建 刘思亚. 银行信贷、所有权性质与企业创新 [J]. 科学学研究 2015 , 33( 7) : 1089-1099.
- [23] 李健 ,付军明 ,卫平. FDI 溢出、人力资本门槛与区域创新能力——基于中国省际面板数据的实证研究 [J]. 贵州财经大学学报 , 2016( 1) : 10-18.
- [24] 林进智 郑伟民. FDI 促进内资技术创新产生溢出效应的实证研究 [J]. 科研管理 2013 , 34( 11) : 27-35.
- [25] 林炜. 企业创新激励: 来自中国劳动力成本上升的解释 [J]. 管理世界 2013( 10) : 95-105.
- [26] 李思慧 于津平. 对外直接投资与企业创新效率 [J]. 国际贸易问题 2016( 12) : 28-38.
- [27] 李玉芳. 企业内外部人力资本对创新绩效的作用机理 [D]. 浙江大学 2014.

- [28] 李晓钟, 张小蒂. 外商直接投资对我国技术创新能力影响及地区差异分析 [J]. 中国工业经济, 2008(09): 77-87.
- [29] 李玉梅, 桑百川. FDI 与我国内资企业自主创新互动关系的实证分析 [J]. 国际贸易问题, 2011(2): 126-135.
- [30] 罗军, 陈建国. 研发投入门槛, 外商直接投资与中国创新能力——基于门槛效应的检验 [J]. 国际贸易问题, 2014(8): 135-146.
- [31] 毛其淋, 许家云. 中国企业对外直接投资是否促进了企业创新 [J]. 世界经济, 2014, 37(8): 98-125.
- [32] 马天毅, 马野青, 张二震. 外商直接投资与我国技术创新能力 [J]. 世界经济研究, 2006(7): 4-8 + 83.
- [33] 平新乔, 关晓静, 邓永旭, 李胤, 梁爽, 陈工文, 章椹元, 周艺芝. 外国直接投资对中国企业的溢出效应分析: 来自中国第一次全国经济普查数据的报告 [J]. 世界经济, 2007(8): 3-13.
- [34] 冉光和, 徐鲲, 鲁钊阳. 金融发展、FDI 对区域创新能力的影响 [J]. 科研管理, 2013, 34(7): 45-52.
- [35] 石赤. 我国 FDI 技术创新溢出及其省际门槛效应研究 [D]. 东北财经大学, 2016.
- [36] 孙莺. 企业技术创新影响因素分析及长三角地区上市公司的检验 [D]. 南京工业大学, 2012.
- [37] 陶敏. 外商直接投资对浙江企业自主创新能力的影响研究 [D]. 浙江财经学院, 2011.
- [38] 王春法. FDI 与内生技术能力培育 [J]. 国际经济评论, 2004(2): 19-22.
- [39] 王文春, 荣昭. 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究 [J]. 经济学 (季刊), 2014(1): 465-490.
- [40] 王然, 燕波, 邓伟根. FDI 对我国工业自主创新能力的影响及机制——基于产业关联的视角 [J]. 中国工业经济, 2010(11): 16-25.
- [41] 汪洋. FDI 对我国中小企业创新影响的实证研究 [J]. 天津商务职业学院学报, 2014, 2(1): 19-22.
- [42] 王志鹏, 李子奈. 外资对中国工业企业生产效率的影响研究 [J]. 管理世界, 2003(4): 17-25.
- [43] 叶娇, 王佳林. FDI 对本土技术创新的影响研究——基于江苏省面板数据的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2014(1): 131-138.
- [44] 周会玲. 中国城市化与科技创新关系及作用机制研究 [D]. 杭州电子科技大学, 2015.
- [45] 曾萍, 邓腾智, 宋铁波. 社会资本、动态能力与企业创新关系的实证研究 [J]. 科研管理, 2013, 34(4): 50-59.
- [46] 赵西亮, 李建强. 劳动力成本与企业创新——基于中国工业企业数据的实证分析 [J]. 经济学家, 2016(7): 41-49.
- [47] 张艳辉, 李宗伟, 陈林. 研发资金投入对企业技术创新绩效的影响研究 [J]. 中央财经大学学报, 2012(11): 63-67.
- [48] 张宏元, 李晓晨. FDI 与自主创新: 来自中国省际面板的证据 [J]. 宏观经济研究, 2016(3): 24-34.

(责任编辑: 张 薇)

**The Impact of Trade Union in Host Country on Chinese Outward Foreign Direct Investment: Evidence from Chinese Listed Companies***Lv Ping( 93)*

In the context of Chinese rapidly growing outward foreign direct investment ( OFDI) and participation in global competition , trade union is often ignored by Chinese firms when investing abroad. By using panel data on 733 affiliates established by 392 China's listed companies in the period of 2005 to 2013 ,this paper examines the impact of trade union in host countries on OFDI by Chinese listed SOEs and non SOEs respectively ,from the perspectives of trade union density and collective bargaining coverage. The empirical result finds a reversed U-shape relationship between trade union density and China's OFDI. The trade union density has a negative effect on SOEs while reversed U-shape effect on non SOEs. The collective bargaining coverage has a negative impact on both SOEs' and non SOEs' OFDI ,indicating that the increase in union power leads to a lower attraction to FDI.

**Risk Hedging Evaluation of Multinational Corporations along the Belt and Road: Framework , Indicators and Effects***Zhao Feng Ji Xuening Zheng Yanting( 106)*

The implementation of "The Belt and Road Initiative" has accelerated the pace of Chinese multinational firms' cross-border investment; however the foreign exchange risks are also gradually increasing. How to evaluate the foreign exchange hedging effect of Chinese enterprises? Around this core issue ,this paper sets up a risk assessment framework for MNCs' risk hedging and designs an index system ,including 5 dimensions and 20 core indicators. Based on this ,this paper designs a survey of 337 Chinese multinationals along the "Belt and Road" ,using structural equation modeling ( SEM) to evaluate the hedging effect of foreign exchange risk. The results show that: Overall ,the hedging of foreign exchange risks of Chinese enterprises has achieved good results and raised the value of enterprises. In terms of specific dimensions ,the risk control mechanism has the greatest hedging effect on firms ,followed by the company's financial level. The corporate governance and industrial competition play a minimal role. In order to measure the concrete influence of the internal components of each dimension ,the five dimensions were also analyzed for the validity of the single factor structure ,and the effect of each question was more carefully excavated.

**FDI and Enterprise Innovation: Spillover or Crowding Out?***Shi Daqian Yang Yongwen( 120)*

Previous literatures on the impact of FDI on firm innovation focus on its unilateral effect and neglect the bilateral effect of FDI. Based on the data of China's large and medium-sized industrial enterprises at the provincial level in 1998 ~ 2015 ,this paper calculates the crowding out effect ,spillover effect and net effect of FDI on enterprise innovation by using the bilateral stochastic frontier model. The conclusion of this paper shows that the interaction between FDI's crowding out effect ( 27.65% ) and spillover effect ( 16.97% ) on enterprise innovation leads to the fact that the actual enterprise innovation level is lower than the frontier enterprise innovation level 10.69%. The net effect of FDI on enterprise innovation is negative ,and it is not significantly improved in different years ,regions and provinces ,and the crowding out effect of FDI is still dominant. Study on the effect of bilateral threshold stochastic frontier model based on the effect of FDI on the innovation of enterprises with existing R&D funds ,R&D personnel ,the level of economic development ,human capital ,and the degree of opening of city city threshold ,is weak. Therefore ,under the premise of insufficient overall FDI spillover effect ,improving the threshold value can enhance the absorptive capacity of FDI and promote enterprise innovation.