

# 外商直接投资对技术创新的影响及其地区差异性研究

## ——基于省际面板数据的实证分析

张士杰 毛雅琦

(南京财经大学 经济学院 江苏 南京 210023)

**摘要:** 为研究外商直接投资(FDI)对我国技术创新的影响及其在地区间的差异,寻求增强我国自主技术创新能力的方法对策,本文利用我国2005年至2014年的省际面板数据进行计量分析,验证了FDI可以促进我国技术创新,但其影响程度在地区间存在差异;继而在地区层面发现FDI作用于我国技术创新会受到人力资本“门槛效应”制约,且西部地区的门槛效应最强,东部次之,中部不明显;制度因素也是造成FDI对技术创新的地区差异性影响的重要因素,FDI与制度变量相结合能更有效促进我国技术创新。基于研究发现的问题及所得结论,本文对以供给侧改革提升我国技术创新水平提出政策建议。

**关键词:** 外商直接投资;技术创新;地区差异;供给侧改革

**中图分类号:** F752.1    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1672-6049(2017)02-0036-08

### 一、问题的提出

2015年中国最终消费对GDP的贡献率超过60%,消费内需成为经济运行的稳定器和主引擎,但我国产能过剩和有效供给不足的“供需错位”现象却长期存在,阻碍经济持续增长。供给侧结构性改革在这样的背景下被提出,旨在通过多层次的创新驱动战略推进“三去一降一补”,引导需求结构的转型升级,技术创新在其中的重要程度不言而喻。中国经济动力转回内需而不再依靠外贸需求的事实引发我们思考:在资本领域,外商直接投资对我国经济的作用又有几何?外资对技术创新这一我国经济未来的新引擎能否产生积极影响?我国构想中通过外资对先进技术的“引进—消化—吸收—再创新”究竟是否有所实现?如何更好地利用外资增强我国自主的创新能力?以上这些值得我们进行更为深入的探讨。

### 二、文献回顾与研究思路

#### (一) 文献综述

很多学者认为,FDI的流入将对受资国的技术创新大有帮助。Hu与Jefferson以中国大中型规模企业为样本的实证分析显示了FDI对制造业的新产品研究开发具有显著促进作用<sup>[1]</sup>。Cheung Lin不仅肯定FDI对我国专利申请量正向作用,还指出了其影响的区域差异性,薄文广的研究也支持这一观点<sup>[2]</sup>。但是,潘申彪与余妙志指出中国借助FDI的技术引进由于缺乏二次创新,存在被跨国公司技术锁定和落入技术陷阱的危险<sup>[3]</sup>。此外,也有研究认为FDI对本土技术创新无显著影响。姚洋、章奇就中国第三次工业普查数据进行计量分析后得出,FDI的外溢效应大多体现在各省份内部,在行业中技

收稿日期:2016-12-16

作者简介:张士杰(1963—),男,江苏溧阳人,教授,理学博士,研究方向为企业史、科技史、合作经济;毛雅琦(1994—),河南卢氏人,南京财经大学2015级硕士研究生,研究方向为经济思想史。

术扩散效应不显著<sup>[4]</sup>。一些学者将 FDI 对技术创新影响不显著归因于存在“门槛效应”,即 FDI 的技术溢出并非无条件的,而与当地经济发展水平或内资企业技术能力密切相关。

## (二) 研究思路

不同学者研究此问题的切入点和侧重有异,对技术创新的度量方法亦不同,且不少研究实质混淆了技术进步与技术创新,譬如检验 FDI 影响劳动生产率或是全要素生产率(TFP)的方向,却得出其对技术创新的作用。事实上,技术进步是比技术创新更为宽泛的一个概念,前者一般是后者的结果,后者却不是前者的唯一来源,伴随着 FDI 而发生的技术引进很可能带动受资国技术进步,却未必有益于提升该国技术创新的能力。因此,本文牢牢聚焦技术创新,选取专利申请量这一较为直观的指标考察我国技术创新及其变化;分别从全国层面和地区层面进行实证分析,检验了 FDI 影响技术创新的方向,以及人力资本的“门槛效应”和制度因素对这种影响有何作用;最后给出对策建议。

## 三、研究设计及说明

### (一) 研究对象

#### 1. 外商直接投资

对外开放之后,在国家政策的积极鼓励下,中国对外资的吸引力持续增强。1993 年起,我国外商直接投资(FDI)流入额就开始稳稳占据广大发展中国家的首位;加入 WTO 次年,全球 FDI 流入量大幅收窄的大背景下,我国的外资流入量仍稳步上升,以 527 亿美元的实际利用外资总数首次超越美国;2009 年全球经济形势严峻,我国的这一数字也高达 900 亿,居世界次席;2014 年中国非金融行业外资规模达 1196 亿美元,继 2002 年后再次成为全球外国投资第一大目的地国。由于中国疆域辽阔,省份众多,不同地区自然资源、地理区位和经济基础有着很大的区别,再加之对外开放政策实行自东向西、先沿海后内地的推进次序,我国的外商直接投资的分布表现出十分明显的区域差异,在整体上存在“东多西寡”、“东强西弱”的不平衡态势。

#### 2. 技术创新

奥地利经济学家熊彼特在其专著《经济发展理论》中,将“创新”与“应用”过程相关联,认为发明就是新工具、新工艺、新产品的开端,而所谓技术创新则是工序的尾端。本文联系技术创新现实过程,在经济学范畴作出以下定义:指企业通过市场引导,以提升产品竞争力而更多获利为驱动,在产品和工艺流程设计过程中观察、学习、研究、开发,将发明创新工程化、商业化应用,最终成果投入市场系列关联性很强的经济技术活动。经过多年对外部先进技术的积极引进和国内科研力量的不懈追赶,我国技术知识存量显著增加,技术创新能力也有了很大提升。世界知识产权组织公布的《全球创新指数报告 2015》中,中国内地综合排名第 29 位,居中高收入经济体之首<sup>①</sup>。中国 2015 年于《专利合作条约》(PCT) 框架下共计提交国际专利申请 28399 件,同比增加 18.3%,增速连续 3 年位列全球第三位,中国企业在 PCT 国际专利申请量前 20 位的实体中占 4 席,华为公司更是蝉联全球第一。但我国技术创新方面也存在着明显的区域差异现象,例如 2015 年广东、北京、江苏、上海、浙江等东部五省市提交了全国 PCT 国际专利申请量的近 85%,国内发明专利拥有量前十位的省市中东部地区也占据了七席。<sup>②</sup>

### (二) 基本模型的引入

从技术创新内涵可以看出,创新实质上就利用资金、机器设备、科技人力等各种生产要素和资源创造得出一个全新的生产函数的过程,即知识生产过程。函数表示即:

$$Y = F(K, L, A)$$

方程左边  $Y$  表示技术创新的产出,右边括号内的  $K$ 、 $L$  分别表示资金和人员要素投入,  $A$  用来涵盖其他没有列出的创新投入或创新的决定因素。

具体到本文的研究内容和 FDI 作用技术创新的影响因素,将 FDI 和制度变量引入:

<sup>①</sup>数据来源:全球创新指数 GII 官网 <http://www.globalinnovationindex.org>。

<sup>②</sup>数据来源:中国国家知识产权局网站。

$$Y = F(K, L, FDI, Urb., Open)$$

$Y$ 、 $K$ 、 $L$  所表示的含义如上;  $FDI$  表示外商直接投资;  $Urb.$  和  $Open$  分别表示制度因素中的城市化程度和对外开放程度,一般认为影响技术创新的制度因素中市场发展水平作用最甚,故选城市化和对外开放程度以代表<sup>[5-6]</sup>。

### (三) 指标选取和数据处理

由创新过程的函数可知,考量技术创新无非是从投入角度或是产出角度。国内外文献大多采用专利申请的受理数或授权数作为技术创新的量化指标,因为专利尤其发明专利<sup>①</sup>可以在一定程度上反映一国技术创新的产出,且数据具有准确权威、方便易得等优点。而专利授权不可避免有一定滞后,所以本文最终以专利申请受理数表征技术创新。至于外商直接投资,则要在存量和流量指标中做选择,联系到  $FDI$  作用于技术创新的机理途径,个人认为存量指标更能突出实际,加之技术创新一般以企业为主体,故本文采用三资企业年底注册本来表示外国直接投资。具体情况见表 1。

本文选用以 2005—2014 年为时间序列,31 个行政区域为截面的面板数据做实证分析。样本数据源自上述年度《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》及《中国人口统计年鉴》,部分查自中国商务部网站和中国投资指南网,使用前对原始数据进行充分加处理和汇总。

### (四) 回归模型的设定

本文先后从国家和经济地区两个不同层面考察  $FDI$  如何作用于技术创新。

#### 1. 全国层面

这部分是为验证  $FDI$  对于我国技术创新影响作用的存在、方向及程度。模型有二<sup>[7-9]</sup>:

$$\ln Y_{i,t} = C + \beta_1 \ln L_{i,t} + \beta_2 \ln K_{i,t} + U_{i,t} \quad (1)$$

$$\ln Y_{i,t} = C + \beta_1 \ln L_{i,t} + \beta_2 \ln(FDI_{i,t}) + U_{i,t} \quad (2)$$

#### 2. 地区层面

这部分主要考察  $FDI$  对于技术创新影响的地区差异性,检验人力资本“门槛效应”是否存在以及制度变量如何作用  $FDI$  的技术溢出效应,按我国东中西部三大区域分别回归,技术创新指标  $Y$  使用总专利申请量  $P$  的数据<sup>[10-11]</sup>。具体方程如下:

$$\ln Y_{i,t} = C + \beta_1 \ln L_{i,t} + \beta_2 \ln K_{i,t} + \beta_3 \ln(FDI_{i,t}) + \beta_4 \ln(FDI_{i,t} \times L_{i,t}) + \beta_5 Urb_{i,t} + \beta_6 Open_{i,t} + \beta_7 \ln(FDI_{i,t}) \times Urb_{i,t} + \beta_8 \ln(FDI_{i,t}) \times Open_{i,t} + U_{i,t}$$

乘积形式的三个变量中,“ $FDI * L$ ”用来检验人力资本“门槛效应”,“ $FDI * Urb.$ ”、“ $FDI * Open$ ”用来确定制度因素影响;  $U$  为随机误差项;  $i$  表各省市,  $t$  表各年度。

## 四、实证结果及分析

### (一) 全国层面

#### 1. 平稳性检验

为防止面板数据出现虚假回归,首先要对各变量进行平稳性检验。本文采用了假设相同单位根的 LLC 检验和假设不同单位根的 ADF 检验等两种方法分别对数据进行平稳性检验,输出结果见表 2。检验表明,四个原变量水平序列都是非平稳的,而进行一阶差分后各序列都拒绝了单位根假设,说明

表 1 变量指标说明

| 变量名称             | 变量表征指标                      |
|------------------|-----------------------------|
| 被解释变量            |                             |
| 技术创新( $Y$ )      | 专利申请受理数( $P$ ) <sup>②</sup> |
| 解释变量             |                             |
| 外商直接投资( $FDI$ )  | 外商投资企业年底注册资本                |
| 研发资本投入( $K$ )    | R&D 经费内部支出                  |
| 研发人力投入( $L$ )    | R&D 人员全时当量                  |
| 城市化程度( $Urb.$ )  | 城镇人口/全部人口                   |
| 对外开放程度( $Open$ ) | 货物进出口总额/GDP                 |

注:原始数据以美元为单位的均将其乘以当年平均汇率得到以人民币计价指标;  $Open$  指标中各地区货物进出口总额是按境内目的地与货源地划分。

①注:专利又分为三类:发明专利、实用新型专利、外观设计专利。其中发明专利技术含量最高。

②专利申请量( $P$ ) = 发明专利申请量( $Inv.$ ) + 实用新型专利申请量( $Uti.$ ) + 外观设计专利申请量( $Des.$ )

FDI、P、L 及 K 都是 I(1) 序列,四变量间是同阶单整,可进行协整检验。

表 2 变量平稳性检验

|              | ADF 检验   |         |     | LLC 检验    |         |     |
|--------------|----------|---------|-----|-----------|---------|-----|
|              | 统计量      | P 值     | 平稳性 | 统计量       | P 值     | 平稳性 |
| FDI          | 3.414 97 | 1.000 0 | 非平稳 | 18.903 6  | 1.000 0 | 非平稳 |
| P            | 8.197 02 | 1.000 0 | 非平稳 | 21.195 6  | 1.000 0 | 非平稳 |
| L            | 2.724 01 | 1.000 0 | 非平稳 | 18.110 4  | 1.000 0 | 非平稳 |
| K            | 4.461 43 | 1.000 0 | 非平稳 | 28.016 1  | 1.000 0 | 非平稳 |
| $\Delta FDI$ | 154.864  | 0.000 0 | 平稳  | -13.865 9 | 0.000 0 | 平稳  |
| $\Delta P$   | 96.854 4 | 0.003 1 | 平稳  | -4.370 73 | 0.000 0 | 平稳  |
| $\Delta L$   | 158.870  | 0.000 0 | 平稳  | -12.717 0 | 0.000 0 | 平稳  |
| $\Delta K$   | 99.504 1 | 0.001 8 | 平稳  | -5.770 81 | 0.000 0 | 平稳  |

注:  $\Delta$  表示变量的一阶差分; 滞后项阶数均由 SIC 信息准则确定; 显著水平为 1%。

2. 协整检验

协整关系检验方法通常有 Engle-Granger 二步法(包括 Pedroni 检验、Kao 检验)与 JJ 检验两大类,本文先后使用两方法得到表 3。结果显示,变量 P、L 和 K 之间,P、L 和 FDI 之间都通过了协整检验, JJ 检验还确定了两组变量序列均分别有且只有一个协整关系。

表 3 变量间协整关系检验

|        | 变量                   | P L FDI    |                 | P L K      |                 |
|--------|----------------------|------------|-----------------|------------|-----------------|
|        |                      | 原假设        | $H_0: r=1$      | 原假设        | $H_0: r=1$      |
| Kao 检验 | ADF 统计量              | -5.390 5   |                 | -8.704 6   |                 |
|        | P 值                  | 0.000 0    |                 | 0.000 0    |                 |
|        | 结论                   | 存在协整关系     |                 | 存在协整关系     |                 |
| JJ 检验  | 原假设                  | $H_0: r=0$ | $H_0: r \leq 1$ | $H_0: r=0$ | $H_0: r \leq 1$ |
|        | 迹检验统计量               | 270.1      | 100.3           | 279.0      | 121.9           |
|        | P 值                  | 0.000 0    | 0.001 5         | 0.000 0    | 0.000 0         |
|        | $\lambda - \max$ 统计量 | 232.0      | 81.6            | 224.9      | 90.0            |
|        | P 值                  | 0.000 0    | 0.048 1         | 0.000 0    | 0.011 5         |
|        | 结论                   | 仅存一个协整关系   |                 | 仅存一个协整关系   |                 |

注:  $r$  表示协整向量的个数; 结论均以 1% 的显著水平。

3. 回归分析

研究外商直接投资对我国技术创新的影响方向及程度,关注点在于 FDI 的系数,并且各省市作为截面自然存在个体差异,因此本文经过对模型的 F 检验,确定设为变截距模型,固定或随机的影响形式则取决于各模型豪斯曼检验(Hausman Test)的结果,模型回归估计方法为最小二乘法,输出结果见表 4。本文所有检验和估计均使用 Eviews 8.0 完成。

模型拟合优度十分理想, F 统计量也都远超过显著检验临界值,说明构建的各模型解释能力都很好。从表 4 可以看出,研发资金投入 K 和外商直接投资 FDI 对于技术创新产出都有显著的正向推动作用; 对比二者系数发现研发经费投入 K 对于技术创新的促进作用大于外资流入 FDI 的影响; 研发人力资本投入对技术创新影响的显著性

表 4 全样本回归结果

|                    | Model 1               | Model 2               |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|
| L                  | -0.150 0<br>(-1.19)   | 1.171 3***<br>(16.92) |
| K                  | 1.099 2***<br>(15.02) |                       |
| FDI                |                       | 0.848 3***<br>(10.06) |
| C                  | -14.218 4             | -24.688 8             |
| R <sup>2</sup>     | 0.975 7               | 0.967 7               |
| Adj R <sup>2</sup> | 0.972 9               | 0.964 0               |
| F 值                | 347.452 4             | 259.355 7             |
| Hausman Test       | 3.709 9               | 113.152 9             |
| 模型形式               | RE                    | FE                    |

注: 符号\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

不稳定,在模型 1 中未通过 T 检验。就全国层面而言,可以肯定外商直接投资对我国技术创新的促进作用,但其积极影响要明显小于研发经费支出,内部资金投入依然是中国技术创新的主引擎。

#### 4. 稳健性检验

为了验证上述结果的稳健性,也出于进一步研究分析考虑,我们分别用发明(Inv.)、实用新型(Uti.)、外观设计(Des.)三类专利的申请量代替专利申请总量(P)重新进行回归。从输出结果表 5 看,除回归系数和极个别变量显著情况略有变化外,基本结论与替换前别无二致。值得一提的是,研发资金投入 K 和外资 FDI 对于三类专利量的正影响程度:发明(1.34 0.98) > 实用新型(1.04 0.83) > 外观设计(0.77 0.76),即技术含量越高的专利受其二者影响越甚。

表 5 被解释变量替换回归结果

|                    | Inv.       |            | Uti.       |            | Des.       |            |
|--------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
|                    | Model 1    | Model 2    | Model 1    | Model 2    | Model 1    | Model 2    |
| L                  | -0.226 7*  | 1.406 1*** | 0.079 1    | 1.316 9*** | -0.182 9   | 0.649 0*** |
|                    | (-1.66)    | (17.83)    | (0.64)     | (19.78)    | (-0.84)    | (6.23)     |
| K                  | 1.336 3*** |            | 1.041 7*** |            | 0.767 3*** |            |
|                    | (16.89)    |            | (14.49)    |            | (6.05)     |            |
| FDI                |            | 0.980 3*** |            | 0.831 2*** |            | 0.765 2*** |
|                    |            | (10.21)    |            | (10.25)    |            | (6.03)     |
| C                  | -20.065 6  | -31.777 6  | -16.245 8  | -26.713 3  | -7.676 4   | -18.438 6  |
| R <sup>2</sup>     | 0.971 5    | 0.957 9    | 0.977 3    | 0.971 1    | 0.934 2    | 0.934 2    |
| Adj R <sup>2</sup> | 0.968 2    | 0.953 1    | 0.974 7    | 0.967 7    | 0.926 6    | 0.926 6    |
| F 值                | 294.789 9  | 197.084 9  | 372.704 3  | 290.482 7  | 122.965 4  | 122.893 8  |
| Hausman Test       | 6.246 0    | 200.189 5  | 5.659 0    | 149.707 4  | 16.077 9   | 6.091 2    |
| 模型形式               | FE         | FE         | RE         | FE         | FE         | FE         |

注:符号\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

#### (二) 地区层面

为考察外商直接投资对我国技术创新的影响在地区间的差异及其形成原因,我们以扩充解释变量后的模型对东中西部三大地区<sup>①</sup>面板数据分别进行回归,得到表 6、7。与全国层面无异,研发经费 K 和外商直接投资 FDI 均可以显著促进技术创新,且内部支出 K 对技术创新的积极影响普遍大于外资 FDI,只在中部地区两者不相上下。对比式 E-1、M-1 和 W-1 可发现外资对技术创新的影响各地区之间表现出明显的差异性:FDI 的回归系数中部最大、东部次之、西部最小;但西部地区 K 系数很大,远超 FDI 的影响;不同地区 L 的显著性和回归系数符号也不同意。下文尝试分析这些差异形成的原因。

##### 1. 人力资本“门槛效应”

检验三大区域人力资本的“门槛效应”的存在性,此处引入 FDI 和研发人员投入 L 的相乘形式替代 FDI 进行回归(见式 E-2、M-2、W-2),结果显示该变量和专利申请量 P 显著正相关。在同时包含研发经费 FDI 与乘积变量 FDI \* L 的模型(式 E-3、M-3、W-3)中,两变量回归系数的符号都一正一负,其中东部、西部地区乘积变量系数仍为正、FDI 系数变为负,均通过了 T 检验,因此可以说明人力资本“门槛效应”在东部和西部地区存在。进一步地,西部地区 FDI \* L 系数(0.15)大于东部(0.11),西部地区人力资本“门槛值”为 7.87(1.18/0.15)也大于东部的 7.54(0.83/0.11),即前者的人力资本“门槛”略高于后者。然而中部地区的式 M-3 显示 FDI 的系数仍未正,乘积变量系数变负值且并不显著,无法证明“门槛效应”存在,且根据式 M-1 可知,外资可使中部地区技术创新产出显著增加,故有理由认为中部地区尚没有人力资本“门槛效应”存在<sup>[12]</sup>。

<sup>①</sup>东部(11省市)、中部(8省市)、西部(12省市)以《中国统计年鉴》中的划分为标准。

表6 三大区域回归结果(1)

|                           | 东部地区              |                     |                     | 中部地区             |                     |                   | 西部地区              |                    |                     |
|---------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|
|                           | <i>E</i> -1       | <i>E</i> -2         | <i>E</i> -3         | <i>M</i> -1      | <i>M</i> -2         | <i>M</i> -3       | <i>W</i> -1       | <i>W</i> -2        | <i>W</i> -3         |
| <i>L</i>                  | 0.05<br>(0.38)    | -1.23***<br>(-5.75) | -2.88***<br>(-5.20) | 0.79**<br>(2.43) | -0.45***<br>(-5.31) | 8.27**<br>(1.84)  | -0.30<br>(-1.53)  | -0.68**<br>(-2.05) | -3.70***<br>(-4.48) |
| <i>K</i>                  | 0.75***<br>(7.17) | 0.68***<br>(6.87)   | 0.69***<br>(7.04)   | 0.54**<br>(2.54) | 0.57***<br>(9.38)   | 0.56***<br>(2.68) | 1.01***<br>(9.42) | 0.43**<br>(2.29)   | 0.92***<br>(8.88)   |
| <i>FDI</i>                | 0.47***<br>(4.76) |                     | -0.83***<br>(-3.17) | 0.53**<br>(2.45) |                     | 3.58*<br>(2.81)   | 0.31***<br>(2.97) |                    | -1.18***<br>(-3.19) |
| <i>FDI</i> × <i>L</i>     |                   | 0.05***<br>(6.62)   | 0.11***<br>(5.39)   |                  | 0.05***<br>(13.45)  | -0.29<br>(-1.64)  |                   | 0.04***<br>(4.40)  | 0.15***<br>(4.21)   |
| <i>C</i>                  | -20.86            | -7.20               | -20.96              | -25.23           | -25.31              | -103.81           | -18.38            | -3.18              | -17.03              |
| <i>R</i> <sup>2</sup>     | 0.92              | 0.93                | 0.94                | 0.93             | 0.99                | 0.93              | 0.83              | 0.87               | 0.85                |
| Adj <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.92              | 0.93                | 0.94                | 0.92             | 0.99                | 0.92              | 0.82              | 0.86               | 0.84                |
| F 值                       | 428.51            | 500.09              | 404.80              | 86.58            | 718.07              | 81.01             | 189.60            | 62.46              | 160.89              |
| Hausman Test              | 6.46              | 7.50                | 7.03                | 9.26             | 9.11                | 15.29             | 2.98              | 3.79               | 6.18                |
| 模型形式                      | <i>RE</i>         | <i>RE</i>           | <i>RE</i>           | <i>FE</i>        | <i>FE</i>           | <i>FE</i>         | <i>RE</i>         | <i>RE</i>          | <i>RE</i>           |

注: 符号\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

## 2. 制度因素

与检验人力资本门槛类似,在直接用两制度变量作回归后(见式 *E*-4、*M*-4、*W*-4),同样在模型中引入 *FDI* 与制度变量的乘积变量(*FDI* \* *Urb*、*FDI* \* *Open*)以验证制度因素对 *FDI* 作用技术创新的影响。从输出结果看,两个制度变量直接回归时并没有很好的一致性:城市化水平 *Urb*。在东、西部有显著的正面影响(5.62、14.25),而对外开放程度 *Open* 对技术创新的影响则只在中部地区表现出显著的负相关(-2.55),这似乎与直观判断有出入,后会简单分析解释。当把制度指标与 *FDI* 相乘后引入到回归模型中(式 *E*-5、*M*-5、*W*-5),除东部地区 *FDI* \* *Open* 变量外,*FDI* 与两个制度指标交互变量的回归系数都表现出良好的显著性,且 *FDI* \* *Urb* 系数都显著为正,但此时 *FDI* 回归系数或变为负值或变得不显著,这证明制度变量会改变 *FDI* 对技术创新的影响。换句话说,以上现象表明制度因素可能是造成 *FDI* 对技术创新有地区差异性影响的原因:不仅因为制度变量自身可以影响技术创新,而且它还可以先作用于 *FDI* 以提升其吸收能力为途径间接贡献于技术创新水平。以较为显著的制度变量即城市化水平为例,不同地区之间对比可以发现:在东部和中部地区城市化水平(*Urb*.)对于技术创新的影响程度差别不大(5.09与3.71;0.27与0.23),然而西部地区城市化水平变量对于专利申请量的正向作用却远高出另外两个地区(14.25;0.56)。

## 五、结论与解释

本文从两个层面,三个不同侧重点对我国 31 个省、市、自治区 2005~2014 年的面板数据进行了实证检验,得出如下结论:

1. 外商直接投资 *FDI* 够明显促进我国技术创新,作用与研发经费内部支出 *K* 相似,程度上后者甚于前者,且此积极作用在中部最强、东部次之、西部最弱。所以,我们不能高估乃至寄希望于外资 *FDI* 对技术创新的促进作用,尤其在区域发展不均衡的现状下,而是要高度重视和持续加大研发经费这一创新关键要素的投入,并修正弥补人力投入中的偏差与不足,使二者都能理想地促进我国的技术创新。

2. *FDI* 对各地区技术创新的影响受制于不同程度的人力资本“门槛效应”,“阈值”最高的是西部地区,东部地区略低,而中部则没有发现显著的人才门槛效应。西部是我国经济最为薄弱的地区,科技研发活动层次和水平也较低,处于靠增加研发经费投入促进技术创新的阶段,外资对技术创新的影响受人才资本数量和素质所限,积极作用不大。东部地区经济较为发达,进行层次更高的研发活动,对人力资本要求更高,“门槛效应”也显著存在,与西部不同的是东部各类资源更为充足,因此 *FDI* 发

挥作用的人力资本“门槛”相对较低。而在经济中等、人资较充足的中部地区,构成技术创新函数各要素的比例更为合适,研发人员、资金投入和 FDI 都能显著促进技术创新,尚不存在较明显的人力资本“门槛”。

表 7 三大区域回归结果(2)

|                           | 东部地区              |                     | 中部地区              |                   | 西部地区                |                     |
|---------------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|---------------------|
|                           | <i>E</i> -4       | <i>E</i> -5         | <i>M</i> -4       | <i>M</i> -5       | <i>W</i> -4         | <i>W</i> -5         |
| <i>L</i>                  | 0.19<br>(1.44)    | -0.15<br>(-1.11)    | 0.94***<br>(2.75) | 0.24<br>(0.85)    | -0.44**<br>(-2.41)  | -0.55***<br>(-2.88) |
| <i>K</i>                  | 0.35**<br>(2.54)  | 0.30**<br>(2.20)    | 0.24<br>(0.91)    | 0.47**<br>(2.25)  | 0.21*<br>(1.77)     | 0.35***<br>(3.01)   |
| <i>FDI</i>                | 0.46***<br>(3.2)  | -0.39***<br>(-2.81) | 0.42*<br>(1.72)   | 0.16<br>(0.95)    | 0.18**<br>(2.51)    | -0.11<br>(-1.35)    |
| <i>Urb.</i>               | 5.62***<br>(5.09) |                     | 3.71<br>(1.29)    |                   | 14.25***<br>(11.69) |                     |
| <i>Open</i>               | -0.05<br>(-0.43)  |                     | -2.55*<br>(-1.81) |                   | -0.40<br>(-0.87)    |                     |
| <i>FDI</i> * <i>Urb.</i>  |                   | 0.27***<br>(6.58)   |                   | 0.23***<br>(2.93) |                     | 0.56***<br>(12.47)  |
| <i>FDI</i> * <i>Open</i>  |                   | -0.01<br>(-1.30)    |                   | -0.08*<br>(-1.88) |                     | -0.03*<br>(-1.67)   |
| <i>C</i>                  | -16.35            | 13.34               | -18.61            | -10.46            | -2.42               | 4.66                |
| <i>R</i> <sup>2</sup>     | 0.99              | 0.99                | 0.93              | 0.96              | 0.99                | 0.99                |
| Adj <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.99              | 0.99                | 0.92              | 0.95              | 0.99                | 0.99                |
| F 值                       | 716.33            | 715.36              | 74.57             | 124.92            | 732.23              | 670.10              |
| HausmanTest               | 30.42             | 40.12               | 10.72             | 11.94             | 78.13               | 77.86               |
| 模型形式                      | <i>FE</i>         | <i>FE</i>           | <i>RE</i>         | <i>FE</i>         | <i>FE</i>           | <i>FE</i>           |

注:符号\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

3. 制度因素一定程度上影响 FDI 的技术创新溢出效应。城市化程度变量(*Urb.*)本身就可以显著的促进技术创新,而对外开放程度 *Open* 未能明显直接影响专利申请量。可能原因是进出口总额与专利申请量的相关性确实不强,即货物进出口不会显著影响技术创新,且 *FDI* 和 *Open* 指标本身或存在一定相关性,影响变量的解释力。但当制度变量与 *FDI* 相乘交互,新变量正向作用的显著性就大大增强,说明外商直接投资与政策制度相结合可以使 *FDI* 对技术创新发挥更显著的积极效应,制度因素可以通过直接和间接两种途径促进技术创新。制度因素的影响也存在区域差异性,城市化水平的作用在西部地区最强,对外开放程度的作用在中部地区最强,这说明开放程度和城市化程度分别是影响或者制约中、西部地区利用 *FDI* 促进技术创新的制度因素,我国可以在政策上对此加以倾斜<sup>[13]</sup>。

## 六、政策建议

技术创新是现阶段我国推进供给侧结构性改革的必然要求和主要方向,事实上,促进我国技术创新也要以外资 *FDI*、人力资本和制度政策等创新要素的“供给侧”改革为思路,进行布局:

1. 数量质量并重,优化 *FDI* 供给结构。我们应把 *FDI* 视为可控的资本供给,将其纳入我国供给侧结构性改革的范畴,具体地有:改善中西部投资环境,调节外资流入在区域间的分布不均衡,加快资源富庶、技术发展要素潜力充足的中西部地区的产业升级,促进技术创新;调整 *FDI* 来源地结构,吸引发达程度更高、对我国有更高技术溢出潜力的国家投资;提高引资质量,更加严格地审核和有选择地批准外商在加工制造领域的投资,鼓励拥有先进技术和雄厚资金的跨国公司携附加值高、科技含量高的核心生产技术进入我国<sup>[14]</sup>。

2. 资金人才结合,增加国内研发投入。研发经费内部支出目前依然是我国技术创新能力提升的

主要动力,政府和企业应该继续加大科研投入,开拓技术创新能力发展的物质源泉。人力资本虽然现在还不是我国各地区技术创新的主要来源,但长期来看,是否有高质量数量的科技人才储备是一国技术创新能否持续提升的关键。因此,我国各地区同样要重视和加强研发人力资本的投入,积极开展“引智”工程,努力跨过以此为代表的制约技术创新的各类“门槛”,为增进我国技术创新能力谋求长久动力。

3. 优化制度供给,放大 FDI 技术外溢。制度供给是供给侧改革的龙头和核心,关系到技术创新要素体系潜力的释放。宏观方面,我国应大力推进城市化进程,完善市场制度,健全知识产权保护,加快国有企业改革转型,让 FDI 技术外溢更大程度上推进我国自主技术创新的发展;微观上,要改善我国目前的创新结构,让企业处于技术创新的主导地位,增强本土企业尚比较薄弱的自主研发、自主创新意识,使内资企业和外资企业形成一个相互竞争、相互促进的良性互动,在迫使跨国公司向我国转移先进技术的同时,有效提升我国企业自主技术创新能力。

#### 参考文献:

- [1] HU A, JEFFERSON G. FDI, Technology innovation and spillover: evidence from large and medium size Chinese enterprises [M]. Mimeo: Brandeis University, 2001: 16-25.
- [2] 薄文广. 外国直接投资对中国技术创新的影响——基于地区层面的研究[J]. 财经研究, 2007, 33(6): 4-17.
- [3] 潘申彪, 余妙志. 外商直接投资促进我国企业技术创新了么? [J]. 科研管理, 2009(30): 124-131.
- [4] 姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析[J]. 经济研究, 2001(10): 13-19.
- [5] 郑云. 外商直接投资与中国技术创新研究[D]. 武汉: 华中科技大学, 2006.
- [6] 李成刚. FDI 对我国技术创新的溢出效应研究[D]. 杭州: 浙江大学管理学院, 2008.
- [7] 汪俊. 外商直接投资(FDI)对制造业技术创新能力影响的实证研究[D]. 长沙: 中南大学, 2010.
- [8] 吴静芳. 外资对我国地区技术创新影响的差异性分析——基于 1999—2008 年的面板数据[J]. 国际贸易问题, 2011(10): 60-68.
- [9] 徐亚静. 外商直接投资影响技术创新的机理与经验研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2011.
- [10] 章琴, 刘家树, 沈国俊. FDI 对我国技术创新能力溢出的门槛效应探析[J]. 安徽工业大学学报(自然科学版), 2015(4): 394-398.
- [11] 蒋冲. 外资投资影响技术创新能力的实证研究——基于 VC/PE 市场中间传导环节的视角[J]. 黄山学院学报, 2014, 16(2): 35-40.
- [12] 陈丽珍, 刘金焕. FDI 对我国内资高技术产业技术创新能力的影响分析——基于创新过程的视角[J]. 南京财经大学学报, 2015(2): 7-12.
- [13] 杨飞. 制度质量与技术创新——基于中国 1997 ~ 2009 年制造业数据的分析[J]. 产业经济研究, 2013, (5): 93-103.
- [14] 王忠宏. 全球技术创新现状趋势及对中国的影响[J]. 发展研究, 2013(9): 4-8.

(责任编辑: 黄明晴)

(下转第 52 页)



## Will the demographic factors affect the regional financial agglomeration?

ZHA Huachao<sup>1 2</sup>, HAN Qingxiao<sup>3</sup>

- ( 1. Department of Economics and Management , Anhui Vocational College of Electronics  
and Information Technology , Bengbu 233030 , China;  
2. School of Business , Nanjing University , Nanjing 210093 , China;  
3. Ji'nan Branch of People's Bank of China , Ji'nan 250021 , China)

**Abstract:** In this paper ,we theoretically and empirically analyze the effect of population factors on regional financial agglomeration in China. The results show that the population size and the population urbanization have a significant negative impact on China's regional financial agglomeration ,however ,the level of education ,the marital status ,lack of children and the aging promote the regional financial agglomeration in China. Further analysis has found ,the demographic factors also affect China's regional banking ,securities and insurance industry cluster ,and the effects of the same demographic factors on them are not completely consistent. So ,the local governments should attach great importance to the population quantity ,quality and structural changes ,give full play to their positive roles in financial agglomeration ,and avoid adverse effects.

**Key words:** population factors; financial agglomeration; dynamic panel

.....  
( 上接第 43 页)

## A study on the effects of foreign direct investment on technological innovation and its regional differences: an empirical analysis based on the provincial panel data

ZHANG Shijie , MAO Yaqi

( School of Economics , Nanjing University of Finance and Economics , Nanjing 210023 , China)

**Abstract:** To study the effects on the technological innovation in China and its regional differences which Foreign Direct Investment( FDI) exert ,and to seek the approaches to strengthen our independent technological innovation ability by using foreign capital ,this paper adopts the panel data from 2005 to 2013 of various regions in China for the empirical analysis ,which verifies that FDI exerts a positive effect on the technological innovation. At the district level ,the effects of FDI on technological innovation will be restricted by the human capital "threshold effect". The system factors can also cause the different effects of FDI in different regions. The combination of FDI and the system variables can actively promote the technological innovation in China. Based on the problems we found and the conclusion of the study ,we give some policy suggestions about how to promote our technological innovation ability by the structural reform of the supply front.

**Key words:** FDI; technology innovation; regional difference; reform of the supply front