

FDI 抑制还是提升了中国区域创新效率?*

——基于省际空间面板模型的分析

李 政^{1,2}, 杨思莹², 何 彬¹

(1. 吉林大学中国国有经济研究中心, 吉林 长春 130012;

2. 吉林大学经济学院, 吉林 长春 130012)

内容提要:伴随着利用外资的程度和层次的加深, FDI 带来的技术外溢逐渐变为影响区域创新产出能力和创新效率差异不可忽视的因素。本文着重考察 FDI 对区域创新效率的影响, 首先使用数据包络分析方法测算得到 2000—2014 年中国 30 个省(自治区、直辖市)创新效率, 并以此为基础构建空间面板计量模型检验 15 年间 FDI 对区域创新效率的影响。实证结果显示, 区域创新效率的绝对值呈现出东、西、中部递减的特点, 东部地区创新效率具有绝对优势; FDI 确实对创新效率具有显著的正向影响, 但整体上看, FDI 对东部地区创新效率的提升作用却没有中部地区和西部地区明显。可见, FDI 加强了中部地区和西部地区创新效率的追赶效应, 有利于缩小东、中、西部三个区域创新效率的整体差距。各控制变量对地区创新效率的影响也存在着显著的区域性差异。此外, 本文还运用极大似然估计方法重新估计, 结果基本与广义矩估计方法一致, 实证结果具有稳健性。本文认为, 提高区域创新效率应当因地制宜, 依据各地区经济发展阶段、创新环境以及产业基础等条件, 制定合理的外资利用策略, 以提高区域创新活动的集约化水平。同时, 要关注创新资源配置, 缩小地区间创新投入以及由此导致的创新产出能力差异。

关键词:地区创新; 创新效率; FDI; 空间面板模型

中图分类号:F224.0 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2017)04—0006—14

一、引言

在国家创新体系建设中, 省级区域创新体系建设是其重要组成部分。中国各省(自治区、直辖市)由于自然条件、人文环境和科技政策等多方面因素差异, 在创新产出上具有明显的地区个性特征和空间集聚效应。以 2015 年发明专利申请受理量为例, 东部地区的发明专利申请受理量占全国总量 66.18%, 江苏省位居全国各省份首位, 其受理量近似于中部地区八个省份总和, 占全国总量的 16.15%。东部地区 11 个省份中, 有六个省份处于全国前十位。中部地区和西部地区多数省份在专利产出绝对量和相对量上都明显处于劣势, 如发明专利申请量中部地区排名第一的安徽省位居全国第五位, 仅相当于江苏省发明专利申请量的 44.19%; 西部地区发明专利申请受理量最多的四川省排名全国第八位, 其数量仅占全国总量的 4.22%。而反观中国各区域创新投入, 近年来各地区的创新投入力度不断加大, 但并未出现如创新产出这么巨大的地域差异。因此, 造成创新产出区域分布严重失衡的原因需要从区域创新效率方面去探究。为了构建更加有

收稿日期: 2016-11-03

* 基金项目: 国家社会科学基金重点项目“吉林老工业基地创新驱动发展与结构调整问题研究”(16AZD008)。

作者简介:李政(1974-), 男, 天津宝坻人, 教授, 经济学博士, 研究领域是社会主义市场经济与创新创业理论, E-mail: lzhen@jlu.edu.cn; 杨思莹(1989-), 男, 山东枣庄人, 博士研究生, 研究领域是创新创业理论与新政治经济理论, E-mail: 18744020806@163.com; 何彬(1979-), 男, 云南昆明人, 副教授, 经济学博士, 研究领域是产业经济分析和应用计量经济学, E-mail: hebin7904@163.com。通讯作者: 杨思莹。

效率的国家创新体系,要充分考虑到区域特点,提升不同地区创新效率,构建和谐发展的区域创新体系。

中国实现创新发展的过程中,技术创新主要来自两种渠道:一种来自内部创新,即通过自主研发实现自主创新;另一种来自外部,即通过引进国外技术、利用外商的技术外溢,进行技术引进消化吸收再创新。2015年,中国实际利用外资金额 1260 亿美元,新设立外商投资企业 27900 家,两项指标分别同比增长 4.1% 和 5%。相对于国内资本而言,FDI 大多涵盖了更先进的技术、更前沿的管理水平和更活跃的创新氛围。而 FDI 的这些优势是否提升了东道国的创新水平,仍然没有定论。FDI 通过竞争效应、人力资本流动效应、示范效应和关联效应对东道国的企业产生了技术溢出,并且相关实证研究也表明了 FDI 溢出效应的存在和对东道国创新能力及创新效率的正向影响。但是,从另一种角度看,外资投入到东道国的技术具有时滞性,前沿技术很难迅速扩散到东道国,并产生技术外溢的效果。而且 FDI 挤占了东道国的人力资源和创新资本投入,在与东道国企业的竞争中占有绝对优势,使东道国失去创新的动力,从而降低其创新能力和创新效率。

在外国经济占据中国经济发展重要地位的背景下,FDI 是否促进了中国创新效率的提升?对各地域的提升程度是否存在区域性差异?如果存在,造成差别的原因是什么?在关于创新效率影响因素的研究中,前人并没有把 FDI 作为重要的影响因素,这会使以往关于创新效率的研究结论主要体现在内部自主创新的效率,不包含 FDI 带来的技术外溢对创新效率的影响,结论缺乏现实意义。同时,由于 FDI 带来的技术外溢会使样本数据中包含地理空间特征,导致观测值存在空间相关性、模型中存在空间异质性问题,使得现有研究结论的有效性大大降低。因此,本文通过设定包含数据空间相关性的空间面板计量模型,测度含有地理溢出效应的数据,就 FDI 对区域创新效率的影响进行实证研究,其结果更加贴近现实,研究结果对于处于经济转型期的中国制定区域创新政策和引进外资政策具有一定参考意义。

二、文献回顾

区域创新效率反映了一个地区创新行为过程中投入与产出的集约性水平。目前测度创新效率的方法主要是数据包络分析方法(DEA)和随机前沿分析方法(SFA)(Guan & Chen,2010)。国内外学者近年来广泛使用并发展了 DEA 方法,并用来测度区域创新效率。例如,考虑到环境因素与随机因素对创新效率测度的影响,Simar & Wilson(1998)提出了基于 Bootstrap 的随机 DEA 方法(Bootstrap-DEA);Fried 等(2002)提出了三阶段 DEA 模型(Three-stage DEA Model);Arabi 等(2014)提出了松弛 DEA 模型进行距离函数的估计等。在 DEA 方法运用方面,颜莉(2012)运用 DEA 方法对区域创新效率进行分解,将其划分为纯技术效率和规模效率,认为全国各省份需提升纯技术效率来提高创新效率;樊华、周德群(2012)运用规模报酬可变的 DEA 模型,发现各省份科技创新效率差异较大,并且呈现出周期性波动的特征,纯技术效率的波动性更高。在考虑企业异质性的基础上,Wang 等(2016)用非径向 DEA(Non-radial DEA)测度了新能源企业研发效率与市场营销效率,并分析了企业创新效率的差异化特征,指出多数企业研发创新效率较低,应当实施有针对性的改进策略提升企业创新效率。综合来看,以往对区域创新效率的研究方法诸多,且各种方法都有其自身的优势。本文将在借鉴现有研究的基础上,运用数据包络分析方法对区域创新效率进行测算。

对于创新效率的影响因素,以往研究从所有权性质、区域市场化水平和市场竞争程度、政府干预行为、区域文化和创新要素配置等角度展开分析。比如对于所有权性质的考察,以往研究指出,虽然国有企业在创新能力方面具有绝对优势,但由于委托代理问题(Zhang,1997)、寻租问题(董晓庆等,2014)、公有产权属性(吴延兵,2012)、监督机制问题(Qian & Xu,1998)以及预算软约束等问题(Huang & Xu,1998)的存在,导致国有企业或者国有企业比重较高的行业或地区普遍面临着创新活动的低效率问题(李政、杨思莹,2016)。在区域市场化 and 市场竞争程度等方面,王保林、张铭慎(2015)研究指出,在市场化达到一定水平后,产学研合作创新能够为企业带来递增的正边际效应。因此,提升市场化水平,保障社会公平竞争,协调产学研协作创新体系各主体间利益,是政府构造和完善区域创新系统的重要举措。政府干预行为对区域或企业创新活动影响效果存在一定的争议。郝威亚等(2016)认为,政府政策的不定性导致了企业研发决策迟滞,从而抑

制了企业创新活动;而曾萍等(2016)研究认为,政府支持有利于企业开展探索式创新活动,并且民营企业对政府支持的利用效率更高,制度发展水平较高的地区,政府支持更能有效促进企业探索式创新;张蕴萍(2016)认为,供给侧结构性改革背景下,政府规制与科技创新具有重要关系,尤其是对垄断行业的适度规制,有利于提升行业技术创新水平。此外,创新创业园区建设、孵化器等政府提供的创新服务也会有效促进创新能力与效率的提升(李娟等,2015;马名杰,2015)。关于创新要素配置等方面的研究指出,创新能力的提高在很大程度上源于创新资源、要素配置和使用效率的提高(Jefferson等,2006;付强、王玲,2016),要素市场扭曲会显著抑制创新效率的提升(戴魁早、刘友金,2014)。上述研究对于完善区域创新体系、提高区域创新效率具有重要的借鉴意义,对本文模型设定也具有一定启发。

关于 FDI 如何影响区域创新效率这一问题,国内外学术界也做了深入探讨,但迄今没有得出一致性的结论。目前研究主要有促进、阻碍和有条件溢出三种不同的观点。

第一种观点是 FDI 对东道国具有技术溢出效应,能够有效促进东道国创新能力和创新效率的提升。如 Girma 等(2004)、邓路(2009)以及李晓钟、张小蒂(2007)证明了 FDI 有助于提升创新能力。余泳泽(2011)研究发现,FDI 对企业与科研机构具有显著的正向溢出效应,而对高校科技创新的影响并不显著,FDI 并非对所有内资企业的创新效率都有显著的提升作用,只有在那些研究开发力度差距大、机械和劳动生产率差距小或者大规模的行业中,FDI 的重要作用才得以体现;符森(2009)使用面板数据进行空间计量分析发现,FDI 的技术溢出效应大于挤出效应,对创新具有显著的正向影响,而且这种对技术进步的正效应关键在于 FDI 的有或无,而非量的增长,量过大反而会出现挤出效应。

第二种观点是 FDI 不会对东道国产生技术外溢,甚至会降低东道国的创新能力和创新效率。Lee(2006)运用非平稳面板数据模型对 16 个 OECD 国家 1981—2000 年的数据进行了实证分析,发现外向的 FDI 不利于国际知识溢出;Ruane & Ugur(2005)发现,企业层面 FDI 对东道国技术创新效率的提升作用证据不足;Konings(2001)对波兰等国家的 FDI 技术溢出效应进行研究,指出 FDI 对内资企业的技术溢出效应并不显著;蒋殿春、夏良科(2005)认为,FDI 引发的竞争加剧不但没有促使内资高技术企业增加创新产出,相反,由于市场的缩减使其创新的积极性下降,内资企业在与外资企业的竞争中很难占优势;平新乔等(2007)认为,除港澳台资以外的外资对中国本土没有产生技术净溢出,而且外资企业的进入不利于中国企业科技创新水平的提高,并且使得中国企业很难缩小与世界先进水平企业之间的差距;范承泽等(2008)认为,FDI 对发展中国家自主研发投入具有补充和替代作用,对国内公司的科研投入有净负作用;成力为等(2010)根据 FDI 的特征将 FDI 划分成不同的分类,发现任何特征的 FDI 对高技术产业创新效率都没有显著的正向影响。

第三种观点是 FDI 对东道国是否具有技术溢出效应受其他因素影响,即有条件溢出。这些因素多作为门槛变量加入实证模型中,如冉光和等(2013)研究发现,FDI 是否会产生技术溢出效应受到金融发展水平的影响,具有双门槛效应,当区域金融发展水平达到一定程度时,FDI 才能够显著促进区域创新能力的提升;李健等(2014)实证分析了 FDI 对区域创新能力的溢出效应,指出其作用效果存在人力资本这一门槛,FDI 对地区创新效率并没有直接的溢出效应;陈丰龙、徐康宁(2014)的研究发现,FDI 对东道国的技术溢出效应仅发生在市场化程度较低的转型国家,并且经济转型能够显著促进 FDI 的技术溢出效应。

上述关于 FDI 的技术溢出效应及其对创新能力和创新效率影响持不同观点的文献,无论是国外还是国内,存在分歧的原因在一定程度上与数据选取、变量选取、研究方法上存在的种种问题密切相关。中国的创新系统由各个省份的区域创新系统共同构成,具有区域发展水平不平衡、区域差异化明显的特征,国外的研究结果并不完全适合中国的现状,不能照搬照抄其研究结论;而国内的研究虽然对中国情况的认识很深入,但多数使用传统的计量经济学模型,忽视了 FDI 带来的技术外溢具有空间地理效应这一特征,并且导致观测值存在空间相关性。传统的计量经济学分析方法在面对这两个问题时,会违反其使用的实证模型的基本假定。因此,多数国内学者使用的传统计量经济学方法并不能很好地解决 FDI 对区域创新效率影响这一问题。

鉴于现有研究存在的不足,本文在借鉴前人研究成果的基础上,针对之前研究中存在的问题,将 FDI 视为影响创新效率的因素,首先使用 DEA 方法测度各个省份的创新效率,在检验 FDI 对区域创新效率的影响时,考虑到 FDI 技术溢出造成的解释变量自相关性,选择使用对解释变量自相关性不做限制的空间面板模型进行分析,弥补传统计量经济模型对于数据空间自相关性的限制,得出的实证结果更加贴近现实情况。

三、中国地区创新效率的测度结果及分析

1. 变量选取与数据说明

投入指标与产出指标的选取在使用 DEA 方法进行创新效率测度时至关重要。在投入变量选取上,以往的研究主要采用 R&D 经费和 R&D 人力投入两种指标,但这并不能全面地反映区域创新活动的真实投入情况。由于自主研发和引进先进技术是创新主体实现创新的主要方式,因此,本文除使用通常采用的人均 R&D 经费内部支出和人均 R&D 人员全时当量外,又加入了人均大中型工业企业购买国内技术经费支出作为投入变量。用这三个指标反映自主研发创新和技术引进消化吸收再创新两种创新方式的投入。

在产出变量选择方面,一些学者证明了使用专利衡量创新产出的可行性(Hagedorn & Cloudt, 2003; Evangelista 等, 2001)。本文采用人均发明专利申请量作为创新产出指标,发明专利在三种专利中是最能够有效体现创新能力的指标,而且使用申请量而非授权量则可以使数据不受政策因素影响,在全国范围内标准一致,数据易得,能够较好地反映出各地区科技创新产出能力。此外,本文还使用了人均高技术产业增加值和各地区人均技术市场成交合同金额反映技术转化为经济效益的能力,体现了创新的经济产出能力。

数据方面,本文样本的时间跨度为 2000—2014 年;由于西藏自治区的数据缺失较为严重,本文以除港、澳、台、西藏外的其余 30 个省、自治区和直辖市为样本。所有样本数据来源于相应年份《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》、Wind 数据库以及 EPS 全球统计数据库。

2. 测度结果及分析

根据前文的投入、产出指标,运用数据包络分析方法测算各地区创新效率,测度结果如表 1 所示。

表 1 2000—2014 年各地区创新效率的描述性分析

| 地区 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 地区 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|-----|-------|-------|-------|-------|----|-------|-------|-------|-------|
| 北京 | 0.703 | 0.215 | 1.000 | 0.380 | 湖南 | 0.500 | 0.088 | 0.730 | 0.360 |
| 天津 | 0.877 | 0.122 | 1.000 | 0.710 | 广东 | 1.000 | 0.000 | 1.000 | 1.000 |
| 河北 | 0.321 | 0.084 | 0.550 | 0.190 | 广西 | 0.503 | 0.240 | 1.000 | 0.250 |
| 山西 | 0.385 | 0.123 | 0.610 | 0.210 | 海南 | 0.996 | 0.015 | 1.000 | 0.940 |
| 内蒙古 | 0.594 | 0.169 | 0.880 | 0.370 | 重庆 | 0.645 | 0.295 | 1.000 | 0.260 |
| 辽宁 | 0.520 | 0.235 | 1.000 | 0.280 | 四川 | 0.443 | 0.238 | 0.920 | 0.220 |
| 吉林 | 0.454 | 0.131 | 0.700 | 0.290 | 贵州 | 0.705 | 0.147 | 1.000 | 0.520 |
| 黑龙江 | 0.426 | 0.090 | 0.570 | 0.290 | 云南 | 0.603 | 0.199 | 1.000 | 0.360 |
| 上海 | 0.922 | 0.101 | 1.000 | 0.730 | 陕西 | 0.407 | 0.264 | 0.890 | 0.180 |
| 江苏 | 0.776 | 0.194 | 1.000 | 0.530 | 甘肃 | 0.419 | 0.166 | 0.680 | 0.200 |
| 浙江 | 0.532 | 0.123 | 0.890 | 0.370 | 青海 | 0.606 | 0.303 | 1.000 | 0.270 |
| 安徽 | 0.405 | 0.256 | 0.830 | 0.150 | 宁夏 | 0.523 | 0.200 | 1.000 | 0.230 |
| 福建 | 0.695 | 0.107 | 1.000 | 0.600 | 新疆 | 0.690 | 0.229 | 1.000 | 0.350 |
| 江西 | 0.566 | 0.247 | 1.000 | 0.260 | 东部 | 0.712 | 0.120 | 0.926 | 0.548 |
| 山东 | 0.487 | 0.124 | 0.750 | 0.300 | 中部 | 0.462 | 0.158 | 0.753 | 0.268 |
| 河南 | 0.413 | 0.145 | 0.730 | 0.250 | 西部 | 0.560 | 0.227 | 0.943 | 0.288 |
| 湖北 | 0.376 | 0.087 | 0.480 | 0.250 | 全国 | 0.583 | 0.165 | 0.874 | 0.377 |

资料来源:本文测算所得

测度结果显示,在横向比较上,全国创新效率的绝对值呈现出东、西、中部递减的特点,并且东部地区创新效率具有绝对优势,远高于中部和西部地区;纵向上,中部地区创新效率的提升幅度较大,西部地区的创新效率增长幅度较小,东部地区的创新效率则呈现出下降的趋势。此外,东部地区 11 个省份的创新效率差距最大,天津、上海、海南、广东等省份的创新效率值在多个年份为 1,呈现出创新效率的技术有效性和规模有效性。从平均值来看,河北和山东的创新效率在东部省份最低,河北省创新效率低于 0.4,可能主要由于这两省以发展重工业为主,高新技术产业在经济中发挥的作用不明显,因此,创新投入多,产出少,创新效率较低。辽宁、福建、浙江三省的创新效率较低,但其创新产出居于全国前列,说明这几个省份创新投入相对更多,对投入资源的利用没有达到最优,创新效率的提升空间很大。

中部地区创新效率值 2014 年较 2000 年有所增长,并且各省份之间创新效率差异较小。2000—2014 年 15 年间,创新效率均值高于 0.5 的省份仅有四个。中部省份主要以重工业和农业作为经济发展重点,高新技术产业相对较少,对经济的带动作用不明显;生产过程中的创新活动明显少于东部地区,创新产出较少,创新效率无效。对比西部地区来看,中部地区的创新投入高于西部地区,但是,其与西部地区创新产出的差距小于投入的差距,表现为创新效率低于西部地区。

西部地区的创新效率有所增长,且其平均值高于中部地区。在西部地区省份中,创新效率位于 0.5 ~ 0.8 区间的省份有六个。贵州、新疆和重庆等省份创新效率较高,其中,重庆市产业结构中高新技术产业的比重较大,近年来创新产出不断提高。其他省份如贵州大力发展大数据产业、新疆也出台一系列政策扶持战略性新兴产业发展,一定程度上促进了地区创新效率的提升。但西部地区各省份的创新投入和产出均处于较低水平,虽然西部地区总体的创新效率值高于中部地区,但从创新产出方面看,西部省份的创新能力仍低于中部地区。

四、FDI 对地区创新效率影响的空间面板模型分析

1. 空间面板计量模型中的广义矩估计方法

当前对于空间面板计量回归模型的参数,多采用极大似然估计(Maximum Likelihood Estimation, MLE)方法予以估计。然而,如果截面单位数量较多时,不管模型设定形式简单与否,其参数估计也往往会面临较大的计算问题。例如,Conley(1999)的研究表明,当随机误差不满足正态分布时,运用极大似然估计方法估计空间面板模型所得出的结果并不具有有效性,这一研究从理论上给出了极大似然估计方法在空间面板计量模型运用中的条件;Kapoor 等(2007)的研究指出,相比于极大似然估计方法,广义矩估计在做面板空间计量模型时所得出的结果均方误差可能会更低。鉴于上述研究结论,本文选择广义矩估计方法作为后续研究的主要方法,并同时运用极大似然估计方法对广义矩估计结果进行稳健性检验。考虑到当前国内研究对广义矩估计方法在空间面板计量模型中应用的理论与实证分析较少,本文在此对文中所应用到的广义矩估计方法及其矩条件做一个简短的介绍。

对于如式(1)所示的面板数据模型:

$$y_{it,N} = x_{it,N}^T \beta + u_{it,N}, i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

借鉴 Kapoor 等(2007)的方法,将每一时点上的 N 的观测单元做堆栈排列,具体如式(2)所示:

$$y_N(t) = X_N(t) \beta + u_N(t), t = 1, \dots, T \quad (2)$$

式中, $y_N(t) = [y_{1t,N}, \dots, y_{Nt,N}]^T$, $X_N(t) = [X_{1t,N}, \dots, X_{Nt,N}]^T$, $u_N(t) = [u_{1t,N}, \dots, u_{Nt,N}]^T$ 。 $u_N(t)$ 服从如下的 1 阶空间自回归过程:

$$u_N(t) = \rho W_N u_N(t) + \varepsilon_N(t) \quad (3)$$

其中, W_N 是 $N \times N$ 阶的空间权重矩阵, ρ 是空间自回归系数, $\varepsilon_N(t) = [\varepsilon_{1t,N}, \dots, \varepsilon_{Nt,N}]^T$ 是 t 期 $N \times 1$ 维的

新息向量。进而将上述空间面板误差模型改写为如下形式：

$$y_N = X_N \beta + u_N \quad (4)$$

$$u_N = \rho(I_T \otimes W_N) u_N + \varepsilon_N \quad (5)$$

其中, $y_N = [y_N^T(1), \dots, y_N^T(T)]^T$, $X_N = [X_N^T(1), \dots, X_N^T(T)]^T$, $u_N = [u_N^T(1), \dots, u_N^T(T)]^T$, $\varepsilon_N = [\varepsilon_N^T(1), \dots, \varepsilon_N^T(T)]^T$ 。模型新息向量可以具有跨时的相关性, 由此, ε_N 具有如下的误差组成结构：

$$\varepsilon_N = (e_T \otimes I_N) \mu_N + \nu_N \quad (6)$$

由于考虑到了个体效应 μ 的空间相关性, 上述模型的设定并不同于 Anselin(1988) 的基本设定。在此, 定义 $\bar{u} = (I_T \otimes W) u$, $\bar{\varepsilon} = (I_T \otimes W) \varepsilon$, Kapoor 等(2007) 提出了基于下面六个矩条件的广义矩估计：

$$E[\varepsilon_N^T Q_{0,N} \varepsilon_N / N(T-1)] = \sigma_v^2 \quad (7)$$

$$E[\bar{\varepsilon}_N^T Q_{0,N} \bar{\varepsilon}_N / N(T-1)] = \sigma_v^2 \text{tr}(W_N^T W_N) / N \quad (8)$$

$$E[\bar{\varepsilon}_N^T Q_{0,N} \varepsilon_N / N(T-1)] = 0 \quad (9)$$

$$E(\varepsilon_N^T Q_{1,N} \varepsilon_N / N) = \sigma_1^2 \quad (10)$$

$$E(\bar{\varepsilon}_N^T Q_{1,N} \bar{\varepsilon}_N / N) = \sigma_1^2 \text{tr}(W_N^T W_N) / N \quad (11)$$

$$E(\bar{\varepsilon}_N^T Q_{1,N} \varepsilon_N / N) = 0 \quad (12)$$

其中, $Q_{0,N} = (I_T - \frac{e_T}{T}) \otimes I_N$, $Q_{1,N} = \frac{e_T}{T} \otimes I_N$ 。

基于上述矩条件, Kapoor 等(2007) 给出三种广义矩估计量, 即初始广义矩估计量、完全加权广义矩估计量和部分加权广义矩估计量。初始广义矩估计是第一种广义矩估计量, 该估计涉及前三个矩条件, 即式(7)~式(9), 并没有涉及到 σ_1^2 。初始广义矩估计能够完成对 σ_v^2 及 ρ 的估计。之后, 运用 σ_v^2 和 ρ 的估计值, 通过式(10)来完成 σ_1^2 的估计。在对矩方程进行加权的基础上得到的完全加权广义矩估计就是第二种广义矩估计量。其中, 加权矩阵是真实参数值初计算的严格正态化样本矩方差-协方差矩阵的逆。基于误差项的正态性假设前提, 得出加权矩阵的简单形式。将完全加权广义矩估计量中的加权矩阵转换为单位阵后, 就能够得到部分加权广义矩估计量, 也即第三种广义矩估计量。本文将运用部分加权广义矩估计方法对面板数据模型进行估计。

2. 空间权重矩阵的选择

空间权重矩阵在空间单元之间交互影响的随机传递过程中具有重要的作用, 空间权重矩阵反映了空间单元之间的空间共变结构。选择合适的空间权重矩阵是客观反映模型中变量空间关联性和空间溢出效应的基础。目前常见的空间权重矩阵构造方法主要有以地理关联为基础所构建的权重矩阵和以经济社会特征为基础所构建的权重矩阵。

以地理关联为基础构建空间权重矩阵的方法主要有邻近基准或距离基准, 又可以细分为空间邻接权重矩阵, 或者说是二进制权重矩阵和地理距离权重矩阵(矩阵元素为两地区中心位置距离平方的倒数)。以地理关联为基础构建空间权重矩阵的方法在空间计量模型中应用最为广泛。

最简单的二进制权重矩阵 W_{cont} 的构造方法是矩阵中的元素只有 1 或 0 两种。1 表示两地互有关联、互有传递影响, 0 则表示无关联。最后将其标准化, 使其各行元素之和为 1。

$w_{ij} = 1$, 当区域 i 和 j 相邻接;

$w_{ij} = 0$, 当 $i = j$ 或不相邻。

反映地理距离的空间权重矩阵 W_{net} , 其权重元素的设置方法为：

$$w_{ij} = \frac{N_{ij}}{\sum_j N_{ij}}$$

式中, N_{ij} 为区域 i 和 j 之间的地理距离, 如果区域 i 和 j 之间在空间位置上并不相连, 则 w_{ij} 为 0。

以社会经济特征为基础构造空间权重矩阵的方法主要设定依据是空间单元之间经济社会变量的流量, 即空间单元之间经济社会来往。常用的空间权重矩阵设定依据主要有经济总量差距、产业关联、人口流动状况以及两个区域之间的贸易流量等。例如, Conley & Dupor (2003) 以产业关联数据中输入输出表的向前关联和向后关联来设定权重矩阵, 以反映经济距离的人口密度空间权重矩阵 W_{perpop} 、人均 GDP 空间权重矩阵 W_{pergdp} 为例, 其计算公式如下:

$$w_{ij} = \frac{1/|X_i - X_j|}{\sum_j 1/|X_i - X_j|}$$

式中, W_{perpop} 中的 X_i 是以在第 i 个区域每平方公里的人口数表示的人口密度, W_{pergdp} 中的 X_i 是以在第 i 个区域每万人创造的国内生产总值表示的人均 GDP。最后都将其标准化, 使各行元素之和为 1。

在空间计量模型的系数估计及检验过程中, 空间权重矩阵的设定来源是外生的, 而且决定权重矩阵结构的参数来源应与模型中的解释变量之间是独立不相关的。但是, 以社会经济关联为基础设定的权重矩阵, 是很难明显避免与模型中的其他变量产生相关性的, 这是其在应用中的不足。本文研究的 FDI 对区域创新效率的溢出主要是对相邻省份的溢出, 因此, 从地理特征方面, 以邻接标准构建空间权重矩阵。

3. 全局空间自相关检验

一般来讲, 在建立空间面板计量模型前, 需要对模型的空间自相关性进行检验, 常用的方法主要有: 全局 Moran I 指数 (Global Moran's I)、Geary C 指数 (Geary C Index) 和全局 G 指数 (Global G Index)。其中, 使用较为广泛的是全局 Moran I 指数。全局空间自相关检验主要是为了判别整体空间数据的分布上是否存在相依性, 其构建方法如下:

$$Moran I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (U_i - \bar{U})(U_j - \bar{U})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (U_i - \bar{U})(U_j - \bar{U})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (13)$$

式中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (U_i - \bar{U})^2$, $\bar{U} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_i$, U_i 表示单位 i 相关指标, n 表示单位总数量, w_{ij} 表示空间权重矩阵的元素。该检验方法的原假设 (H_0) 为模型不存在空间自相关。将 Moran I 指数进行标准化处理后表示为 $Z(I)$, 则有:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{D(I)}} \quad (14)$$

表 2 全局空间自相关检验结果

| 时间 | $Z(I)$ | P 值 |
|------|--------|-------|
| 2000 | 0.397 | 0.000 |
| 2001 | 0.305 | 0.000 |
| 2002 | 0.359 | 0.000 |
| 2003 | 0.468 | 0.000 |
| 2004 | 0.463 | 0.000 |
| 2005 | 0.411 | 0.000 |

| 时间 | $Z(I)$ | P 值 |
|------|--------|-------|
| 2006 | 0.387 | 0.000 |
| 2007 | 0.336 | 0.000 |
| 2008 | 0.484 | 0.000 |
| 2009 | 0.459 | 0.000 |
| 2010 | 0.501 | 0.000 |
| 2011 | 0.394 | 0.000 |
| 2012 | 0.427 | 0.000 |
| 2013 | 0.521 | 0.000 |
| 2014 | 0.506 | 0.000 |

资料来源:本文测算所得

可以用 $Z(I)$ 进行空间自相关性检验, Moran I 指数值介于 1 与 -1 之间。当 Moran I 指数值接近 1 时, 表明个体间的空间相关性越高, 或者分布越集中; 而当 Moran I 指数值接近 -1 时, 表示个体之间差异明显, 或者表示个体间分布越不集中。

使用空间统计学中的空间自相关指数 Moran I 对 30 个省份在 15 年间的创新效率值进行空间自相关性检验, 即检验创新效率的空间依赖性, 检验结果如表 2 所示。结果表明, 中国 30 个省份创新效率值在空间分布上具有明显的正向自相关关系, 即存在空间自相关性, 意味着创新效率的空间分布不是随机分布, 而是创新效率值相近地区的空间集中分布, 高创新效率省份在空间上有临近趋势, 低创新效率省份在空间上与低创新效率的省份相邻。

4. 空间面板模型的设定及检验

将上文测算出的 30 个省份的创新效率 IE 作为空间面板计量模型的被解释变量, 以全国 30 个省份每年的外商直接投资额 (FDI) 绝对值作为空间计量模型的解释变量。本文控制变量的选择主要考虑三个方面: (1) 地区创新环境, 包括地区对外开放程度 (OP)、地区经济竞争程度 (CO)。其中, 采用利用外资总额占地区生产总值的比重来衡量地区对外开放程度, 利用外资总额 = 外商直接投资 + 对外借款, 虽然 FDI 的技术溢出效应一直备受关注, 但对外借款也会对区域创新效率产生一定影响。因此, 本文构建这一指标检验地区开放程度对地区创新效率的影响。利用市场化指数衡量地区经济竞争程度, 2000—2009 年数据来源于樊纲等编写的《中国市场化指数 2011》, 2010—2014 年数据借鉴了李平、刘雪燕 (2015) 的处理方法补齐。(2) 吸收能力, 包括地区 R&D 投入强度 (RDI)、地区劳动力素质 (HQ)。采用地区 R&D 经费投入占地区生产总值的比重衡量地区 R&D 投入强度, 大学生 (本科) 人数占地区总人口的比重衡量地区劳动力素质。(3) 互补条件, 包括现有的地区金融规模 (FS)、地区产业集聚程度 (ID)、地区的产业条件 (IC) 以及地区技术转移的制度条件 (TC) 等。企业开展研发创新活动过程中, 会面临着各种资金缺口和融资约束问题。本文用各地区金融行业增加值占当地生产总值的比重来衡量地区金融规模, 可以近似地衡量一个地区对创新的金融支持力度。地区产业集聚水平提供了企业创新发展的产业基础, 本文认为, 翁媛媛等 (2009) 提出的改进的空间基尼系数可以较好地衡量地区产业集聚程度。本文还利用高技术产业产值占地区工业产值的比重 (2012—2014 年用高技术产业销售收入近似地替代高技术产业产值)、地区技术市场成交额分别衡量地区产业条件和技术转移的制度条件。样本跨度为 2000—2014 年, 样本来源为相关年份《中国统计年鉴》《中国工业统计年鉴》以及 Wind 数据库等数据库。

Moran I 指数检验结果显示, 2000—2014 年中国 30 个省份之间创新效率具有显著的空间相关性。为了消除空间效应对实证结果的影响, 本文将建立空间面板数据模型分析和检验 FDI 对地区创新效率的影响。

在建立模型之前,首先对模型进行相关的设定性检验,结果如表 3 所示。根据模型判别准则,即如果在模型设定检验中,发现 Lagrange Multiplier(Lag) 较之 Lagrange Multiplier(Error) 在统计上更加显著,并且 Robust LM(Lag) 显著而 Robust LM(Error) 不显著,则可以认为空间滞后模型是适当的模型;相反,即认为空间误差模型更为合适。由表 3 可知,无论是 Lagrange Multiplier(Error) 还是 Robust LM(Error),都要比相应的 Lagrange Multiplier(Lag) 和 Robust LM(Lag) 不显著,并且 Lagrange Multiplier(Lag) 和 Robust LM(Lag) 均通过了较高的显著性水平的检验,而 Lagrange Multiplier(Error) 以及 Robust LM(Error) 并不显著。因此,本文在接下来的实证研究中选择空间面板自回归模型予以分析。

表 3 模型设定检验结果

| 模型 | 全国 | 东部 | 中部 | 西部 |
|----------------------------|-----------|-----------|----------|-----------|
| Lagrange Multiplier(Lag) | 10.355*** | 15.012*** | 3.189* | 10.012*** |
| Robust LM(Lag) | 9.985*** | 13.349*** | 4.7362** | 23.113*** |
| Lagrange Multiplier(Error) | 0.650 | 1.389 | 0.670 | 0.975 |
| Robust LM(Error) | 0.631 | 0.726 | 2.217 | 1.076 |

注: *、**、*** 分别表示在显著性 10%、5%、1% 下显著

资料来源:本文测算所得

根据模型的设定检验结果,得到的最终的空间面板模型设定形式如下:

$$IE_{it} = \alpha + W \times IE_{it} + \beta_1 \times FDI_{it} + \beta_2 \times OP_{it} + \beta_3 \times CO_{it} + \beta_4 \times RDI_{it} + \beta_5 \times HQ_{it} + \beta_6 \times FS_{it} + \beta_7 \times ID_{it} + \beta_8 \times IC_{it} + \beta_9 \times TC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

式中, W 是空间权重矩阵;回归参数 β_1, \dots, β_9 分别衡量了地区 FDI、对外开放程度(OP)、经济竞争程度(CO)、R&D 投入强度(RDI)、劳动力素质(HQ)、金融规模(FS)、产业集聚程度(ID)、产业条件(IC)、技术转移的制度条件(TC)对区域创新效率的影响大小。

5. 空间面板模型参数的估计

如前文所述,本文利用部分加权广义矩估计方法估计模型(15)。此外,为了检验估计结果是否具有稳健性,本文同时运用了极大似然估计方法对模型(15)进行估计,两次估计结果如表 4 所示。

表 4 空间面板模型的估计结果

| 变量 | GMM 估计 | | | | ML 估计 | | | |
|-------|------------|----------|------------|------------|------------|----------|------------|------------|
| | 全国 | 东部 | 中部 | 西部 | 全国 | 东部 | 中部 | 西部 |
| FDI | 0.040** | 0.032* | 0.190*** | 0.180*** | 0.053*** | 0.034*** | 0.032 | 0.346** |
| OP | 0.504 | 0.531 | 2.410* | -2.931 | 0.074 | 1.093** | 2.041* | -3.792** |
| CO | 0.037 | 0.008 | 0.049** | 0.055 | 0.058** | 0.050*** | 0.064*** | 0.053 |
| RDI | -19.725*** | -5.025 | -22.259*** | -35.896*** | -21.519*** | -5.736** | -33.244*** | -30.303*** |
| HQ | 8.339*** | 0.679 | 2.266 | 22.891*** | 8.977*** | 1.772 | 1.708 | 14.9397*** |
| FS | 2.709*** | -0.048 | 2.538* | 5.911*** | 3.495*** | 0.123 | 5.246*** | 3.731** |
| ID | 0.994*** | 2.434*** | 0.244 | 2.314*** | 1.609*** | 1.945*** | 0.425 | 1.934*** |
| IC | 1.278*** | 1.396*** | 0.975* | 0.957* | 1.699*** | 1.409*** | 2.455*** | 0.6350 |
| TC | 0.061 | 0.043 | -0.010 | 0.051 | 0.078*** | 0.077* | 0.126*** | 0.060* |

注: *、**、*** 分别表示在显著性 10%、5%、1% 下显著

资料来源:本文测算所得

从表 4 给出的面板空间模型系数的广义矩估计结果中可以得出,从全国样本来看,外商直接投资确实对

创新效率的提升具有显著的正向影响,这和 Girma 等(2004)、符森(2009)等的分析结果相似。这种正向影响可能主要源于两个方面:一方面,优质的外商创新资本比重提升,能够以其自身的高效创新能力直接提升区域创新效率;另一方面,外商直接投资对地区微观企业将产生两种效应:技术溢出效应和竞争效应。技术溢出效应是指优质的外商创新资本进入本地,使得地区内部企业可以近距离地学习与模仿外资企业的高新技术、先进的管理经验与生产工艺,从而提升自身技术水平和研发能力。并且跟随外资企业入境的科技人员也会在内外资企业间自由流动,从而带动技术与知识的交流与扩散(林进智、郑伟民,2013)。竞争效应是指国外先进的创新资本进入后,加大了内资企业因市场竞争而从事研发创新的压力,导致内资企业加速科技创新与管理创新,以实现对外资企业先进技术的赶超。这种竞争效应迫使内资企业提升创新效率与创新规模。

从东部、中部、西部地区的子样本估计结果中可以看到,虽然东部地区吸引了最多外商直接投资,有较强的创新能力,但从整体上看,外商直接投资对东部地区创新效率的提升作用却没有中部地区和西部地区明显,并且东部地区外商直接投资变量系数数值小于中部地区和西部地区。这主要是由于东部地区自身科技发展水平、创新能力和创新效率水平较高,与外资企业科技水平差距较小,导致外商直接投资对地区创新效率的边际提升效应较弱,甚至一些低质量的外商直接投资会抑制地区创新效率的提升。而对于中部地区和西部地区,其自身科技发展水平、创新能力和创新效率水平较低,与外资企业科技水平差距较大,创新投入的边际产出高,外商直接投资的进入一方面弥补了地区创新投入不足的问题,较为充足的高效创新资本投入有效提升了中部地区和西部地区创新产出水平;另一方面通过对当地企业产生技术溢出效应与竞争效应从而提升区域创新效率。由此,外商直接投资对中部和西部地区创新效率具有显著的溢出效应。

就地区创新环境而言,从全国样本来看,地区对外开放程度对于创新效率具有正向影响,但并不显著。从子样本回归结果来看,中部地区对外开放程度对区域创新效率的作用在 10% 的置信水平下显著为正,东部地区和西部地区的子样本估计结果并不显著,并且西部地区开放水平对创新效率的影响为负。中部地区经济竞争程度对创新效率的影响较为显著,而就全国平均水平、东部地区和西部地区来看其回归结果并不显著。

在考虑吸收能力对创新效率影响的两个变量中,从全国平均水平来看,地区 R&D 投入强度对于地区创新效率的影响显著为负。从子样本回归结果来看,中部地区和西部地区的子样本估计结果中,地区 R&D 投入强度对于地区创新效率也呈现出显著的负向影响,而东部地区这一结果并不显著。这说明,除东部地区外,中西部地区创新资源投入效率较低。但是,地区劳动力素质变量对于地区创新效率的影响在全国样本和西部地区的子样本估计结果都在 1% 的置信水平下显著,而在东部地区和中部地区并不显著。

在反映互补条件对于创新效率影响的四个变量中,地区产业集聚度和地区产业条件因素不管是在全国样本,还是在东部地区和西部地区的子样本估计结果中,均呈现出了显著的正向影响,并且在中部地区,产业条件对区域创新效率的影响在 10% 的置信水平下显著为正。此外,从具体的数值来看,东部地区的产业集聚度和产业条件因素对于创新效率的影响要高于中部地区和西部地区。在中部地区,产业集聚对区域创新效率的提升作用并不显著。从全国样本以及中部、西部地区的子样本估计结果中可以看到,地区金融规模对于地区创新效率的影响显著为正,而东部地区的金融规模对于地区创新效率的影响存在着挤出效应,但这种效应并不显著。地区技术转移的制度条件因素对创新效率的影响不管是在全国样本,还是在东部、中部、西部地区的子样本估计结果中均不显著。

此外,为了检验广义矩估计回归结果是否具有稳健性,表 4 同时给出了运用极大似然估计方法得到的结果,其中,变量回归系数和显著性与广义矩估计结果基本类似,说明实证分析结果具有一定的稳健性。

五、结论与建议

本文首先使用 DEA 方法测算了 2000—2014 年中国 30 个省份的创新效率。测度结果显示,横向比较来看,创新效率的绝对值呈现东、西、中部递减态势,东部地区创新效率具有绝对优势;纵向上,较 2000 年,2014 年中部地区创新效率的提升幅度较大,西部地区的提升幅度很小,东部地区呈现下降趋势,三个地区创新效率差距呈缩小趋势。基于创新效率测度的结果,运用空间面板计量模型,以创新效率作为被解释变量,地区外商直接投资作为核心解释变量,并选择了对外开放程度(*OP*)、经济竞争程度(*CO*)、R&D 投入强度(*RDI*)、劳动力素质(*HQ*)、金融规模(*FS*)、产业集聚程度(*ID*)、产业条件(*IC*)和技术转移的制度条件(*TC*)等作为控制变量,分析这些因素对区域创新效率的影响。

本文研究结果表明,从整体来看,外商直接投资能够显著提升中国区域创新效率。分地区考察发现,西部和中部地区外商直接投资对区域创新效率的影响高于东部地区,可见,外商直接投资加速了中部地区和西部地区创新效率的追赶效应,有利于缩小东、中、西部三个区域创新效率的差距。东部地区本身创新能力强,吸引外商直接投资最多,但外商直接投资对创新效率的影响并非最高,一方面,由于东部地区创新资源投入过多,而其资源配置能力没有随之增强;另一方面,一些企业在竞争中,由于创新能力欠缺,市场被外资企业抢占,失去了创新动力。依据这一实证结果,本文认为,在东部地区应当加快高质量、高效率外商直接投资的引进,以提升外商直接投资对地区创新效率的技术溢出效应和竞争效应,带动地区创新效率的提升。此外,东部地区在未来可以通过运用自身的科技优势,吸引外资企业的研发机构入驻或与外商合作建立研发机构,将创新的重点放在高新技术产业上,提升资源配置能力,将原有的创新水平和创新效率提升到一个新的台阶。而对于中部地区和西部地区而言,由于其本身的创新投入较少,创新能力较低,可以根据自身的资源禀赋和政策优势,引进更多技术水平较低的外商直接投资,在避免与东部地区争夺域外创新资本的同时,也避免超越经济发展阶段,片面追求高新技术企业在数量和规模上的盲目扩张而导致创新资源浪费。应当在行业内部学习外资企业的管理经验和模仿外资企业的先进技术,在行业间建立上下游企业的供应链联系。一方面可以通过引进外商直接投资调整产业结构,增加第三产业比重;另一方面,使西部地区的创新效率 and 创新能力进一步提升。中部地区创新能力和创新效率仍有很大提升空间,未来引进外商直接投资的重点在于引进更多拥有高技术和研发能力的外资企业投资,并且提升自身吸收技术外溢的能力。中部地区的创新路径应由模仿先进技术过渡到在“干中学”中实现创新,提升区域创新能力和创新效率,促进产业结构升级。

此外,从控制变量的回归结果来看,在全国、东部地区和西部地区,对外开放程度和经济竞争程度对于区域创新效率的影响并不显著。这反映出在东部地区和西部地区应当进一步加强开放环境建设,打造有利于本地区创新效率提升的开放环境;提升地区企业应对全球化风险的能力,加快企业国际化步伐。同时,重点关注地区市场环境建设,保障市场公平竞争,以提升区域创新效率。中部地区和西部地区 R&D 投入强度对于地区创新效率的影响显著为负,说明中部地区和西部地区创新投入的产出效率较低,应当进一步优化创新资源配置,提升创新资源利用效率。在东部地区和中部地区,地区劳动力素质变量对于地区创新效率的影响系数虽然为正,但不显著。可能是由于在这些地区一定程度上存在着人力资本错配。所以,应当在提升人力资本质量的同时,合理配置人力资本资源,提高人力资本产出水平。地区产业集聚度和地区产业条件因素对地区创新效率呈现出了显著的正向影响。而且从具体的数值来看,东部地区的产业集聚度和产业条件因素对于创新效率的影响要高于中部地区和西部地区。中部地区和西部地区的金融规模对于地区创新效率的影响呈现出了显著的正向影响,而东部地区金融发展规模对地区创新效率影响为负,说明金融规模的扩张在一定程度上对地区创新产生了挤出效应或扭曲效应,应当在合理控制金融规模的同时,提升

金融发展的质量与水平。地区技术转移的制度条件因素对创新效率的影响不显著,加快技术服务市场建设,提升科技成果转化水平,完善科技成果转移和转化的体制机制,对于提升地区创新效率具有重要意义。综上可知,各地创新体系建设应当因地制宜,结合各地区经济发展阶段、创新环境以及产业基础等条件,制定合理的外资利用策略,推动地区创新活动集约化水平的提升。

参考文献:

- [1] Aitken B, Harrison A. Do Domestic Firms Benefit From Direct Foreign Investment? Evidence From Venezuela[J]. American Economic Review, 1999, (89): 605 - 618.
- [2] Anselin L, Griffith D A. Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis? [J]. Regional Science, 1988, (65): 11 - 34.
- [3] Arabi B, Munisamy S, Emrouznejad A et al. Power Industry Restructuring and Eco-Efficiency Changes: A New Slacks-Based Model in Malmquist-Luenberger Index Measurement[J]. Energy Policy, 2014, (68): 132 - 145.
- [4] Conley T G. GMM Estimation with Cross Sectional Dependence[J]. Journal of Econometrics, 1999, (92): 1 - 45.
- [5] Conley T G, Dupor B. A Spatial Analysis of Sectoral Complementarity [J]. Journal of Political Economy, 2003, (111): 311 - 352.
- [6] Dunning J H. Multinational Enterprises and The Globalization of Innovatory Capacity [J]. Research Policy, 1994, (23): 67 - 88.
- [7] Fried H O, Lovell C A K, Schmidt S S et al. Accounting for Environmental Effects and Statistical Noise in Data Envelopment Analysis [J]. Journal of Productivity Analysis, 2002, (17): 157 - 174.
- [8] Girma R, Wakelin D. Industrial Development, Globalization and Multinational Enterprises: New Realities For Developing Countries[J]. Oxford Development Studies, 2004, (2): 331 - 339.
- [9] Guan J, Chen K. Measuring the Innovation Production Process: A Cross-Region Empirical Study of China's High-tech Innovations[J]. Technovation, 2010, (30): 348 - 358.
- [10] Huang H Z, Xu C G. Soft Budget Constraint and the Optimal Choices of Research and Development Projects Financing[J]. Journal of Comparative Economics, 1998, (26): 62 - 79.
- [11] Jefferson G, Huamao B, Guan X J et al. R&D Performance in Chinese Industry[J]. Economics of Innovation and New Technology, 2006, (15): 2 - 13.
- [12] Kapoor M, Kelejian H H, Prucha I R. Panel Data Models With Spatially Correlated Error Components[J]. Journal of Econometrics, 2007, (140): 97 - 130.
- [13] Kinoshita Y. R&D and Technology Spillovers Via FDI: Innovation and Absorptive Capacity[R]. William Davidson Institute Working Paper, 2000.
- [14] Konings J. The Effects of Foreign Direct Investment on Domestic Firms: Evidence From Firm Level Panel Date in Emerging Economies[J]. Economics of Transition, 2001, (9): 619 - 733.
- [15] Lee G. The Effectiveness of International Knowledge Spillover Channels[J]. European Economic Review, 2006, (50): 2075 - 2088.
- [16] Lutz S, Talavera O. Do Ukrainian Firms Benefit From FDI? [J]. Economics of Planning, 2004, (37): 77 - 98.
- [17] Macdougall G D A. The Benefits and Costs of Private Investment From Abroad: A Theoretical Approach [J]. Oxford Bulletin of Economics of Statistics, 1960, (22): 189 - 211.
- [18] Markusen J R, Venables A. Foreign Direct Investment as A Catalyst For Industrial Development [J]. European Economic Review, 1999, (43): 335 - 356.
- [19] Mohnen P. R&D Externalities and Productivity Growth [J]. STI Review, 1996, (18): 39 - 66.
- [20] Qian Y Y, Xu C G. Innovation and Bureaucracy Under Soft and Hard Budget Constraints [J]. Review of Economic Studies,

1998, (65): 151 - 164.

[21] Ruane F, Ugur A. Foreign Direct Investment and Productivity Spillovers in Irish Manufacturing Industry: Evidence From Plant Level Panel Data[J]. International Journal of The Economics of Business, 2005, (12): 53 - 66.

[22] Wang Q, Hang Y, Sun L et al. Two-Stage Innovation Efficiency of New Energy Enterprises in China: A Non-Radial DEA Approach[J]. Technological Forecasting & Social Change, 2016, (112): 254 - 261.

[23] Zhang W Y. Decision Rights, Residual Claim and Performance: A Theory of How The Chinese State Enterprise Reform Works [J]. China Economic Review, 1997, (8): 67 - 82.

[24] 白俊红, 江可申, 李婧. 中国地区研发创新的相对效率与全要素生产率增长分解[J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2009, (3).

[25] 陈丰龙, 徐康宁. 经济转型是否促进技术溢出: 来自 23 个国家的证据[J]. 北京: 世界经济, 2014, (3).

[26] 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]. 北京: 中国软科学, 2010, (7).

[27] 邓路. FDI 溢出、出口导向效应与创新效率——基于我国高技术产业面板数据的实证研究(1999—2007)[J]. 成都: 财经科学, 2009, (7).

[28] 邓路. FDI 溢出效应与自主技术创新效率: 一个高技术产业特征的视角[J]. 杭州: 财经论丛, 2010, (1).

[29] 董晓庆, 赵坚, 袁朋伟. 国有企业创新效率损失研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2014, (2)

[30] 范承泽, 胡一帆, 郑红亮. FDI 对国内技术创新影响的理论与实证研究[J]. 北京: 经济研究, 2008, (1).

[31] 樊华, 周德群. 中国省域科技创新效率演化及其影响因素研究[J]. 北京: 科研管理, 2012, (1).

[32] 付强, 王玲. 美国大学科研人才创业保障机制及其启示[J]. 北京: 中国高教研究, 2016, (7).

[33] 符森. 外商直接投资技术溢出效应的空间计量分析[J]. 广州: 国际经贸探索, 2009, (4).

[34] 郝威亚, 魏玮, 温军. 经济政策不确定性如何影响企业创新? ——实物期权理论作用机制的视角[J]. 北京: 经济管理, 2016, (10).

[35] 何彬, 范硕. 韩国创新集群演化及其影响因素研究[J]. 北京: 科研管理, 2014, (9).

[36] 蒋殿春, 夏良科. FDI 对中国高技术产业技术创新作用的经验分析[J]. 北京: 世界经济, 2005, (8).

[37] 李健, 付军明, 卫平. FDI 溢出、人力资本门槛与区域创新能力[J]. 贵阳: 贵州财经大学学报, 2016, (1).

[38] 李娟, 韩永林, 贾芳. 我国科技与文化融合发展现状及对策[J]. 济南大学学报(社会科学版), 2015, (3).

[39] 李平, 刘雪燕. 市场化制度变迁对我国技术进步的影响——基于自主研发和技术引进的视角[J]. 北京: 经济动态, 2015, (4).

[40] 李晓钟, 张小蒂. 江浙基于 FDI 提高区域技术创新能力的比较[J]. 北京: 中国工业经济, 2007, (12).

[41] 李政, 杨思莹. 行业差异、所有权性质与创新效率: 兼论国有企业创新资源配置[J]. 北京: 中国科技论坛, 2016, (9).

[42] 刘志迎, 郭磊, 周志翔. 基于多系统 DEA 模型的技术创新绩效省际比较研究[J]. 上海: 研究与发展管理, 2012, (10).

[43] 马名杰. 从温州产业升级看区域创新资源的重要性[J]. 重庆理工大学学报(社会科学), 2015, (3).

[44] 平新乔, 关晓静, 邓永旭等. 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]. 北京: 世界经济, 2007, (8).

[45] 冉光和, 徐颀, 鲁钊阳. 金融发展、FDI 对区域创新能力的影响[J]. 北京: 科研管理, 2013, (7).

[46] 王保林, 张铭慎. 地区市场化、产学研合作与企业创新绩效[J]. 北京: 科学学研究, 2015, (5).

[47] 翁媛媛, 高汝熹, 饶文军. 地区专业化与产业地理集中的比较研究[J]. 北京: 经济与管理研究, 2009, (4).

[48] 吴延兵. 国有企业双重效率损失研究[J]. 北京: 经济研究, 2012, (3).

[49] 颜莉. 我国区域创新效率评价指标体系实证研究[J]. 北京: 管理世界, 2012, (5).

[50] 余泳泽. 政府支持、制度环境、FDI 与我国区域创新体系建设[J]. 南京: 产业经济研究, 2011, (1).

[51] 曾萍, 刘洋, 吴小节. 政府支持对企业技术创新的影响——基于资源基础观与制度基础观的整合视角[J]. 北京: 经济管理, 2016, (2).

[52] 张蕴萍. 供给侧改革: 中国垄断行业政府规制体制改革的新动力[J]. 济南: 理论学刊, 2016, (5).

Does FDI Inhibit or Promote China's Regional Innovation Efficiency?

—Analysis of 30 Provinces Based on Spatial Panel Model

LI Zheng^{1,2}, YANG Si-ying², HE Bin¹

(1. China Research Center for State-owned Economy, Jilin University, Changchun, Jilin, 130012, China;

2. School of Economics, Jilin University, Changchun, Jilin, 130012, China)

Abstract: Regional innovation system is an important part of national innovation system. Because of the natural environment, the humanities environment, the policy and other factors, the innovation output agglomerates obviously by regional. With 2014 applications for invention patents as an example, Jiangsu Province ranked first in China, its total application is more than the amount of 8 central provinces, while the regional innovation input in recent years continued to increase, therefore, the cause of unbalance output distribution need to explore from the regional innovation efficiency.

Technological innovation mainly come from two channels in the process to achieve innovation in China, one from the internal innovation, through independent research to realize independent innovation; the other from the outside, namely through introduces foreign technology, using the spillover of introduction technology, to achieve digestion, absorption and re innovation on technology. FDI covers more advanced technology, more advanced management level and more active innovation atmosphere but there is still no conclusion whether these advantages of FDI can improve the innovation level of the host country.

With a capital account opening and flux of foreign investment inflows to China, FDI has become one of the main factors in technology spillover that has scantily received attention. The previous did not take FDI as an important factor, which made the conclusion about the innovation efficiency mainly manifests the efficiency of internal innovation, did not contain the technology spillover of FDI effects on innovation efficiency, which lack of reality. At the same time, because FDI bring technology spillover makes contains geospatial feature in sample data, leads to the existence of spatial heterogeneity spatial correlations exist in the model, observations, the effectiveness of the existing research results greatly reduced.

This paper use spatial panel model and perspective from administrative region, to analysis the foreign direct investment's impact on China's regional innovation efficiency. Firstly, use DEA method to measure the innovation efficiency of all provinces during 2000—2014, and then measure foreign direct investment's influence on the efficiency of 30 provinces during 15 years. The result shows that the characteristics of absolute value decreasing from east to west to central, as for increasing value, innovation efficiency of the central area enhance greatly, western area increased very little, the eastern area shows a downward trend. The spatial panel model result shows that in general, FDI can improve the regional innovation efficiency significantly. The regional investigation suggests that the impact of FDI to innovation efficiency in the western and central regions is stronger than that in the eastern regions, so it is visible that FDI accelerates the improvement of innovation efficiency in the western and central regions and contributes to narrow the gap of innovation efficiency among eastern, western and central regions. The eastern regions should introduce more FDI with high quality and high efficiency in order to promote the technological spillover effect and competition effect to the regional innovation efficiency and promote the regional innovation efficiency. To the central and western regions, both the innovation input and the innovation efficiency are low, so they can bring in FDI with lower technology level according to their own resources and policy advantage, avoid to fight for the outside innovation capital with eastern regions. The innovation ability and innovation efficiency of central regions still has great room to improve. In the future, the priority of FDI introduction is bringing in more foreign capital investment with high technology and high research and development ability and then promote the ability of absorbing the technology spillover. That will change the innovation path in central regions from imitation to learning-by-doing, improve innovation ability and efficiency and promote the upgrading of industrial structure.

Key Words: regional innovation; innovative efficiency; FDI; spatial panel model

(责任编辑:月 才)