

文章编号: 1000-5862(2017)03-0256-09

FDI与政府支持角度下的省域技术创新溢出效应研究

周璇 陶长琪*

(江西财经大学统计学院 江西南昌 330013)

摘要: 采用空间计量模型和面板门槛模型,对技术创新能力指标变量的空间相关性和 FDI、政府支持力度 (GOV) 的非线性门槛效应进行实证检验。结论表明: GOV、FDI 与省域技术创新能力间具有较强的空间正自相关性,其影响力度分别存在双重门槛和 3 重门槛。GOV 和 FDI 耦联下省域技术创新高效溢出的关键是优化配置政府支持与外资投入的空间结构。

关键词: 省域技术创新; 政府支持力度; FDI; 空间外溢性; 门槛特征

中图分类号: F 124.3 文献标志码: A DOI: 10.16357/j.cnki.issn1000-5862.2017.03.09

0 引言

区域技术进步、融合与扩散映射省域技术创新能力的整体发展状况,而转型经济背景下的技术创新又担当着改变产业间比例、变换产业需求结构的角色,知识溢出下的技术创新能力已成为引致区域经济发展的中坚力量,技术创新驱动经济发展是区域发展的主流。本文通过探究知识溢出效应下省域技术创新的空间差异,分析 FDI 和政府战略政策的“门槛条件”,以便有效激发省域技术创新的外溢效应,最终在省域乃至区域资源禀赋、地区经济发展等差距下,选择合适的经济发展路径。

国内外主要通过构建面板模型和门槛模型分析空间溢出效应和门槛特征。相关研究主要分为 3 类: 1) 空间外溢性的研究, L. Anselin 等^[1]审视了大学研究与技术创新间存在的空间外溢性,并使用谢斐知识生产函数精确测度了其空间外溢性的数值。W. Iris 等^[2]通过研究欧盟资助的研究发展网络的镶嵌性,分析了欧盟区域内部的知识生产能力以及区域经济发展的空间外溢性。J. B. Pick 等^[3]通过构建空间计量经济模型分析得出不同国家应该通过调整政府政策来巩固各国技术创新能力发展的决定因素; 2) 关于技术创新及其关联变量间的非线性门槛特征的论述, S. Girma^[4]构建了 FDI 对生产率增长的门槛回归模型,分析得出 FDI 非线性阈值效应的存在

性。Huang Lingyun 等^[5]通过建立门槛模型分析了中国的区域技术创新和 FDI 溢出效应之间的关系,通过双阈值分析得出中国技术创新水平可被划分成 3 个层次。F. Rullani 等^[6]通过对开放式合作创新社区门槛值的分析,发现影响社区合作创新的门槛效应为技术创新方式。宋文飞等^[7]以环境规制为门槛变量,分析了其对 R&D 技术创新效率的异质门槛效应。岐洁等^[8]认为绿色技术效率与第 3 产业发展间存在较大的差异性,这些差异是影响长三角和京津冀地区绿色技术溢出与技术创新关系的主要因素。3) 从上述 2 个方面进行实证研究,沈能等^[9]从空间溢出效应和门槛特征 2 个方面进行非线性空间关联性研究。已有文献大多从技术创新效率、技术创新活动角度分析省域技术创新的空间相关性和门槛效应^[10-11]。较多文献将 FDI 作为门槛变量,探究其对技术创新能力的影响效应。本文则基于前人的研究,从技术创新能力的空间溢出效应和门槛特征角度研究省域技术创新溢出效应,分析了省域技术创新能力的空间效应,进而分别设定政府支持力度和外商直接投资为门槛变量,探究上述 2 个变量引起的省域技术创新能力的联动效应及其溢出效应,既体现了技术创新能力的时空相关度,又明晰了政府政策实施和外资因素对技术创新能力的影响效果。

本文的创新之处是: 为了充分考虑技术创新的溢出效应及在政策影响下的门槛特征,选择空间自回归模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM) 和门槛模型

收稿日期: 2017-01-10

基金项目: 国家自然科学基金 (71273122, 71473109, 41461025, 71463023), 教育部人文社科一般课题 (15YJA630079, 14YJCZH114) 和江西省社会科学“十二五”规划课题 (2015YJ26) 资助项目。

通信作者: 陶长琪 (1967-), 男, 江西临川人, 教授, 博士, 博士生导师, 主要从事数量经济研究。E-mail: tcq_822@163.com

进行实证分析. 现有研究主要采用面板模型和空间计量模型等分析技术创新能力的关联性, 这些研究主要从科技资源的投入产出角度分析区域技术创新能力, 忽略了政府政策因素的非线性作用. 采用空间计量模型和门槛模型的优点是: 充分考虑省域技术创新在地理空间上的溢出效应和相关性, 通过门槛值将政府支持力度、FDI 划分成不同的门槛区间, 分析各个区间下对省域技术创新能力和省域技术创新效应的影响程度. 从省域发展的角度进行分析, 这更能体现政府政策机制、投资效应与技术创新溢出间的动态关联性.

1 技术创新溢出效应的理论基础

技术创新的溢出效应通过创新成果的外部性来表现, 这种带有公共属性特征的创新成果, 能够让社会在进行技术创新时降低成本, 最终带来社会成员福利的上升. 但这也导致技术创新主体利益受损, 从而成为省域技术创新的逆动力. 然而, 总体上技术创新对促进区域乃至全国的技术交流, 驱动区域经济发展日趋重要. 本文将从技术创新溢出效应的分类、特征和影响机制 3 方面进行论述, 全面探究省域技术创新的溢出效应.

1.1 技术创新溢出效应的分类

根据发生技术创新溢出效应的主体差异性, 从 2 个方面进行分析:

1) 基于产业层面的技术创新溢出效应. 新经济增长理论下的技术创新溢出是知识在传播和扩散过程中对环境造成的外部性. E. L. Glaeser 等^[12]将知识的外部性划分为同一产业内部的“MAR 外部性”和不同产业之间的“Jacobs 外部性”. 基于上述理论, 分析水平式、垂直式和联结式知识溢出形式下的技术创新溢出效应.

(i) 产业内的技术创新溢出效应. 技术创新知识和技术创新要素的引进, 带动技术创新主体通过知识水平式溢出嵌入产业链的相应环节, 实现资源禀赋的合理配置及产业间比例关系的协调化, 最终加速省域技术创新的溢出.

(ii) 产业间的技术创新溢出效应. 技术的融合与扩散, 推进技术创新主体通过知识的垂直式溢出与产业链实现高效融合, 使得省域范围内实现落后产业的淘汰、传统产业的改造以及高技术产业的主导, 从而引致省域技术创新的溢出.

(iii) 省域内的技术创新溢出效应. 技术创新阶段不断提升, 企业、产业间的技术集聚现象和合作创

新优势日趋明显, 创新链与产业链的完美交互促成产业集聚效应突显, 企业自发的协同竞争现象形成, 从而提升省域技术创新的溢出效率.

2) 基于国家层面的技术创新溢出效应. 知识溢出通过各种媒介无时无刻都在发生, 则技术创新溢出效应也通过各种形式在各类情形下出现.

(i) 省域间的技术创新溢出效应. 伴随着产学研联盟主体对技术的引进学习, 技术创新进一步实现, 进而模仿再创新的技术溢出效应显著. 创新技术在国内的省域间扩散, 增强省域比较优势, 有利于我国技术创新优势产业地位的巩固.

(ii) 国际间的技术创新溢出效应. 经济全球化浪潮的席卷, 给许多劳动密集型国家带来福祉, 跨国公司的技术展示和外商直接投资的兴起, 潜移默化地改变国家间的技术结构, 省域间的技术创新比较优势和竞争优势最终演化成国际间的技术创新溢出.

1.2 技术创新溢出效应的特征

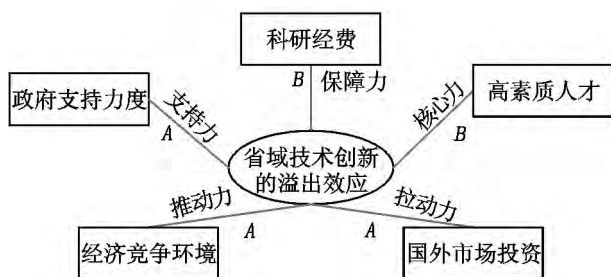
省域技术创新溢出效应的特征表现在 2 方面:

(i) 确定的溢出方向. 一般较大的技术溢出现象都出现在技术含量较高的相关行业或产业之间. 潘文卿等^[13]通过运用 MDS 方法对机械电子仪表制造业等产业进行相似性聚类, 得出各行业内部间更容易发生技术溢出的结论. 姜瑾等^[14]指出 FDI 对产业生产率相关的行业间存在技术溢出效应.

(ii) 不相等的收益率. 行业主体在进行技术创新时, 技术创新溢出效应的存在使得其不能获得全部的技术创新收益, 而社会是另一个潜在受益者. E. Mansfield 等^[15]提出制造业技术创新会带来社会收益率变化的观点. 资源配置的差异使得不同产业下投资者与社会的收益比率也不尽相同, 表现出不同程度的乘数效应和加数效应.

1.3 技术创新溢出效应的影响机制

技术创新的复杂性使得技术创新溢出影响因素多样, 既有内源驱动因素, 又有外在驱动因素. 2 类因素的共同作用, 促使省域技术创新溢出效应的作用达到最大化. 本文认为政府支持力度、科研经费、高素质人才、国外市场投资和经济竞争环境等因素均会驱动省域技术创新的溢出, 而科研经费和高素质人才为内源驱动因素, 政府支持力度、国外市场投资和经济竞争环境为外部驱动因素. 于是在省域技术创新驱动因素的作用下, 构建了技术创新溢出效应影响机制的驱动力系统, 阐述各个影响因素与技术创新溢出效应之间的内在作用机制, 如图 1 所示.



注: A 表示外在驱动力 B 代表内源驱动力。

图1 省域技术创新溢出效应影响机制的驱动力系统图

图1给出了省域技术创新溢出效应的内源驱动和外生驱动的“五力”系统。

科研经费和高素质人才共同构成技术创新溢出效应的内源驱动因素:知识技术密集型下的科技投入是技术创新成果产出的直接决定因素,科研经费即为技术创新溢出的可靠保障;智力资本是企业的潜在竞争资源,高素质人才是引领企业跻身顶尖技术行列的核心力量。

政府支持力度、经济竞争环境和国外市场投资是技术创新溢出效应的外部驱动。政府通过宏观调控措施,为营造良好的创新环境、和谐的人才培养气氛提供支持,是技术创新溢出的支持力;经济全球化已使得技术创新的竞争形式实现了协同高效竞争的顺利转变,当今的竞争更加注重资源和能力的多元化,省域间的合作竞争构成技术创新溢出的推动力;经济效益与社会效益并存的竞争机制使得投资领域逐渐延伸到海外市场,国外知识技术的引进对技术创新溢出产生有力的拉动作用。

上述省域技术创新溢出效应的驱动力系统清晰表达了各影响因素对省域技术创新溢出效应作用力的分类,可进一步作为进行省域技术创新溢出效应变量选择的依据。

2 省域技术创新溢出的空间效应分析

2.1 变量的设定与处理

基于上述理论分析,使用专利申请授权数代表省域的技术创新能力,以进一步探究技术创新的溢出效应,还选择了5个技术创新的相关变量作为解释变量分析技术创新溢出的空间效应。变量选取如下:

(i) 专利申请授权数(P)^[11]。以往研究大多使用新产品产值和专利申请数量表示技术创新能力。新产品界定标准的不同使得最终的统计口径存在差异,本文选择国内外学者通常采用的专利申请授权

数^[16]表示省域技术创新能力。

(ii) 政府支持力度(G_{OV})^[11]。政府对技术创新的支持力度越大,产生的政府挤出效应就越大。部分文献中使用地方财政科技拨款比例^[3]表示,而本文选取各地区科技经费筹集额中的政府资金来表示政府的政策支持度。

(iii) 人均国内生产总值(R_{GDP})^[17]。区域经济的发展水平一直是影响省域技术创新能力的关键变量,它是一定社会中占据统治地位的生产关系的总和,本文使用人均国内生产总值表示省域综合经济竞争力。运用各年的居民消费价格指数(2001=100)调整人均GDP,消除通货膨胀等价格因素的影响。

(iv) 外商直接投资(F_{DI})^[17]。外商直接投资是技术扩散最直接最有效的手段之一,也是落后地区吸取先进地区技术的主要方式。因此,省域通过直接投资实现技术转移、模仿和学习,产生技术外溢效应,最终促进省域技术创新能力的提升。运用人民币兑美元汇率(美元=100)调整外商直接投资,消除汇率的影响。

(v) R&D经费(R_D)^[11,17]。研究与发展经费的内部支出是对引进技术进行消化吸收的主要经费支出。本文从“物”的角度进行技术创新资源投入的分析,采用R&D经费支出间接度量技术创新的物质资源投入。

(vi) 科技活动人员数(T_P)^[18]。人力资本投入是技术创新产出的直接驱动因素,是技术创新产出数量和质量可靠保障。本文从“人”的角度进行技术创新资源投入的分析,采用科技活动人员数间接度量技术创新的人力资源投入。

2.2 模型的建立

根据上文选取的指标,为了消除指标间的异方差性和多重共线性,构建各指标的对数计量模型

$$\ln P_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln G_{OVij} + \alpha_2 \ln R_{GDPij} + \alpha_3 \ln F_{DIij} + \alpha_4 \ln R_{Dij} + \alpha_5 \ln T_{Pij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

在模型(1)中,选取专利申请授权数(P)代表技术创新能力,分别选取政府支持力度(G_{OV})、人均国内生产总值(R_{GDP})、外商直接投资(F_{DI})、R&D经费(R_D)和科技活动人员数(T_P)等作为技术创新能力的主要影响因素。模型中的 i 和 j 分别表示地区和年份, α_k 为回归系数($k=0,1,\dots,5$)。本文选取了全国30个省市的数据,并且对所有的变量取自然对数,尽可能地降低异方差性对模型的影响。

2.3 空间相关性分析

已有研究较多从时间或截面维度上分析区域技

术创新,但对经济数据的地理空间异质性和空间依赖性的关注较少。考虑政府支持力度、经济发展水平和外商直接投资等因素对技术创新效应的空间相关性,不仅可以明晰技术创新的时空变化特征,而且可以揭示技术创新溢出的空间集聚特性,论证各因素间的空间相关性。

选择 Moran's I 统计量诠释省域技术创新溢出效应的空间关联性特征,表达式为

$$I = \frac{k \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k W_{ij} (z_i - \bar{z}) (z_j - \bar{z})}{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k W_{ij} (z_i - \bar{z})^2} = \frac{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k W_{ij} (z_i - \bar{z}) (z_j - \bar{z})}{S^2 \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k W_{ij}}$$

其中 z_i 和 z_j 分别表示第 i 个和第 j 个观测值, k 表示观测单元个数,空间权重矩阵元素用 W_{ij} 表示。 I 大于 0 表示省域技术创新效应存在空间正相关性,其绝对值越大表示空间的相关度越大。

为揭示省域技术创新能力的全局相关性,构建“地理”空间权重矩阵元素 β_{ij} 为

$$\beta_{ij} = \begin{cases} 0 & \text{若省份 } i \text{ 和省份 } j \text{ 不具有相邻边界,} \\ 1 & \text{若省份 } i \text{ 和省份 } j \text{ 具有相邻边界.} \end{cases}$$

然后,测算 Moran's I 以检验我国省域技术创新能力的整体关联程度,检验结果如表 1 所示。

表 1 我国省域技术创新集聚 I 指数全局自相关性检验

年份	I	临界值 $Z(I)$
2002	0.041	0.599
2003	0.051	0.678
2004	0.111	1.152
2005	0.131	1.313
2006	0.133	1.970
2007	0.155	1.990
2008	0.167	1.966
2009	0.262	2.346
2010	0.305	2.679
2011	0.313	2.774
2012	0.314	2.779
2013	0.321	2.872

由表 1 可知,大部分年份 I 的正态统计量 $Z(I)$ 均大于 5% 显著性水平下的临界值 1.96,这表明我国省域技术创新集聚现象的空间正自相关性较明显,即具有较高技术创新能力的地区趋于相邻,同样具有较低技术创新能力的省市也趋于相邻。从空间的角度可见,我国省域技术创新能力的发展并非完

全表现出随机性,总体呈现省域技术创新的空间集聚性。因此,本文构建空间计量模型探究省域技术创新的溢出效应。

2.4 空间面板模型的选择

传统的线性回归模型并不考虑变量间的空间关联,否则经典的线性回归模型估计结果将会呈现有偏性。本文使用上述变量构建省域技术创新效应的 SAR 和 SEM 模型,探究省域技术创新效应的空间相关性。

SAR 模型探究省域技术创新变量在某个省市技术创新溢出效应的存在性,表达式为

$$y = x\beta + \rho Wy + \varepsilon,$$

SEM 模型探究邻近省域技术创新变量对某省市技术创新溢出效应的存在性,表达式为

$$y = x\beta + \varepsilon, \varepsilon = \varphi W\varepsilon + \mu,$$

其中 y 为被解释变量,其可能存在空间相关性; x 为解释变量向量; ρ 是空间回归系数,表示邻近省域的观测值 Wy 对该省市观测值 y 的影响程度; W 是空间权重矩阵; φ 是空间误差系数,表示邻近省域的观测值 y 对该省市观测值 y 的影响程度; ε 和 μ 均服从均值为 0,方差为 $\sigma^2 I$ 的正态分布。本文基于 Anselin 的空间理论,构建省域技术创新溢出能力的空间计量模型,同时给出固定效应模型和最小二乘法的估计结果,以便进行对比。

2.5 模型结果分析

为了便于比较分析,选择 3 种方法构建技术创新溢出效应模型,并进行问题的分析,得出模型的估计结果如表 2 所示。

在表 2 中,最小二乘估计的拟合优度值为 0.836,拟合效果在统计学意义上显著,并且大部分变量通过显著性检验,这表明各个解释变量在一定程度上使得省域技术创新溢出效应更加明显。鉴于最小二乘法对省域的空间自相关性缺乏考虑,进一步构建空间自回归模型和空间误差模型分析省域技术创新的溢出效应。空间回归系数和空间误差系数都通过 1% 的显著性检验,这表明经济发展、政府支持、国外投资和产学研联盟间存在显著的空间溢出效应和空间关联性。模型的拉格朗日乘数滞后检验 (LMLAG)、稳健的拉格朗日乘数滞后检验 (R-LM-LAG) 和拉格朗日乘数误差检验 (LMERR) 分别通过了 1%、10% 和 5% 的显著性检验,而稳健的拉格朗日乘数误差检验 (R-LMERR) 未能通过检验,并且空间自回归模型的拟合优度 R^2 大于空间误差模型的拟合优度 R^2 。因此,空间自回归模型是正确的模型形式,于是本文进行 SAR 的模型分析。

表2 3种模型的估计结果

项目	OLS	SAR	SEM
$\ln G_{OV}$	0.123(3.220)***	0.046(2.616)***	0.017(1.112)*
$\ln R_{GDP}$	-0.059(-0.594)	0.528(0.867)*	1.135(1.959)**
$\ln F_{DI}$	0.517(1.359)**	0.167(4.110)***	0.051(1.025)*
$\ln R_D$	0.245(1.681)**	0.069(3.634)***	0.018(1.733)**
$\ln T_P$	0.130(2.788)***	-0.024(-0.813)	0.011(1.127)*
空间回归系数 ρ	—	0.742(22.866)***	—
空间误差系数 φ	—	—	0.893(47.018)***
调整后的 R^2	0.836	0.841	0.731
LMLAG	0.053***	—	—
R-LMLAG	3.125*	—	—
LMERR	3.959**	—	—
R-LMERR	7.031	—	—
对数似然函数值	-310.375	-17.451	-18.858

注:***、**、* 分别表示通过 1%、5% 和 10% 的显著性水平检验,括号内的数值表示 t 值。

政府支持力度的作用较显著,这说明政府的角色在我国省域技术创新中起重要作用。人均 GDP 通过了 10% 的显著性检验,人均 GDP 每增加 1%,省域技术创新溢出效应增长 0.528%,这说明经济增长是省域技术创新溢出效应的核心驱动因素,各省域应结合自身的资源禀赋,充分重视省域的“造血”功能,发挥经济发展促进省域技术创新溢出的最大效用。FDI 系数显著为正且在模型系数中排名第 2,这说明我国省域 FDI 的技术溢出效应明显,有利于实现省域的技术进步、融合与扩散。FDI 系数与 R&D 相比可见我国的自主研发水平还处于较低层级,要迅速实现高质量的技术创新还比较难,而通过鼓励外商投资的方式进行新兴技术的引进、落后技术的淘汰,最终实现省域技术创新的高效溢出才是有效方式。R&D 经费的支出程度对省域技术创新溢出效应作用显著。当 R&D 经费每增加 1% 时,省域技术创新溢出效应的产出弹性为 0.069,这说明研究经费投入的增加一直是保证省域技术创新溢出效应显著的有效途径^[9]。科技活动人员即人力资本变量在 SAR 中对省域技术创新能力影响不显著,这说明科技活动人员对省域技术创新的作用存在滞后性,即拥有一个随着时间推移而消化吸收的过程,这也是引致当期人力资本变量对省域技术创新集聚的作用不明显的主动因。

综上所述,省域技术创新能力增长受 FDI、GOV 的影响并非随机,而是表现出较强的空间集聚性,那么 FDI 和 GOV 对技术创新溢出的影响力度如何?影响的内在机理又是如何变化的? 本文将从其门槛特征角度来分析省域技术创新能力的溢出效应。

3 省域技术创新溢出效应的门槛特征分析

3.1 模型的建立

目前的研究大多从企业层面和外商投资角度分析技术创新溢出效应的门槛特征,而对政府政策支持对省域技术创新溢出门槛效应的研究较少。FDI 和政府政策效应是提升省域技术创新能力的主要驱动变量,本文主要探究在其对技术创新能力作用时需要跨越的门槛点。选取 FDI 和 GOV 作为门槛变量,使用 Hansen 的门槛面板模型,分别构建模型为

$$\begin{aligned} \ln P_{it} = & x_0 + x_{11} \ln G_{OVit} \times I(\ln G_{OVit} \leq \gamma_1) + \\ & x_{12} \ln G_{OVit} \times I(\gamma_1 < \ln G_{OVit} \leq \gamma_2) + \cdots + \\ & x_{1n} \ln G_{OVit} \times I(\gamma_{n-1} < \ln G_{OVit} \leq \gamma_n) + \\ & x_{1(n+1)} \ln G_{OVit} \times I(\ln G_{OVit} > \gamma_n) + x_2 \ln G_{DPit} + \\ & x_3 \ln F_{DIit} + x_4 \ln R_{Dit} + x_5 \ln T_{Pit} + \mu_{it}, \\ \ln P_{it} = & x_0 + x_{11} \ln G_{OVit} \times I(\ln F_{DIit} \leq \delta_1) + \\ & x_{12} \ln G_{OVit} \times I(\delta_1 < \ln F_{DIit} \leq \delta_2) + \cdots + \\ & x_{1n} \ln G_{OVit} \times I(\delta_{n-1} < \ln F_{DIit} \leq \delta_n) + \\ & x_{1(n+1)} \ln G_{OVit} \times I(\ln F_{DIit} > \delta_n) + \\ & x_2 \ln G_{DPit} + x_3 \ln F_{DIit} + x_4 \ln R_{Dit} + x_5 \ln T_{Pit} + \mu_{it}, \end{aligned}$$

其中 $\gamma_1, \gamma_2, \cdots, \gamma_n$ 和 $\delta_1, \delta_2, \cdots, \delta_n$ 分别为待估的政府支持力度和 FDI 的门槛值, $I(\cdot)$ 为示性函数,扰动项 $\mu_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$ 。

3.2 面板的平稳性检验

本文研究的是面板门槛模型,因此必须确保数据的平稳性。使用 LLC 检验对模型中取对数的变量

进行单位根检验,结果如表 3 所示.省域技术创新溢出效应的所有变量均通过单位根检验,则可进行下一步模型的门槛效应分析.

表 3 技术创新能力相关变量的平稳性检验

变 量	形 式	LLC 检验	
	($c\ t\ d$)	统计量	概率值
$\ln P$	($c\ 0\ 1$)	-3.897	0.000
$\ln G_{OV}$	($c\ 0\ 0$)	-2.567	0.005
$\ln R_{GDP}$	($c\ 0\ 0$)	-20.041	0.000
$\ln F_{DI}$	($c\ 0\ 0$)	-12.026	0.000
$\ln R_D$	($c\ 0\ 0$)	-11.644	0.000
$\ln T_p$	($c\ 0\ 0$)	-6.127	0.000

3.3 门槛效应检验

门槛效应检验的目的是考察变量门槛效应的存

表 4 门槛特征检验结果

门槛变量	门槛数	F 值	P 值	Bootstrap 抽样次数	临界值		
					1%	5%	10%
GOV	单一	36.039***	0.000	400	29.308	17.787	15.152
	双重	14.209**	0.043	400	19.366	13.137	10.755
	3 重	15.871**	0.020	300	19.144	12.684	10.230
FDI	单一	91.678***	0.000	400	62.037	52.024	44.725
	双重	42.316**	0.020	400	46.254	25.507	11.056
	3 重	34.098***	0.000	300	23.368	17.762	14.542

注:***、** 分别表示通过 1%、5% 的显著性水平检验.

表 5 门槛值估计值和置信区间

门槛变量	门槛数	门槛估计值	95% 置信区间
GOV	单一	9.610	[9.567 9.695]
	双重	10.396	[4.428 11.134]
		9.610	[8.575 9.695]
	3 重	8.605	[8.034 8.645]
FDI	单一	12.151	[12.128 12.181]
	双重	14.921	[14.921 14.926]
		12.151	[12.128 12.181]
	3 重	9.717	[9.677 13.674]

3.4 门槛估计结果分析

为进一步探究政府政策和外资引进与我国省域技术创新溢出效应间的非线性关系,使用 Hansen 的 3 步法估计相应的门槛值,表 6 给出了各门槛区间的门槛估计值.

从表 6 可见,GOV 和 FDI 对省域技术创新溢出效应的影响随着门槛条件的不同而变化.基于政府政策支持的角度,当 GOV 小于门槛值 9.610 时,省域技术创新溢出效应参数估计值为 0.328;当 GOV

在性,同时分析存在几个门槛值.在不确定门槛个数的假定下估计模型,本文使用 Stata11.0 软件编程进行实证分析,得出检验结果如表 4 所示.表 4 分别对 2 个门槛变量进行了门槛特征分析,得出相应的 F 统计量和“Bootstrap 自抽样法”下的 P 值.

同理测算出对应门槛变量的估计值和置信区间,如表 5 所示.

从表 4 可见,门槛变量 GOV 的单一门槛通过了 1% 的显著性检验,单一、双重和 3 重门槛都具有显著的检验效果,但表 5 中显示,GOV 的 3 重门槛估计值为 8.605,包含于双重门槛的 2 个 95% 的置信区间内,则选择双重门槛模型分析政府支持力度的省域技术创新溢出效应的门槛特征. FDI 的单一、双重和 3 重门槛检验效果都显著,则应该使用 3 重门槛模型分析外商直接投资的省域技术创新溢出效应的门槛特征.

介于 9.610 和 10.396 之间时,省域技术创新溢出效应影响系数上升为 0.389;当 GOV 大于 10.396 时,相应的影响系数继续增加至 0.430.上述分析表明,政府支持力度在 3 个门槛区间均表现出显著的省域技术创新正向溢出效应,并且均在 1% 的置信水平上显著,GOV 对省域技术创新溢出效应的作用程度随着门槛区间的变动而增长,这进一步验证了政府支持力度的持续增长会促进空间外溢效应的产生.

表 6 门槛估计系数

门槛变量	门槛值区间	估计值	t 值	P 值
GOV	$GOV < 9.610$	0.328	7.25*	0.000
	$9.610 \leq GOV < 10.396$	0.389	9.43*	0.001
	$GOV > 10.396$	0.430	11.37*	0.000
FDI	$FDI < 9.717$	0.221	5.16*	0.000
	$9.717 \leq FDI < 12.151$	0.380	11.51*	0.002
	$12.151 \leq FDI < 14.921$	0.483	15.84*	0.000
	$FDI > 14.921$	0.660	16.78*	0.000

注:* 表示通过 1% 的显著性水平检验.

基于外商直接投资的角度,FDI 在 4 个门槛区间同样都表现出显著的正向溢出效应和 1% 置信水

平上的显著性.随着门槛区间的递增,影响系数的增长率分别是 71.9%、27.1% 和 36.6%,即呈现出“U”型递增现象,这说明知识的外部性对技术溢出的影响在较低和较高的门槛条件下比较显著.这与有效的区域技术融合、技术扩散息息相关.在外商直接投资门槛值较低的情形下,各省市主要通过知识的嵌入和技术创新要素的引进实现技术创新,这只是省域对技术的简单学习和模仿,则能够通过再创新实现技术创新溢出效应的可能性就较小.当外商直接投资跨越了最低门槛时,省域技术创新的模式发生了本质改变,转变成以技术集聚、技术扩散为主的创新形式,最终结合省域技术合作创新的优势实现省域技术协同竞争效率的提升.综上所述,FDI 对省域技术创新溢出效应的作用程度随着门槛区间的变动而增长,这进一步论证了外商直接投资的持续增长会促进空间外溢效应的产生.

根据政府支持力度门槛值的大小,将我国省份划分成 3 组:政府支持力度较小组、政府支持力度中间组和政府支持力度较高组.同理可得外商直接投资的 3 个分组:外商直接投资较低组、外商直接投资居中组和外商直接投资较高组.实现我国 2013 年相应门槛区间下的省域归类,如表 7 所示.

从表 7 可见,我国的省市在政府支持力度的门槛条件下呈现第 1 和第 3 门槛区间集聚的现象,这说明我国的政府支持力度对省域技术创新溢出效应的影响力度存在“两极分化”的现状.各省市政府在顺应国家宏观政策的前提下,应结合自身的资源禀赋和发展特征,充分发挥政府中介者和服务者的职能,推进产学研的紧密结合,实现省域技术创新溢出效应的提升.国家也应出台相关政策,调节政府支持力度的省域技术创新效应“贫富”差距严重的现象,发挥经济圈集聚的作用,为各省的技术创新发展提供创新支持.

而在外商直接投资的门槛条件下,我国的大部分省份都位于第 2 门槛区间,即外商直接投资对省域技术创新溢出效应的作用程度在 0.380 和 0.483 之间,这说明外商直接投资对省域技术创新的正向溢出效应处于不断上升的阶段,在技术创新没有达到一定的溢出程度时,外商直接投资对省域技术创新的正向溢出效应会一直存在,并时刻保持递增的态势.这主要归因于外商直接投资跨过一定门槛时,以高技术产业主导的技术创新不断演进,技术创新集聚区和技术创新网络快速形成,省域对先进技术

的吸收能力增强,技术创新的正向溢出效应日益增强.省域应致力于研究技术创新资源的优化配置和实行技术创新人才引进措施,以省域经济实力为依托,优化产业结构,实现技术创新效应的高效溢出.

表 7 门槛值区间与区域划分(2013 年)

门槛变量	门槛值区间	区域分布
GOV	GOV < 9.610	青海、内蒙古、新疆、宁夏、海南、山西、甘肃、云南、广西、重庆、吉林、河南、河北
	9.610 ≤ GOV < 10.396	江西、湖南、福建、安徽、天津、贵州
	GOV > 10.396	浙江、黑龙江、山东、四川、湖北、江苏、北京、辽宁、陕西、广东、上海
FDI	FDI < 9.717	—
	9.717 ≤ FDI < 12.151	青海、宁夏、新疆、甘肃、贵州、黑龙江、云南、吉林、内蒙古、海南
	12.151 ≤ FDI < 14.921	陕西、广西、山西、湖南、安徽、河南、河北、重庆、江西、湖北、四川、天津、福建、北京、山东、辽宁、浙江、上海
	FDI > 14.921	广东、江苏

注:由于 2012 年所有省份的 FDI 都大于第 1 个门槛值,所以不存在该分组.

4 结论与建议

政府政策因素和外商直接投资对我国省域技术创新溢出效应的影响机理和影响力度一直是学术研究的热点.使用 2002—2013 年我国的省域面板数据,构建 SAR 模型、SEM 模型与面板门槛模型,实证分析了政府支持力度、外商直接投资与我国省域技术创新能力的空间相关性和非线性门槛效应的存在性.

空间计量模型的研究结论:

1) 2002—2013 年我国的省域技术创新溢出效应存在空间正自相关性;

2) 我国的省域技术创新溢出效应存在显著的空间集聚性;

3) 人均 GDP、政策支持力度、外商直接投资和 R&D 经费对省域技术创新溢出效应起正向促进作用.科技活动人员数对省域技术创新溢出效应的作用存在滞后性.

面板门槛模型的研究结论:

1) 政府支持力度和外商直接投资与省域技术创新溢出效应间存在非线性的门槛特征;

2) 政府支持力度和外商直接投资对省域技术

创新溢出存在正向溢出效应,其影响力度分别存在双重门槛和3重门槛;

3) 外商直接投资对省域技术创新溢出效应影响系数的增长率存在“U”型作用机制。

基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

1) 经济发展水平是省域技术创新溢出效应的核心驱动因素,政府支持力度和外商直接投资是省域技术创新溢出效应的重要驱动因素,各省应结合自身的发展特征,充分发挥省域技术创新溢出效应的空间相关性和集聚性,实现省域技术创新溢出的效用最大化。

2) 充分考虑省域发展存在的异质性,结合省域技术创新溢出效应的门槛特性,注意政府支持力度和外商直接投资对省域技术创新溢出效应影响程度的区分度,明晰各自的内在作用机理。在政府实施宏观调控和企业引进外商直接投资时,注重投资渠道的合理引导,使得引进的技术能够迅速实现融合与扩散,促进省域技术创新能力的提升和省域技术创新效应的溢出。

3) 鉴于政府支持力度和外商直接投资对省域技术创新溢出效应存在显著的空间相关性和门槛效应,同时呈现出地理关联性。而这是陕西、贵州等省政府支持力度和外商直接投资大而技术创新溢出效应不显著的原因,同时也是河北、吉林、黑龙江等省政府支持力度和外商直接投资小而技术创新溢出效应明显的缘由。政府管理部门应该权衡省域技术创新发展水平,优化配置政府支持与外资投入的省域空间结构,实现政府支持力度和外商直接投资耦联下的省域技术溢出效应的高效化。

5 参考文献

- [1] Anselin L, Varga A, Acs Z. Local geographic spillovers between university research and high technology innovations [J]. *Journal of urban economics*, 1997, 42(3): 422-448.
- [2] Iris Wanzenböck, Thomas Scherngell, Rafael Lata. Embeddedness of European regions in European union-funded research and development(R&D) networks: a spatial econometric perspective [J]. *Regional Studies*, 2014, 48(1): 1685-1705.
- [3] Pick J B, Nishida T. Digital divides in the world and its regions: a spatial and multivariate analysis of technological utilization [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2015, 91(1): 1-17.
- [4] Girma S. Absorptive capacity and productivity spillovers from FDI: a threshold regression analysis [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2005, 67(3): 281-306.
- [5] Huang Lingyun, Liu Xiaming, Xu Lei. Regional innovation and spillover effects of foreign direct investment in China: a threshold approach [J]. *Regional Studies*, 2012, 46(5): 583-596.
- [6] Rullani F, Zirulia L. A supply-side story for a threshold model: endogenous growth of open collaborative innovation communities [J]. *Quaderni*, 2013, 2013(1): 1-47.
- [7] 宋文飞, 李国平, 韩先锋. 价值链视角下环境规制对R&D创新效率的异质门槛效应: 基于工业33个行业2004—2011年的面板数据分析 [J]. *财经研究*, 2014, 40(1): 93-104.
- [8] 岐洁, 韩伯棠, 曹爱红. 区域绿色技术溢出与技术创新门槛效应研究: 以京津冀及长三角地区为例 [J]. *科学与科学技术管理*, 2015, 36(5): 24-31.
- [9] 沈能, 赵增耀. 农业科研投资减贫效应的空间溢出与门槛特征 [J]. *中国农村经济*, 2012(1): 69-79.
- [10] Moreno R, Paci R, Usai S. Spatial spillovers and innovation activity in European regions [J]. *Environment and Planning A*, 2005, 37(10): 1-37.
- [11] 徐荣, 陶长琪. 最优化视角下环境规制对技术创新的影响效应研究: 基于中国制造业29个行业面板数据的实证分析 [J]. *江西师范大学学报: 自然科学版*, 2016, 40(5): 525-530.
- [12] Glaeser E L, H D Kallal, Scheinkman J A, et al. Growth in cities [J]. *Journal of Political Economy*, 1992, 100(6): 1126-1152.
- [13] 潘文卿, 李子奈, 刘强. 中国产业间的技术溢出效应: 基于35个工业部门的经验研究 [J]. *经济研究*, 2011(7): 18-29.
- [14] 姜瑾, 朱桂龙. 外商直接投资行业间技术溢出效应实证分析 [J]. *财经研究*, 2007, 33(1): 112-121.
- [15] Mansfield E, Rapoport J, Romeo A, et al. Social and private rates of return from industrial innovations [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1977, 91(2): 221-240.
- [16] Bode E. The spatial pattern of localized R&D spillovers: an empirical investigation for Germany [J]. *Journal of Economic Geography*, 2004, 4(1): 43-46.
- [17] 孙玉涛, 李苗苗. 企业技术创新能力培育的区域性因素: 基于战略性新兴产业上市公司的实证分析 [J]. *科学与科学技术管理*, 2013, 34(8): 129-137.
- [18] 卢宁, 李国平, 刘光岭. 中国自主创新与区域经济增长: 基于1998—2007年省际面板数据的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2010(1): 3-18.

The Study on Provincial Technology Innovation Spillover Effect under FDI and Governmental Support

ZHOU Xuan ,TAO Changqi*

(School of Statistics ,Jiangxi University of Finance and Economics ,Nanchang Jiangxi 330013 ,China)

Abstract: Through using the spatial econometric model and the panel threshold model ,the empirical study is done on the non-linear threshold effect of FDI and governmental support as well as the spatial correlation of technological innovation capability index variable. The results show that GOV ,FDI and provincial technology innovation spillover effect have strong spatial autocorrelation. Their impact strength expresses as double threshold and triple threshold respectively. The keys to efficient spillover of provincial technology innovation are optimizing the spatial structure of government support and foreign investment when GOV and FDI are coupled.

Key words: provincial technology innovation; governmental support; FDI; spatial spillover; threshold characteristics

(责任编辑: 曾剑锋)

(上接第 255 页)

- [8] Xu Hongyan ,Kong Yinying ,Wang Hua. The approximation problem of Dirichlet series with regular growth [J]. Journal of Computational Analysis and Applications ,2017 ,23 (6) : 1016-1028.
- [9] Huo Yingying ,Kong Yinying. On the generalized order of Dirichlet series [J]. Acta Mathematica Scientia. 2015 ,35B (1) : 133-139.
- [10] Kong Yinying ,Yang Yan. On the growth properties of the Laplace-Stieltjes transform [J]. Complex Variables and Elliptic Equations ,2014 ,59(4) : 553-563.
- [11] 孔荫莹 ,洪勇. On the growth of Laplace-Stieltjes transforms and the singular direction of complex analysis (英文) [M]. 广州: 暨南大学出版社 ,2010.
- [12] 孔荫莹 ,霍颖莹. 右半平面解析的 Laplace-Stieltjes 变换的广义级与型 [J]. 数学学报: 中文版 ,2016 ,59(1) : 91-98.

The Random Dirichlet Series of Infinite Order Dealing with Small Function

JIN Qiyu¹ ,KONG Yinying^{2*}

(1. School of Mathematical Science ,Inner Mongolia University ,Hohhot Neimonggu 010021 ,China;

2. School of Statistics and Mathematics ,Guangdong University of Finance and Economics ,Guangzhou Guangdong 510320 ,China)

Abstract: The infinite order function is used to study the value distribution of the random Dirichlet series. It is concluded that for random Dirichlet series of infinite order in the right half plane ,every point iy is almost surely a strong Borel point without finite exceptional small functions ,which extended some results of Borel points.

Key words: random Dirichlet series; small functions; strong Borel point

(责任编辑: 王金莲)