

基于空间自相关的中国技术类创新资源流动影响因素分析

□马述忠 □李嫣君 □吴国杰

(浙江大学 区域经济开放与发展研究中心, 浙江 杭州 310027)

本文从地理特征和社会经济特征出发构建空间权重矩阵,运用空间杜宾模型考察影响我国技术类创新资源地区流动的主要因素及其空间效应。研究发现,中国技术类创新资源地区流动存在空间集聚现象,东部地区为主要技术流入带;相似的地理特征与社会经济特征均能加强空间影响;地区经济发展与企业技术吸收能力的提高可以同时促进本地区与周边地区技术流入数量的增加;而邻近地区技术发展水平、高新技术产业占比与人力资本存量的提高则会抑制本地区技术流入,抵消正向直接效应,且人力资本的负间接效应在社会经济特征相似的情况下更为明显。本文将技术当作创新资源看待,重点强调技术消化吸收之后的再创新过程,为理解地区间的技术流动过程提供了一个新颖的视角。

关键词: 技术类创新资源;空间流动;空间杜宾模型;空间效应

中图分类号: F062.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003—5656(2015)11—0015—11

DOI:10.16158/j.cnki.51-1312/f.2015.11.003

中国区域创新系统走过近30年的发展历程,取得了巨大的建设成就。各地区无论是在技术创新规模还是创新效率上都有了极大地提高。但即便如此,地区间创新发展差距却在不断扩大。从专利申请授权量上来看,2000年,东部地区授权量为60422项,而中部和西部地区分别为15718和9333项,只占东部的26.01%和15.45%,到2012年,该数值在东中西部分别为856207、132980和106991项,占比则仅为15.53%和12.50%。创新资源分布不均以及流动受阻是造成这种现象的重要原因。而创新资源中的技术类创新资源,它作为企业吸收再创新的基础,不仅可以加快地区的创新速度,还能保证技术活动的持续开展,它的缺乏会对创新发展起到直接的抑制作用。在我国,与落后地区相比,发达地区可以凭借各项优势大量吸收技术类创新资源,若以技术合同流入数代表技术类创新资源的地区间流动,2012年,仅长三角地区技术合同流入数量就占全国总量的26%。所以,要想实现我国落后地区的创新发展,就要加快促进创新资源,尤其是技术类创新资源的地区流动与协调。而本文从崭新的视角出发,利用空间杜宾模型(SDM)对影响技术流动的因素进行分析,为各地区吸引技术类创新资源流入、提升创新水平提供决策依据参考。

一、文献综述

周寄中(1999)提出科技资源是创新资源,他认为科技财力、人力、物力和信息资源是创造科技成果

基金项目:浙江省重点软科学研究项目(2014C25015);教育部人文社会科学研究规划基金项目(14YJA790038);教育部“新世纪优秀人才支持计划”资助项目(NCET-12-0496)

的物质基础^[1]。他将技术看成是创新成果,却忽视了技术作为创新要素的重要作用。事实上,国外学者 Daniel(1996)在研究西班牙城市技术成果分配时,就已将技术作为决定地区创新产出的主要因素了^[2]。之后许多学者也逐渐注意到技术的重要性,纷纷将技术纳入到创新资源的范畴中去(刘永清,2006;李应博,2008)^{[3][4]},但其作为创新要素的空间流动和配置问题还是一直得不到重视。

近年来兴起的空间经济学认为几乎所有的经济活动都存在空间联系,这就为研究技术类创新资源流动提供了新的视角。空间经济学由 Paelinck(1979)提出的空间相互依存概念发展而来^[5],后经 Anselin(1988)等的不断丰富与拓展,最终形成较为系统的理论^[6]。而空间计量在区域创新的应用方面,多集中于静态研究。Doloreux 和 Parto(2005)证实创新更容易在地理空间集中或临近的情况下发生^[7]。国内学者吴玉鸣等(2006)、李婧等(2010)通过采用空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SAR)或动态空间面板模型也都证实我国地区之间创新活动的空间相关特征^{[8][9]}。而创新生产活动的开展会带动地区创新资源需求增加,使创新资源的流动过程也呈现出一定的集聚特征,即表现为流动的空间相关性,技术当然也不例外。但许多学者都只基于传统计量分析方法对技术流动问题进行了考察,均没有考虑到空间因素对技术流动的影响(Myriam 和 Georges, 2007; 范黎波, 2008)^{[10][11]},这都会导致估计结果与事实存在偏差。当然,近来确实已有国外学者在考察技术流动时开始用到空间计量的方法(Lim, 2003; Abreu 等, 2004; Moreno, 2004)^{[12][13][14]},国内却寥寥可数,鲜有文献对技术类创新资源在地区间流动时的空间相关性进行检验和深入考察。即便有也仅是从地理特征角度出发设立空间权重矩阵(符淼, 2009),没有考虑到经济特征在考察区域创新资源流动问题上比地理特征更为贴近实际的事实^[15]。且在对影响空间技术流动的因素研究中,学者们大多将各个地区看成独立个体,只从地区内部寻找影响技术流动的原因,根据空间经济学的相关理论,这样做是有缺陷的。一个地区技术流入量的多少同时还会受到周边地区的影响。而本文采用的 SDM 模型可以考虑到这个问题。

还要注意,以往文献对技术转移和扩散的考察虽然较多,但研究结论却多是从发达地区向落后地区的技术走向,这与作者查阅得到的数据相背。因此本文创造性地将技术当成是创新资源的一种,肯定其在再创新过程中起到的要素作用,希望可以在一定程度上去解释现实情况。

二、研究方法

(一)空间自相关检验方法

Moran's I 指数由 Moran(1948)提出,可以反映空间集聚现象以及邻近单元之间属性值的相似程度^[16],指数形式如下:

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{n}{S} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

其中, n 为空间单元个数, x_i 为第 i 个空间单元的属性值, ω_{ij} 为空间权重矩阵 W 中的元素,因此 S 即为矩阵中所有元素之和。Moran's I 指数的取值范围为 $[-1, 1]$, 大于 0 表示存在正的空间相关性,即邻近单元之间存在相似属性,且指数值越大,空间集聚越强。小于 0 则表示观测值之间存在负的空间相关性。该指数的绝对值越接近于 1,表示空间相关程度越高。进一步,可以构建 $Z(I) = [I - E(I)] / \sqrt{\text{Var}(I)}$ 对 Moran's I 指数进行显著性检验, $E(I)$ 和 $\text{Var}(I)$ 分别为 Moran's I 指数的期望与方差。

但 Moran's I 指数只能检验经济活动是否存在空间集聚,却无法反映区域内局部的空间特征,掩盖了空间活动的局部不稳定性,因此,Anselin(1995)在 Moran's I 指数的基础上提出了 Moran 散点图,以辨别地区空间热点^[17]。

Moran 散点图是以 y 为横坐标, Wy 为纵坐标的二维可视化图式。Moran 散点图有 4 个象限, 代表 4 种不同的局部空间集聚形式: 第一象限代表高属性值单元被同是高值的单元包围的空间集聚形式(即高-高); 第二象限代表低属性值单元被高属性值单元包围的空间集聚形式(即低-高); 第三象限代表低属性值单元被同是低值的单元包围的空间集聚形式(即低-低); 第四象限代表高属性值单元被低属性值单元包围的空间集聚形式(即高-低)。

(二) 空间杜宾模型设定

Pace 和 LeSage(2008) 在空间自回归模型(SAR)基础上提出了空间杜宾模型(SDM)^[18]。SDM 同时考虑了解释变量与解释变量的空间相关性, 认为某一空间单元的被解释变量不仅受到其本身解释变量的影响, 还同时受到邻近单元被解释变量与解释变量的影响。具体的模型形式为:

$$y = \rho Wy + \alpha + X\beta + WX\gamma + \varepsilon$$

其中, Wy 为空间滞后被解释变量, ρ 为空间自回归系数, WX 是空间滞后解释变量, $\varepsilon \in N(0, \sigma^2 I)$ 。

在本文中, 对于被解释变量技术流入, 我们选用年鉴中技术合同流入项下的技术转让数进行衡量, 而对影响因素, 郑伟(2008)曾证实经济发展的变化可以对技术的转移产生同向影响^[19], 而一个地区技术创新能力和企业对技术的吸收能力越强, 对技术的需求就越大, 人力资本水平和高技术产业占比越高, 对技术的获取运用和再创新水平也就越高。因此, 本文选取经济发展水平($pcgdp$)、技术创新能力($patent$)、人力资本(edu_year)、地区产业结构($htrate$)和企业吸收能力(e_rd)这五个变量, 并分别用人均 GDP、专利授权量、平均受教育年限、高新技术产业产值占比和企业 R&D 经费投入进行衡量。据此, 构建如下 SDM 模型:

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 pcgdp_{it} + \beta_2 patent_{it} + \beta_3 edu_year_{it} + \beta_4 htrate_{it} + \beta_5 e_rd_{it} + \rho WY_{it} + \gamma_1 Wpcgdp_{it} + \gamma_2 Wpatent_{it} + \gamma_3 Wedu_year_{it} + \gamma_4 Whtrate_{it} + \gamma_5 We_rd_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, WY 为被解释变量的空间滞后项, $Wpcgdp$ 、 $Wpatent$ 、 $Wedu_year$ 、 $Whtrate$ 和 We_rd 为解释变量的空间滞后项。

因为 SDM 模型同时考虑了邻近地区相关变量的影响, 使得回归系数的解释能力下降, 无法像传统回归系数一样有效反映解释变量对被解释变量的实际影响, 也即 $\partial Y_i / \partial X_{ir} \neq \beta_r$, $\partial Y_i / \partial X_{jr} \neq 0 (j \neq i)$ 。为解决这一问题, Pace 和 LeSage 提出了一种较为有效的方法。他们将 x 变量对 y 产生的影响区分为直接效应和间接效应。直接效应是指 x 对本地区 y 造成的影响, 间接效应指 x 对其他地区 y 造成的平均影响, 两者之和称为总效应, 即 x 对所有地区造成的平均影响。将 SDM 模型表示成以下形式:

$$(I_n - \rho W)y = X\beta + WX\theta + \iota_n \alpha + \varepsilon \quad (3)$$

$$y = \sum_{r=1}^p S_r(W)x_r + (I_n - \rho W)^{-1} \iota_n \alpha + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (4)$$

其中, $S_r(W) = (I_n - \rho W)^{-1} (I_n \beta_r + W\theta_r)$, $(I_n - \rho W)^{-1} = I_n + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots$

将 $S_r(W)$ 展开写成矩阵形式, 则变为:

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \sum_{r=1}^p \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1r} \\ x_{2r} \\ \vdots \\ x_{nr} \end{pmatrix} + (I_n - \rho W)^{-1} \iota_n \alpha + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (5)$$

其中, $y_i = \sum_{r=1}^p (S_r(W)_{i1} x_{1r} + S_r(W)_{i2} x_{2r} + \cdots + S_r(W)_{in} x_{nr}) + (I_n - \rho W)^{-1} \iota_n \alpha + (I_n - \rho W)^{-1} \varepsilon$

$S_r(W)_{ii} = \partial y_i / \partial x_{ir}$, 表示 i 地区 x 对本地区 y 造成的影响, 即直接效应。对 $S_r(W)$ 中所有对角线元素取平均值, 即为平均直接效应, 用于衡量所有样本地区的平均水平, 记为:

$$\bar{E}(r)_{\text{direct}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n S_r(W)_{ii} = \frac{1}{n} \text{tr}(S_r(W)) \quad (6)$$

$S_r(W)_{ij} = \partial y_i / \partial x_j$, 表示 j 地区 x 对 i 地区 y 造成的影响, 即间接效应。对 $S_r(W)$ 中所有非对角线元素取平均值, 即为平均间接效应, 记为:

$$\bar{E}(r)_{\text{indirect}} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n S_r(W)_{ij}, (i \neq j) \quad (7)$$

平均总效应为平均直接效应与平均间接效应之和, 记为:

$$\bar{E}(r)_{\text{total}} = \bar{E}(r)_{\text{direct}} + \bar{E}(r)_{\text{indirect}} \quad (8)$$

(三) 空间权重矩阵构建

空间自相关分析的关键在于构建适当的空间权重矩阵 W 来量化各单元之间的空间交互关系。现有学者在做空间计量分析时, 普遍采用地理特征权重矩阵, 认为空间单元的经济活动与其所处的地理位置密切相关。对地理特征权重矩阵的构造, 有邻接标准和距离标准两种形式。邻接标准认为若两个空间单元有公共地理边界, 两者的空间活动就存在相关性, 反之则不相关。邻接矩阵的定义为: 当空间单元 i 和 j 邻接时 $w_{ij} = 1 (i \neq j)$, 其他时候则为 0。而距离标准则用两个空间单元之间的距离来衡量地区空间活动的相关程度, 将距离考虑到矩阵元素的设定中, 认为距离越近, 空间相关程度越高。一种较为实用的距离矩阵是由 Tiiu Paas 和 Friso Schlitte. (2006) 提出的反距离矩阵^[20], 矩阵中各元素的定义为: 若 $(i = j)w_{ij} = 0$, 若 $(i \neq j)w_{ij} = 1/d^2$ 。显然, 距离标准比邻接标准更符合现实情况。例如, 与上海接壤的只有江苏和浙江, 但并不能认为上海只与这两个地区发生联系, 而对其他省市没有影响。并且也不能认为它对邻近山东的影响和对新疆的影响是相同的(对应权重矩阵元素都为 0)。

事实上, 从地理角度反映空间单元间的相互关系是比较粗糙的。在经济学问题的研究中, 相近的非地理属性也会使空间单元产生交互影响。例如, 相似的技术水平更有利于技术的流动和吸收, 相似的知识水平更能促进文化的交流与传播。因此, 本文也从非地理因素出发构建了经济特征权重矩阵。考虑到本文研究主题, 我们以经济和技术为基础分别构建经济距离矩阵与技术距离矩阵, 所选指标分别为地区物质资本存量和技术效率。并且, 由于地区之间相互影响程度的不同, 一般经济发达地区对经济落后地区的空间影响肯定要强于后者对前者的影响。所以, 本文选用王火根和沈利生(2007)提出的构建方法^[21], 具体形式如下:

$$W = W_d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, L, \bar{Y}_n/\bar{Y}) \quad (9)$$

$$\text{其中, } \bar{Y}_i = \sum_{t_0}^{t_1} Y_{it} / (t_1 - t_0 + 1), \bar{Y} = \sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} Y_{it} / (n(t_1 - t_0 + 1))$$

\bar{Y}_i 为考察期内 i 省物质资本存量平均值, \bar{Y} 为考察期内总物质资本存量均值, t 为各考察期, W_d 为空间距离权重矩阵。可以发现, 当一个地区物质资本存量较大、经济发展水平较高时, 它占总物质资本存量的比重就越大, 对周边地区的影响也越大, 反之则越小, 因此经济距离矩阵为非对称矩阵。对物质资本存量的计算, 本文参考张军等(2004)设计的估算方法^[22]。

地区间技术创新效率的差异也会影响技术的流动与扩散。差距较大会造成技术流动障碍, 新技术无法与落后地区的技术水平相适应, 技术创新要素不能被有效地吸收和利用, 对地区促进作用也相对有限。反之, 当地区间技术创新效率差距较小时, 相似的技术环境可以保证新技术在流入地区也能得到最佳的应用。因此, 本文认为地区技术创新效率越相似, 越有利于技术创新资源的流动, 即两地的技术距离就越近, 构建的技术距离矩阵形式如下:

$$W = W_d \text{diag}(\bar{T}_1/\bar{T}, \bar{T}_2/\bar{T}, L, \bar{T}_n/\bar{T}) \quad (10)$$

其中, $\bar{T}_i = \sum_{t_0}^{t_1} T_{it} / (t_1 - t_0 + 1)$, $\bar{T} = \sum_{i=1}^n \sum_{t_0}^{t_1} T_{it} / n(t_1 - t_0 + 1)$

\bar{T}_i 为考察期内 i 省技术效率平均值, \bar{T} 为考察期内总技术效率平均值。对技术创新效率的衡量, 本文采用随机前沿分析法(SFA), 基于C-D生产函数估计得到。

三、数据与实证检验

本文选取的数据均来自于《中国科技统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国高技术产业统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》和《工业企业科技活动统计年鉴》, 包括31个省市2006—2012年的数据。其中人均GDP与企业R&D经费投入单位为万元, 技术流入数与专利申请量单位为百个。

(一) 全局空间自相关分析

表1 我国技术类创新资源流入的Moran's I指数(2006—2012)

年份	Moran's I	z-value
2006	0.4161	4.002
2007	0.4769	4.678
2008	0.4205	3.956
2009	0.3480	3.285
2010	0.3826	3.980
2011	0.3442	3.207
2012	0.3126	3.485

表1给出了邻接矩阵下2006—2012年我国技术流动的Moran's I指数。其中, 海南省虽与任何省份都没有公共的地理边界, 但因为它是在1988年才从广东省分离出去, 且两者经济联系较为紧密, 所以本文假定这两个地区在地理上是相邻的。表中各年指数都通过了1%的显著性检验(临界值为2.58)。且所列的Moran's I指数值都为正数, 表明我国各省市在技术流入上具有比较明显的正向空间相关性, 技术类创新资源在各地区间的流动并不呈现完全随机状态, 而是表现出较强的空间依赖特征, 即某一地区的技术流入受到与之邻近地区技术流入的影响。

(二) 局部空间自相关分析

利用GeoDa软件, 图1给出了我国2006年、2008年、2010年和2012年四年中各省市技术类创新资源流动的空间地图, 直观地反映了技术流动的局部特征。图中根据技术流入数量将我国除港澳台以外的31个省市分为四级, 颜色越深的地区代表技术流入越多。

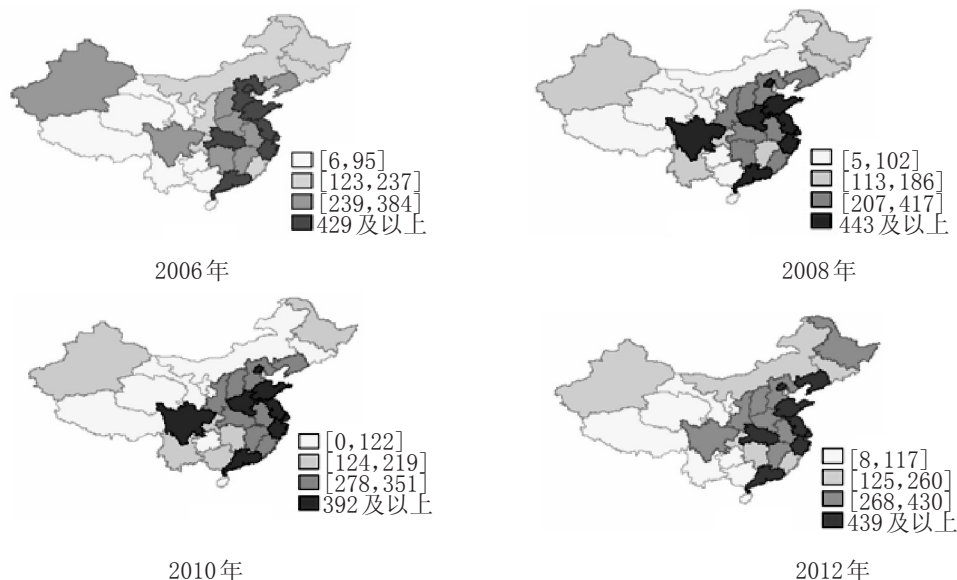


图1 我国技术类创新资源流入的空间地图(2006—2012)

可以发现,我国地区技术流动空间集聚现象明显。其中,上海、江苏、浙江、山东四个东部省市一直处于第一等级,有很强的技术吸收能力。河北、山西、河南、湖北、安徽和四川等地,技术流入也比较活跃,但吸引技术能力略逊于上海等东部沿海地区,可能是受到了周边创新强省的冲击。而大部分西部地区技术流入情况却一直不够理想,长期处于第三或第四等级,且技术流入受阻在西部表现出明显的地域集中特征。

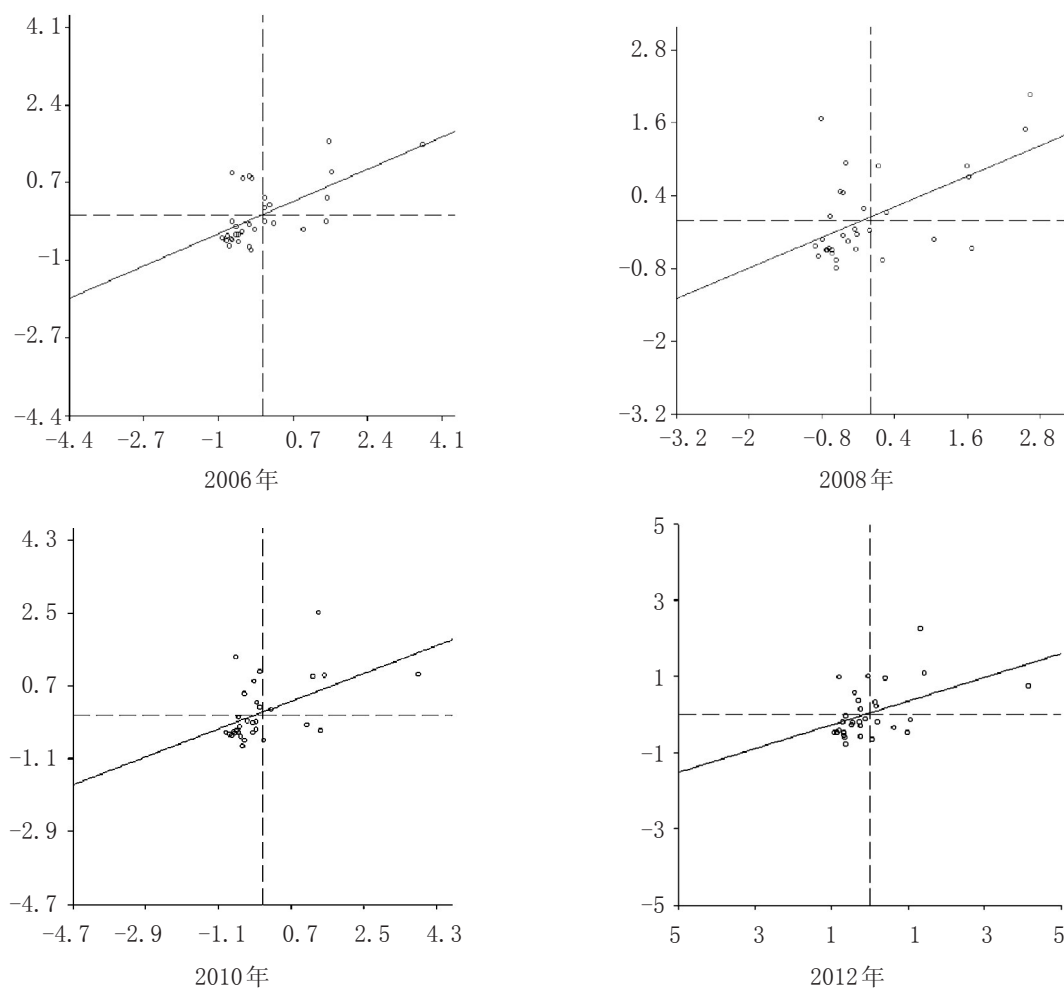


图2 我国技术类创新资源流入的Moran散点图

图2则给出了所考察的四年中地区技术流入的Moran散点图。2006年,有74.2%的省市表现出正的空间相关性,其中22.6%的地区表现出“高-高”的空间集聚形式,有51.6%表现出“低-低”的空间集聚形式。该百分比数值在2008年、2010年和2012年分别为71.0%(“高-高”和“低-低”分别占比19.4%和51.6%,下同)、71.0%(16.1%,54.9%)和67.7%(19.4%,48.3%)。

在Moran散点图的基础上,我们整理得到各地区技术流入的空间集聚形式列示在表2中。从表2中可以看出,呈H-H集聚形式的省市多为东部地区,其中上海、江苏、浙江、山东和河南在考察期内一直处于H-H行列。相反属于L-L多为中西部地区。出现这种空间集聚模式的原因可能有:(1)东部地区经济发达为技术接收与应用提供了良好的物质基础。同时,这些地区创新活动频繁,对技术需求大,吸收与再创造能力强,所以出现技术集中向东部流动的空间集聚现象。(2)创新是一个系统的过程,需要整合各

类创新资源,发挥协同作用。东部地区拥有种类丰富的创新资源储备,可以充分消化所引进技术,实现最大效用。(3)技术流入促进创新水平提升,进而加速经济发展。创新与经济良性循环使得各类创新资源不断流入,较高的技术流入量得以维持。(4)地理和经济上的邻近使创新资源在东部省市之间充分流动,周边地区的发展强化了地区争夺创新资源的能力。相反,对于大部分中西部地区来说,由于经济发展滞后,创新资源匮乏,技术利用率低,吸收能力差,再加之周边地区同样欠佳的创新发展环境,集聚效应无从发挥,技术流入量长期处于较低水平。另外,针对H-H行列中河南省不属于东部省市这一特别,其原因是河南省经济水平发展较快,GDP总量居全国第五,拥有较大的技术吸收承载能力;河南省技术流入水平较高,属于第二等级,且与第一等级四省的空间距离较近,具有很强的地理位置优秀。

不过从表2中我们也发现了个别非典型区域,即表现为H-L和L-H的省市。例如北京、四川和广东等地,虽然周边地区技术流入较少,但它们自身却表现出较强的技术吸收能力,表现为H-L的空间集聚形式,这可能是因为这些地区较高的经济发展水平和密集的创新活动进一步拉大它们与周边省市的差距,突出的竞争实力对周边地区产生了负的空间效应,使技术集中流向这些地区。而表现为L-H空间集聚形式的城市却正好相反,或许地区内部也有具备一定研究实力的科研机构或高校,但是技术应用环境并不理想,使得大量复杂新颖的技术被周边强省所吸收,强弱极化导致这种非典型现象持续存在。

表2 各省市技术类创新资源流入空间集聚形式

	2006	2008	2010	2012		2006	2008	2010	2012
北京	H-L	H-L	H-L	H-L	湖北	H-L	L-L	L-L	H-L
天津	L-H	L-H	L-H	L-H	湖南	H-L	L-L	L-L	L-L
河北	H-H	L-H	L-H	H-H	广东	H-L	H-L	H-L	H-L
山西	L-L	L-L	L-L	L-L	广西	L-L	L-H	L-H	L-L
内蒙古	L-L	L-L	L-L	L-L	海南	L-H	L-H	L-H	L-H
辽宁	L-L	L-L	L-L	H-L	重庆	L-L	L-L	L-L	L-L
吉林	L-L	L-L	L-L	L-L	四川	L-L	H-L	H-L	H-L
黑龙江	L-L	L-L	L-L	L-L	贵州	L-L	L-L	L-L	L-L
上海	H-H	H-H	H-H	H-H	云南	L-L	L-L	L-L	L-L
江苏	H-H	H-H	H-H	H-H	西藏	L-L	L-L	L-L	L-L
浙江	H-H	H-H	H-H	H-H	陕西	L-L	L-L	L-L	L-L
安徽	L-H	H-H	L-H	L-H	甘肃	L-L	L-L	L-L	L-L
福建	L-H	L-H	L-H	L-H	青海	L-L	L-L	L-L	L-L
江西	H-H	L-H	L-H	L-H	宁夏	L-L	L-L	L-L	L-L
山东	H-H	H-H	H-H	H-H	新疆	L-L	L-L	L-L	L-L
河南	H-H	H-H	H-H	H-H					

量复杂新颖的技术被周边强省所吸收,强弱极化导致这种非典型现象持续存在。

(三)区域间技术流动的空间杜宾模型

从地区间技术流动的Moran's I指数可以看出,我国技术类创新资源的流动确实存在较为显著的空间正相关,所以在建立SDM模型考察相关影响因素时,将空间因素考虑进来是十分必要的。

通过对地理特征权重矩阵和社会经济特征权重矩阵进行标准行变化,利用Matlab(2013b)对SDM模型进行极大似然估计。经过hausman检验,本文选择采用固定效应模型。进一步,通过Wald检验和LR检验来判断空间杜宾模型(SDM)是否比空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)更适合。结果发现Wald检验和LR检验均在1%的水平上拒绝了原假设,说明模型选择合理。在此基础上,计算出各解释变量对被解释变量的直接效应、间接效应和总效应,结果如表3、表4和表5所示。

表3 空间杜宾模型回归结果

解释变量	邻接矩阵		反距离矩阵		经济距离矩阵		技术距离矩阵	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
pcgdp	0.259	1.48	0.523**	2.29	0.637***	2.87	0.557**	2.39
patent	0.003***	3.88	0.002**	2.00	0.002**	2.25	0.002**	2.00
edu_year	0.478***	2.68	0.431**	2.20	0.399**	2.09	0.407**	2.07
htrate	13.233***	5.30	10.261***	3.51	7.673***	2.66	9.299***	3.15
e_rd	0.006***	3.49	0.009***	5.11	0.009***	5.21	0.009***	5.11
W*pcgdp	0.568*	1.88	0.853*	1.72	1.121*	1.86	1.008**	1.99
W*patent	-0.007***	-5.55	-0.008***	-3.12	-0.007***	-3.84	-0.007***	-3.05
W*edu_year	-1.668***	-5.16	-2.307***	-4.01	-3.779***	-5.14	-2.466***	-4.09
W*htrate	-20.926***	-5.133	-19.470***	-2.78	-19.914***	-2.97	-20.219***	-2.91
W*e_rd	0.013***	4.19	0.015**	2.16	0.012**	2.33	0.013*	1.95
W*dep. var	0.543***	8.62	0.485***	6.26	0.448***	11.62	0.467***	7.46
R-squared	0.7967		0.7591		0.7691		0.7596	
log-likelihood	-438		-453		-474		-457	
Wald_spatial_lag	90.29		54.49		74.75		58.06	
LR_spatial_lag	64.04		42.97		16.17		39.18	
Wald_spatial_error	45.21		33.01		48.81		35.54	
LR_spatial_error	44.06		30.12		15.44		24.45	

注:***、**、*分别表示通过1%、5%和10%的显著性检验,下同。

表4 地理特征权重矩阵下SDM模型的直接效应、间接效应和总效应

解释变量	直接效应	t 值	间接效应	t 值	总效应	t 值
邻接矩阵						
pcgdp	0.380**	2.20	1.450**	2.55	1.830***	3.01
patent	0.002**	2.40	-0.012***	-3.68	-0.010**	-2.63
edu_year	0.239	1.25	-2.885***	-4.05	-2.646***	-3.25
htrate	10.767***	4.16	-28.498***	-3.20	-17.731*	-1.74
e_rd	0.008***	4.92	0.034***	4.56	0.042***	5.11
反距离矩阵						
pcgdp	0.627***	2.87	2.073**	2.31	2.700***	3.09
patent	0.001	1.05	-0.014**	-2.58	-0.013**	-2.18
edu_year	0.239	1.20	-3.907***	-3.33	-3.668***	-2.96
htrate	8.949***	3.11	-27.849**	-2.11	-18.901	-1.37
e_rd	0.011***	5.46	0.037**	2.67	0.048***	3.21

表5 社会经济特征权重矩阵下SDM模型的直接效应、间接效应和总效应

解释变量	直接效应	t 值	间接效应	t 值	总效应	t 值
经济距离矩阵						
pcgdp	0.725***	3.60	2.436**	2.55	3.161***	3.44
patent	0.001*	1.72	-0.010***	-3.31	-0.009**	-2.55
edu_year	0.169	0.91	-6.272***	-4.97	-6.103***	-4.69
htrate	6.647**	2.33	-28.974**	-2.56	-22.327*	-1.87
e_rd	0.010***	5.74	0.029***	3.08	0.039***	3.86
技术距离矩阵						
pcgdp	0.663***	2.96	2.287**	2.63	2.950***	3.52
patent	0.001	1.21	-0.012**	-2.59	-0.011**	-2.11
edu_year	0.220	1.11	-4.083***	-3.58	-3.863***	-3.22
htrate	8.019***	2.77	-29.281**	-2.36	-21.262	-1.63
e_rd	0.010***	5.37	0.031**	2.55	0.041***	3.15

分析以上回归结果,有以下发现:

第一,空间杜宾模型拟合结果较好,与logL值均比较理想,且大部分变量及滞后项的回归系数都是显著的。4种不同权重矩阵下模型的空间相关系数($W \cdot \text{dep. var}$)为正且都通过了1%的显著性检验,证明地区技术流动存在显著的空间正相关效应,一个地区技术流入量在一定程度上受到与之具有相近空间特征地区相关因素的影响。

第二,地理特征和社会经济特征都会对区域技术的空间流动产生影响。邻接矩阵和反距离矩阵下相关系数显著为正,表明地理位置越近,越有利于技术类创新资源的共享与再利用,并进而吸引技术的集中流入。经济距离矩阵和技术距离矩阵下相关系数为正说明社会经济特征相近的地区之间也存在技术流动相互促进的正向关系。物质资本积累与技术效率相近的地区,频繁的经济互动与创新交流缩短了非地理距离,彼此的协作与联合更能够吸引先进技术流入,从而形成地区集聚。但表3中对SDM模型估计得到的系数并不能正确反映解释变量对被解释变量的影响,要通过直接效应、间接效应和总效应来反映。

第三,从直接效应来看,地区自身的经济发展水平、产业结构和企业技术吸收能力这三个变量系数符号为正,且在1%水平下显著,与预期一致。但相比SDM模型直接回归结果而言,地区技术发展程度与人力资本水平对区域技术流动影响的显著性降低,尤其是后者在四种权重矩阵下的影响都变得不再显著。这可能是由于基于技术类创新资源开展的创新活动难度较大,只有具备一定技术知识水平的高素质人才才能有效利用流入本地区的技术资源,所以代表地区整体水平的平均受教育年限并不能较好地反映人才与区域技术流入的关系。钱晓焯(2010)在对人力资本与我国区域创新进行实证研究时就发现,高等教育水平的劳动者对技术创新的贡献显著地大于中等或初等教育水平劳动者的贡献,尤其是初等教育水平劳动者,其对创新活动的影响反而为负^[23]。

第四,从间接效应来看,所有解释变量在5%的水平上都是显著的,表示地区技术流动存在明显的空间交互影响。地区经济发展水平和企业技术吸收能力系数符号为正,说明这两个因素对促进周边地区的技术流入也产生正向作用。经济发展水平间接效应系数值大于直接效应系数值,说明地区技术流入量受到外部经济发展水平的影响更大。同样,企业技术吸收能力的间接效应影响也大于直接效应。这可能是由于本地区企业技术利用能力有限,技术吸收量很容易达到峰值,但倘若周边地区技术吸收能力

能够提高,地区间平等的技术合作与交流不仅可以提高本地区的技术利用率,分担企业再研发成本与创新风险,还可以共享周边地区的技术资源,进一步提高技术创新水平。这样的技术合作关系一经形成,就能够极大地增加本地区的技术流入数量。

第五,技术发展水平、人力资本与产业结构在间接效应下的变量系数值为负,表明这三类影响因素的提高会对邻近地区吸引技术流入产生阻碍。这一点很好理解,因为一定时间段内技术的产出量是固定的,当周边地区技术创新水平提高及高新技术产业占比增大时,其对技术的需求量不断增加,导致地区间技术竞争加剧,周边地区技术流入的增加,势必会减少本地技术流入量。同样,人才是技术应用主体,是技术转化与创新的关键因素。但人才培养耗时长,人力资本积累缓慢,人力资源的数量在一定时间内也是有限的,周边地区人力资本的增加减少了本地区人才数量,技术流入便因此受阻。虽然人力资本的直接效应并不显著,但间接效应的系数值都通过了1%的显著性概率检验,说明比起直接影响,人力资本的间接效应才是影响区域技术流动的关键。除此之外,社会经济特征下人力资本的间接效应系数值要大于在地理特征下的系数值,说明相对于地理邻近,社会经济特征更容易引起人才流动,加剧地区间人才竞争。

第六,从空间杜宾模型的总效应来看,地区技术发展水平、人力资本与产业构成的系数值为负,而在不考虑直接与间接效应下这些值为正,说明后者因为忽略了地区间持续的互动过程导致估计结果出错。负的系数值表明上述影响因素的正向变动会阻碍本地区技术类创新资源的流入,并且这种影响会抵消其通过自身努力带来的正效应。因此,加快地区技术发展和人才引进以获得突出的地区竞争优势或者弱化竞争,结成创新资源共享的地区联盟是改变的两个主要途径,并且,后者比前者更有助于技术流入。

四、结论与政策启示

通过空间自相关检验发现,我国地区间技术类创新资源流动中存在着明显的空间集聚特征,具体表现为正的空间相关性。“高-高”集聚分布多出现在东部地区,而中西部地区则多表现为“低-低”和“低-高”的集聚分布形式。因此我们认为,技术并不是无序的随机流动,一个地区技术流入量的多少同时受到其自身及周边与之具有近似特征的地区影响。地理特征与社会经济特征均能够巩固空间相关性产生的影响。研究还发现,经济发展水平和企业技术吸收能力对本地区与周边地区技术流入量增加都产生显著的正向作用;技术发展水平和产业结构对本地区技术吸收产生的正效应会被周边地区相关因素造成的负效应所抵消,邻近地区技术创新能力越强,高新技术产业越是发展,对技术争夺就越激烈,造成的负面影响也就越大;而人力资本存量的积累虽然对本地区技术流入没有显著影响,但可以起到抑制周边地区引进技术的作用,且这种阻碍作用在社会经济特征相近的地区之间更加明显。

根据以上结论,本文从政策层面提出如下几点建议:第一,要注重经济发展与企业吸收能力在地区间产生的协同作用,鼓励企业增加R&D经费投入或进行适当补助以加强技术消化与再创新能力。要帮助地区和企业实现区域上的合作,实现一定程度上的联盟。第二,对于技术流入较少但需求迫切的中西部地区,特别是部分与强省相邻地区,政府应提供资金帮扶加大科研人力和物力投入,出台政策支持地区高新技术产业发展,加强地区创新实力,尽可能弱化周边地区技术发展带来的负面影响。第三,对于人力资本存量的积累,既要加大本地区教育投入以培育高素质人才,更要改善社会经济环境,创造较好的物质与非物质条件以吸引大量人才流入,破除阻碍人才流动的社会环境障碍,在地区人才竞争中获得胜利。第四,国家应从宏观上调整技术类创新资源的整体走向,适当介入技术市场,在不影响东部发达地区技术创新发展的同时,保证技术的合理分配,避免浪费,提高全国范围内的技术利用效率。

参考文献:

- [1]周寄中.科技资源论[M].西安:陕西人民教育出版社,1999.
- [2]DANIEL CORONADO GUERRERO,MANUEL ACOSTA SERO.Distribution of Patents in Spain: Determining Factors and Consequences on Regional Development[J].Regional Studies,1996,(31):381-390.
- [3]刘永清.科技企业技术创新资源的优化配置模式[J].全国商情(经济理论研究),2006,(3):19-21.
- [4]李应博.有效制度安排下的科技创新资源配置研究[J].科学学研究,2008,(3):645-651.
- [5]PAELINCK J.Spatial Development Planning:A Dynamic Convex Programming Approach[J].European Journal of Operational Research,1979,(3):501-504.
- [6]ANSELIN L.Spatial Econometrics:Methods and Models[M].Dordrecht:Kluwer Academic Publishers,1988.
- [7]DOLOREUX D,PARTO S.Regional Innovation Systems:Current Discourse and Unresolved Issues[J].Technology in Society,2005,27(2):133-153.
- [8]吴玉鸣.空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究[J].数量经济技术经济研究,2006,(5):74-85.
- [9]李婧,谭清美,白俊红.中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J].管理世界,2010,(7):43-55.
- [10]MYRIAM ABDELMOULA,GEORGES BRESSON.Spatial and Technological Spillovers in European Patenting Activities:A Dynamic Count Panel Data Model[J].Spatial Econometrics,2007,(12):167-194.
- [11]范黎波,郑建明,江琳.技术差距、技术扩散与收敛效应:来自134个国际技术成就指数的证据[J].中国工业经济,2008,(9):69-76.
- [12]LIM U.The Spatial Distribution of Innovation Activity in U.S. Metropolitan Areas: Evidence from Patent Data[J].Journal of Regional Analysis & Policy,2003,33(2):97-126.
- [13]ABREU M,H DE GROOT,R.FLORAX.Spatial Patterns of Technology Diffusion[C].Tinbergen Institute Discussion Paper,2004, TI2004-079/3.
- [14]MORENO R,R.PACI,S.USAI.Spatial Spillovers and Innovation Activity in European Regions[C].ERSA Conference Papers,2004.
- [15]符淼.地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J].经济学(季刊),2009,(4):1549-1566.
- [16]P.A.P.MORAN.The interpretation of Statistical Maps[J].Journal of Royal Statistical Society, Series B (Methodological),1948,(10):243-251.
- [17]ANSELIN L.Local Indicators of Spatial Association- LISA[J].Geographical Analysis,1995,(27):93-115.
- [18]郑伟.技术转移与经济增长研究——基于科技支撑和引领经济发展的视角[J].数量经济技术经济研究,2008,(10):3-16.
- [19]TIJU PAAS,FRISO SCHLITTE.Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU-25 [C].ERSA Conference Papers,2006.
- [20]王火根,沈利生.中国经济增长与能源消费空间面板分析[J].数量经济技术经济研究,2007,(12):98-107.
- [21]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004,(10):35-44.
- [22]桂黄宝.我国高技术产业创新效率及其影响因素空间计量分析[J].经济地理,2014,(6):100-107.
- [23]钱晓焯,迟巍,黎波.人力资本对我国区域创新及经济增长的影响——基于空间计量的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2010,(4):107-121.

(收稿日期:2015—07—28 责任编辑:赵爱清)