

文章编号:1000-2995(2013)04-008-0016

国家中心城市技术扩散与区域经济增长 —以北京、上海为例

许 治,焦秀焕,朱桂龙

(华南理工大学工商管理学院,广东 广州 510641)

摘要:利用2000~2009年中国大陆31个省域的面板数据,本文采用空间计量方法的空间误差模型和地理加权回归模型,测度了北京、上海两地的技术扩散对全国各区域经济增长的影响。研究表明:对于多数区域而言,来自北京、上海的技术扩散对区域经济增长存在促进作用,并且整体上看,来自北京技术扩散的总体影响要高于上海,但两个城市的影响均低于本地R&D、国外的技术扩散。同时,北京、上海的技术扩散效果随地理距离而发生变化。实证结果肯定了京沪作为国家中心城市对全国区域经济增长的引领作用。但京沪技术扩散弹性值总体较低,并且更多是对邻近区域的扩散,也表明京沪对外技术扩散辐射半径有限。

关键词:区域经济增长;技术扩散;空间误差回归;地理加权回归

中图分类号:F207

文献标识码:A

1 引言

2010年颁布的《全国城镇体系规划》正式确定北京、上海、天津、广州、重庆为国家中心城市。国家中心城市设立目的在于充分发挥这些城市引领、辐射、集散功能,带动区域经济增长。新增长理论(Romer, 1986, 1990; Lucas, 1988; Grossman & Helpman, 1991; Aghion & Howitt, 1992, 1998)与新经济地理理论(Krugman, 1991)研究表明,与传统物质资本相比,知识的空间溢出对区域经济增长具有同等重要的作用,知识空间溢出通过报酬递增实现内生增长。国家中心城市对外有效的知识溢出是发挥其引领功能重要的路径。

Scott(1988)等学者的研究表明,市场经济国家在城市化过程中,必然会同时出现集聚效应与扩散效应,并且技术创新常局限于特定地区,即创新过程、创新资源往往具有地理空间聚集的特性。

如北京和上海作为我国政治、科技、经济、文化中心,在长期的发展进程中汇集了全国最优质的创新资源,在39所985学校中北京和上海就有12所,占全部的30.77%,在中科院所有直属科研机构中,北京与上海就占有47.3%。2009年,北京、上海两市R&D经费支出与R&D人员占全国的41.33%和34.48%。从创新资源全国布局来看,作为中国创新资源最聚集的地区,京沪两地的创新活动,既需要为本地经济社会发展服务,更重要的是需要对全国经济社会发展形成促进作用。

技术扩散是知识溢出的重要形式,不少学者也以技术扩散为视角,从宏观层面探讨技术扩散对区域经济增长的影响,如窦丽琛、李国平(2004)、万兆泉(2008)等学者基于Fagerberg模型,对技术创新扩散对区域生产率增长差异的影响进行了回归分析^[1];沈能、何婷英(2006)通过运用动态脉冲函数模型与时间序列收敛模型分别测算比较了上海与北京的技术扩散能力^[2];梁

收稿日期:2011-06-28;修回日期:2011-11-03.

基金项目:国家自然科学基金项目(70973038;70903022;71073057;71103045);中央高校基本科研业务费项目(2009ZM0223, 2011SP002);广东省自然科学基金自由申请项目(151009001000020)。

作者简介:许 治(1975-),男,新疆乌鲁木齐人,华南理工大学工商管理管理学院副教授,博士,研究方向:科研管理与创新管理。

玺、吴贵生(2008)利用新古典增长模型讨论以北京为源头的技术市场扩散与区域生产率关系^[3]。

上述研究涉及到区域格局变化所采用的数据一般为空间数据,但当使用这些数据建立计量经济学模型进行研究时,由于数据在空间上表现出的复杂性、自相关性和变异性,使得解释变量(研发投入、专利、FDI、技术市场成交额等)对被解释变量(区域经济增长率、区域全要素生产率等)的影响在不同区域之间可能是不同的,即采用经典计量模型的回归结果可能会产生有偏估计。

为此,本文以北京、上海为例,将知识溢出函数与空间计量经济学的空间误差模型和地理加权回归模型结合起来,以技术市场交易为维度来度量技术扩散,探讨作为国家科技资源聚集中心的京沪对全国区域经济发展究竟发挥了怎样的作用和多大程度的作用,以及京沪技术扩散在促进区域经济增长中可能存在的差异。论文的结构安排如下:文章的第二部分介绍本文模型以及所选用的实证方法;第三部分利用空间计量工具对京沪为源头的技术扩散对区域经济增长实证检验;最后是简要结论与研究启示。

2 方法、数据与模型

2.1 研究方法

横截面回归模型以高斯-马尔科夫假定为前提,要求个体间彼此独立,否则将产生有偏估计。目前,由于各种因素地区间的联系越来越紧密,相邻地区间的影响尤为显著,个体间彼此独立的假定难以成立。地理学第一定律认为^①,任何个体都与其他个体相关,相邻个体的空间相关性更强。以Anselin(1988)为代表的空间计量经济学家们更是认为,几乎所有的空间数据都具有空间依赖或空间自相关的特征^[5]。因此在有关区域问题的研究中,一个不容忽视的现象就是区域之间的空间自相关性(李婧等,2010)^[6]。传统计量经济分析中,受到分析工具的限制,学者们对区域自相关问题大多采取默认和回避的态度,即一方面承认空间因素对区域问题的影响,但另一方面在实际建模分析过程中又往往因为无法将其定量化而忽视了这种影响。

空间经济计量学是经济计量学的一个子集,研究的是如何在横截面数据和面板数据的回归模型中处理空间相互作用(空间自相关)和空间结构(空间不均匀性)(Anselin, 1988)。Paelinck(1979)首次提出空间计量经济学的概念,后经Anselin(1988, 1997)、Bruecckner(2002)、Kelejian(1999)、Haining(1988)和Case(1993)等人的不懈努力和不断拓展,逐步形成了较为完整的框架体系(王立平等,2007)^[7]。空间计量经济学改变了经典计量经济学数据无关联和均质性的假定,将空间结构权重纳入分析模型,考虑了空间相关性对经济活动的影响,使模型更加贴近客观现实。

随着空间计量学日趋成熟,国内学者也开始用此工具分析某种经济活动(如经济增长、居民消费、对外贸易)的空间集聚或收敛问题,相关研究主要有林光平、龙志和等(2006),张晓旭、冯宗宪(2008)、吴玉鸣、陈志建(2009),张学良(2010),魏浩(2010)等^[8,9]。相比之下,基于空间计量技术研究技术扩散研究较少。技术扩散与地理距离密切相关,如果区域技术扩散发现存在空间上的自相关现象,那么传统的不考虑空间效应的相关(回归)分析框架将不适合于研究区域技术扩散问题。空间统计和空间计量经济学模型是最能反映投入产出要素在地理空间上相互联系的模型(李序颖,顾岚,2004)^[10]。为了弥补现有研究的不足,本文用2000-2009年我国31个省域的空间面板数据,用空间计量方法研究以北京、上海为源头的技术扩散对区域生产率的影响。

2.2 数据

被解释变量区域经济增长用区域人均GDP来测度,利用永续盘存法计算了区域资本存量,公式为 $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t/P_t$,其中 K_t 、 K_{t-1} 分别表示当前和前一期的资本存量, I_t 为全社会固定资产投资, P_t 为价格指数,折旧率仍然采用张军等(2004)的9.6%^[11]。

国内外学者对技术扩散的衡量方面存在较大差异。常用衡量指标有专利(Eaton & Kortum, 1996; Jaffe, 1993等)、贸易(Grossman & Helpman, 1991; Coe & Helpman, 1995; Lichtenberg & Pottels-

① Tobler, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region[J]. Economic Geography, 1970, (46): 234-240.

berghe,1996 等)、FDI(Blomstrom & Kokko,1998; Aitken 和 Harrison,1999 等)、技术市场成交额(梁玺、吴贵生,2008)等。虽然用技术交易额衡量技术扩散不全面,但数据可得性较好,且较为客观和准确,因此,本文也用技术交易额来衡量技术扩散。由于本文研究的时间跨度比较大,有些年份的科技统计年鉴中没有“按地区分的国外技术引进合同额”,因此对于国外的技术扩散,本文没有用技术交易额衡量,而是采用了目前使用较多的外商直接投资(FDI)来衡量。本地研发,本文所用数据是科技统计年鉴中的“研究与试验发展经费内部支出”这一指标。

样本期为 2000 - 2009 年,区域为中国大陆 31 个省及直辖市。GDP、全社会固定资产投资、劳动力人数、价格指数以及 FDI 数据直接来自 2001 - 2010 年《中国统计年鉴》。研究与试验发展经费内部支出来自 2001 - 2010 年《中国科技统计年鉴》,各省域的技术引进合同额和技术流出合同额均出自 2001 - 2010 年《中国科技统计年鉴》与《全国技术市场统计年度报告》^[12,13]。

2.3 模型

2.3.1 基本模型

假定生产函数符合科布 - 道格拉斯生产函数形式,且技术进步是希克斯中性。区域在 t 时刻投入劳动力(L_t)、物质资本(K_t)、知识资本(S_t)产出为 Y_t ,即 $Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta S_t^\gamma$,其中 A 为代表技术进步的参数, α, β, γ 分别表示劳动、物质资本、知识资本的生产弹性。

为了比较分析上海和北京通过技术扩散对我国各地区生产率的影响,本文把各地区的知识资本分为以下几个方面:来自北京的技术扩散量,用从北京流向第 i 个地区的技术交易额(BK_i)衡量;来自上海的技术扩散量,用从上海流向第 i 个地区的技术交易额(SK_i)衡量; i 地区的本地研发投入(RD_i);除北京、上海之外的国内其他地区对第 i 个地区的技术扩散(EK_i); i 地区来自国外的技术扩散,用外商直接投资(FDI_i)来衡量。借鉴 Coe & Helpman(1995)的知识溢出计量模型 $S = (S^d)^\delta (S^f)^\phi$, S^d 表示本国的知识资本, S^f 表示国外的知识溢出^[4]。本文构建知识资本生产函数: $S_i = ((BK_i)^d (SK_i)^e (RD_i)^h (EK_i)^k)^\delta (FKI_i)^\phi$, 将其带入生产函数: $Y = A (BK)^\gamma_1 (SK)^\gamma_2 (RD)^\gamma_3$

$$(EK)^\gamma_4 (FDI)^\gamma_5 L^\alpha K^\beta$$

两边同时除去 L, 并取对数后模型化简为:

$$\ln y = \alpha + \beta_1 \ln k + \beta_2 \ln BK + \beta_3 \ln SK + \beta_4 \ln RD + \beta_5 \ln EK + \beta_6 \ln FDI + \varepsilon \tag{1}$$

2.3.2 空间常系数回归模型

空间计量模型主要有空间常系数模型和空间变系数模型。空间常系数模型根据对“空间”不同表现形式,又分为空间滞后模型(spatial lag model, SLM)和空间误差模型(spatial error model, SEM)。在本文中,这两种模型的表达式如下:

SLM:

$$\ln y = \rho W(\ln y) + \beta_1 \ln k + \beta_2 \ln BK + \beta_3 \ln SK + \beta_4 \ln RD + \beta_5 \ln EK + \beta_6 \ln FDI + \varepsilon \tag{2}$$

SEM:

$$\ln y = \alpha + \beta_1 \ln k + \beta_2 \ln BK + \beta_3 \ln SK + \beta_4 \ln RD + \beta_5 \ln EK + \beta_6 \ln FDI + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \tag{3}$$

在空间滞后模型中,用空间滞后因变量 W($\ln y$)的系数 ρ 衡量了空间影响的大小;而在空间误差模型中, λ 衡量了样本观测值中的空间依赖作用,也就是相邻地区的观测值对本地观测值的影响方向和程度。

以上两种空间常系数计量模型的选择标准是:如果在 LM 检验中, LMLAG 比 LMERR 更加显著,且对于稳健的 LM 检验, R - LMLAG 显著而 R - LMERR 不显著,那么合适的模型是空间滞后模型;相反,如果 LMERR 比 LMLAG 更加显著,且 R - LMERR 显著而 R - LMLAG 不显著,那么合适的模型是空间误差模型。

2.3.3 GWR 回归模型

无论是普通最小二乘回归还是空间变系数回归都是全域估计,回归系数都是被假定为一个常数,因此不能观察出各个省域的不同情况。而北京、上海的技术扩散对不同省域的生产率的影响肯定是不同的,而且有些省域之间差别可能会很大,因此本文在空间常系数回归之后还对空间变系数模型进行探讨。

本文依然采用目前最常用的空间变系数模型,即地理加权回归模型(GWR)。在 GWR 模型中,不同地区之间的回归系数是不同的。

本文的 GWR 模型为:

$$\ln y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \beta_1(u_i, v_i) \ln k_i + \beta_2(u_i, v_i)$$

$$\ln BK_i + \beta_3(u_i, v_i) \ln SK_i + \beta_4(u_i, v_i) \ln RD_i + \beta_5(u_i, v_i) \ln EK_i + \beta_6(u_i, v_i) \ln FDI_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, 系数 $\beta_j(u_i, v_i)$ 表示系数是关于地理位置 (u_i, v_i) 的函数, ε_i 是第 i 个区域的随机误差。

3 北京、上海为源头技术扩散与区域生产率的空間计量检验

本文实证思路是: 首先是空间相关性检验, 在证明存在空间相关性之后, 进行空间计量估计和检验。

3.1 相关性检验

本文以 Moran I 指数为基础检验区域空间相关性, Moran I 指数是度量地区间经济行为空间相关性的全局指标, 其定义如下:

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

X_i 表示第 i 地区的观测值, n 表示空间地区数, w_{ij} 表示空间权重矩阵的元素。本文此处采用的是标准空间权重矩阵。标准空间权重矩阵是空间邻接矩阵进行标准化之后得到的。本文通过 Matlab 用 Lesage 编写的空间计量经济学工具箱, 对来自北京的技术扩散 (BK) 以及来自上海的技术扩散 (SK) 与区域生产率水平分别进行空间相关性检验, 结果见表 1。

表 1 空间相关性检验

Table 1 Test of spatial correlation

	BK 与区域经济增长		SK 与区域经济增长	
	Moran I	Z	Moran I	Z
2000	0.293	2.779	0.211	2.073
2001	0.246	2.384	0.258	2.475
2002	0.305	2.888	0.272	2.591
2003	0.306	2.894	0.284	2.697
2004	0.300	2.840	0.290	2.744
2005	0.287	2.733	0.309	2.911
2006	0.576	5.208	0.594	5.344
2007	0.252	2.433	0.289	2.739
2008	0.257	2.472	0.313	2.940
2009	0.211	2.082	0.293	2.769

由表 1 可知, 2000 - 2009 年间北京、上海对其他省域的技术扩散与区域生产率的多元 Moran I 指数值在 0.2 - 0.6 之间, 均通过显著性检验, 且都在 2006 年达到最大值。即北京、上海对其他省域的技术扩散与区域生产率之间并非随机分布, 而是呈现显著的空间正相关性, 区域经济增长水平较高的地区与吸收北京、上海的技术扩散较多的地区邻近。因此, 本文认为技术扩散对区域经济增长的影响必须把地理空间的溢出效应考虑在内。

3.2 空间常系数回归结果分析

首先通过 LM 检验来判断适合的模型是空间误差模型还是空间滞后模型, 见表 2。

表 2 LM 检验结果
Table 2 Result of LM test

	值	P
LMLAG	0.626	0.429
R - LMLAG	10.200	0.001
LMERR	39.437	0.000
R - LMERR	49.012	0.000

从表 2 来看, LMERR 要比 LMLAG 更显著, R - LMERR 比 R - LMLAG 更显著, 因此, 本文将采用空间误差模型, 即模型 (3)。

为了进行结果的对比分析, 本文首先进行了不考虑空间效应的普通面板回归, 然后又进行了空间误差固定效应回归和空间误差随机效应回归。总体上, 三个模型的 R^2 分别为 0.8878、0.9725 和 0.9842, $Adj - R^2$ 分别为 0.8529、0.9311 和 0.8856, 体现出较为理想的拟合优度。另外, 本文进行 Hausman 检验的结果如表 3 所示。

表 3 Hausman 检验结果
Table 3 Result of Hausman test

检验项目	Chi - Sq.	Chi - Sq. d. f	Prob
检验结果	-26.5841	7	0.0004

Hausman 检验结果表明, 采用固定效应模型回归结果更可信。同时, 为比较存在空间效应和消除空间效应两种情况下的异同, 本文同时给出了普通面板回归和空间误差固定效应回归的结果, 如表 4 所示。

表 4 空间常数系数回归结果

Table 4 Result of spatial constant coefficient model

	OLS		SEM (FE)	
	Coefficient	t - stat	Coefficient	t - stat
k	0.4578 ***	26.2290	0.3843 ***	31.8539
BK	0.0070	1.4634	0.0101 **	2.1771
SK	0.0044 **	2.1771	0.0043 ***	3.0729
RD	0.0761	0.7717	0.1600 ***	2.8726
FDI	0.0143 ***	5.9580	0.0095 ***	3.0770
EK	0.0085 ***	5.4553	0.0065 ***	5.7218
λ	-	-	0.6800 ***	15.3557
R ²	0.8878		0.9725	
Rbar ²	0.8529		0.9311	
LR	-		513.1679	

注:括号中的数字为 t 值,* 表示显著性概率 $p \leq 0.1$, ** 表示显著性概率 $p \leq 0.05$, *** 表示显著性概率 $p \leq 0.01$, - 表示无内容。

如表 4 所示,空间相关系数 λ 的值为 0.67995,而且 λ 值的 t 统计量显示通过显著性检验,说明地理邻近对区域经济增长具有显著的正向影响。而且,SEM 固定效应模型的回归系数的显著性、方程的拟合优度和 Adj - R² 与普通的面板回归结果相比都有了显著的提高,说明考虑了空间效应之后的模型是更为合适的模型,因此本文着重分析 SEM 固定效应模型的回归结果。

首先,在影响区域经济增长的各个因素中,人均资本存量的影响最大,并且对区域经济增长有

显著的正向影响。其次,本地研发、国外技术扩散、来自北京的技术扩散与来自上海的技术扩散都对区域经济增长有显著的正向影响,并且这种影响的程度是依次递减的。值得注意的是,本文显示国外技术扩散对区域经济增长有显著的正向影响,这与梁玺(2008)等人的结果有所不同,本文认为可能的原因在于梁玺等对国外技术扩散的衡量也是用的技术交易合同额,而本文由于数据的限制采用的是 FDI,所以导致这种结果的差别。

比较分析来自北京的技术扩散和来自上海的技术扩散这两个解释变量的系数,我们发现,在 FE 模型中二者的系数分别是 0.010095、0.004253,因此,从整体上来看,来自北京的技术扩散要比来自上海的技术扩散对区域生产率的影响更大。

但由于技术扩散效果随地理距离的递增而下降(Gerosk,2000;曾刚,1999)^[14,15],为进一步识别北京、上海的技术扩散对不同区域经济增长影响的差异,本文引入了含有地理加权的回归模型对京沪技术扩散的区域效果进行探讨。

3.3 GWR 回归结果分析

由于省会城市一般就是区域经济中心,在很大程度上表征了该地区的经济情况。因此,本文在地理加权回归中用省会城市的地理位置参数代表该省域的地理位置参数。另外,对于该模型,本文用高斯距离权值、指数距离权值和三次方距离权值分别进行了估计,结果显示,当用三次方距离权值的时候,模型的整体显著性最好,因此本文只列出用三次方距离权值的地理加权回归结果。

表 5 地理加权回归结果

Table 5 Result of GWR model

	k	bk	sk	rd	fdi	ek
北 京	0.7178 *** (5.8311)	0.0186 *** (2.7174)	0.0010 ** (2.1207)	0.1700 *** (4.1850)	0.0284 *** (2.8780)	0.0004 (0.0175)
天 津	0.7623 *** (6.1033)	0.0136 ** (2.3944)	0.0024 *** (3.4021)	0.1174 *** (3.2865)	0.0236 * (1.9717)	0.0085 (0.3247)
河 北	0.6557 *** (6.0973)	0.0310 *** (2.7555)	0.0102 *** (4.1973)	0.0899 *** (3.3333)	0.0624 ** (2.1907)	0.0188 (0.9185)
山 西	0.6602 *** (5.9274)	0.0339 ** (2.6902)	0.0143 *** (3.4958)	0.3107 (1.2589)	0.0607 * (2.0125)	0.0359 * (1.7300)
内 蒙 古	0.7532 *** (8.4990)	0.0323 ** (2.4268)	0.0202 ** (2.6145)	0.2275 (1.2164)	0.0423 (1.3755)	0.0504 ** (2.2472)
辽 宁	0.9773 *** (8.7914)	0.0278 * (1.9265)	0.00165 (0.3023)	0.1213 (0.2283)	0.0321 (0.7576)	0.0056 (0.1637)

续表

	k	bk	sk	rd	fdi	ek
吉 林	0.8435*** (9.3738)	0.0051 (0.5307)	0.02458 (1.6374)	0.2694 (0.5067)	0.0573 (1.2393)	0.0284 (0.7512)
黑龙江	0.9177*** (10.6608)	0.0067 (0.1464)	0.00107 (0.6762)	-0.0108 (-0.2214)	-0.0335 (-0.7766)	0.0196 (0.6121)
上 海	1.0571*** (4.8814)	0.0007*** (5.1215)	0.0128** (2.4656)	0.1571** (2.0555)	0.0372* (2.0193)	0.0043 (0.1511)
江 苏	1.0931*** (5.2802)	0.0018** (2.1453)	0.0134** (2.6113)	0.0235*** (3.0773)	0.0254*** (2.6986)	0.0018 (0.0725)
浙 江	1.0348*** (4.3088)	0.0030** (2.1264)	0.0169*** (3.7434)	0.1184*** (3.6803)	0.0551*** (3.4840)	0.0171 (0.5868)
安 徽	1.0398*** (4.1351)	0.0020* (1.9669)	0.0147* (1.9829)	0.0865** (2.7256)	0.0329* (1.8459)	0.0066 (0.1932)
福 建	0.9788*** (11.4554)	0.0067*** (2.8688)	0.0187** (2.0943)	0.2296*** (5.6924)	0.0821*** (2.8730)	0.0289 (1.0730)
江 西	1.0443*** (3.3060)	0.0105* (1.9722)	0.0293** (2.0995)	0.1967 (1.5640)	0.0826** (2.1145)	0.0286 (0.7189)
山 东	0.8529*** (6.9772)	0.0100*** (2.9120)	0.0045*** (2.7487)	0.1105*** (3.0982)	0.0303 (0.9642)	0.0012 (0.0541)
河 南	0.7038*** (6.6823)	0.0248** (2.6635)	0.0063* (2.0186)	0.1081** (2.4928)	0.0516** (2.1040)	0.0035 (0.2041)
湖 北	0.8641*** (3.7166)	0.0156* (1.9377)	0.0154** (2.2443)	0.0828*** (2.7464)	0.0658* (1.8735)	0.0154 (0.4580)
湖 南	0.8978*** (15.2193)	0.0084*** (10.5469)	0.0128*** (5.7738)	0.1401*** (3.7955)	0.1188*** (4.3913)	0.0236 (0.6099)
广 东	0.9236*** (25.9051)	0.0005 (0.7836)	0.0099** (2.1860)	0.0638* (1.9929)	0.1363*** (6.6850)	0.0248 (0.9603)
广 西	0.8868*** (35.7176)	0.0007 (0.0224)	0.0059* (1.7559)	0.0941 (0.6958)	0.1577*** (10.8848)	0.0419** (2.5067)
海 南	0.8981*** (36.6127)	0.0005 (1.3612)	0.0072** (2.1615)	0.0197 (1.1822)	0.1551*** (10.5386)	0.0404** (2.2568)
重 庆	0.9283*** (18.7946)	0.0042*** (11.1191)	0.0069*** (4.3751)	0.0448** (2.7112)	0.1451*** (5.9800)	0.1059*** (2.9534)
四 川	0.9675*** (19.0988)	0.0041 (1.0819)	0.0085 (1.4820)	0.1504* (1.8727)	0.1386*** (4.9796)	0.1405*** (3.7606)
贵 州	0.8681*** (29.4370)	0.0036 (1.1000)	-0.0055 (-1.4965)	-0.0213 (-1.5323)	-0.1490*** (-9.4778)	0.0427** (2.3036)
云 南	0.8436*** (26.8178)	0.0056* (1.7297)	-0.0040 (-1.0720)	-0.0228 (-1.6128)	-0.1436*** (-9.7616)	0.0445** (2.3056)
西 藏	0.8633*** (32.4422)	0.0034 (0.8595)	0.0018 (0.3702)	0.0170 (0.8189)	-0.1094*** (-3.1101)	0.0987** (2.6021)
陕 西	0.8261*** (11.0452)	0.0906*** (3.2610)	0.0114 (0.8506)	0.1631 (0.7799)	0.0218 (0.4035)	0.1216** (2.5334)
甘 肃	0.8512*** (14.1113)	0.0061*** (4.3260)	0.0087 (0.9177)	0.2427 (1.2225)	0.0399 (0.8472)	0.1149*** (2.6726)
青 海	0.8532*** (16.9127)	0.0046** (2.0586)	0.0077* (1.8658)	0.3036 (1.5465)	-0.0408 (-0.8805)	0.0980** (2.5069)
宁 夏	0.8100*** (14.2616)	0.0116*** (3.8110)	0.0030 (0.2302)	0.0364** (2.2084)	-0.0254 (-0.6275)	0.0656** (2.3167)
新 疆	0.8468*** (42.2444)	0.0090*** (3.1127)	0.0035** (2.1492)	0.0290** (2.6185)	0.0095** (2.3996)	0.0780** (2.2169)

注:括号中的数字为t值,*表示显著性概率 $p \leq 0.1$,**表示显著性概率 $p \leq 0.05$,***表示显著性概率 $p \leq 0.01$ 。

从上述结果来看,除了个别省份的系数显著性不太好之外,大多数省份仍然是人均资本存量对区域经济增长的影响最大,而且各种知识资本对区域经济增长大都有显著的正向影响。其次,绝大多数省份本地 R&D 对区域经济增长的影响也较为显著,且仅次于人均资本的影响。第三,从结果来看,有几个省份(如贵州、云南等)的国外技术扩散一项对区域经济增长有负向影响。Haddad 和 Harrison (1993) 对摩洛哥、Aslanoglu (2000) 对土耳其的研究等等,都发现 FDI 对东道国的生产率有负面影响,尤其是东道国吸收能力较弱时更为显著^[16]。云南、贵州、西藏等省份的产业水平较低,这在一定程度上表征了这些地区的吸收能力不强。因此,本文认为某些省份 FDI 对区域生产率产生负向影响的结果,和这些技术接受地域的吸收能力不强有关。

比较分析 BK 与 SK 两个解释变量的回归系数可以发现:(1)天津、河北、内蒙古、山东和河南

这些省份,来自北京的技术扩散(BK)的系数普遍比来自上海的技术扩散(SK)的系数要大。而江苏、浙江、安徽、福建和江西这些省份,来自上海的技术扩散(SK)的系数要更大一些。这证实了前文提到的技术扩散效果随地理距离的递增而下降(Geroski,2000;曾刚,1999)。(2)有些省份如青海、广西、海南、西藏等的回归结果显示 EK 和 SK 的系数都很小,而且这两项的系数之差大都在 0.005 以内,有些显著性也不好,因此可以认为来自北京的技术扩散和来自上海的技术扩散对这些地区的生产率影响差别不大。本文认为这种结果的原因有:首先,这些省份本身经济不发达,吸收能力有限;其次,这些省份更倾向于吸收离本地区较近的发达地区的技术扩散,因此吸收北京上海的技术扩散很少,比如广西、海南可能吸收广东的技术会比较多,而吸收北京上海的则比较少。北京、上海技术辐射区域如图 1、2 所示。

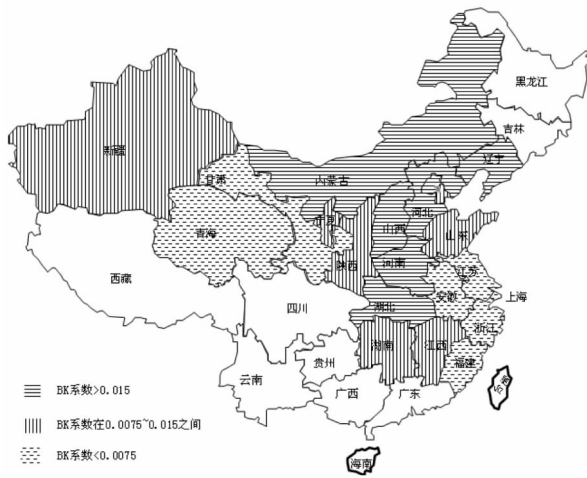


图 1 北京市技术辐射区域

Figure 1 Range of Beijing's technology diffusion

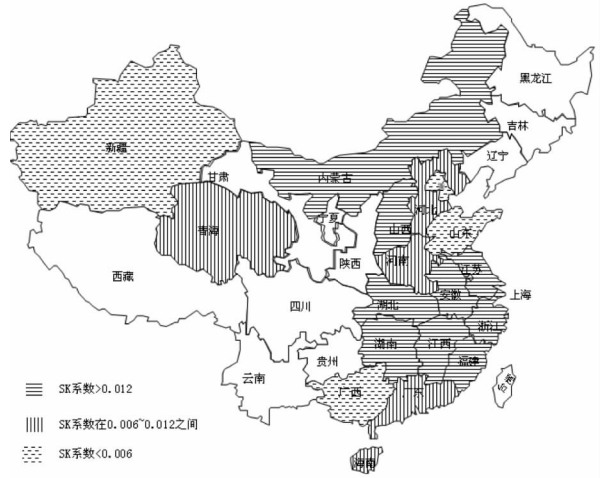


图 2 上海市技术辐射区域

Figure 2 Range of Shanghai's technology diffusion

上图中空白省份表示该省份对应的系数显著性不好。本文的实证结果表明,作为国家级中心城市,北京、上海尽管拥有全国最优质的创新资源,但其深度技术辐射范围大都局限在自己周围的几个省份,而对其他省份的技术扩散虽然有,但影响较小。这也说明,作为国家级中心城市北京、上海还有待于继续扩大它们的技术辐射范围,增加技术辐射强度。

4 结论性评述

建立技术创新与经济增长良性互动机制是我国经济增长方式转变的关键。北京、上海拥有我国最优质的创新资源,并且长期位居区域创新能力前三甲,北京、上海对外有效的技术扩散是充分发挥国家中心城市引领、辐射功能的重要体现。

本文采用2000-2009年《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》以及北京、上海技术市场交易的相关面板数据,用空间计量分析方法,测度了来自北京、上海的技术扩散对中国大陆31个省域的区域经济增长的影响。

本文的研究表明,对于国内多数区域而言,来自北京、上海的技术扩散对区域经济增长是显著的,并且来自北京技术扩散的总体影响要高于上海,但两个城市的影响均低于本地R&D、国外的技术扩散。同时,北京、上海的技术扩散效果随地理距离而发生变化,临近京沪的区域在其经济增长中明显受到京沪技术扩散的影响,而远离京沪的区域这种效果就显著下降。实证结果虽肯定了京沪作为在国家中心城市对全国区域经济增长的引领作用。但京沪技术扩散弹性值总体较低,并且更多是对临近区域,也表明京沪作为国家中心城市,虽然汇集了全国最优质的创新资源,但其对外技术扩散辐射半径有限。

同时,本文也存在着几点不足和局限。用邻接矩阵标准化作为空间权重矩阵是目前空间计量方法的应用中比较常用的一种形式,简单易行。但是用这种方法稍有缺憾,因为两个省域邻接不一定其经济文化中心相邻,其经济及相关联系不一定很紧密。同时,对京沪技术扩散效果时间序列分析以及京沪技术扩散的影响因子分析也将是未来需要进一步深入研究的方向。

参考文献:

[1] 窦雨琛,李国平. 技术创新扩散与区域生产率差异——对

- 中国的实证分析[J]. 科学学研究. 2004(5):538-542.
- [2] 沈能,何婷英. 区域中心城市技术扩散能力比较研究[J]. 科学学与科学技术管理. 2006(3):133-137.
- [3] 梁玺,吴贵生. 以北京为源头的技术市场扩散与区域生产率[J]. 科学学研究. 2008(1):115-118.
- [4] David T. Coe, Elhanan Helpman. International R&D spillovers[J]. European Economic Review. 1995,39(5):859-887.
- [5] Anselin L. Spatial Econometrics: Methods and Models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. 1988.
- [6] 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.
- [7] 王立平,任志安. 空间计量经济学研究综述[J]. 湖南财经高等专科学校学报. 2007(12):25-28.
- [8] 吴玉鸣. 县域经济增长积聚与差异:空间计量经济实证分析[J]. 世界经济文汇. 2007(2):37-57.
- [9] 吴玉鸣. 大学知识创新与区域创新环境的空间变系数计量分析[J]. 科研管理. 2010(5):116-123.
- [10] 李序颖,顾岚. 空间自回归模型及其估计[J]. 统计研究. 2004(6):48-51.
- [11] 张军. 中国省际物质资本存量估算:1952-2000[J]. 经济研究. 2004(10):35-44.
- [12] 国家统计局. 中国统计年鉴2000-2009[M]. 北京:中国统计出版社. 2000-2009.
- [13] 国家统计局. 中国科技统计年鉴2000-2009年[M]. 北京:中国统计出版社. 2000-2009.
- [14] Geroski P. A. Models of technology diffusion[J]. Research Policy. 2000(29):603-625.
- [15] 曾刚,袁莉莉. 长江三角洲技术扩散规律及其对策初探[J]. 人文地理. 1999(1):1-5.
- [16] Haddad, Mona, Harrison. Are There Positive Spillover from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco[J]. Journal of Development Economics. 1993,42(1):51-74.

The technology diffusion of national heart cities and regional economic growth - taking Beijing and Shanghai as example

Xu Zhi, Jiao Xiuhuan, Zhu Guilong

(School of Business Administration, South China University of Technology, Guangzhou 510641, China)

Abstract: The technology diffusion effect of Beijing and Shanghai on regional economic growth is compared through SEM and GWR model of spatial economic analysis with 31 provincial panel data from the year of 2000 to 2009. The result shows that for the most of provinces in China, the more technology diffusion from Beijing and Shanghai is, the more it promotes local economic growth. And as a whole, local economic growth effected by Beijing is higher than that by Shanghai. However, comparing with the technology diffusion of Beijing and Shanghai, local R&D and foreign technology diffusion have higher effect on local economics. In addition, the effect on local economic by the technology diffusion of Beijing and Shanghai changes with the geographical distance. This result confirms that as national heart cities, Beijing and Shanghai really play a guiding role in national economic growth. However, the elasticity values of technology diffusion for Beijing and Shanghai are still at a low level. And both technology diffusion radiation radius of Beijing and Shanghai are small, which means that provinces located around the two heart cities receive the most of their technology diffusions.

Key words: local economic growth; technology diffusion; spatial error regression; GWR regression