人力资本、空间溢出与省际全要素生产率增长
——基于三种空间权重测度的实证检验

魏下海

（华南师范大学 经济与管理学院，广东 广州 510006）

摘　要：借鉴 Spatial Benhabib-Spiegel 模型，文章分别采用地理距离权重矩阵、0—1 权重矩阵、经济距离权重矩阵等 3 种不同形式的空间权重矩阵对我国人力资本与省际全要素生产率增长的空间溢出效应进行实证检验。结果表明：3 种空间权重矩阵设定下的回归结果一致支持了人力资本对生产率增长和技术进步具有正向空间溢出效应，而对效率增进则具有负向溢出效应。对异质性人力资本而言，中小学教育人力资本对全要素生产率增长具有正向空间溢出效应，而高等教育人力资本则表现出负向空间溢出效应。因此，在制定人力资本投资政策时，应该将空间影响因素纳入其中，充分考虑省际人力资本的空间联系与互动，以实现区域经济持续均衡发展。

关键词：人力资本；全要素生产率；空间溢出

中图分类号：F061.5　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-9952(2010)12-0094-11

一、引　言

人力资本与全要素生产率增长的关系是 20 世纪 90 年代以来研究的热点问题之一。Benhabib 和 Spiegel(1994)率先从理论和实证角度验证了人力资本对全要素生产率增长具有积极的促进作用。随后不少学者也对其进行了实证检验，但结论却是各异。从经验文献看，尽管研究结论有所不同，但其分析过程存在共同点，即都将不同的经济体视为相互独立的个体，忽视彼此之间在地理空间上的依赖性。然而，在经济全球化和区域一体化不断推进的今天，经济体之间的空间依赖性客观存在，因此考虑空间溢出效应很有必要。随着理论研究和计量方法的突破，后来的一些文献开始摒弃经济体之间相互独立的假定，将空间因素纳入经典的增长模型中。当然，与早期增长文献的研究结论存在差异类似，关于人力资本对经济增长的空间溢出效应也是颇具争论。值得注意的是，这些文献更多集中于讨论人力资本对经济增长(人均收入增长)

收稿日期：2010-08-20

基金项目：国家自然科学基金资助项目(70873044)

作者简介：魏下海(1977—)，男，福建漳浦人，华南师范大学经济与管理学院讲师。

的空间效应,而对人力资本的生产率空间效应则鲜有述及。有鉴于此,我们基于 Valerien 等(2007)率先提出的 Spatial Benhabib-Spiegel 模型,采用较为前沿的空间计量分析方法,实证检验人力资本对全要素生产率增长的空间溢出效应。与 Valerien 等(2007)不同的是,我们允许人力资本不同组成部分可以对全要素生产率产生不同的空间影响。同时,为验证模型估计的稳健性,我们分别采用地理距离、经济距离以及 0—1 权重三种不同形式的空间权重矩阵进行估计。

二、模型、变量与数据说明

(一)模型。依照 Benhabib 和 Spiegel(1994)的观点,人力资本促进全要素生产率增长主要通过两种途径:一是人力资本决定一国技术创新能力而直接影响一国全要素生产率增长;二是人力资本水平影响一国技术追赶和技术扩散速度,即为:

$$\log A_t - \log A_0 = c + gH_i + mH_i[(Y_{max} - Y_i)/Y_i] \quad (1)$$

其中:$\log A_0$ 和 $\log A_t$ 分别为一国初始期和第 t 期的全要素生产率水平,二者之差即为全要素生产率累积增长率;H 为人力资本水平;Y_{max} 为技术领先者的人均 GDP;g 和 m 分别是人力资本和追赶效应的影响系数;gH_i 为与国内技术创新能力相联系的生产率增长;$mH_i[(Y_{max}-Y_i)/Y_i]$ 则表示来自发达国家的技术扩散。

由于 Benhabib-Spiegel 模型将经济体视为相互独立的,为使该模型更适于解释现实,Valerien 等学者率先将人力资本的空间溢出效应纳入其中,构建了 Spatial Benhabib-Spiegel 模型。他们认为一国或一地区的全要素生产率增长主要来自三个方面:一是该国或该地区人力资本水平,这直接决定国内技术创新能力,这一点与 Benhabib 和 Spiegel(1994)一致;二是邻近国家或地区的人力资本水平,反映了人力资本的空间溢出效应;三是随距离衰减的技术追赶效应。Spatial Benhabib-Spiegel 模型可表示为:

$$\log A_t - \log A_0 = c + gH_i + r\sum_{\substack{j=1 \\ j\in J_i(d)}}^{J}\frac{1}{d_{ij}}H_j + m\frac{H_i}{d_{i,max}}[(Y_{max} - Y_i)/Y_i] \quad (2)$$

其中:d_{ij} 为地区 i 与地区 j 之间的地理空间距离;$d_{i,max}$ 为地区 i 与技术领先者之间的地理空间距离;r 为相邻地区人力资本对地区 i 的影响系数(即空间溢出效应),$r>0$,表明存在正向溢出效应,$r<0$,则表明存在负向溢出效应。

借鉴 Spatial Benhabib-Spiegel 模型,结合本研究着眼点,构建如下六类模型。

$$\log TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 H_{it} + \rho Spatial\_H_{it} + m\ Dist\_Catch_{it} + \beta_2 Z_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中:下标 i 和 t 分别为省份和年份,η_i 为省份个体效应,ε_{it} 为随机误差项;Z_i 为控制变量;TFP_{it} 为全要素生产率增长率;H_{it} 为人力资本水平;$Dist\_Catch_{it}$ 为随地理距离衰减的追赶效应,等价于 $1/d_{i,max}[H_{it}(Y_{max}-Y_i)/Y_i]$,实

证研究中，需要分别计算出各地区与上海市之间的地理距离($d_{i,max}$)；$Spatial_H_{it}$为人力资本空间滞后项，表示其他相关省份的人力资本水平，具体为 $Spatial\_H_{it}=\sum_j W_{ij}H_{jt}$，其中 H_{jt}表示省份 j 的人力资本水平，W_{ij}表示空间权重矩阵，在具体计算过程中，需要将空间权重矩阵进行标准化处理，即令矩阵每行之和等于 1；系数 ρ 恰恰反映了其他省份人力资本对省份 i 全要素生产率增长的空间溢出效应：$\rho>0$，表明人力资本存在正向空间溢出效应；$\rho<0$，表明人力资本存在负向空间溢出效应。

考虑人力资本的异质性，相应的模型为：

$$\log TFP_{it}=\beta_0+\beta_1 Pri_{it}+\beta_2 Sec_{it}+\beta_3 Hig_{it}+\rho_1 Spatial\_Pri_{it}+\rho_2 Spatial\_Sec_{it}+\rho_3 Spatial\_Hig_{it}+mDist\_Catch_{it}+\beta_4 Z_{it}+\eta_i+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式中 $Spatial\_Pri_{it}$、$Spatial_Sec_{it}$和 $Spatial_Hig_{it}$分别表示与小学教育、中等教育和高等教育相对应的空间滞后项。

由于全要素生产率增长可进一步分解为技术进步(TECH)和技术效率变化(EFFCH)，因此，可分别考察人力资本对这两个分解项的空间溢出效应。对于技术进步有模型(5)和模型(6)：

$$\log TECH_{it}=\beta_0+\beta_1 H_{it}+\rho Spatial\_H_{it}+m\ Dist\_Catch_{it}+\beta_2 Z_{it}+\eta_i+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\log TECH_{it}=\beta_0+\beta_1 Pri_{it}+\beta_2 Sec_{it}+\beta_3 Hig_{it}+\rho_1 Spatial\_Pri_{it}+\rho_2 Spatial\_Sec_{it}+\rho_3 Spatial\_Hig_{it}+m\ Dist\_Catch_{it}+\beta_4 Z_{it}+\eta_i+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

对于技术效率变化有模型(7)和模型(8)：

$$\log EFFCH_{it}=\beta_0+\beta_1 H_{it}+\rho Spatial\_H_{it}+m\ Dist\_Catch_{it}+\beta_2 Z_{it}+\eta_i+\varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\log EFFCH_{it}=\beta_0+\beta_1 Pri_{it}+\beta_2 Sec_{it}+\beta_3 Hig_{it}+\rho_1 Spatial\_Pri_{it}+\rho_2 Spatial\_Sec_{it}+\rho_3 Spatial\_Hig_{it}+m\ Dist\_Catch_{it}+\beta_4 Z_{it}+\eta_i+\varepsilon_{it} \quad (8)$$

为使分析结果更为稳健，本文分别从不同空间权重矩阵设定下进行估计检验。关于空间权重矩阵的选择，常见的有 3 种不同方法：(1)0－1 空间权重矩阵；(2)地理距离空间权重矩阵；(3)经济距离空间权重矩阵。其中：0－1 空间权重矩阵是依据地理是否相邻来设定，地理相邻的地区被赋予“1”，其他的地区被赋予“0”，该权重矩阵定义如下：

$$W_{ij}=\begin{cases}1 & \text{区域 } i \text{ 与 } j \text{ 相邻}\\ 0 & \text{区域 } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻或属同一区域}\end{cases} \quad (9)$$

地理距离空间权重矩阵是根据两个地区之间地理距离的倒数来设定，两个地区之间的距离越近，赋予越大权重；距离越远，赋予越小权重。定义如下：

$$W_{ij}=\begin{cases}1/d_{ij} & \text{若 } i\neq j\\ 0 & \text{若 } i=j\end{cases} \quad (10)$$

其中：d_{ij}是指 i 省与 j 省省会城市之间的距离，用铁路距离和公路距离的算术平均数表示。[①]

经济距离空间权重矩阵一般依据两个省份人均收入水平的差距的倒数来设定。两省之间收入差距越小,则经济水平越接近,因而赋予较大权数,反之则赋予较小权数(林光平等,2006),定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/\overline{Y}_i - \overline{Y}_j & 若\ i \neq j, \\ 0 & 若\ i = j, \end{cases} \tag{11}$$

其中:$\overline{Y}_i = \sum_{t=T_0}^{T} Y_{it}/(T - T_0)$,$Y_{it}$ 为 i 省第 t 年的实际人均 GDP 水平。

(二)变量与数据说明。本文的被解释变量包括 logTFP、logTECH 和 logEFFCH,分别是全要素生产率增长率、技术进步和技术效率变化。计算方法采用目前较为流行的以数据包络分析(DEA)为基础的 Malmquist 指数法。相关数据源于魏下海(2009)和个别年份的追踪补充。

核心解释变量包括:H 为人力资本水平;Pri、Sec、Hig 分别表示小学教育人力资本、中等教育人力资本和高等教育人力资本;Catch_up 表示追赶项;Spatial_H 为人力资本空间滞后项,Spatial_Pri、Spatial_Sec 和 Spatial_Hig 分别表示不同教育水平人力资本的空间滞后项。其中,人力资本水平(H)用平均受教育年限表示,其中 1990-2001 年的相关数据来自陈钊等(2004)的估计,2002-2007 年的数据根据历年《中国人口统计年鉴》计算得到。Pri、Sec 和 Hig 分别用小学教育、中等教育和高等教育人口所占比重表示。

控制变量包括:(1)外商直接投资(FDI)。作为国际技术外溢的重要途径,FDI 可以通过示范效应、产业关联效应和学习效应等影响一国或一地区的全要素生产率增长。(2)贸易开放度(open)。进口贸易可能会使本国或本地区有机会分享贸易伙伴国的研发成果,而出口贸易可以提高出口部门自身的相对要素生产率,即"边出口边学习"效应影响生产率增长。(3)制度变迁(insti)和政府规模(gov)。中国正处于关键的转型时期,经济制度和政府干预因素对各地区的生产率和经济增长具有特殊意义和重要解释力。(4)基础设施(infra)。基础设施的发展能在一定程度上降低地区间的运输成本和交易费用,有利于促进区域间各种生产要素的流动,从而提高资源配置效率和要素使用效率以至整个社会的经济效率。(5)城市化(urb)。城市化所带来的集聚效应能直接促进交易效率的提高和劳动分工的演进,进而促进生产率增长(赵红军,2005)。(6)投资率(inv)和劳动增长率(labor)。物质资本和劳动作为一地区经济增长的两种重要投入要素,在一定程度上反映该地区的要素禀赋特征。

为保持数据口径的相对一致性,西藏不包括在内,重庆与四川合并,一共有 29 个省市区,样本期间为 1990-2007 年。除非特别指出,本文所使用的数据均来自《新中国 55 年统计资料汇编》、《中国国内生产总值核算历史资料:1952-1995》、《中国人口统计年鉴》、《中国统计年鉴》和各省市的统计年鉴。各变量的简单统计描述见表 1。

表 1　各变量统计描述

	变量符号	变量名称	计算方法	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	logTFP	全要素生产率增长率	累积、取自然对数	522	0.2256	0.2345	−0.2231	1.2653
	logTECH	技术进步率	累积、取自然对数	522	0.3961	0.2271	0.0000	1.5729
	logEFFCH	技术效率变化	累积、取自然对数	522	−0.1704	0.1765	−0.8574	0.2388
核心解释变量	H	人力资本	人均受教育年限	522	7.3118	1.1404	4.6080	11.0850
	Pri	小学教育	初等教育人口比重	522	0.3668	0.0792	0.1323	0.5265
	Sec	中等教育	中等教育人口比重	522	0.4471	0.0978	0.1881	0.6422
	Hig	高等教育	高等教育人口比重	522	0.0457	0.0418	0.0026	0.3013
	Spatial_H	人力资本空间滞后项	采用地理距离权重矩阵 采用 0−1 权重矩阵 采用经济距离权重矩阵	522	7.372	0.734	5.976	8.978
				522	7.219	0.861	4.896	9.626
				522	7.372	0.734	5.976	8.978
	Spatial_Pri	小学教育空间滞后项		522	0.360	0.041	0.259	0.436
				522	0.375	0.058	0.217	0.505
				522	0.376	0.043	0.256	0.470
	Spatial_Sec	中等教育空间滞后项		522	0.454	0.060	0.339	0.568
				522	0.443	0.077	0.273	0.601
				522	0.441	0.067	0.295	0.584
	Spatial_Hig	高等教育空间滞后项		522	0.047	0.024	0.015	0.126
				522	0.040	0.027	0.007	0.171
				522	0.039	0.023	0.010	0.144
	Catch_up	追赶项	$H(Y_{max}-Y_i)/Y_i$	522	39.1185	21.1887	0.0000	110.5097
控制变量	FDI	外商直接投资	FDI/GDP	522	0.0305	0.0358	0.0000	0.2180
	open	贸易开放度	进出口总额/GDP	522	0.2894	0.3879	0.0080	2.2030
	insti	制度变迁	非国有投资/总投资	522	0.4429	0.1870	0.0650	0.8630
	gov	政府支出规模	政府财政支出/GDP	522	0.1345	0.0543	0.0490	0.3600
	infra	基础设施	公路里程数/省区面积	522	0.3567	0.2936	0.0030	2.5760
	urb	城市化	非农人口/总人口	522	0.3054	0.1551	0.1230	0.8680
	inv	投资率	资本形成总额/GDP	522	0.4534	0.0972	0.2390	0.7850
	labor	劳动增长率	全社会从业人员增长率	522	0.0145	0.0362	−0.2630	0.2497

三、实证分析与讨论

(一)空间自相关检验。检验区域变量是否存在空间自相关性的常用方法主要是 Moran I 指数,其计算公式为:

$$\text{Moran I}=\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij}(Y_i-\overline{Y})(Y_j-\overline{Y})/S^2\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}W_{ij} \tag{12}$$

其中:$S^2=\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\overline{Y})^2$,$\overline{Y}=\sum_{i=1}^{n}Y_i/n$,$Y_i$ 代表第 i 个地区的观察值,n 为地区总数,W 为 N 阶的空间权重矩阵。Moran I 取值范围为[−1,1],取值大于 0 表示各地区之间为空间正相关,数值越大,正相关程度越强;取值小于 0 表明各地区之间存在空间负相关;取值等于 0 表示各地区之间互不相关。

我们以国内文献较为普遍使用的 0−1 权重矩阵进行空间自相关性检验。根据 1991−2007 年我国各省份人力资本及其组成部分以及生产率增长相关数据,结合计算公式(12),可得到历年的 Moran I 指数。由表 2 可见,样本期间我国全要素生产率增长与人力资本在空间分布上具有显著的正自相关关系(临界值为 1.96),说明全国人力资本及各组成部分以及全要素生产率增长的空间分布并不是表现出完全的随机状态,而是表现出相似值之间的空间集群形态,正的空间相关性表示相邻地区特性相类似的空间联系结构。也就是说,具有高人力资本积累水平、较快生产率增长的省区趋于与较高人力资本积累水平、较快生产率增长的省区相靠近,反之则反是。总而言之,中国的人力资

本积累和全要素生产率增长呈现出明显的空间集群特征。为了更为全面地考察人力资本对生产率增长的影响,空间因素是不容忽视的。

(二)实证分析结果。空间自相关检验表明人力资本及各种教育水平的空间集群性是客观存在的。因此,下面分别以3种不同形式的空间权重矩阵进行估计检验。

表2　1991—2007年人力资本与全要素生产率增长的Moran Ⅰ指数

年份	H	Pri	Sec	Hig	logTFP
1991	0.345	0.392	0.499	0.208	0.175
1992	0.345	0.392	0.5	0.208	0.42
1993	0.344	0.343	0.486	0.181	0.345
1994	0.345	0.392	0.501	0.208	0.309
1995	0.328	0.333	0.456	0.195	0.274
1996	0.29	0.374	0.483	0.114	0.261
1997	0.29	0.402	0.454	0.223	0.255
1998	0.31	0.369	0.521	0.172	0.214
1999	0.336	0.437	0.49	0.207	0.195
2000	0.364	0.439	0.424	0.24	0.195
2001	0.364	0.442	0.555	0.262	0.187
2002	0.322	0.436	0.49	0.194	0.196
2003	0.27	0.431	0.439	0.207	0.194
2004	0.341	0.481	0.492	0.257	0.2
2005	0.399	0.48	0.525	0.267	0.181
2006	0.345	0.442	0.499	0.217	0.167
2007	0.314	0.457	0.432	0.219	0.149

首先关注全要素生产率增长模型,模型1对应表3中第(1)、(3)、(5)列,模型2对应表3中第(2)、(4)、(6)列。从估计结果看,在3种不同的空间权重矩阵设定下,人力资本空间滞后项Spatial_H的估计系数都显著为正,结果较为稳健,分别为0.108、0.094和0.103, 说明我国人力资本对全要素生产率增长存在显著的正向空间溢出效应。就异质性人力资本而言,3种不同空间权重矩阵的估计结果都一致支持中等教育人力资本具有显著的正向空间溢出效应,估计系数分别为2.511、0.957和1.607;地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵估计结果表明小学教育人力资本具有正向空间效应,估计系数分别为2.372和1.438;地理距离权重矩阵估计表明高等教育人力资本具有显著的负向空间溢出效应,其估计系数为-1.128。② 总之,异质性人力资本的空间溢出效应表现出一定差异,即外省中小学教育人力资本对本省全要素生产率增长有正向空间溢出效应,而高等教育人力资本则具有负向空间溢出效应。

针对这一独特的经济现象,Lucas(1990)的观点可以作很好的解释:由于在实际生产过程中,物质资本和人力资本之间往往存在一定的互补关系,人力资本水平较高的地区往往具有较强的物质资本和技术的吸收能力,从而更容易吸引物质资本和技术。换言之,在其他条件不变的情况下,资本和技术更倾向于流向人力资本相对丰裕的地区。正是由于外省具有较强的经济集聚能力和竞争优势,本省经济资源和生产要素大量外流,使本省生产率增长受到负面影响(Olejnik,2008)。相比于高等教育,中小学教育人力资本的集聚能力和竞争优势显然存在不足,因而,外省中小学教育人力资本比重提高,难以对本省生产率增长产生负的外部性。

需要提及的是,从模型1和模型2的回归结果看,二者似乎存在相悖的现象。模型1回归结果告诉我们,外省人力资本平均水平的提高将有助于本省生产率的增长。模型2回归结果表明,对生产率增长具有正向空间溢出效应的只有中等教育人力资本,高等教育人力资本空间溢出效应为负,这表明,随着外省人力资本水平的提高,其对生产率增长的空间影响并不必然提高。表面上看,二者存在相互矛盾的现象。但如果从人力资本指标数据来分析的话,

我们可以发现这两列回归结果所要解释的问题是一致的。因为目前我国平均人力资本水平(空间滞后项 Spatial_H)仍处于中等教育阶段。以 2007 年为例,人力资本空间滞后项的全国平均水平为 8.39 年,其中排在前三位的分别是天津(8.98 年)、河北(8.74 年)和北京(8.69 年),排在后三位的分别是新疆(8.03 年)、云南(8.05 年)和四川(8.09 年)。[③] 可见,全国及各省平均受教育年限的空间滞后水平尚处于中等教育阶段,而模型 2 的回归结果中等教育人力资本对生产率增长具有正向空间溢出效应,恰好与模型 1 回归结果人力资本存在正向空间溢出效应相一致。

技术进步模型和技术效率变化模型的回归结果综合列于表 4。就技术进步模型而言,在 3 种不同形式的空间权重矩阵设定下,人力资本空间滞后项系数都为正,且达到 1%的高度显著水平,表明随着外省人力资本水平的提高,本省技术进步也将加快,即人力资本对技术进步存在显著的正向空间溢出效应;同时发现,异质性人力资本的空间溢出效应存在差异,其中,中小学教育人力资本具有正的空间溢出效应,高等教育人力资本具有负的空间溢出效应。就技术效率变动模型而言,在 3 种不同形式的空间权重矩阵设定下,人力资本的空间滞后项回归系数为负,中等教育人力资本的空间滞后项系数为负,小学教育和高等教育人力资本的空间溢出效应并不明确。

进一步关注追赶效应。在全要素生产率增长模型和技术效率变化模型中,Dist_Catch 的回归系数都显著为负,说明落后地区并没有表现出一定的"后发优势",说明全国整体在生产率增长和效率增进方面表现出特征鲜明的"马太效应"。在技术进步模型中,Dist_Catch 的回归系数为正,且高度显著,表明我国各省份技术进步存在追赶现象。其原因可能是:近些年来,由于区域经济一体化日益加快,经济发达地区对落后地区的技术溢出以及落后地区强化技术模仿、学习和吸收能力在很大程度上缩小了地区之间的技术进步差距。

表 3　全要素生产率增长模型(被解释变量:logTFP)

	地理距离权重矩阵		0—1 权重矩阵		经济距离权重矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
H	0.030 (1.133)		0.039 (1.574)		0.034 (1.392)	
Spatial_H	0.108*** (3.746)		0.094*** (3.668)		0.103*** (3.934)	
Pri		−0.901*** (−3.519)		−0.086 (−0.344)		−0.552** (−2.401)
Sec		−0.662*** (−2.673)		−0.414* (−1.671)		−0.437* (−1.781)
Hig		3.216*** (7.833)		3.281*** (7.879)		3.178*** (7.665)
Spatial_Pri		2.372*** (3.880)		−0.809** (−2.296)		1.438*** (3.378)
Spatial_Sec		2.511*** (6.516)		0.957*** (3.074)		1.607*** (4.822)
Spatial_Hig		−1.128** (−2.065)		−0.700 (−1.396)		−0.650 (−1.135)
Dist_Catch	−3.521** (−2.442)	−2.756** (−2.128)	−3.408** (−2.366)	−2.693** (−2.042)	−3.770*** (−2.607)	−2.985** (−2.130)

续表 3　全要素生产率增长模型(被解释变量:logTFP)

	地理距离权重矩阵		0－1 权重矩阵		经济距离权重矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FDI	1.024*** (3.984)	0.848*** (3.613)	1.045*** (4.068)	1.061*** (4.440)	1.053*** (4.108)	0.872*** (3.598)
open	0.152*** (4.881)	0.064** (2.162)	0.147*** (4.734)	0.089*** (3.028)	0.149*** (4.799)	0.079*** (2.651)
insti	0.229*** (3.858)	0.224*** (4.149)	0.242*** (4.107)	0.192*** (3.454)	0.232*** (3.926)	0.238*** (4.325)
gov	－0.499** (－2.372)	－0.590*** (－2.767)	－0.481** (－2.290)	－0.962*** (－4.793)	－0.478** (－2.282)	－0.724*** (－3.379)
infra	0.065* (1.870)	0.048 (1.496)	0.069** (2.010)	－0.003 (－0.086)	0.063* (1.818)	0.017 (0.533)
urb	－0.006 (－0.029)	－0.007 (－0.036)	0.015 (0.070)	－0.224 (－1.118)	0.034 (0.161)	0.132 (0.670)
inv	－0.569*** (－6.777)	－0.282*** (－3.523)	－0.539*** (－6.508)	－0.382*** (－4.794)	－0.561*** (－6.731)	－0.333*** (－4.117)
labor	－0.050 (－0.370)	－0.114 (－0.926)	－0.048 (－0.355)	－0.213* (－1.696)	－0.067 (－0.491)	－0.139 (－1.107)
常数项	－0.558*** (－8.497)	－1.105*** (－3.368)	－0.537*** (－8.353)	0.510** (2.452)	－0.542*** (－8.440)	－0.611** (－2.190)
Hausman	19.07***	30.78***	17.68*	22.25*	23.71**	25.93**
R^2	0.585	0.673	0.585	0.660	0.586	0.655
adj-R^2	0.552	0.643	0.551	0.629	0.553	0.624

注:括号中数字为 t 检验;*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著,下表同。

表 4　技术进步模型与技术效率变动模型的估计结果④

技术进步模型(被解释变量:logTECH)						
	地理距离权重矩阵		0－1 权重矩阵		经济距离权重矩阵	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
H	0.030 (1.369)		0.044** (2.120)		0.048** (2.335)	
Spatial_H	0.141*** (5.855)		0.120*** (5.605)		0.117*** (5.347)	
Pri		－0.082 (－0.404)		0.368* (1.840)		0.108 (0.589)
Sec		－0.716*** (－3.670)		－0.484** (－2.430)		－0.468** (－2.377)
Hig		3.285*** (10.147)		3.509*** (10.461)		3.548*** (10.684)
Spatial_Pri		1.833*** (3.802)		0.278 (0.981)		1.259*** (3.691)
Spatial_Sec		3.180*** (10.466)		2.140*** (8.528)		2.313*** (8.666)
Spatial_Hig		－1.114*** (－2.589)		－1.066*** (－2.639)		－1.357*** (－2.958)
Dist_Catch	2.889** (2.397)	3.148*** (3.083)	3.046** (2.525)	3.453*** (3.251)	2.682** (2.204)	3.850*** (3.430)
H	－0.000 (－0.015)		－0.005 (－0.265)		－0.014 (－0.749)	
Spatial_H	－0.033 (－1.501)		－0.026 (－1.341)		－0.015 (－0.737)	
Pri		－0.822*** (－3.852)		－0.454** (－2.257)		－0.663*** (－3.558)
Sec		0.057 (0.276)		0.073 (0.364)		0.032 (0.162)
Hig		－0.070 (－0.204)		－0.229 (－0.679)		－0.370 (－1.101)
Spatial_Pri		0.539 (1.057)		－1.097*** (－3.847)		0.175 (0.506)
Spatial_Sec		－0.673** (－2.095)		－1.187*** (－4.710)		－0.710*** (－2.630)
Spatial_Hig		－0.012 (－0.026)		0.368 (0.907)		0.707 (1.523)
Dist_Catch	－6.452*** (－5.873)	－5.945*** (－5.509)	－6.496*** (－5.919)	－6.191*** (－5.802)	－6.493*** (－5.875)	－6.873*** (－6.053)

对各控制变量的影响，主要发现归纳如下：

第一，在全要素生产率增长模型中，FDI 和贸易开放度的回归系数均为正，并且都是高度显著的，表明现阶段我国 FDI 和对外贸易发展促进了全要素生产率增长。需提及的是，尽管 FDI 和国际贸易都对全要素生产率增长具有显著的正向影响，但 FDI 的影响效果明显强于国际贸易的影响。对于这一结果，可能需要用 FDI 技术外溢的多样性予以解释。

第二，制度变量回归系数显著为正，政府支出规模的回归系数显著为负。表明在我国经济转型时期，一个非常重要的因素是非国有经济在整个经济所扮演的角色变换，改革开放以来尤其是 20 世纪 90 年代之后非国有经济对我国全要素生产率增长具有重要的促进作用。政府支出规模在全要素生产率增长模型中的表现说明政府支出规模越大，对经济增长的干预作用就越大，市场机制扭曲的可能性也就越大，而市场机制一旦受到较大影响，将会对生产率和经济增长产生负面影响。可见，简政放权是促进我国生产率增长的重要条件之一。

第三，城市化对我国技术创新和技术进步产生显著的正向影响，而对效率增进并不存在积极作用。可见，现阶段我国在推进城市化进程中，城市作为创造力与创新“孵化器”的功能起着重要作用，但其对生产效率改善并没有表现出预期的积极影响。

第四，投资率的估计系数显著为负，表明在过去 20 年间，我国大规模的固定资本投资，并没有促进全要素生产率增长。其原因可能是这一阶段的经济增长更多地仰仗于常规技术和资本外延扩张，因而难以对全要素生产率增长形成积极影响。劳动增长率的回归系数不稳定且不显著，表明我国作为一个劳动力资源十分丰富的国家，简单劳动投入的继续扩张并不能给生产率增长带来更多的好处。

四、结论与启示

基于 Spatial Benhabib-Spiegel 模型（Valerien 等，2007），本文分别采用地理距离权重矩阵和 0—1 权重矩阵和经济距离权重矩阵等 3 种不同形式的空间权重矩阵对我国人力资本与省际全要素生产率增长的空间溢出效应进行实证检验。结果表明，3 种空间权重矩阵设定下的回归结果一致支持了人力资本对全要素生产率增长和技术进步具有显著的正向空间溢出效应，而对效率增进的空间溢出效应则是负向的。就异质性人力资本而言，中等教育人力资本对全要素生产率增长和技术进步都具有显著的正向空间溢出效应，小学教育人力资本也基本表现出正向空间溢出特征，而高等教育人力资本对全要素生产率增长和技术进步有负向的空间溢出效应。显然，异质性人力资本的空间溢出效应存在鲜明差异。对这一结果的解释可能是，人力资本水平较高的地区往往具有较强的物质资本和技术的吸收能力，从而更容易吸引物质资本

和技术。换言之,在其他条件不变的情况下,资本和技术更倾向于流向人力资本相对丰裕的地区(Lucas,1990)。正是由于外省具有较强的经济集聚能力和竞争优势,本省经济资源和生产要素大量外流,使本省生产率增长受到负面影响。相比于高等教育,中小学教育人力资本的集聚能力和竞争优势显然存在不足,因而,外省中小学教育人力资本比重提高,难以对本省生产率增长产生负的外部性。

事实上,高层次人力资本在空间上的负向溢出在一定程度上蕴含了区域间人力资本投资的政策涵义:即地理接壤或空间距离接近的地区之间人力资本差距不宜过大。就我国目前各地区人力资本发展状况看,人力资本发展水平较快的地区多集中于东部沿海发达省份,而中西部地区人力资本发展状况相对滞后,因此,期望落后地区在短期内实现人力资本的追赶是不切实际的,为尽可能利用人力资本的空间溢出效应,一个可行的方法应该是选择适宜的人力资本结构和分布。人力资本投资政策的制定,应该充分考虑空间的相关性和依赖性,重视区域之间的联系和互动。此外,由于人力资本空间溢出效应是否起作用以及作用大小往往与本地区的禀赋特征存在一定的适配性。因而,人力资本投资政策的选择也应该考虑地区现有的要素禀赋特征,不能将人力资本投资政策视为孤立的外生变量,而应该注重它与其他变量之间形成有效的互补和匹配。

注释:

①各省(区、市)与上海市之间的地理距离,用铁路距离和公路距离的算术平均数来表示,数据来源于《新编实用交通地图册》,北京:中国地图出版社,2006 年版。

②实际上,在 0-1 空间权重矩阵设定下,高等教育人力资本空间溢出项 Spatial_Hig 的估计系数为负;经济距离权重矩阵设定下,Spatial_Hig 的估计系数亦为负。

③在地理距离空间权重矩阵下计算得到。

④表 4 中将各控制变量的估计系数省略,感兴趣的读者可向笔者索取。

参考文献:

[1]陈钊,陆铭,金煜. 中国人力资本和教育发展的区域差异:对于面板数据的估算[J]. 世界经济,2004,(12):25-31.

[2]高远东,陈迅. 人力资本对经济增长作用的空间计量研究[J]. 经济科学,2010,(1):42-51.

[3]华萍. 不同教育水平对全要素生产率增长的影响[J]. 经济学(季刊),2005,5(1):147-166.

[4]彭国华. 我国地区全要素生产率与人力资本构成[J]. 中国工业经济,2007,(2):52-59.

[5]魏下海. 贸易开放、人力资本与中国全要素生产率——基于分位数回归方法的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究,2009,(7):61-72.

[6]赵红军. 交易效率、城市化与经济增长[M]. 上海:上海人民出版社,2005.

[7]Benhabib, Jess, Spiegel, Mark M. The role of human capital in economic development

evidence From aggregate cross-country data[J].Journal of Monetary Economics,1994,(34):143—173.

[8]Olejnick A. Using the spatial autoregressively distributed lag model in assessing the regional convergence of per-capita income in the EU25[J]. Papers in Regional Science, 2008, 87 (3): 371—384.

[9]Rosenthal S,Strange W. The attenuation of human capital externalities[J]. Journal of Urban Economics,2008, 64 (2): 373—389.

[10]Valerien O P, Raymond J G M,Henri L F. Technological leadership, human capital, and economic growth: A spatial econometric analysis for U.S. counties,1969—2003[J]. Annales d'Economie et de Statistique,2007,87—88:103—124.

Human Capital, Spatial Spillovers and Inter-provincial TFP Growth: Evidence from Three Spatial Weight Measurement

WEI Xia-hai

(*School of Economics and Management*, *South China Normal University*, *Guangzhou* 510006, *China*)

Abstract: Using the ideas of Benhabib-Spiegel model, this paper employs three different spatial weight matrixes to empirically test the spatial spillover effects of human capital on inter-provincial TFP growth. The results show that human capital has significantly positive spillover effects on TFP growth and technological progress, but negative spillover effects on efficiency improvement. As for the heterogeneity of human capital, primary and secondary education has significantly positive spatial spillover effect on TFP growth, while higher education shows negative one. Therefore, in order to realize the sustainable and balanced development of regional economy, it is of great importance to introduce spatial influencing factors into human capital investment policies and take account of the spatial links of inter-provincial human capital when making human capital investment policies.

Key words: human capital; total factor productivity; spatial spillover

(责任编辑　许　柏)