

基础设施、空间溢出与区域经济增长

魏下海*

摘要: 针对大多数经验文献往往忽视区域间的空间相关性容易导致研究结论缺乏解释力的事实,本文采用较为前沿的空间计量方法研究中国 29 个省区 1991-2006 年间基础设施对经济增长的影响。结果表明:(1)我国基础设施和经济增长呈现出明显的空间集群特征,绝大部分省区位于高-高和低-低类型区;(2)城市化作为综合反映基础设施发展状况的指标,有效地促进人口和产业在空间上的高度聚集,实现收益递增效应和经济增长;(3)交通基础设施的发展很大程度上缩短了区域间的空间距离,降低运输成本和交易费用,促进区域间经济往来,实现经济增长。

关键词: 基础设施 经济增长 空间溢出 空间计量模型

一、引言

自 20 世纪 70 年代末开始了一场由农村到城市的全面经济改革,中国取得了令世界瞩目的成就,创造了人类经济增长历史上前所未有的奇迹(林毅夫等,1999)。资料显示,1978-2008 年的 30 年来,中国国内生产总值(GDP)年均增长超过 9%,大大高于同期世界经济年均增长 3.0% 的速度,经济总量世界排名由原来的第 10 位上升到第 3 位。^①中国经济增长之谜引发国内外不少学者的广泛关注,迄今为止,主流研究文献多是从要素投入(克鲁格曼,1999;张军,2002)、全要素生产率(易纲等,2003)、制度变革(王小鲁,2000)、对外开放(中国社会科学院课题组,2004)以及比较优势战略(林毅夫,1999)等方面进行解释。另有一些学者独辟蹊径,他们从基础设施发展的角度来解释中国经济增长问题(郭庆旺等,2006;踪家峰等,2006;王任飞等,2007)。不容忽视的事实是,20 世纪 90 年代以来,尤其是 1998 年以来我国实施了积极的财政政策,增加对公共基础设施的投资,有效地扩大国内需求,对促进经济增长起到至关重要的作用。显然,基础设施投入与发展对经济增长的影响应该是一个值得深入探究的课题。

早在 20 世纪 40 年代,基础设施对经济增长的积极影响就引起发展经济学家们的普遍关注。罗森斯坦·罗丹最早提出了大推进理论,他认为基础设施应作为社会发展的先行资本,只有加强基础设施投资,才能推动整个国民经济的全面、均衡发展,走出“贫困恶性循环”。同一时期,罗斯托的经济起飞理论认为在经济发展的早期阶段,政府应加大基础设施建设,为实现经济起飞创造条件。值得注意的是,这段时期的研究大多仅仅停留在理论层面上,直至 20 世纪 80 年代中后期,才开始有文献从实证角度来研究基础设施与经济增长的关系。然而实证研究所得的结论可谓见仁见智,存在较大争议。争议的焦点主要体现在两个方面:一是基础设施是否真正能对经济增长产生积极影响。Aschauer(1989)率先采用新古典经济增长模型,利用美国的年度时间序列来分析公共基础设施与私人部门总产出之间的关系,结果表明基础设施对经济增长具有积极的促进作用。Munnell(1990)进一步使用面板数据进行研究,同样发现基础设施对经济增长有积极影响的证据。然而,Holtz-Eakin(1994)以及 Garcia 等(1996)质疑了这种观点,他们研究表明基础设施对经济增长的影响并不显著。二是有关基础设施的空间溢出效应方面。从理论上讲,基础设施(比如高速公路、通讯设施等)具有极强的网络特征,这些基础设施通常连接于区域之间,而相邻地区之间的经济联系往往较为

* 魏下海:华南师范大学经济与管理学院,邮政编码:510006 电子信箱: xiahaive2005@126.com

① 谢利,2009《中国经济总量进入世界前三位 所占份额达 7.8%》,《金融时报》9月 18日。

密切,所以某一地区基础设施的发展能在一定程度上降低相邻地区的运输成本和交易费用,从而对相邻地区经济增长产生积极影响。换言之,一个地区基础设施对于相邻地区的经济增长具有正的空间溢出效应。这种理论上的判断得到一部分经验证据的支持(Perira and Roca-Sagales, 2003; Cohen and Morrison, 2004; Cohen, 2007)。然而 Holtz-Eakin 和 Schwartz(1995)认为并没有证据表明基础设施存在空间溢出效应; Boamet(1998)甚至认为某一地区基础设施对相邻地区的经济增长具有不利影响:当某一地区的公共基础设施发展越完善,该地区将比相邻地区具有更强的竞争优势,从而能从相邻地区吸引到更多经济资源和生产要素,最终对相邻地区产出增长产生负的外部性。

上述经验研究均以国外为研究对象,那么中国的情况又将如何呢?郭庆旺和贾俊雪(2006)基于全国年度时间序列数据,运用 VAR 方法研究发现基础设施对总产出增长具有较强、持续较长的正影响且时滞相对较短。王任飞和王进杰(2007)同样运用 VAR 方法进行研究,结果表明在基础设施与经济增长的互动关系中,主要门类基础设施指标都是经济增长的长期原因。踪家峰和李静(2006)则利用全国 29 个省区面板数据研究表明基础设施的发展对经济增长具有显著正向作用。张学良(2007)基于面板数据研究表明,中国的交通基础设施对经济增长具有显著促进作用,且中部地区交通基础设施对经济增长的贡献最大。

综观已有国内文献,大多数研究采用时间序列的分析方法或者常规面板数据普通最小二乘法(OLS)估计。然而,这些研究存在着共同的局限性:忽视了基础设施和经济增长在地理空间上的依赖性和溢出效应,容易导致模型设定出现偏误,使得研究结论缺乏应有的解释力。从笔者所查阅的文献资料来看,鲜有文献将空间溢出效应纳入到模型中进行分析,近期代表性成果主要有张学良(2009)的研究,他综合比较在 4 种空间权重矩阵设置条件下,交通基础设施对区域经济增长的影响,并且发现,外地交通基础对本地经济增长以正向空间溢出效应为主,只有在人口密度空间权重矩阵中找到负向空间溢出的证据。需要提及的是,本文研究思路在很大程度上受到张学良(2009)学术思想的启发。

事实上,任何一个地区的经济活动都不可能独立存在,总是与其他相邻或者周边的经济体有着密切联系。正如 Rey 和 Janikas(2005)所言,当研究样本的边界仅仅定义为行政边界时,技术外溢、迁移、贸易往来、交易模式和公共政策等能把经济体连接起来的因素往往被忽略,而忽略经济体之间潜在的空间联系往往造成对经济变量推断产生误差。考虑到诸如高速公路等基础设施的空间溢出效应十分明显,以及区域经济一体化进程日益加快的今天,地区之间的经济联系是普遍存在的。基于此,本文将空间相关性这一因素纳入经济模型,采用较前沿的空间计量分析方法来重新考察交通基础设施与经济增长之间的关系,以期能更全面客观地反映经济现实,并对现有研究文献作进一步拓展与补充。

二、研究方法、模型与数据说明

现实中的人类经济活动总是在一定的时间和空间范围内进行的,对经济社会的研究不仅仅涉及到时间维度,而且涉及到空间维度。空间计量经济学理论认为,一个地区空间单元上的某种经济地理现象或某一属性值与邻近地区空间单元上同一现象或者属性值是相关的,也就是说各区域之间的数据与时间序列存在相对应的空间相关。空间依赖的存在打破了大多数经典统计和计量分析中相互独立的基本假设(吴玉鸣等, 2006)。针对长期以来主流经济学理论中空间事物无关联及均质性假定的局限,以及普遍使用忽视空间效应的 OLS 进行模型估计,导致经济学研究结果和推论缺乏应有的解释力问题(王家庭等, 2009),空间计量经济方法将地理空间相互作用纳入模型,对经典的基本线性回归模型通过一个空间权重矩阵 W 进行修正。构造空间计量模型主要涉及两个方面内容:一是对研究对象是否存在空间相关性和相互作用进行判断;二是对空间计量模型类型的选择。

(一) 空间自相关性的判断

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

$$Moran I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

其中, $S^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 代表第 i 个地区的观察值, n 为地区总数, W_{ij} 为地理相邻空间

权重矩阵,采用邻接标准或距离标准,其目的是定义空间对象的相互邻接关系。一般邻接标准为两个地区相邻取值为 1 否则为 0 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;小于 0 表明空间负相关;等于 0 表示各地区之间互不关联。

进一步,可通过 Moran I 散点图来划分四种空间联系类型:第一象限为高值区域的周围是高值区域(高-高型);第二象限为低值区域的周围是高值区域(低-高型);第三象限为低值区域的周围是低值区域(低-低型);第四象限是高值区域的周围是低值区域(高-低型)。

(二) 空间计量模型

空间计量模型研究的空间效应包括空间自相关(或空间依赖性)和空间差异性。前者指一个地区的样本观测值与其他地区的观测值相关,观测值在空间上缺乏独立性,而且空间相关程度及模式由绝对位置和相对位置(布局、距离)决定。后者指由于空间单位的异质性而产生的空间效应在区域层面上的非均一性,即空间相关性由模型没有涉及的其他因素所决定(Anselin, 1988)。根据模型设定对“空间”体现方法的不同,空间计量模型主要分为两种:空间滞后模型(Spatial Lag Model SLM)和空间误差模型(Spatial Error Model SEM),分别表示如下:

$$\text{空间滞后模型(SLM): } Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{空间误差模型(SEM): } Y = X\beta + \varepsilon \text{ 其中 } \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (3)$$

其中, Y 是被解释变量, X 是外生解释变量矩阵, β 是 X 的参数向量, ρ 和 λ 分别是空间滞后回归系数和空间误差回归系数。 ε 和 μ 表示随机误差项。 W 为空间权重矩阵,在空间权重矩阵的选择上,有三种方法:一是地理相邻空间权重矩阵,即依据空间是否相邻来设定,相邻区域被赋予“1”,其他区域被赋予“0”(Lesage, 1999),目前国内多数文献均采用这一做法。该权重矩阵定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i = j \text{ 或不相邻} \end{cases}$$

二是地理距离空间权重矩阵,即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,则赋予较大权重,距离越远,则赋予较小权重。定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & \text{若 } i \neq j \\ 0 & \text{若 } i = j \end{cases}$$

这里的 d_{ij} 是指 i 省与 j 省的省会城市之间的距离,国内文献一般用铁路距离和公路距离的算术平均数计算得到。

三是经济空间权重矩阵,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,因而赋予较大的权数,反之则赋予较小的权数(林光平等, 2006),定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|} & \text{若 } i \neq j \\ 0 & \text{若 } i = j \end{cases} \quad \bar{Y}_i = \frac{1}{T - T_0} \sum_{t=T_0}^T Y_{it}$$

本文与国内多数文献的做法相似,采用地理相邻空间权重矩阵进行实证检验。

(三) 模型设定与数据来源

由于公共基础设施与区域经济增长在地理空间上存在明显的相关性与溢出效应,忽视这种空间相关性,将无法反映中国经济现实,并可能导致相关的研究结论出现偏误。借鉴 Cohen(2007)、踪家峰等(2006)以及张学良(2007)等人的研究思想,我们将回归方程初步设定为:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Z_i + \beta_2 X_i + \rho \sum_j W_{ij} X_j + \varepsilon \quad (4)$$

其中, y_i 为被解释变量,表示本省区经济增长; Z_i 表示影响本省区经济增长的一系列控制变量;解释变量 X_i 表示本省区的基础设施发展, X_j 表示相邻省区的基础设施发展状况; W_{ij} 为地理相邻空间权重矩阵;相邻省区的基础设施对本省区经济增长的影响反映在系数 ρ 上,尽管这一设定在理论上可行,但我们要得到的并不是某个省份的估计结果,而是全国各相邻省份间空间相关性的总体估计,并且空间计量经济学有着自身固有的模型设定方式,所以我们需对上述模型进一步调整以适应空间计量分析的要求(骆永民, 2008)。在实际进行空间计量分析时,被解释变量 y 用人均 GDP 来表示(以 1990 年为不变价格,且取自然对数,即为

lnrgdp)。解释变量 X_i 用一组反映基础设施发展水平指标表示, 包括 2 个变量: 城市化率 (urb), 用城市人口除以总人口来计算, 以综合反映基础设施发展情况 (踪家峰、李静, 2006); 交通密度 ($trans$), 用每万平方公里的公路里程数来表示, 用以衡量某一省区的交通资源禀赋。控制变量 Z_i 是一系列影响经济增长的变量, 主要包括: 投资率 (inv), 由各省区资本形成总额占 GDP 比重得到^①; 人力资本水平 (hum), 我们采用国际通行的平均受教育年限^②来表示 (Barro 2001); 劳动增长率 ($labor$), 用各省区各年全社会从业人员增长率来表示。结合前述方法, 本文将空间滞后模型 (SLM) 设定如下:

$$\lnrgdp_i = \beta_0 + \beta_1 inv_{it} + \beta_2 hum_{it} + \beta_3 labor_{it} + \beta_4 urb_{it} + \beta_5 trans_{it} + \rho \sum_j W_{ij} \lnrgdp_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

从上式可以看出, 省区 j 的基础设施可以通过影响该省区经济增长, 而进一步将作用“迭加”到省区 i 经济增长之上, 也就是说, 系数 ρ 综合反映了相邻省份解释变量的影响力。空间计量经济学正是采用这种不断“迭加”的方式来估计空间相关性的。如果空间相关性由模型以外因素决定, 可将空间误差模型 (SEM) 设定为:

$$\lnrgdp_{it} = \beta_0 + \beta_1 inv_{it} + \beta_2 hum_{it} + \beta_3 labor_{it} + \beta_4 urb_{it} + \beta_5 trans_{it} + \lambda \sum_j W_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (6)$$

在本研究中, 我们使用 1991-2006 年间 29 个省区的面板数据。由于统计资料的限制, 将西藏自治区、台湾省、香港与澳门排除在样本之外, 并且将重庆与四川数据合并计算。数据来源于《新中国 55 年统计资料汇编》《中国人口统计年鉴》《中国统计年鉴》以及各省市历年《统计年鉴》。

三、实证分析

(一) 空间自相关检验

根据 1991-2006 年我国各省份基础设施及经济增长相关数据, 结合式 (1) 可计算得到相应的 Moran 指数。由表 1 可以看出, 我国基础设施及经济在所考察的所有年份在空间分布上具有显著的正自相关关系 (临界值为 1.96), 说明全国各省区基础设施和经济增长的空间分布并不是表现出完全随机状态, 而是表现出相似值之间的空间集群 (Clustering) 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, 具有较完善基础设施、较快经济增长的省区趋于与较完善基础设施、较快经济增长的省区相靠近, 反之则反然。因此, 从整体上看, 我国省区之间的基础设施以及经济增长的空间相关性是客观存在的, 亦即存在明显的空间集群现象。

表 1 1991-2006 年基础设施与经济增长的 Moran I 指数

年份	lnrgdp	urb	trans	年份	lnrgdp	urb	trans
1991	0.354	0.268	0.441	1999	0.479	0.270	0.502
1992	0.385	0.266	0.408	2000	0.481	0.286	0.414
1993	0.414	0.261	0.413	2001	0.482	0.291	0.514
1994	0.429	0.261	0.411	2002	0.483	0.287	0.518
1995	0.444	0.250	0.414	2003	0.484	0.298	0.525
1996	0.460	0.250	0.412	2004	0.487	0.282	0.501
1997	0.473	0.250	0.415	2005	0.483	0.242	0.446
1998	0.476	0.253	0.413	2006	0.483	0.265	0.587

图 1 和图 2 分别为人均 GDP ($lnrgdp$) 的 Moran I 散点图和显著水平图, 从中可以看出, 高-高和低-低类型区居于主导地位, 绝大部分省区聚集在第一象限和第三象限, 即较高的人均 GDP 省区趋于和较高的人均 GDP 省区相邻近 (第一象限), 其中包括北京、天津、河北、辽宁、上海、山东、江苏、浙江、福建, 这些省区大都位于中国东部和沿海地区; 较低的人均 GDP 省区相对趋于和较低的人均 GDP 省区相邻近 (第三象限), 这些省区包括: 广西、贵州、云南、四川、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、湖南、湖北, 主要集中在中国西部和部分中原地区。

同样地, 图 3-图 6 分别为城市化率 (urb) 和交通密度 ($trans$) 的 Moran I 散点图和相对应的显著水平图, 结果均表明我国区域基础设施具有明显的空间依赖性, 绝大部分省区位于高-高和低-低类型区, 城市化水

①根据 solow 增长模型, 储蓄率越高的经济体, 其劳均稳态产出水平越高。在具体实证研究中, 常用投资率来表示储蓄率 (Islam, 1995; 王成岐等, 2002; 张焕明, 2004)。

②定义各层次受教育年限如下: 小学为 6 年, 初中为 9 年, 高中为 12 年, 大专及以上学历为 12 年。

平较高和交通基础设施发展较好的省份大都集中于东部沿海,而中西部地区的城市化水平和交通基础设施发展相对滞后。

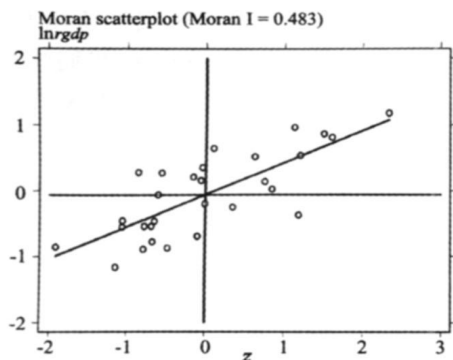


图 1 *lnrgdp* 的 Moran I 散点图



图 2 *lnrgdp* 的 Moran I 显著水平图

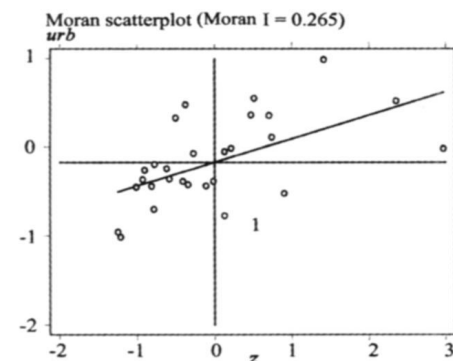


图 3 *urb* 的 Moran I 散点图

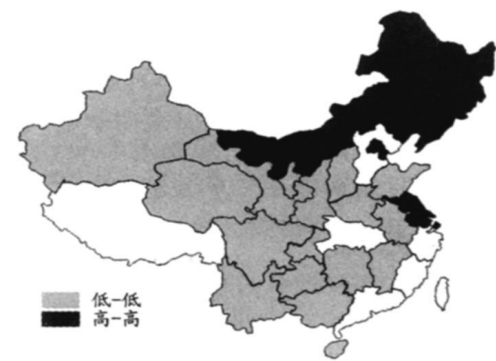


图 4 *urb* 的 Moran I 显著水平图

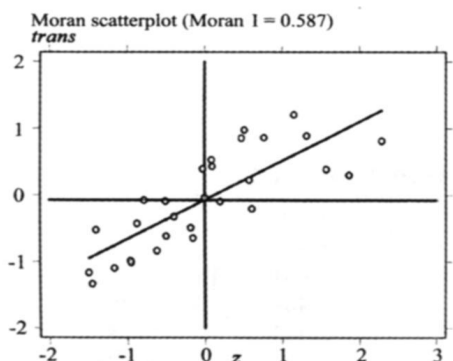


图 5 *trans* 的 Moran I 散点图

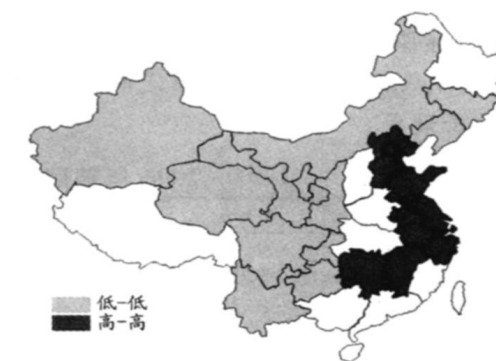


图 6 *trans* 的 Moran I 显著水平图

总体而言,中国的基础设施和经济增长呈现出明显的空间集群特征。对基础设施与经济增长的空间统计分析表明,对各省区基础设施与经济增长关系进行研究时,不能忽视地理空间变量和空间效应的影响,空间计量分析成为必然。

(二)空间回归估计与分析

空间自相关检验结果表明,对有关中国基础设施和经济增长的理论和实证研究,如果仅仅从时间维度出发,忽视空间维度的相关性和异质性,在理论上存在严重不足,与经济现实不相符合。因此,有必要将空间相关性纳入到基础设施与经济增长的分析框架中进行研究。如前所述,空间计量模型包括 SLM 模型和 SEM 模型,对模型的甄选需要采用拉格朗日乘子统计量。Anselin 等 (1991) 利用蒙特卡洛模拟方法证明,如果 LM lag(或 LM error)比 LM error(或 LM lag)统计量更显著,且 Robust LM lag(或 Robust LM error)显著,而 LM error(或 LM lag)不够显著,则恰当的模型是 SLM 模型(或 SEM 模型)。

在本文具体估计过程中,我们选择的权重为地理空间权重。需要说明的是,由于海南是一个岛,在地理上没有与之接壤的省份,但考虑到海南与广东、广西仅相隔一个海峡,而且与这两个省区之间有非常频繁的经济活动,因此将海南省的地理空间视为与广东、广西相邻(邓明、钱争鸣,2009)。利用 1991-2006 年

间我国 29个省区的经济数据,采用空间面板计量方法,使用空间滞后 (SLM)的空间和时间固定效应模型和空间误差 (SEM)的空间和时间固定效应模型。^① 为了便于比较,同时给出 OLS的估计结果(见表 2)。

表 2 模型回归结果

变量	OLS		SLM		SEM	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值
<i>inv</i>	0.3195 ^{***}	4.9046	0.3004 ^{***}	5.1410	0.2970 ^{***}	4.9644
<i>hum</i>	0.0026	0.1401	0.0042	0.2555	0.0045	0.2686
<i>labor</i>	-0.2722 ^{**}	-2.0712	-0.2109 [*]	-1.7893	-0.1836	-1.5542
<i>urb</i>	0.7514 ^{***}	4.9352	0.6110 ^{***}	4.4711	0.5437 ^{***}	3.8931
<i>trans</i>	0.1595 ^{***}	4.7589	0.1184 ^{**}	3.9142	0.1079 ^{***}	3.2252
$W \times dep. var$			0.3370 ^{***}	6.3491		
<i>spat aut</i>					0.2860 ^{***}	5.3031
R^2	0.9912		0.9921		0.9917	
修正 R^2	0.9902		0.9911		0.9908	
Log- L	625.34		642.01		635.64	

说明: ***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 显著水平。

从表 2 回归结果可以发现, SLM 模型和 SEM 模型的拟合优度都高于 OLS 估计结果, 从对数似然值 Log- L 也可以发现, SLM 模型和 SEM 模型的 Log- L 值均高于 OLS 估计结果。而且空间自回归系数 ρ 和空间误差回归系数 λ 均达到 1% 显著水平, 说明空间因素确实是在分析省区基础设施和经济增长关系中起到作用。由此可见, 如果忽略经济体之间潜在的空间相关性, 基于 OLS 方法得到的经典回归模型是欠妥的。这也进一步验证: 我国各省区之间的基础设施与经济增长之间都不可能是没有空间联系的。以往的经验研究大都假定省区之间相互独立, 导致估计结果出现偏误, 需要通过引入空间因素对经典的线性模型进行修正。

进一步地, 表 3 中四个统计量的结果告诉我们, 选择 SLM 模型比 SEM 模型更为适宜。因此, 本文侧重于从 SLM 估计结果进行分析(见表 2)。就各控制变量的影响系数来看, 物质资本投资率 (*inv*) 变量回归系数为 0.3 且达到 1% 显著水平, 这表明投资率每提高 1%, 将促使人均产出增长提高 0.3 个百分点。显然, 物质资本投资是推动我国经济增长的重要驱动力, 这与国内已有文献的结论基本一致(姚先国、张海峰, 2008)。而人力资本 (*hum*) 变量的回归系数为正, 但并不显著, 反映了目前阶段我国人力资本对经济增长的贡献仍然不足^②。劳动增长率 (*labor*) 变量的回归系数同样不具有统计显著性, 表明对于我国作为一个劳动力资源十分丰裕的国家而言, 劳动力数量的扩张并不能给经济增长带来更多的益处。

我们重点关注基础设施变量对经济增长的影响。从回归结果看(见表 2), 城市化 (*urb*) 回归系数在 1% 显著水平下统计显著且为正, 说明城市化水平提高有利于人均产出增长, 即在其他条件不变的情况下, 城市化水平每提高 1 个百分点, 人均产出就会提高 0.611 个百分点。交通密度 (*trans*) 变量也在 1% 显著性水平上统计显著, 反映了交通基础设施的发展对经济增长的积极影响, 在其他条件不变的情况下, 交通密度每增加 1 单位, 人均产出就会提高 0.118 个百分点。这个结果说明城市化水平的提高和交通基础设施的发展将对省区经济增长具有积极促进作用。从现实来看, 一定规模的城市往往拥有较为良好的基础设施, 较为完善的生产、金融、信息与市场, 因此, 城市便成为技术创新扩散、人才荟萃以及产业高度聚集的天然场所。这种聚集经济 (Agglomeration Economies) 很大程度上推动了收益递增效应的实现, 从而促进经济增长。特别对于发展中国家的中国而言, 城市在孕育马歇尔外部性培育创新、发展对外贸易以及促使人力资本积累方面显得重要。随着城市数量增加和规模扩大, 聚集经济促进生产效率的提高, 加速经济增长(程开明, 2009)。而交通基础设施建设有利于改善区域间的要素和商品流动, 促进经济往来, 从而加快经济增长。此外, 交通基础设施对经济增长具有空间溢出效应, 而这种溢出效应则通过各种微观路径来实现。按照国内学者张学良 (2009) 总结, 交通基础设施影响经济增长的微观路径主要表现在如下几方面: 交通基础设施的建设有助于降低运输成本, 改变区域的可达性, 从而影响企业和居民的运输和出行, 改变公司和家庭的区位选择, 并能对区域贸

^① 估计结果由软件 Matlab 7.0 计算得到, 空间面板计量的相关程序来自 LeSage 编写的 Spatial Econometrics Toolbox, 具体参见 <http://www.spatial-econometrics.com/>。

^② 人力资本回归系数为正, 但不显著, 其原因还可能由人力资本指标度量问题引起的。尽管人力资本积累与正规教育年限之间呈正相关, 但正规教育并不能完全准确反映真实的人力资本状况。因为, 这并没有考虑到教育质量, 也没有考虑到在职培训、干中学、健康投入等人力资本形成途径, 因此可能会低估人力资本对经济增长的影响程度。

易、分工、专业化和聚集经济产生作用,最终促进经济增长。总体而言,本文估计结果客观上为 Cohen(2007)等人的研究找到了中国的证据。

表 3 SLM 模型与 SEM 模型的 LM 值

	统计量	自由度	p 值
LM lag	3.067	1	0.08
Robust LM lag	8.36	1	0.004
LM error	0.198	1	0.656
Robust LM error	5.492	1	0.019

四、简要结论

针对大多数文献忽略区域之间的空间相关性,往往导致研究结论缺乏应有的说服力,本文采用较为前沿的空间计量经济方法,利用我国 29 个省区 1991-2006 年面板数据考察基础设施与经济增长的关系。结果表明:(1)中国的基础设施和经济增长呈现出明显的空间集群特征,绝大部分省区属于高-高和低-低类型,基础设施发展较好、经济增长较快的省份大都集中于东部沿海地区,而中、西部地区的发展相对滞后;(2)作为综合反映基础设施发展状况的城市化水平,对经济增长的影响显著为正,由于城市化是人口与经济活动高度聚集的过程,聚集经济将有助于收益递增效应的实现,进而促进经济增长;(3)交通基础设施对经济增长同样具有显著正影响,其原因在于交通基础设施的发展能有效地缩短区域间的空间距离,降低运输成本和交易费用,促进区域间经济往来,从而提升经济增长绩效。

基于以上结论,我国区域经济增长与基础设施的空间依赖性客观存在的,而且这种空间依赖性表现出鲜明的区域差异性。因此,相应的政策涵义是:(1)在制定中国基础设施建设和经济发展战略时,应充分考虑到不同省区的“异质性”特点,对于中西部属于低-低类型的欠发达省份,应加快基础设施投入,尤其是加大生产性基础设施投入对于经济增长更为重要;(2)应将地区间的空间相关性纳入到基础设施及经济增长的分析与政策制定过程中,重视中西部内陆地区与东部沿海地区的地理空间联系,进一步完善链接彼此的交通基础设施建设,推进东、中、西部内部互动,实现整个国民经济的可持续发展。

参考文献:

1. 程开明, 2009 《城市化、技术创新与经济增长》《统计研究》第 5 期。
2. 邓明、钱争鸣, 2009 《我国省际知识存量、知识生产与知识空间溢出》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
3. 郭庆旺、贾俊雪, 2006 《设施投资的经济增长效应》,《经济理论与经济管理》第 3 期。
4. 林光平、龙志和、吴梅, 2006 《中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析》,《数量经济技术经济研究》第 4 期。
5. 林毅夫、蔡昉、李周, 1999 《中国的奇迹: 发展战略与经济改革》,上海三联书店。
6. 骆永民, 2008 《财政分权、空间溢出与经济增长》,《财贸研究》第 3 期。
7. 王家庭、贾晨蕊, 2009 《我国城市化与区域经济增长差异的空间计量研究》,《经济科学》第 3 期。
8. 王任飞、王进杰, 2007 《基础设施与中国经济增长: 基于 VAR 方法的研究》,《世界经济》第 3 期。
9. 吴玉鸣、李建霞, 2006 《中国区域工业全要素生产率的空间计量经济分析》,《地理科学》第 4 期。
10. 张继红、吴玉鸣、何建坤, 2007 《专利创新与区域经济增长关联机制的空间计量经济分析》,《科学学与科学技术管理》第 1 期。
11. 张学良, 2007 《中国交通基础设施与经济增长的区域比较分析》,《财经研究》第 8 期。
12. 张学良, 2009 《交通基础设施、空间溢出与区域经济增长》,南京大学出版社。
13. 踪家峰、李静, 2006 《中国的基础设施发展与经济增长的实证分析》,《统计研究》第 7 期。
14. Anselin L. 1988 *Spatial Econometrics: Methods and Models* Dordrecht Kluwer Academic Publishers
15. Anselin L., and S. Rey. 1991 "Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models" *Geographical Analysis* 23: 112-131.
16. Aschauer D. A. 1989. "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23: 177-200
17. Barró R. J., and J. W. Lee 2001 "International Data on Educational Attainment Updates and Implications" *Oxford Economic Papers* 3: 63-541.
18. Boamet M. G. 1998 "Spillovers and the Locational Effects of Public Infrastructure" *Journal of Regional Science*, 38: 381-400
19. Cohen J. P., and P. Morrison 2004. "Public Infrastructure Investment, Interstate Spatial Spillovers, and Manufacturing Costs" *Review of Economic and Statistics* 86: 551-560.
20. Cohen, J. P. 2007. "Economic Benefits of Investments in Transport Infrastructure" OECD/IFF Joint Transport Research Centre Discussion Papers, 13, OECD, International Transport Forum.
21. Garcia-Milán, T., T. J. McGuire and R. H. Porter 1996 "The Effect of Public Capital in State Level Production Functions Reconsidered" *Review of Economics and Statistics* 78(2): 177-180.
22. Holtz-Eakin D. 1994. "Public Sector Capital and the Productivity Puzzle" *Review of Economics and Statistics*, 76: 12-21.
23. Holtz-Eakin D., and A. E. Schwartz 1995. "Spatial Productivity Spillovers from Public Infrastructure: Evidence from State

- Higlmayr " *International Tax and Public Finance*, 2: 459–468.
- 24 Munnell A. 1992 " Infrastructure Investment and Economic Growth " *Journal of Economic Perspectives*, 6(4): 189–198
- 25 Pereira A. M., and O. Roca-Sagales 2003 " Spillovers Effects of Public Capital Formation: Evidence from the Spanish Regions " *Journal of Urban Economics*, 53: 28–256
- 26 Rey S., and M. Janikas 2005 " Regional Convergence, Inequality and Space " *Journal of Economic Geography*, 5: 155–176

Infrastructure, Spatial Spillover and Regional Economic Growth

Wei Xiaohai

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

Abstract Based on China's panel data of 29 provinces during 1991–2006, this paper employs spatial econometrics to examine the influence of infrastructure on economic growth. The results show that (1) Infrastructure and economic growth exhibit a distinct spatial clustering feature, and most provinces belong to high-high or low-low regions. (2) Urbanization, as the comprehensive index to reflect infrastructure conditions, can effectively promote the gathering of population and industries, thus realizing increasing returns effect and economic growth. (3) The development of transportation infrastructure has shortened the spatial distance among regions, lowered transportation and transaction costs, thus facilitating economic transactions among regions and realizing economic growth.

Key Words Infrastructure; Economic Growth; Spatial Spillover; Spatial Econometric Model

JEL Classification C31, H54, R11, R12

(责任编辑: 孙永平、陈永清)

(上接第 81 页)

17. Krusell Per, Lee E. Ohanian, Jose-Victor Rios-Rull and Giovanni L. Violante 2000 " Capital-skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis " *Econometrica*, 68(5): 1029–1053.
18. Murphy, Kevin, Craig Riddell and Paul Romer 1998 " Wages, Skills, and Technology in the United States and Canada " NBER Working Paper 6638.
19. Thoenig Mathias and Thierry Verdier 2003 " A Theory of Defensive Skill-biased Innovation and Globalization " *American Economic Review*, 93(3): 709–728.
20. Tsou Meng-Wen, Jin-Tan Liu, Cliff J Huang 2006 " Export Activity, Firm Size and Wage Structure: Evidence from Taiwanese Manufacturing Firms " *Asian Economic Journal*, 20(4): 333–354.
21. Winchester Niven, and David Greenaway. 2005 " Rising Wage Inequality and Capital-skill Complementarity. " University of Otago Economics Discussion Papers 0528.
22. Wood, Adrian 1994 *North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-driven World*. Oxford: Clarendon Press.
23. Wu Xiaodong 2000 " Foreign Direct Investment, Intellectual Property Rights, and Wage Inequality in China " *China Economic Review*, 11(4): 361–384.
24. Xu Bin, and Wei Li 2007. " Trade, Technology, and China's Wage Inequality. " *Miner China Europe International Business School*.
25. Zhao Yaohui 2001 " Foreign Direct Investment and Relative Wages: The Case of China " *China Economic Review*, 12(1): 40–57.

Export, Bias of Technological Change and Wage Inequality in China

Shao Min and Liu Zhongli

(International Economics and Trade Department, Nankai University)

Abstract This paper seeks to identify the causal effect of export on wage inequality. We firstly decompose the changes of the wage inequality in China's industrial sector during the period of 2002–2007, and then introduce the impact of export into the decomposition framework. The main finding is that changes in wage inequality in industrial sector are mainly caused by technological progress within sectors. Increase in the export intensity would cause a relatively more skill-biased technological progress, and then an upward change in the wage inequality. We establish an econometric model and estimate it to test the main decomposition findings with industrial level data. Our estimation results suggest that export intensity is significantly positively related with wage inequality, which is not the result of reverse causality. During the sample period, changes in export intensity account for 17.32% ~ 22.51% of the changes in wage inequality in industrial sector. On the whole, the skill-bias of technological change can actually explain 51.13% of the change in wage inequality. Based on the empirical analysis, this paper suggests that government should focus on improving the technical level of export, and should also create conditions for strengthening the "learning by doing" effect of export behavior.

Key Words Export; Skill-biased Technological Change; Wage Inequality

JEL Classification F23, E25, C23

(责任编辑: 陈永清)