

# 空间外溢与区域经济增长趋同<sup>\*</sup>

——基于长江三角洲的案例分析

覃成林 刘迎霞 李超

**摘要：**空间俱乐部趋同是指经济增长初始条件和结构特征相似且空间上相邻的一组区域的经济增长收敛于相同的稳态，是区域经济增长俱乐部趋同的一个新研究领域，其发生机制是空间外溢促成区域经济出现地方化增长，进而导致空间俱乐部趋同。运用包含空间外溢的区域经济增长理论模型可以证明，空间外溢有可能导致空间俱乐部趋同。对中国长江三角洲 1990—2007 年区域经济增长过程所做的经验分析也表明，空间外溢对区域经济增长确有影响，空间俱乐部趋同客观存在。在考虑空间外溢的情况下，长江三角洲的空间俱乐部趋同速度为 1.57%。

**关键词：**区域经济增长 俱乐部趋同 空间俱乐部趋同 空间外溢

作者覃成林，经济学博士，暨南大学经济学院教授（广州 510632）；刘迎霞，经济学博士，河南大学哲学与公共管理学院副教授（开封 475001）；李超，暨南大学经济学院博士研究生（广州 510632）。

## 一、引言

俱乐部趋同是区域经济增长趋同的一种类型。根据 Barro 和 Sala-I-Martin 的经典定义，俱乐部趋同（club convergence）是指在经济增长的初始条件和结构特征等方面都相似的一组区域的经济增长收敛于相同的稳态。<sup>①</sup> 俱乐部趋同的结果是形成趋同俱乐部（convergence club）。较之于其他趋同类型，直到 20 世纪 90 年代中期，俱乐部趋同才受到学术界的关注。进入 21 世纪，俱乐部趋同研究成为区域经济增长

\* 本文为国家自然科学基金项目（40771055）的阶段性成果。感谢匿名评审专家提出的建设性意见。

① R. J. Barro and X. Sala-I-Martin, "Convergence Across States and Regions," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 22, no. 1, 1991, pp. 107-182.

趋同研究中的一个热点。<sup>①</sup>一方面,学术界在不同的国家和区域层次上进行实证研究,以检验是否存在俱乐部趋同现象及其普遍性。Quah 的研究发现,区域之间收入水平在时间序列上的分布表现为富裕和贫穷的“双峰”,形成了典型的俱乐部趋同,即所谓的“双峰模式”。<sup>②</sup>Desdoigts 的研究证实了 OECD 国家和非 OECD 国家内部都存在俱乐部趋同现象。<sup>③</sup>Canova 发现在人均收入层面上欧洲和 OECD 国家均存在趋同俱乐部。<sup>④</sup>Cermeño 运用马尔可夫转移概率模型分别对 57 个国家、100 个国家、OECD 国家和美国各州的不同样本数据进行分析,均发现了俱乐部趋同现象。<sup>⑤</sup>我国学者的研究也证实了俱乐部趋同现象的普遍存在。<sup>⑥</sup>另一方面,依据事实观察和实证分析,对俱乐部趋同的内涵进行拓展,先后形成了从时间维度、空间维度界定俱乐部趋同的研究思路。<sup>⑦</sup>

近年来,随着空间计量经济学的发展,俱乐部趋同的空间属性被发现和受到重视,一些学者开始寻求从空间维度讨论俱乐部趋同问题。<sup>⑧</sup>这是一个有价值的探索

- 
- ① M. M. Fischer and C. Stirböck, “Pan-European Regional Income Growth and Club-Convergence—Insights from a Spatial Econometric Perspective,” *Annals of Regional Science*, vol. 40, no. 4, 2006, pp. 693-721.
- ② D. Quah, “Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics,” *Economic Journal*, vol. 106, no. 437, 1996, pp. 1045-1055.
- ③ A. Desdoigts, “Patterns of Economic Development and the Formation of Clubs,” *Journal of Economic Growth*, vol. 4, no. 3, 1999, pp. 305-330.
- ④ F. Canova, “Testing for Convergence Clubs in Income Per-Capita: A Predictive Density Approach,” HWWA discussion paper 139, 2001, pp. 7-35.
- ⑤ R. Cermeño, “Growth Convergence Clubs: Evidence from Markov-Switching Models Using Panel Data,” Paper for the 10th International Conference on Panel Data, Berlin, 2002, pp. 1-19.
- ⑥ 蔡昉、都阳:《中国地区经济增长的趋同与差异——对西部开发战略的启示》,《经济研究》2000年第10期;刘强:《中国经济增长的收敛性分析》,《经济研究》2001年第6期;沈坤荣、马俊:《中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因研究》,《经济研究》2002年第1期;覃成林:《中国区域经济增长趋同与分异研究》,《人文地理》2004年第3期;何一峰:《转型经济下的中国经济趋同研究——基于非线性时变因子模型的实证分析》,《经济研究》2008年第7期;潘文卿:《中国区域经济差异与收敛》,《中国社会科学》2010年第1期。
- ⑦ 覃成林、张伟丽:《区域经济增长俱乐部趋同研究评述》,《经济学动态》2008年第3期。
- ⑧ J. L. Gallo and C. Ertur, “Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per Capita GDP in Europe, 1980-1995,” *Journal of Economics*, vol. 82, no. 2, 2003, pp. 175-201; M. Laurini, E. Andrade and P. L. V. Pereira, “Income Convergence Clubs for Brazilian Municipalities: A Non-Parametric Analysis,” *Applied Economics*, vol. 37, no. 18, 2005, pp. 2099-2118; S. Dall’erba, “Productivity Convergence and Spatial

方向。从所完成的有关研究工作中,<sup>①</sup> 笔者发现俱乐部趋同表现出明显的、内在的空间属性。如果细心观察依据时间维度所划分出的趋同俱乐部的成员区域在空间上的分布状态,就会发现两种被忽略的现象。其一是某类趋同俱乐部在空间上可能有多个,而不仅仅只有一个。也就是说,从时间维度识别的趋同俱乐部仅仅是一种类型,不能反映这种类型的趋同俱乐部的数量。其二是构成趋同俱乐部的多数成员区域在空间上是呈集聚状态的,表现为成员区域之间在空间上近邻且连续分布,但也有少量成员区域在空间分布上是离散的,与其他区域在空间上不相连。由此不难发现,时间维度的俱乐部趋同概念至少有两个缺陷。一是它仅能反映趋同俱乐部的类型数量信息,而不能反映某类趋同俱乐部的“个体”数量信息。如,在 Quah 的“双峰模式”中,<sup>②</sup> 每个“峰”仅代表了某类趋同俱乐部,而不能反映出该类趋同俱乐部的个体数量信息。二是它所划分出的趋同俱乐部成员区域在空间分布上有可能是离散的。在解释俱乐部趋同发生机制时,由于把空间上并不相连的区域放在一起进行分析,很容易忽略一些重要的信息或者加入与客观现实不符的伪信息,从而导致结论出现偏差。

根据以上认识,本文拟从区域经济增长俱乐部趋同的空间属性出发,定义区域经济增长空间俱乐部趋同概念(以下简称为空间俱乐部趋同,其所形成的趋同俱乐部则简称为空间趋同俱乐部),并重点从区域经济增长的空间外溢角度,对空间俱乐部趋同的发生机制进行解释。

本文余下内容安排如下:第二部分,对空间俱乐部趋同概念进行定义。第三部分,首先建立空间外溢促成区域经济呈现地方化增长、进而导致区域经济增长发生空间俱乐部趋同的机制假设。然后,根据这个假设,构建包含空间外溢的区域经济增长理论模型,揭示空间外溢导致空间俱乐部趋同的基本原理。第四部分,在第三部分基础上,构建用于检验空间俱乐部趋同的空间计量经济模型。第五部分,以长江三角洲地区的75个县作为样本区域,对空间俱乐部趋同做一个经验分析,以验证本文前面的理论构想。第六部分,为结论与讨论。

## 二、空间俱乐部趋同

以克鲁格曼为代表的新经济地理学的兴起,从理论上推动了区域经济增长空间

<sup>①</sup> Dependence among Spanish Regions, "Journal of Geographical Systems", vol. 7, no. 2, 2005, pp. 207-227.

<sup>①</sup> 覃成林、唐永:《河南区域经济增长俱乐部趋同研究》,《地理研究》2007年第3期;覃成林主编:《中国区域经济增长分异与趋同》,北京:科学出版社,2008年。

<sup>②</sup> D. Quah, "Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics," pp. 1045-1055.

属性对于俱乐部趋同影响的研究。从 20 世纪末开始, 区域经济增长的空间相关性和异质性对俱乐部趋同的影响逐步受到学术界的重视。

Martin 和 Sunley 认为, 区域经济体是一个开放的系统, 区域之间存在着各种物质和非物质的联系, 导致区域经济体之间存在不同程度的相互影响。一个区域的经济增长不仅取决于自身的基础和投入, 也依赖于其他区域的经济增长轨迹, 尤其是其周围邻居区域的经济增长状况。<sup>①</sup> Rey 等学者运用 ESDA 技术, 发现 1929—1994 年美国的区域经济增长具有很强的空间自相关性, 区域经济增长的趋同与其周边区域关系甚大。<sup>②</sup> López-Bazo 等学者的研究表明, 在欧洲国家区域经济增长趋同存在空间依赖和趋同俱乐部。<sup>③</sup>

区域经济增长在表现出空间相关性的同时, 又具有明显的空间异质性。由于区域之间普遍存在空间相互作用, 使得经济活动常常在某些特定区位上集聚, 而不是在空间中均匀分布。Gallo 和 Ertur 利用 1980—1995 年 138 个欧洲区域的人均 GDP 数据进行空间计量分析, 以考察空间效应在欧洲区域经济增长趋同中的作用。结果显示, 一个区域的人均 GDP 的平均增长率受到其邻居区域的平均增长率的显著影响。同时, 趋同过程在各区域类型之间是不同的, 欧洲区域形成了南部和北部两个趋同俱乐部。<sup>④</sup> Fischer 等学者的研究更为深入, 他们提出了一个基于空间异质性的检验俱乐部趋同的空间计量框架, 对 25 个欧洲国家的 256 个区域在 1995—2000 年的趋同过程进行分析, 得到了如下重要结论: 欧洲的俱乐部趋同过程存在异质性模式, 异质性同时表现在趋同速度和稳态水平上。<sup>⑤</sup>

从目前学术界的研究成果中, 笔者得到两个重要的启示。其一, 区域经济增长的空间相关性说明一个区域的经济增长过程与周边区域关系密切, 这就意味着空间上近邻的区域更容易发生俱乐部趋同, 形成趋同俱乐部。其二, 区域经济增长的空间异质性说明区域经济增长在空间上并不是一个统一的过程, 而经常是存在空间差

① R. Martin and P. Sunley, "Slow Convergence? The New Endogenous Growth Theory and Regional Development," *Economic Geography*, vol. 74, no. 3, 1998, pp. 201-207.

② S. J. Rey and B. D. Montouri, "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective," *Regional Studies*, vol. 33, no. 2, 1999, pp. 143-156; S. J. Rey and M. J. Janikas, "Regional Convergence, Inequality, and Space," *Journal of Economic Geography*, vol. 5, no. 2, 2005, pp. 155-176.

③ E. López-Bazo, E. Vayá, A. Mora and J. Suriñach, "Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union," *The Annals of Regional Science*, vol. 33, no. 3, 1999, pp. 343-370.

④ J. L. Gallo and C. Ertur, "Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per Capita GDP in Europe, 1980-1995," pp. 175-201.

⑤ M. M. Fischer and C. Stirböck, "Pan-European Regional Income Growth and Club-Convergence—Insights from a Spatial Econometric Perspective," pp. 693-721.

异。具有内部同质性和外部异质性的区域集群 (regional cluster) 有形成趋同俱乐部的趋向, 而它们之间则表现为分异或者差异扩大。

因此, 在俱乐部趋同研究中, 必须重视空间效应的影响。随着研究的深入, 时间维度的俱乐部趋同概念和检验不断受到批评。一些学者明确指出, 若把区域经济体视为封闭的“孤岛”来研究而忽视空间作用, 就可能会得出错误的结论。<sup>①</sup> 如果不考虑影响区域经济增长的空间特性, 那么, 运用一般 OLS 趋同模型所进行的趋同分析结果将会存在偏差甚至错误。<sup>②</sup> 于是, 少数学者试图从概念上把空间维度的俱乐部趋同与时间维度的俱乐部趋同区分开来。Baumont 等学者在 2003 年提出了空间趋同俱乐部 (spatial convergence clubs) 这个概念, 将其等同于空间体系 (spatial regimes)。<sup>③</sup> 其后, Rumayya 等学者将其定义为具有相同稳态性质的国家趋同于相同的长期增长路径。<sup>④</sup> Abreu 等学者在题为《空间与增长》的综述文献中沿用了这一定义。<sup>⑤</sup> 不难看出, 这个定义与传统俱乐部趋同概念并没有实质区别。此外, 一些学者使用了诸如空间体系 (spatial regime)、空间集群 (spatial cluster) 等表述。<sup>⑥</sup> 近年来, 以中

① B. Fingleton and E. López-Bazo, “Empirical Growth Models with Spatial Effects,” *Papers in Regional Science*, vol. 85, no. 2, 2006, pp. 177-198.

② C. Baumont, C. Ertur and J. L. Gallo, “A Spatial Econometric Analysis of Geographic Spillovers and Growth for European Regions, 1980-1995,” paper for the 6th RSAI World Congress 2000 “Regional Science in a Small World,” Switzerland, 2000, pp. 1-28; M. Laurini, E. Andrade and P. L. V. Pereira, “Income Convergence Clubs for Brazilian Municipalities: A Non-Parametric Analysis,” pp. 2099-2118.

③ C. Baumont, C. Ertur and J. L. Gallo, “Spatial Convergence Clubs and the European Regional Growth Process, 1980-1995,” in B. Fingleton, ed., *European Regional Growth*, Berlin: Springer, 2003, pp. 131-158.

④ Rumayya, W. Wardaya and E. A. Landiyanto, “Spatial Convergence Club & Regional Spillovers in East Java Economies,” Paralel Session VB: Regional Economic Development, Pukul 13.15-14.45, Hotel Borobudur, Jakarta, 2005.

⑤ G. Abreu, H. de Groot and R. Florax, “Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods,” *Région et Développement*, no. 21, 2005, pp. 13-44.

⑥ M. Bräuninger and A. Niebuhr, “Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence Effects in the EU,” ERSA conference papers, European Regional Science Association, 2005; M. M. Fischer and C. Stirböck, “Pan-European Regional Income Growth and Club-Convergence—Insights from a Spatial Econometric Perspective,” pp. 693-721; Dall’erba and L. Gallo, “Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds over 1989-1999: A Spatial Econometric Analysis,” *Papers in Regional Science*, vol. 87, no. 2, 2008, pp. 219-244; C. Ertur, J. L. Gallo and C. Baumont, “The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity Matter?” *International Regional Science Review*, vol. 29, no. 1, 2006, pp. 2-34; C. Ertur and W. Koch,

国区域为样本的研究也重视从空间角度来考察趋同问题。<sup>①</sup> 张伟丽等学者对中国的空间俱乐部趋同进行了研究,但是没有对空间俱乐部趋同概念进行明确的界定。<sup>②</sup> 由此可见,对空间俱乐部趋同概念做进一步的深入探讨是十分必要的。<sup>③</sup>

在上述国内外学者研究的基础上,结合笔者对俱乐部趋同的认识,<sup>④</sup> 本文对空间俱乐部趋同概念作如下定义:空间俱乐部趋同是指经济增长初始条件和结构特征相似且空间上相邻的一组区域的经济增长收敛于相同的稳态。相应地,这组区域就称之为空间趋同俱乐部。与时间维度的俱乐部趋同相比较,本文所定义的空间俱乐部趋同有两个主要特征。其一,发生俱乐部趋同的区域不仅在初始条件和结构特征等方面相似,而且在空间分布上是相邻的。其二,除了初始条件、结构特征之外,强调区域经济增长的空间相关性和异质性对于趋同所产生的影响,将其作为导致俱乐部趋同的重要影响因素。

在俱乐部趋同中单独区分出空间俱乐部趋同,从而形成时间维度的俱乐部趋同和空间维度的俱乐部趋同两种类型,<sup>⑤</sup> 其意义是多方面的。首先,空间俱乐部趋同描述空间相邻的区域之间所发生的俱乐部趋同这种现象。我们不难发现,富裕区域(或发达区域)、贫困区域(或欠发达区域)常常是连片分布的,这就是典型的空间趋同俱乐部。而且,这种空间趋同俱乐部往往有多个而不是仅有一个。Bode对东德的研究,马国霞等对中国京津冀都市圈的研究,覃成林和唐永对中国河南省的研究,

① “Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence,” *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, no. 6, 2007, pp. 1033-1062; J. Ramajo, M. Marquez, G. Hewings and M. Salinas, “Spatial Heterogeneity and Interregional Spillovers in the European Union: Do Cohesion Policies Encourage Convergence across Regions,” *European Economic Review*, vol. 52, no. 3, 2008, pp. 551-567.

① 洪国志、胡华颖、李郁:《中国区域经济发展收敛的空间计量分析》,《地理学报》2010年第12期;董冠鹏、郭腾云、马静:《空间依赖、空间异质与京津冀都市地区经济收敛》,《地理科学》2010年第5期。

② 张伟丽、覃成林:《区域经济增长俱乐部趋同的界定及识别——一个文献综述及中国案例的分析》,《人文地理》2011年第1期;张伟丽、覃成林、李小建:《中国地市经济增长空间俱乐部趋同研究——兼与省份数据的比较》,《地理研究》2011年第8期。

③ 刘迎霞、覃成林:《区域经济增长空间趋同假说研究新进展》,《经济学动态》2010年第2期。

④ 覃成林、张伟丽:《中国区域经济增长俱乐部趋同检验及因素分析——基于CART的区域分组和待检影响因素信息》,《管理世界》2009年第3期;张伟丽、覃成林:《区域经济增长俱乐部趋同的界定及识别——一个文献综述及中国案例的分析》,《人文地理》2011年第1期;张伟丽、覃成林、李小建:《中国地市经济增长空间俱乐部趋同研究——兼与省份数据的比较》,《地理研究》2011年第8期。

⑤ 覃成林、张伟丽:《区域经济增长俱乐部趋同研究评述》,《经济学动态》2008年第3期。

覃成林等学者、张伟丽等学者对中国的研究等都证实了这种现象的普遍存在。<sup>①</sup>其次，空间俱乐部趋同指引从区域之间的空间关系揭示俱乐部趋同机制的研究路径，在检验俱乐部趋同的时候避免了因忽略空间因素而导致的偏差。第三，空间俱乐部趋同提供从改变区域之间的空间关系，促成其相互之间发生趋同，缩小区域经济差异的政策选择可能性。比较而言，时间维度的俱乐部趋同概念没有考虑区域经济增长的空间属性，忽略区域之间的空间关系，不仅在检验俱乐部趋同时会产生误差，而且也不可能从区域空间关系的角度，揭示俱乐部趋同的机制和提供调控区域经济差异的政策启示。

总而言之，笔者认为，基于客观存在的事实和深化俱乐部趋同研究的角度，从俱乐部趋同概念中进一步区分出空间俱乐部趋同这个概念，不仅是必要的，而且是很重要的。这是俱乐部趋同研究中一个有价值的新领域。它既有广泛存在的事实根据，也有揭示俱乐部趋同影响因素和机制的科学价值，以及控制区域经济差异，促进区域经济协调发展的政策启示。

### 三、空间外溢作用下的空间俱乐部趋同理论模型

在发生机制方面，空间俱乐部趋同与时间维度的俱乐部趋同有什么差别呢？这是本文需要解决的第二个问题。上述对空间俱乐部趋同概念的讨论为我们揭示其发生机制提供了指引。即除了经济增长的初始条件和结构特征之外，需要重点从区域之间的空间关系去研究空间俱乐部趋同的发生机制。那么，区域之间的空间关系是如何引致空间俱乐部趋同的呢？对此，本文做出这样的假设：区域经济增长存在空间外溢，在空间外溢的作用下区域经济呈现地方化增长，进而导致了空间俱乐部趋同。

本文这部分的任务是从理论上阐明区域经济增长的空间外溢与地方化增长之间的内在联系，进而构建一个包含空间外溢的区域经济增长模型，以说明在空间外溢的作用下空间俱乐部趋同是如何发生的。

---

<sup>①</sup> E. Bode, "Regional Economic Interaction and the Role of Growth Poles in East Germany's Convergence Process," paper prepared for presentation at the International Conference on Policy Modeling, Brussels, 2002; 马国霞、徐勇、田玉军：《京津冀都市圈经济增长收敛机制的空间分析》，《地理研究》2007年第3期；覃成林、唐永：《河南区域经济增长俱乐部趋同研究》，《地理研究》2007年第3期；覃成林、张伟丽：《区域经济增长俱乐部趋同研究评述》，《经济学动态》2008年第3期；张伟丽、覃成林、李小建：《中国地市经济增长空间俱乐部趋同研究——兼与省份数据的比较》，《地理研究》2011年第8期。

### （一）空间外溢与地方化增长

在新经济增长理论中，知识和人力资本的外溢被视为促进经济增长的重要因素。<sup>①</sup>而且，外溢的存在有可能改变跨经济体的增长格局。新经济地理学也同样重视外溢对于经济增长的作用。但与新经济增长理论不同的是，新经济地理学特别强调外溢的空间性，<sup>②</sup>并将其定义为空间外溢。<sup>③</sup>

尽管在概念上尚未形成统一的精确界定，但新经济地理学家基本上都把空间外溢理解为一个区域通过资本和知识的外部性而对邻居区域（neighbor region）经济增长所产生的影响。<sup>④</sup>其作用机制可分为直接和间接两种。直接作用机制是一个区域的资本和知识外溢在没有增加邻居区域成本的情况下，改善了它们的资本、知识供给条件，并带来其他相关经济增长条件的改善，从而提高了邻居区域的经济增长能力。换句话说，某个区域的经济增长会受益于邻居区域经济增长条件的改善。间接作用机制是空间外溢有可能增加或创造新的市场机会，引导经济活动在空间上集聚。<sup>⑤</sup>受区位指向和区位竞争的双重影响，靠近经济增长中心的邻居区域有可能吸引到更多的经济活动，从而经济活动的规模得以扩大，同时经济活动的专业化或者多样性趋于增强。<sup>⑥</sup>而且，这两种作用机制都具有循环累积的特征。因此，在空间外溢的影响下，区域之间的经济增长表现出显著的空间相关性和相互依赖性。

空间外溢还具有距离衰减的特征，<sup>⑦</sup>即随着空间距离的增大，空间外溢的强度减小。这就意味着，空间外溢存在着地理边界。进一步，不难证明，空间外溢对区域经济增长所产生的影响是在一定的地理空间范围内实现的，于是就形成了地方化的增长。地方化增长是本文对区域经济增长所表现出的地方性特征的描述。它是可以经常观察到的区域经济增长现象，如改革开放以来我国的长江三角洲、珠江三角洲的经济增长就属于典型的地方化增长。这种增长主要表现为集中在一个有限的地

① P. Romer, "Increasing Returns and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*, vol. 94, no. 5, 1986, pp. 1002-1037; R. J. Lucas, "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, no. 1, 1988, pp. 3-42.

② S. J. Rey and B. D. Montouri, "US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective," pp. 143-156.

③ 有学者称之为地理外溢（geographic spillovers）或区域外溢（regional spillovers）。

④ 从这个认识中，我们不难看出，如果考察对象是多个区域的话，空间外溢也可以理解为是一种区域之间的相互作用和影响。这仅是对同一种现象所作的不同描述而已。

⑤ A. Cassar and R. Nicolini, "Spillovers and Growth in a Local Interaction Model," *The Annals of Regional Science*, vol. 42, no. 2, 2008, pp. 291-306.

⑥ 究竟是专业化还是多样性得到增强，需要视具体情况而定。

⑦ R. Paci and F. Pigliaru, "Technological Diffusion, Spatial Spillovers and Regional Convergence in Europe," FEEM working paper, no. 36, University of Cagliari, 2001.

理空间内，各个区域的经济呈“普涨”之势，形成相互作用、充满活力的区域集群。另一种地方化增长的情形是各个区域的经济均呈现缓慢增长（有时甚至是停滞、衰退）之势，形成贫困、落后的区域集群。

从趋同的视角考察地方化增长现象，我们完全可以将其与前述提出的空间俱乐部趋同联系起来，进而做出这样的逻辑推理：空间外溢→地方化增长→空间俱乐部趋同。这个逻辑推理的合理性可以从 Lucas、Krugman 的研究中得到有力的支持。Lucas 曾构建了一个包含人力资本外溢的增长模型，指出在经济体分组的情况下，组内的外溢比组之间的外溢要大得多，这就有可能导致组内趋同而组之间出现差异。<sup>①</sup> 如果我们从空间的角度来比对 Lucas 的这个观点，就会发现，由经济部门所构成的各组经济体就是地方化增长所形成的区域集群，那么，由空间外溢所导致的地方化增长在本质上就是区域集群内部的趋同，即空间俱乐部趋同。Krugman 揭示了经济空间集聚存在阴影效应（shadow effect），<sup>②</sup> 这说明空间外溢是有地理边界的。由于知识、人力资本的禀赋和动态变化具有明显的空间差异，因此，发生空间外溢的区域应该有多个且在空间上是分离的。这样就可能形成若干个地方化增长，进而有形成多个空间趋同俱乐部的可能。

下面，我们用一个包含空间外溢的区域经济增长模型，证明空间外溢是如何导致空间俱乐部趋同的。

## （二）包含空间外溢的区域经济增长模型

借鉴 López-Bazo 等学者的做法，<sup>③</sup> 我们考察一种简单的情况：在一个区域经济体中存在若干个区域，<sup>④</sup> 它们具有相似的初始条件和结构特征，且在空间中彼此相连、互为邻居区域。其中，区域  $i$  在  $t$  时期的劳动生产率  $y_{it}$  是劳均资本  $k_{it}$  的函数，<sup>⑤</sup> 相应的技术水平用  $A_{it}$  来表示，<sup>⑥</sup> 于是有：

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} \quad (1)$$

这里，做如下假设： $0 < \alpha < 1$ ，即资本的边际产出为正，但随着劳均资本的增加而递减；在区域内部，资本的积累会产生外部性，因此， $A_{it}$  为  $k_{it}$  的函数；在区域

① R. J. Lucas, "Making a Miracle," *Econometrica*, vol. 61, no. 2, 1993, pp. 251-271.

② P. Krugman, "On the Number and Location of Cities," *European Economic Review*, vol. 37, no. 2, 1993, pp. 293-298.

③ E. López-Bazo, E. Vayá and M. Artis, "Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions," *Journal of Regional Science*, vol. 44, no. 1, 2004, pp. 43-73.

④ 我们把该区域经济体作为一个待检验的空间趋同俱乐部。

⑤ 为了分析问题简化，这里  $k$  仅代表实体资本。

⑥ 此时， $A_{it}$  不仅表示区域  $i$  在  $t$  时期的技术水平，在本模型中还代表该区域在此时所接受的空间外溢。

之间存在空间外溢，所以， $A_{it}$  又是邻居区域资本存量的函数。

因此， $A_{it}$  的表达式可以写成如下形式：

$$A_{it} = \Delta k_{it}^{\delta} k_{\rho it}^{\gamma} \quad (2)$$

(2) 式中， $\Delta$  是一个外生变量，为了讨论简单，假定它是常数； $\delta$  是对区域内外部性的测度；下角标  $\rho i$  表示区域  $i$  的一系列邻居区域，于是， $k_{\rho i}$  就是区域  $i$  所有邻居区域的劳均资本； $\gamma$  是对空间外溢的测度，且  $\gamma > 0$ ，其含义为，当  $k_{\rho it}$  提高 1%，那么，区域  $i$  的  $A_{it}$  将提高  $\gamma\%$ 。<sup>①</sup>

(2) 式和 (1) 式联立可得：

$$y_{it} = \Delta k_{it}^{\tau} k_{\rho it}^{\gamma} \quad (3)$$

(3) 式中， $\tau = \alpha + \delta$ ，表示当区域  $i$  提高其劳均资本存量 1%，那么，它就会获得  $\tau\%$  的回报率；如果其邻居区域同时也提高自身的资本存量，那么，就会产生空间外溢效应，使区域  $i$  的回报率提高至  $(\tau + \gamma)\%$ 。当然，即使此时在区域  $i$  内部  $k_i$  没有进一步增加，生产率  $y_i$  也会随着  $k_{\rho i}$  的增加而提高。这是因为空间外溢会使区域  $i$  的资本更具生产效率。

$k_i$  的增长率可以表示为：<sup>②</sup>

$$\frac{\dot{k}_i}{k_i} = s \Delta k_i^{-(1-\tau)} k_{\rho i}^{\gamma} - (d+n) \quad (4)$$

(4) 式中， $s$  是储蓄率，<sup>③</sup>  $(d+n)$  是有效折旧率。显然， $k_i$  的增长率在区域内报酬递减 ( $\tau < 1$ ) 的假设下是区域  $i$  劳均资本存量的减函数，同时是区域  $i$  邻居区域劳均资本存量的增函数。这就意味着，如果区域  $i$  的邻居区域的资本存量较高，那么，由于空间外溢效应的作用，区域  $i$  就会获得较高的投资回报率。

此外，假设在稳态情况下，所有区域具有相同的劳均资本数量，即  $k_i^* = k_{\rho i}^* = k^*$ 。那么，在均衡情况下，区域经济体的增长率即为：

$$g_k = \frac{\dot{k}}{k} = s \Delta k^{-(1-(\tau+\gamma))} - (d+n) \quad (5)$$

长期来看  $g_k = 0$ ，因此，当  $\tau + \gamma < 1$  时，区域经济体将收敛于下列稳态时的劳均资本量：

$$k^* = \left( \frac{s \Delta}{n+d} \right)^{\frac{1}{1-(\tau+\gamma)}} \quad (6)$$

- ① 显然，当  $\delta = \gamma = 0$  及  $\alpha < 1$  时，就回到了传统的索罗—斯旺生产函数设定上，而罗默—卢卡斯的包括外部效应的生产函数设定就表示为  $\delta > 0$  及  $\gamma = 0$ 。
- ② 参数的含义和推导过程与索罗增长模型类似，可参见 R. M. Solow, "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, no. 1, 1956, pp. 65-94.
- ③ 为了简单起见，这里我们假定它是外生的。

用生产率来表示即为：

$$y^* = \Delta \frac{1}{1-(\tau+\gamma)} \left( \frac{s}{n+d} \right)^{\frac{\tau+\gamma}{1-(\tau+\gamma)}} \quad (7)$$

由 (7) 式可以看出，在本模型中稳态时的增长率不仅依赖于通常所设定的参数 (s、n、d)，还依赖于空间外溢的强度 (τ、γ)。显然，区域相互依赖性越强，稳态时劳均资本存量就越高。当  $\tau+\gamma < 1$  时，该区域经济体中的所有区域都收敛于一个共同的稳态（因为均衡时增长率为劳均资本的减函数），于是，在区域经济体内部发生了空间俱乐部趋同。但是，当出现  $\tau+\gamma \geq 1$  这种情况时，就会产生一个内生增长，而不会发生趋同。<sup>①</sup>

下面只考察在  $\tau+\gamma < 1$  时包含空间外溢的增长方程。对数线性化后，对 (4) 式在稳态附近应用一阶泰勒展开，可得：

$$(\ln k_{it} - \ln k_{i0}) = (1 - e^{-\beta t}) (\ln k^* - \ln k_{i0}) \quad (8)$$

其中， $\beta = (1 - \tau)(n + d)$  是通常所指的趋同速度。此外，考虑到，

$$\ln k_{it} = \frac{\ln y_{it} - \ln \Delta - \gamma \ln k_{\rho it}}{\tau}$$

$$\ln k^* = \frac{\ln y^* - \ln \Delta}{\tau + \gamma} \quad (9)$$

可以根据劳动生产率得到如下表达式：

$$(\ln y_{it} - \ln y_{i0}) = \xi - (1 - e^{-\beta t}) \ln y_{i0} + \gamma (\ln k_{\rho it} - \ln k_{\rho i0}) + \gamma (1 - e^{-\beta t}) \ln k_{\rho i0} \quad (10)$$

ξ 是一个常数，衡量 y 在长期均衡时的水平，表示为：

$$\xi = (1 - e^{-\beta t}) \left[ \frac{1 - \gamma}{1 - (\tau + \gamma)} \ln \Delta + \frac{\tau}{1 - (\tau + \gamma)} \ln s - \frac{\tau}{1 - (\tau + \gamma)} \ln (n + d) \right] \quad (11)$$

从以上模型中可得到以下三个结论。第一，在存在空间外溢的情况下，当  $\tau+\gamma < 1$  时，就会发生空间俱乐部趋同，但这并不影响趋同速度的大小，因为 β 是参数 τ、n、d 的函数。第二，在增长方程中出现了两个新的元素：邻居区域劳均资本的增长率  $(\ln k_{\rho it} - \ln k_{\rho i0})$  和它们的初始水平  $\ln k_{\rho i0}$ 。本文中，在空间外溢均为正的情况下 ( $\gamma > 0$ )，所有的变量都会提高区域 i 的生产率。第三，从模型中可以看出，空间外溢的假设对稳态时的劳均资本数量和劳动生产率均有一个正的影响。

① 这里假定邻居区域的空间外溢效应是有限的，因此，即使考虑空间外溢，也不会改变报酬递减的总体趋势，即  $\tau+\gamma < 1$ 。所以，从理论上就可以推导出发生空间俱乐部趋同的结论。在理论模型讨论中为了保证完备性，我们对  $\tau+\gamma \geq 1$  时的情况亦进行说明，但在现实中这种情况发生的可能性极小。这个假定将在后文的经验性分析中加以佐证。

#### 四、空间俱乐部趋同的空间计量经济检验模型

按照上文给出的理论模型，在这一部分中我们给出两个经验性设定，即生产函数设定和增长方程设定。根据理论模型中的解释，在存在空间外溢的情况下，当  $\tau + \gamma < 1$  时，区域经济体内的差异会逐渐缩小，于是发生空间俱乐部趋同。因此，在检验区域经济体是否发生空间俱乐部趋同之前，有必要对其生产函数进行经验性估计，考察  $\tau + \gamma$  的估计值。然后，根据参数表现检验是否存在空间俱乐部趋同。

对 (3) 式两边同时取对数可以得到：

$$\ln y_{it} = \ln \Delta + \tau \ln k_{it} + \gamma \ln k_{pit} \quad (12)$$

此外，考虑到，

$$\ln k_{pit} = \frac{\ln y_{pit} - \ln \Delta}{\tau} \quad (13)$$

将 (13) 式代入到 (10) 式中可得：

$$(\ln y_{it} - \ln y_{i0}) = \xi' - (1 - e^{-\beta t}) \ln y_{i0} + \frac{\gamma}{\tau} (\ln y_{pit} - \ln y_{pi0}) + \frac{\gamma}{\tau} (1 - e^{-\beta t}) \ln y_{pi0} \quad (14)$$

在 (12)、(14) 式中引入空间权重矩阵  $W$ （在本文中  $W$  采用一阶 Rook 空间邻接矩阵<sup>①</sup>），则区域生产函数和增长方程就可以改写为如下形式：

$$\ln y = \ln \Delta + \tau \ln k + \gamma W \ln k + v, \quad v \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (15)$$

$$g_y = a - (1 - e^{-\beta}) \ln y + \varphi W g_y + \varphi (1 - e^{-\beta}) W \ln y + v, \quad v \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (16)$$

我们注意到，在由理论模型推演出的待估计的经验设定中，解释变量含有邻居区域的某些信息，<sup>②</sup> 因此，从这个意义上讲，该设定本身就是空间计量经济模型。Abreu 等学者认为类似于这种形式的模型，即在等号右边包含更多个解释变量的空间滞后项的设定形式，也可以用来刻画空间外溢效应，并把这类模型称为空间交叉回归模型（Spatial Cross-Regressive Model，简称 SC—RM）。<sup>③</sup> 此类模型的应用可

- ① 一些学者（如 López-Bazo 等）通过使用不同的空间权重矩阵定义区域空间关系，发现所得结论并没有显著不同。因此，本文在空间权重矩阵的选择中仅考虑了一阶 Rook 空间邻接矩阵的情况。参见 E. López-Bazo, E. Vayá and M. Artis, "Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions," pp. 43-73.
- ② 如 (15) 式中的  $W \ln k$ 、(16) 式中的  $W g_y$ 、 $W \ln y$ ，这些变量均表示由空间权重矩阵  $W$  所定义的邻居区域的相关信息，或称为相关变量的空间滞后项。
- ③ G. Abreu, H. de Groot and R. Florax, "Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods," pp. 13-44.

以避免过度依赖空间误差模型 (Spatial Errors Model, 简称 SEM, 误差过程表现为来自不同区域误差的空间协方差) 和空间滞后模型 (Spatial Lag Model, 简称 SLM, 包括等号右边内生变量的空间滞后项)。<sup>①</sup> 例如, 有学者在趋同模型中引入人力资本和初始收入的空间滞后项, 通过构造空间交叉回归模型来反映人力资本和技术溢出效应。<sup>②</sup> 该模型的基本形式如下:

$$y = X_1\beta + \varphi WX_2 + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (17)$$

(17) 式中,  $X_1$  和  $X_2$  分别为模型中两组解释变量构成的矩阵, 不同之处在于,  $X_1$  表示的是目标区域观测值构成的解释变量矩阵, 而  $X_2$  与  $W$  的乘积构成的  $WX_2$  表示的是目标区域的邻居区域平均观测值构成的解释变量矩阵。简单来讲, 该模型中不仅引入了常规的非空间滞后解释变量, 而且还引入了邻居区域的某些平均特征作为模型解释变量。该模型与其他空间计量经济模型的显著不同之处在于, 模型中的空间滞后项是外生的, 因此, 这些变量的存在不会直接导致模型的估计偏差, 所以, 在估计时可选用 OLS 法来进行。

本文基于理论模型所构造的生产函数和增长方程的经验设定形式, 属于空间交叉回归模型的结构, 所以, 在进行估计时宜首先采用 OLS 法, 然后, 根据空间依赖诊断结果判断空间依赖的存在性, 选择适合的模型进行估计。

## 五、经验分析

本文选择我国经济最发达、经济集聚程度最高的长江三角洲作为案例区域。该区域自改革开放特别是 1990 年以来, 经济持续快速增长, 内部经济联系日趋密切, 空间相互作用显著, 而且有上海这个强大的经济核心, 因此是一个检验空间俱乐部趋同较为理想的区域。<sup>③</sup>

① 限于篇幅, 本文不再赘述这两个目前被普遍应用的空间计量经济模型的基本形式。

② S. Lall and S. Yilmaz, "Regional Economic Convergence: Do Policy Instruments Make a Difference?" *Annals of Regional Science*, vol. 35, no. 1, 2001, pp. 153-166; Rumayya, W. Wardaya and E. A. Landiyanto, "Spatial Convergence Club & Regional Spillovers in East Java Economies."

③ 张学良对该区域的经济收敛性进行检验后发现, 区域内部存在显著的空间依赖, 在分析时段内表现出收敛趋势, 但其研究的经验设定并没有基于严格的理论模型, 而仅就变量关系进行检验。本文的工作是从理论模型出发, 从检验“空间俱乐部趋同”的角度来研究该区域, 以期对研究结论能够比较印证。参见张学良:《中国区域经济收敛的空间计量分析——基于长三角 1993—2006 年 132 个县市区实证研究》,《财经研究》2009 年第 7 期; 张学良:《长三角地区经济收敛及其作用机制: 1993—2006》,《世界经济》2010 年第 3 期。

本文的分析时段是 1990—2007 年，研究区域包括长江三角洲 16 个城市的 75 个县、市、区。<sup>①</sup> 所用数据均来自相应年份的《上海统计年鉴》、《江苏统计年鉴》和《浙江统计年鉴》。由于各县区居民消费物价指数缺失，因此，在计算各县区的实际 GDP 时，用所在省份的居民消费物价指数进行调整，进而获得基于 1990 年可比价格的实际 GDP。另外，因为没有资本存量的相关统计数据，本文用投资流量数据和永续盘存法来获得估算的资本存量数据。<sup>②</sup> 具体是， $K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_t$ ，其中， $K_t$  和  $I_t$  分别为  $t$  时期的资本存量和投资， $\delta$  为几何折旧率。基期资本存量按照常用方法计算： $K_0 = I_0 / (g + \delta)$ ，<sup>③</sup> 其中， $g$  是样本期真实投资的年平均增长率， $K_0$  和  $I_0$  是基期资本存量和投资。折旧率  $\delta$  按照多数人的选择定为 5%。<sup>④</sup> 关于固定资产投资价格指数，由于数据缺失，参照张学良的做法，<sup>⑤</sup> 用各县区所在省份的固定资产投资价格指数来替代，其中，1996 年之前的数据按照张军等介绍的方法计算各省份隐含投资平减指数获得，<sup>⑥</sup> 1996 年之后的数据直接采用《中国统计年鉴》中公布的固定资产投资价格指数。具体的分析指标见表 1。

表 1 变量及说明

变 量	名 称	说 明
y	人均 GDP	用各年份实际 GDP 除以人口数获得
k	人均资本	用估算的各年份资本存量除以人口数获得
$g_y$	人均 GDP 年度增长率	用两年度人均 GDP 的对数值之差与时间间隔之比来表示

- ① 包括上海市、江苏省的 8 个市（南京、苏州、扬州、镇江、泰州、无锡、常州、南通）和浙江省的 7 个市（杭州、宁波、湖州、嘉兴、舟山、绍兴、台州）。其中，上海市下辖的崇明县因数据缺失，不做单独考虑，在统计时并入上海市区。区级行政单位按其归属地进行合并，统一按市区来进行处理。根据 2007 年底长江三角洲行政区划格局，本文考察对象共包括 75 个县、市、区，之前年份各县区的统计数据均以 2007 年底行政区划格局为标准进行调整。
- ② 在对资本存量的数据估算中，多数学者均采用永续盘存法来进行，但是这种方法也存在一定的问题，因为只有选择的基期越早，基期资本存量估计的误差对后续年份的影响才会越小，所以，对全国资本存量测算的基期往往选择在 1952 年（参见雷辉：《我国资本存量测算及投资效率的研究》，《经济学家》2009 年第 6 期）。由于本文考察的是长江三角洲的县域资本存量，因数据方面的限制而不能获得其早期全社会固定资产投资数据，因此，本文测算的数据与真实存量数据可能会有一定的差距。不过，本文的研究重点在于把资本存量作为解释变量引入模型，而非对资本存量本身的研究，所以这种误差不会对本文主要结论产生显著影响。
- ③ 张军、吴桂英、张吉鹏：《中国省际物质资本存量估算：1952—2000》，《经济研究》2004 年第 10 期。
- ④ 郭庆旺、贾俊雪：《中国全要素生产率的估算：1979—2004》，《经济研究》2005 年第 6 期。
- ⑤ 张学良：《长三角地区经济收敛及其作用机制：1993—2006》，《世界经济》2010 年第 3 期。
- ⑥ 张军、吴桂英、张吉鹏：《中国省际物质资本存量估算：1952—2000》，《经济研究》2004 年第 10 期。

### (一) 区域经济增长空间自相关检验

为了更清楚地考察长江三角洲各县区之间的空间依赖关系,本文分别做出其1990年和2007年人均实际GDP标准化值的Moran' I散点图(见图1),用于观察其经济增长空间自相关的程度及变化状况。根据Moran' I散点图的含义,把所考察的区域分为四个部分,即H—H、L—H、L—L、H—L,其依次位于散点图的第I、II、III、IV象限中,分别表示目标区域值较高、邻居区域值也较高,目标区域值较低、邻居区域值较高,目标区域值较低、邻居区域值也较低,目标区域值较高、邻居区域值较低的四种情形。这样,通过仔细分析Moran' I散点图就可以获得长江三角洲内部经济增长空间自相关状况的信息。

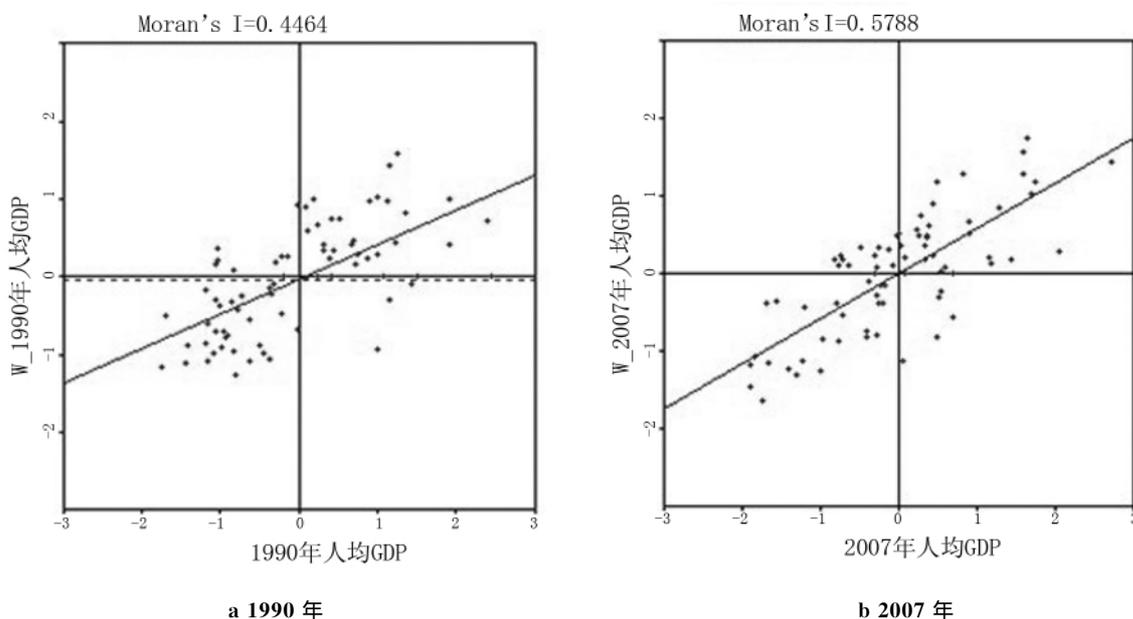


图1 长江三角洲人均GDP Moran' I散点图

从图1可知,长江三角洲人均GDP的Moran' I值1990年是0.4464,2007年是0.5788,均为显著的空间自相关且呈现出增大的趋势。这为本文所提出的空间外溢假设提供了经验性证据。在这两幅图上,大多数的区域都位于第I、III象限,即H—H和L—L区域,呈现出典型的空间俱乐部趋同特征。<sup>①</sup>

### (二) 空间俱乐部趋同的空间计量经济模型检验

首先,对长江三角洲75个县区的1990年和2007年的总量生产函数进行估计,确定 $\tau + \gamma$ 的估计值。然后,对上述区域1990—2007年的数据进行增长方程的估计,

<sup>①</sup> 当然,仍有少数区域落在II、IV象限中,这可能是由于区域本身空间外溢不强(H—L型)或接受空间外溢能力不强(L—H型)所导致。

检验是否发生了空间俱乐部趋同。在这两步分析中，本文均按照空间计量经济学经验分析的研究规范来进行。先不考虑模型以外的空间依赖性，用 OLS 法对模型进行估计。然后，根据空间依赖诊断结果，判断空间依赖的存在性及选择适合的模型进行估计。具体方法是，当 LM—LAG 和 LM—ERR 诊断结果都不显著时，说明构造的模型已经能够解释空间相关性，保留原有的 OLS 分析结果。当两者有其一显著时，说明模型中仍然存在空间相关性，用 OLS 估计的结果是有偏的，这时应选择适合的空间计量经济模型来进行估计。具体地，当 LM—LAG 显著而 LM—ERR 不显著时，采取空间滞后模型进行估计，反之，采取空间误差模型进行估计；当 LM—LAG 和 LM—ERR 均显著时，比较 Robust LM—LAG 和 Robust LM—ERR 诊断结果，前者显著就用空间滞后模型，反之，用空间误差模型。按照这个步骤对 (15)、(16) 式进行估计，结果见表 2 和表 3。<sup>①</sup>

表 2 长江三角洲生产函数 OLS 估计结果

	1990—OLS	2007—OLS
Constant	3.00 [66.35]***	1.82 [7.64]***
$\tau$	0.21 [7.60]***	0.52 [10.37]***
$\gamma$	0.06 [1.96]**	0.02 [1.95]**
R <sup>2</sup>	0.49	0.60
LIK	45.04	36.97
AIC	-84.09	-67.94
SC	-77.14	-60.98
LM—LAG	4.24 (0.03)	17.29 (0.00)
Robust LM—LAG	6.01 (0.01)	0.90 (0.34)
LM—ERR	4.63 (0.03)	30.77 (0.00)
Robust LM—ERR	1.41 (0.13)	14.38 (0.00)
Moran' I	2.42 (0.01)	5.89 (0.00)
Breusch—Pagan	3.57 (0.16)	5.58 (0.06)
Jarque—Bera	10.21 (0.00)	4.83 (0.08)

注：LIK、AIC、SC 是检验模型拟合度的指标，LIK 越大拟合度越好，AIC 和 SC 数值越小表示拟合度越好；LM—LAG、Robust LM—LAG、LM—ERR、Robust LM—ERR 和 Moran' I 是空间依赖诊断指标；Breusch—Pagan 是异方差诊断指标；Jarque—Bera 是回归诊断指标。\*，\*\*，\*\*\* 分别表示显著性水平为 10%，5%，1%（下表同）。方括号内的数值是 t 检验值，圆括号内的数值为 p 值。

在生产函数的估计中，可以看出 OLS 估计结果存在偏差（见表 2）。两个年份生产函数模型估计中，Moran' I 指数均在 1% 水平上高度显著（见表 2 的 Moran' I 指数），说明这两个模型存在显著的空间自相关，这是导致 OLS 估计结果存在偏差的原因。从 LM—LAG 和 LM—ERR 诊断结果来看，1990 年生产函数宜采取空间滞后模型来估计，而 2007 年生产函数则用空间误差模型来估计，其估计结果见表 3。

<sup>①</sup> 限于篇幅，本文仅给出 1990 年和 2007 年生产函数的各项估计结果，用以确定  $\tau + \gamma$  的估计值，验证空间俱乐部趋同理论模型的结论。

对比 OLS 估计结果和空间计量经济分析结果可以发现，在（15）式中本文虽然构造了  $Wlnk$  项来表示邻居区域的人均资本存量水平，用于解释目标区域的人均 GDP 水平，但并没有有效消除空间自相关，而采用合适的空间计量经济模型进行估计可以提高模型拟合度，并获得一致无偏估计量。这也提示我们在空间计量经济技术应用方面，并非所有空间交叉回归模型都可以用 OLS 方法进行估计，在具体操作的过程中亦需要进行空间自相关检验，进而选择合适的方法。

我们估计生产函数的目的有两个：其一，确定  $\tau + \gamma$  的估计值；其二，测度空间外溢的大小。在这两个年份的估计结果中，可以发现都是  $\tau + \gamma < 1$ ，这为后面进行空间俱乐部趋同假说检验提供了保证。此外，这两个年份中的  $\gamma$  均不同程度地显著为正且小于相同时期的  $\tau$ ，表明一个区域的人均 GDP 与邻居区域实体资本的增长存在正向关系，即在长江三角洲存在空间外溢。而且，邻居区域空间外溢的影响小于区域内部实体资本对人均 GDP 的影响，这较为符合前述理论模型的结论。

表 3 长江三角洲生产函数空间计量经济分析结果

	1990—SLM	2007—SEM
Constant	3.08 [2.17]**	2.39 [9.47]***
$\tau$	0.18 [5.22]***	0.40 [7.73]***
$\gamma$	0.14 [4.62]***	0.01 [2.09]**
$\rho$	0.05 [2.07]**	
$\lambda$		0.82 [17.16]***
$R^2$	0.52	0.77
LIK	47.28	54.87
AIC	-86.56	-103.75
SC	-77.29	-96.80
Likelihood Ratio test	4.47 (0.03)	35.81 (0.00)
Breusch—Pagan test	3.00 (0.22)	8.94 (0.01)

注： $\rho$  为空间滞后项估计系数， $\lambda$  为空间误差项估计系数；方括号内的数值是  $z$  检验值，圆括号内的数值为  $p$  值。

进一步，在明确  $\tau + \gamma < 1$  的前提条件下，我们检验长江三角洲是否发生了空间俱乐部趋同。这里需要估计增长方程（16）式，确定  $\beta$  的估计值。由于（16）式给出的增长方程是空间计量经济模型中的空间交叉回归模型（17）式的形式，根据前文说明，需要首先用 OLS 法进行估计，判断模型中是否存在空间自相关，结果见表 4。

表 4 长江三角洲 1990—2007 年增长方程估计结果

	OLS
Constant	0.05 [3.27]***
$\beta$	-0.0157 [-1.89]*
$W_{gy}$	0.39 [1.98]**
$W_{lny}$	0.0062 [1.77]*
$R^2$	0.06
F	1.49

续表 4

	OLS
LIK	259.31
AIC	-510.63
SC	-501.36
LM—LAG	0.00 (0.99)
Robust LM—LAG	0.06 (0.80)
LM—ERR	0.004 (0.94)
Robust LM—ERR	0.06 (0.79)
Moran' I	0.37 (0.70)
Breusch—Pagan	10.96 (0.01)
Jarque—Bera	2.48 (0.28)

注：方括号内的数值是 t 检验值，圆括号内的数值为 p 值。

从表 4 中可以看出，Moran' I 指数不显著，即 (16) 式所构造的空间计量经济模型已通过相关解释变量的空间滞后项消除了空间自相关，所以，此时 OLS 法是 (16) 式的合适的估计方法。这里， $\beta$  估计值为  $-0.0157$ ，说明在该时段长江三角洲经济增长发生了空间俱乐部趋同，趋同速度为  $1.57\%$ 。 $Wg_y$  项系数的估计值显著为正，说明在这一时段长江三角洲内邻居区域经济增长率对目标区域经济增长有正向影响，这种形式的空间外溢产生的途径与需求方的外部性相关，因为一个区域生产的最终产品或投入品的需求来自于其邻居区域。<sup>①</sup>  $Wl_{ny}$  项的系数也显著为正，说明该时段长江三角洲内邻居区域人均收入水平亦对目标区域经济增长率有显著的正向影响。这种形式的空间外溢产生的途径是与供给方的外部性相关的，<sup>②</sup> 即通过邻居区域收入水平进行传导的，因为邻居区域的收入水平直接反映的是供给方经济总量，这可以通过邻居区域供给方的技术外溢或货币外部性进行跨区域传导，进而产生对目标区域的空间外溢效应。<sup>③</sup> 由此可以看出，在长江三角洲内存在与来自需求方和供给方外部性相关的显著的空间外溢效应。在这种空间外溢效应的作用下，长江三角洲出现地方化增长，发生了空间俱乐部趋同。这就验证了本文提出的空间俱乐部趋同理论模型的基本结论。

① E. Vayá, E. López-Bazo, R. Moreno and J. Suriñach, "Growth and Externalities across Economies, An Empirical Analysis Using Spatial Econometrics," provided by Universitat de Barcelona. Espai de Recerca en Economia in Its Series Working Papers in Economics, no. 59, 1998, pp. 1-39.

② E. Vayá, E. López-Bazo, R. Moreno and J. Suriñach, "Growth and Externalities across Economies: An Empirical Analysis Using Spatial Econometrics," pp. 1-39.

③ Lall 和 Yilmaz 的研究结论之一是一个区域的人均收入水平受到其对邻居区域熟练劳动力可获得性的正向影响，这说明空间外溢效应在具体作用形式上可以通过劳动力等要素流动来实现。参见 S. Lall and S. Yilmaz, "Regional Economic Convergence: Do Policy Instruments Make a Difference?" pp. 153-166.

## 六、结论与讨论

根据俱乐部趋同概念,在考虑区域经济增长空间属性和借鉴已有研究成果的基础上,本文对空间俱乐部趋同概念进行了明确的界定,将其作为与时间维度俱乐部趋同相并列的一种俱乐部趋同类型。这有助于使空间俱乐部趋同成为俱乐部趋同研究中一个有价值的新领域。它不仅是对空间相邻的区域之间所存在的俱乐部趋同现象的科学描述,也指引了从区域之间空间关系入手揭示俱乐部趋同机制的研究路径,可以避免时间维度俱乐部趋同概念的缺陷。特别是,空间俱乐部趋同有可能为分析富裕区域或贫穷区域集中连片分布,形成不同发展水平的区域集群,以及它们在空间上的组合方式等的影响因素和机制打开一个新的视角。

本文受新经济增长理论和新经济地理学理论的启迪,初步建立了空间外溢促成区域经济出现地方化增长,进而导致空间俱乐部趋同的分析路径;并基于新古典增长理论,构建了一个包含空间外溢的区域经济增长理论模型,从理论上证明了空间外溢导致空间俱乐部趋同的原理。同时,运用空间计量经济学方法,本文构建了检验空间俱乐部趋同的空间计量经济模型,为检验空间俱乐部趋同提供了对应的方法。

本文以长江三角洲为例,对空间俱乐部趋同做了经验性检验,结果表明空间外溢对区域经济增长确实有影响,空间俱乐部趋同客观存在。在考虑空间外溢的情况下,长江三角洲发生了空间俱乐部趋同,趋同速度为1.57%。这初步验证了本文所提出的空间外溢导致空间俱乐部趋同的观点和理论模型是正确的,所采用的检验空间俱乐部趋同的空间计量经济模型也是合理的。

就应用而言,研究空间俱乐部趋同可以获得丰富而有价值的政策信息。按照稳态的差异,空间俱乐部趋同可以形成富裕的空间趋同俱乐部,如长江三角洲、珠江三角洲;也可能形成贫穷的空间趋同俱乐部,如连片分布的贫困区域。识别这些空间趋同俱乐部,能够为制定区域政策提供更加科学的区域对象。揭示它们的形成影响因素和机制,可以为控制区域经济差异,促进区域经济协调发展,提供科学依据和政策工具。这些方面对于我国而言尤为重要。

当然,我们也认识到,本文所做的工作是初步的。如何更科学地界定空间趋同俱乐部,深入、全面地揭示空间趋同俱乐部的形成机制,完善相应的理论模型和空间计量经济检验方法,都有待继续探讨。同时,如何选择更合适的反映空间外溢的变量,采集更合适的数据,拓展经验分析的区域范围和类型等,也是我们要继续做的工作。

〔责任编辑:梁华 责任编审:许建康〕

decomposes the impact of FDI on the environment of the host country into three effects: scale effect, structure effect and technical effect. It also draws on the panel data from 36 Chinese industries in 2001-2009 and uses the structural econometric model and SYS-GMM to explore the relationship between the level of FDI inflow and pollutant discharges. The major finding of the study is that FDI is beneficial to the reduction of industrial pollutant discharges either in general or in a specific industry, because the positive technical effect of FDI brought about by technical introduction and expansion surpasses the negative scale and structure effects. Furthermore, since the level of FDI inflow still lags behind the optimal level of environmental protection in China, China should encourage the entry of those foreign-invested enterprises with technical advantages in environmental protection.

**(4) Spatial Spillover and the Convergence of Regional Economic Growth: A Case Study of the Yangtze River Delta**

*Qin Chenglin, Liu Yingxia and Li Chao* • 76 •

Spatial club convergence means that a group of regions that are similar in initial conditions and structural features of economic growth and are spatially adjacent gradually converge toward each other in economic growth. Spatial club convergence works on the mechanism that spatial spillover motivates the localized growth of regional economy, which in turn leads to spatial club convergence. Using the theoretical model of regional economic growth that contains spatial spillover, this study shows that spatial spillover may lead to spatial club convergence. Our empirical analysis of the regional economic growth in the Yangtze River Delta in 1990-2007 also shows that spatial spillover can affect regional economic growth, and that spatial club convergence does exist. Taking into consideration the factor of spatial spillover, the rate of spatial club convergence in the Yangtze River Delta is 1.57%.

**(5) Behavioral Logic and Institutional Basis of Local Developmental States**

*Yu Jianxing and Gao Xiang* • 95 •

The behavioral patterns of local states cannot be adequately explained by theories of “Fiscal Federalism with Chinese Characteristics” and “Regionally Decentralized Authoritarianism.” The dominance of fiscal revenue maximization on the behaviors of local states does not suggest that a regionally-decentralized financial system is a necessary condition for the formation of a local developmental state. In a regionally decentralized context, the horizontal accountability system does not have effective control over the behaviors of local states, whereas the vertical accountability system with the core of personnel power also has obvious limitations. Due to information asymmetry and other reasons, the central state hardly has the pervasive power of shaping the behavioral patterns of local states. Both the defects of the horizontal accountability system and the limitations of the vertical accountability system have propelled the maximization of fiscal revenues to become

• 206 •