

【国民经济】

中国区域经济增长的时空演变的加权空间马尔可夫链分析

陶晓红¹, 齐亚伟²

(1. 广东商学院公共管理学院, 广东 广州 520310;

2. 江西财经大学信息管理学院, 江西 南昌 330013)

[摘要] 依据中国区域经济增长的空间依赖性和时间自相关性,将区域经济增长的时间特征和空间特征结合起来,在传统马尔可夫链中引入空间效应,并利用区域经济增长的自相关系数和局部 Moran's I 指数作为时空权重加以校正,即构建了加权空间马尔可夫链,研究中国区域经济增长过程中的时空动态演变特征。结果表明,中国区域经济增长具有空间相关性和集聚分布特征,自改革开放以来一直存在“俱乐部趋同”现象;地理背景对经济类型转移具有显著影响,发达区域背景对经济增长具有辐射、促进作用,而欠发达区域背景对经济增长具有制约、减缓作用;区域经济增长类型不会发生明显的跃迁,区域背景对一个地区经济增长类型向上和向下转移概率的影响是不对称的。对加权空间马尔可夫链统计特征进行检验时发现,以中等发达地区为邻时,区域经济增长的潜力最大,平均 3—5 年就能出现经济类型的转变。加权空间马尔可夫链为区域经济增长类型的转变和空间集聚格局的形成提供了一种新视角的解释。

[关键词] 区域经济增长; 时空演变; 空间相关性; 加权空间马尔可夫链

[中图分类号]F062.1 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2013)05-0031-13

一、问题提出

改革开放以来,中国经济高速增长,中国区域经济增长差异的扩大化问题日渐突出,而其中人口、财富、技术、经济活动的空间非均衡分布是目前经济发展的一个普遍现象,区域经济增长差距如果得不到及时控制,将会造成发达地区的资源过度集中,地区负担加重,而落后地区也因缺少资源的输入而使得经济增长得不到保障,从而导致区域经济增长差距极化,不利于中国社会和政治稳定。在开放经济条件下,分析区域经济增长的空间分布状况和经济类型的未来转变趋势有利于及时处理好效率与公平问题,既保证宏观经济的快速稳定增长,又促使区域经济增长协调发展。

国内外学者从多个角度分析区域经济增长差异格局、趋同机制和区域经济增长演变规律。Barro and Sala-i-Martin(1995)通过跨国的横截面数据研究后发现,人均收入增长率与其初始水平之间具有

[收稿日期] 2013-03-20

[基金项目] 广东省哲学社会科学“十二五”规划 2012 年度学科共建项目“广东省企业社会责任对企业竞争力影响实证研究”(批准号 GD12XGL10)。

[作者简介] 陶晓红(1985—),女,江西上饶人,广东商学院公共管理学院讲师;齐亚伟(1984—),女,山东聊城人,江西财经大学信息管理学院讲师。

负相关关系,即经济增长存在绝对 β 趋同。Chen and Feng(2000)对1978—1989年中国大陆29个省市的数据进行回归分析发现,中国区域经济在20世纪80年代呈现了条件趋同的趋势。Fujita and Hu(2001)发现,沿海和内地之间的收入差异在扩大,地区之间没有呈现出绝对趋同的迹象,位于沿海的省市内部具有趋同的趋势。王荣斌(2011)的研究表明,1978—2008年中国区域经济增长没有发生绝对趋同,但在要素投入和增长过程的影响下,中国区域经济增长均发生了明显的条件趋同,而在地理环境、政策扰动因素的作用下,中国区域经济增长均没有出现条件趋同。20世纪90年代以来,中国省域间的总体差距具有统计上显著的趋异性,并表现为俱乐部趋同(蔡昉,都阳,2000;林毅夫,刘培林,2003;覃成林,2004)。

以上文献大多通过趋同方法检验区域经济增长的演变趋势,但这种度量方法处理数据异质性的效果并不理想,也不能从时间维度揭示区域经济收入分布的演变趋势。Quah(1993)提出根据马尔可夫链原理分析区域经济增长的时间演变趋势,马尔可夫链原理适合处理时间短、数据量少且随机波动性大的系统过程,能很好地分析不同状态间的转移规律,从而可用来揭示区域人均GDP类型随时间的演变趋势,并用来识别一种不同于 β 或 σ 趋同的俱乐部趋同现象。Quah(1996)采用马尔可夫链对欧洲经济发展进行了检验,结果显示:世界经济最终趋于稳定,一些国家保持富裕而另一些国家处于贫困状态,中等收入水平的国家将慢慢消失,即世界经济将分化为富国和穷国两大阵营。为充分、合理地利用时间信息,随后发展的加权马尔可夫链理论提高了系统状态间的转移概率精度(孙才志等,2003)。

区域经济趋同实质上包括时间和空间两个方面,由于马尔可夫链多应用在时间序列中,应用于横截面数据时多忽视了截面之间的差异性和空间相关性等地理空间效应在区域经济增长差异及趋同机制中所扮演的角色。即假设区域之间相互独立,基于封闭经济的假定开展研究。而事实上,在经济全球化和区域经济一体化的背景下,区域经济增长的外部性揭示了每个省份的经济发展状况一定程度上不仅取决于本省份的综合要素投入,还取决于相邻省份的经济发展状况对其的溢出或辐射等空间效应(Rey,2001)。“近朱者赤,近墨者黑”,即邻近省份的经济越发达,该省份经济增长的可能性就越大,反之,则会降低该省份经济增长的可能性。区域经济增长过程中忽视空间因素可能存在不恰当的模型设定问题,难以真实反映区域空间差异的变化与机制。Ying(2003)采用探索性空间数据分析(ESDA)从中心—外围的视角对中国1978—1994年省域经济进行一阶邻接空间相关分析,发现中国大陆沿海省域与内陆省域之间存在经济溢出效应。陶长琪和齐亚伟(2011)考察了中国省域经济发展模式的时空动态演化特征,发现从时间演化上看,中国经济增长差异呈现先趋同后趋异再趋同的宏观总体趋势,并表现出两俱乐部趋同;从空间演化角度看,中国省域经济增长存在显著的空间集聚效应和地区效应,经济集聚和省域差距状况相伴随出现。Gallo(2004)在传统马尔可夫链框架中引入空间因素构建了空间马尔可夫链,分析欧洲不同地区甚至不同国家之间经济差异的时空演化,结果表明,区域经济差异将持续存在,并逐渐陷入贫困陷阱,指出地理因素在解释经济增长和趋同过程中具有重要的作用。蒲英霞等(2005)、单宝艳(2009)采用空间马尔可夫链方法分析了区域经济增长的时空动态演化特征,发现地理背景对经济类型的转移具有显著的影响,富裕的区域背景对经济向上转移具有促进作用,而贫困的区域背景则对经济转型产生负面影响。何一鸣等(2011)构建空间马尔可夫转移概率矩阵对四川省县域产业结构的时空动态演变特征进行了分析,同样发现,地理背景的差异对产业结构类型转移具有显著的影响,同类型区域在不同经济背景下的转移概率发生显著变化,在中低水平背景下的区域发展潜力最大。

本文在吸收国内外众多学者在对区域经济时空演变分析的理论基础上,对空间马尔可夫链增加了时间权重,将基于时空加权的马尔可夫链引入到区域经济增长变动趋势的分析中,用转移概率来描述区域经济类型的时空演变。如此,加权空间马尔可夫链不仅可以用来预测经济类型变动趋势,而且可以检验区域经济活动是否有空间依赖性,以及这种空间效应对区域经济融合的影响,为

区域经济时空演变状况提供一个新的解释视角,同时对未来不同区域之间的发展规划以及区域之间经济、技术、金融、人口等各个方面的战略决策提供理论支持。

二、加权空间马尔可夫链方法

空间依赖性或空间异质性的存在使得区域经济演变分析中需要考虑其他地区经济增长对自身的影响。本部分首先采用探索性空间数据分析识别中国经济增长过程中的空间效应,随后构建时空加权的马尔可夫转移矩阵,为下文的实证分析奠定基础。

1. 经济空间权重矩阵设定

在空间计量文献中,一般借助空间权重矩阵计算某地区相邻地区 n 的加权平均值,即 $\sum_n w_{mn} x_n$,并将其定义为“空间滞后值”,以此用来反映地区 n 的空间背景对自身经济发展的影响程度(Koo, 2005)。其中, x_n 是地区 n 的变量观测值, w_{mn} 是空间权重矩阵 W 中的元素。

空间权重矩阵除了体现溢出效应随空间距离增大而衰减的特征,还必须考虑相邻地区经济辐射力的影响,它是空间外部性影响方式的体现,更是空间计量模型的关键(林光平等, 2005)。本文引入了经济辐射力的权重矩阵,并在距离权重矩阵的基础上做进一步的改进,具体如下所示:

$$w_{mn} = \begin{cases} e^{-\omega d_{mn} + |\bar{x}_m - \bar{x}_n|^{-1}} & m \neq n \\ 0 & m = n \end{cases} \quad (1)$$

这其中, d_{mn} 是省市 m 和省市 n 两地区之间的直线距离,且以省会城市之间的距离为准; ω 在这里表示权重系数,用省市之间的最短直线距离 d_{mn} 的倒数来代替; $\bar{x}_m = E(x_{mt})$, 即研究区间之内省市 m 的人均 GDP 的算术平均值。经济空间权重矩阵 W 是一个随着时间变化而变化的动态矩阵,它同时考虑了地区之间经济与地理上的相关性,所以更能反映出地区经济之间的相互关系的变化。为了使得实证结果更易于解释以及简化模型的考虑,空间权重矩阵在此被转化成行标准化的形式,行标准化矩阵减少或消除了区域间的外在影响,并使得空间权重矩阵变得不再具有量纲。

2. 中国区域经济增长的空间相关性与分布格局

检验区域经济增长现象的空间相关(依赖)性存在与否,一般采用 Moran's I 指数(Anselin, 2003)。本文采用全局 Moran's I 指数表明中国各省市人均 GDP 在空间上的平均关联的程度,全局 Moran's I 指数的计算公式为:

$$I_t = \frac{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M w_{mn} (x_{mt} - \mu_t)(x_{nt} - \mu_t)}{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M w_{mn} \sum_{m=1}^M (x_{mt} - \mu_t)^2} = \frac{\sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M w_{mn} (x_{mt} - \mu_t)(x_{nt} - \mu_t)}{S^2 \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M w_{mn}} \quad (2)$$

其中, w_{mn} 是根据(1)式构建的行标准化空间权重矩阵中的元素, $S^2 = \frac{\sum_{m=1}^M (x_{mt} - \mu_t)^2}{M}$, $\mu_t = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M x_{mt}$,

M 是省市总数。Moran's I 指数的取值一般在-1 到 1 之间,大于 0 表示正相关,值越接近 1 时表明具有相似的属性集聚在一起(即高值与高值相邻、低值与低值相邻),取值为 1 表明完全正相关;小于 0 表示负相关,值越接近-1 时表明具有相异的属性集聚在一起(即高值与低值相邻、低值与高值相邻),取值为-1 表示完全负相关;而如果 Moran's I 指数接近于 0 时表明属性是随机分布的,或者不存在空间自相关性。本文利用全局 Moran's I 指数测度了 1978—2008 年中国各省市人均 GDP 的空间相关性,如表 1 所示。从中看出,改革开放以来,中国区域经济增长存在较大的空间相关性,且除了在 1989—1992 期间中国区域经济增长的空间相关性略有下降外,区域经济增长的空间相关性一直呈稳步上升趋势,尤其是近年来中国区域经济增长的空间相关性一直保持在 0.5 左右。省域

经济增长的空间相关性的变动趋势与当时的经济体制有关,1990 年以前中国基本实行的是双轨制,即计划经济为主,市场经济为辅的政策,省域间的经济基本由国家调控,相邻省域间的经济往来较少且并不密切,导致区域经济增长的空间相关性较小。1990—1992 年期间中国在经济体制如何转轨的思考过程中虽造成空间相关性略有下降,但随着 1992 年社会主义市场经济体制和国有企业建立现代企业制度目标的正式提出,改革开放进一步深化,省域间经济往来日益密切,频繁的区际贸易和要素流动使得区域经济增长表现出较强的空间相关性,区域经济向一体化方向发展。

鉴于空间相关性的存在,具有相似变量值的面积单元会在空间集聚,即经济发达省份在地理上更多地与经济发达省份相邻,将导致迥然不同的区域经济增长格局。中国省域经济增长现状验证了这一规律的存在,中国省域经济增长在地理空间上存在较为显著的空间集聚性,并且具有明显的空间依赖性,显示出明显的“块状经济”迹象。东部沿海由于良好的经济发展环境和深厚的发展基础,是经济发达地区的集聚地,并进一步利用辐射效应带动周边地区的发展。华北和东北地区接受东部沿海地区的辐射,成为经济较发达地区的聚集地。广大的中西部地区一方面由于历史原因,经济增长潜力不能得到充分发挥,另一方面又没有外部的辐射力量可以借鉴,致使中西部地区很难实现经济类型的转变,经济长期处于落后的状态。这种不同经济水平地区的空间聚集特征说明了相邻地区间经济发展具有空间相关(依赖)性,当集聚能力不断强化时,很有可能进一步极化省域经济差距。

表 1 1978—2011 年中国人均 GDP 的全局 Moran's I 指数

		1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985
		0.115	0.154	0.169	0.177	0.194	0.226	0.264	0.286
1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995
0.318	0.349	0.359	0.352	0.327	0.315	0.303	0.359	0.402	0.438
1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
0.454	0.446	0.443	0.444	0.442	0.448	0.463	0.502	0.515	0.535
2006	2007	2008	2009	2010	2011				
0.537	0.534	0.549	0.548	0.594	0.589				

3. 相对人均 GDP 分布的 Kernel 密度估计

图 1 表明中国区域经济增长具有空间依赖性和集聚特征。为了探索区域经济增长随时间的动态演变趋势,本文用收入分布方法分析区域经济增长的趋同性。采用高斯正态分布的 Kernel 核密度函数,估计区域收入分布的 Kernel 密度曲线(何江等,2006)。

本文采用全国相对人均 GDP(中国各省市人均 GDP 相对于全国平均值的比例)和邻区相对人均 GDP(中国各省市人均 GDP 相对于空间滞后值的比例)对比考察中国省域收入分布的演进态势。1978 和 2011 年全国相对人均 GDP 分布的 Kernel 密度曲线如图 1 所示,从中可知:①改革开放以来,中国省域人均 GDP 整体上呈现出 1 个主峰加若干个次峰的分布形态,分布密集区处于 0.5 左右,主峰代表贫困俱乐部,说明大部分省市陷入低收入的“贫困陷阱”。②1978 年在区域经济发展水平相对较高的区域呈现出一个“次峰”,而在 2011 年则出现了三个小的“次峰”,在此“次峰”用来代表富裕俱乐部,其规模状况虽然远不及主峰,但在考察期内却是稳定存在的,表明广大贫困地区与少数富裕地区长期并存,省域间的经济差距短时间内很难消除(陶长琪,齐亚伟,2011)。③相对于 1978 年,2011 年省域人均收入的波峰更加陡峭,峰值更大,“次峰”与“主峰”之间的距离也有扩大的倾向,这表明中国整体经济虽然有了较大的发展,但区域经济有向两极分化的趋势,将逐渐形成“富裕俱乐部”和“贫困俱乐部”。

既然区域经济存在较大的空间相关性,为了反映近邻效应对区域经济收入分布演进的影响,本文估计了 1978 和 2011 年中国各省邻区相对人均 GDP 分布的 Kernel 密度曲线(如图 2 所示)。与全

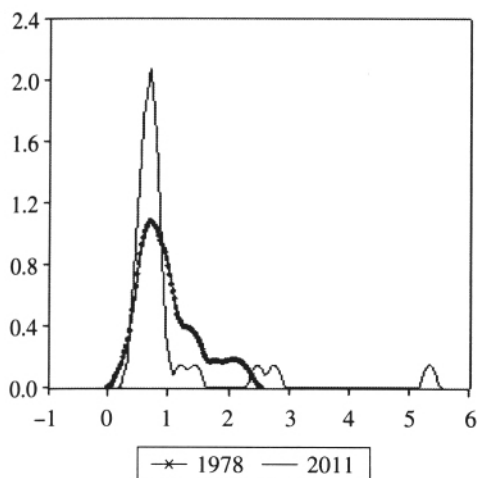


图1 全国相对人均收入分布的 Kernel 估计

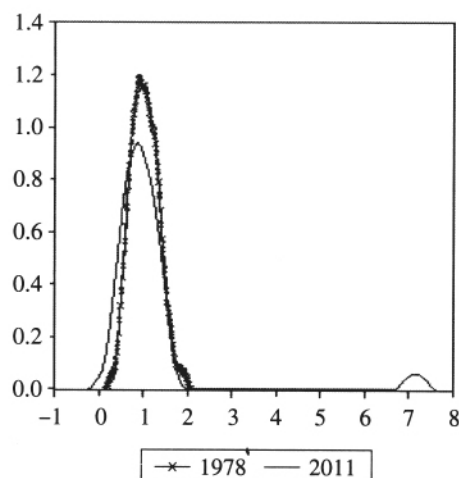


图2 邻区相对人均收入分布的 Kernel 估计

国相对人均收入的 Kernel 曲线相比,邻区相对人均收入的 Kernel 曲线要平缓得多,对称性更加明显,波峰的数目明显减少,分布密集区处于 1 左右,表明多数地区的经济发展水平跟邻近地区的相当,相邻省市经济向一体化方向发展,区域间经济差异很大程度上可以由近邻效应解释。相对于 1978 年,2011 年邻区相对人均 GDP 的密度曲线向左偏移,峰值更小,曲线变得更加平缓 and 对称,这表明近邻效应对收入分布演进的影响越来越明显,相邻地区之间的收入差距趋于缩小,从而组成空间上邻近的趋同俱乐部。但在 2011 年,区域经济高度发展的区域还存在一个小的波峰,代表了富裕俱乐部,近邻效应对经济发展地区收入水平的解释力相对较弱,而对贫困俱乐部的解释力更强。

4. 加权空间马尔可夫链

Kernel 密度曲线虽刻画了收入分布的整体形态和动态演进,但 Kernel 密度曲线没有反映收入分布内部各地区相对位置的动态变化及其发生概率,也不能反映整体收入分布的长期演进趋向。因此,在经济存在空间相关性和集聚性的基础上,本文将采用马尔可夫转移概率进一步分析中国省域经济增长的动态演变。马尔可夫转移概率的应用原理具体如下:把连续状态的随机序列在具体应用中离散化为 k 种类型,通过计算每一种类型的概率分布及其演变的大体趋势来近似反映变量的时空特征。

(1)传统马尔可夫链。定义研究区域 D 内的随机经济增长序列为 $\{X_m(t), m \in M, t \in T\}$,假设共分为 k 种经济类型,历年 k 种类型的分布比例用 $p_k(k=1, 2, \dots, K)$ 表示,相应的,可用一个 $k \times k$ 的马尔可夫转移概率矩阵 M^l 表示经济在不同年份不同类型间的转移状况。其中,矩阵中元素 $p_{ij}(l)$ 表示“系统从 t 年份 i 类型,经 l 年转移到 j 类型的 l 步转移概率”(蒲英霞等,2005)。

(2)加权马尔可夫链。GDP 是相关程度较大的随机变量,各阶自相关系数刻画了滞后各期经济增长相关关系的强弱。为了正确反映各阶(步长)对马尔可夫链转移概率的影响权重,根据 x_{mt} 前面若干期与该年份相关关系的强弱进行加权求和,从而达到充分、合理地利用各种信息。第 m 个省市第 l 阶自相关系数的计算公式如下所示(彭世彰等,2009):

$$r_{ml} = \frac{\sum_{t=1}^{T-l} (x_{mt} - \bar{x}_t)(x_{m,t+l} - \bar{x}_m)}{\sum_{t=1}^T (x_{mt} - \bar{x}_m)^2} \quad (3)$$

其中, $\bar{x}_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_m(l)$ 。 x_{mt} 表示第 m 个省市第 t 年的经济增长指标, T 表示序列的时间跨度, $r_l =$

$[r_{1l}, r_{2l}, \dots, r_{ml}]^T$ 列向量表示各地区第 l 阶的自相关系数, 本文将其作为各阶(步长)马尔可夫链的时间滞后权重。

(3) 空间马尔可夫链。时间加权马尔可夫链方法一定程度上不能够科学揭示区域经济增长的空间演变特征, 因为没有重视区域之间的空间相互作用, 即便把各地区经济增长时间上的自相关性考虑进来了。而把“空间滞后”的概念引入到空间马尔可夫链, 使两者结合起来, 相互补充, 可用来分析某区域的地理背景对该区域经济演变的影响状况。构建空间马尔可夫转移概率矩阵的思路: 根据区域 i 在初始年份里的空间滞后类型, 可以把传统的 $k \times k$ 马尔可夫矩阵分解成 k 个 $k \times k$ 条件转移概率矩阵。这里第 k 个条件矩阵中的元素 $p_{ijk}(l)$ 表示“在区域空间滞后类型在 k 的条件下, 系统从 t 年份 i 类型经过 l 步长转移到 j 类型的 l 步空间转移概率”。

(4) 时空权重的设定。由于全局 Moran's I 指数不能反映某一省市与周边省市的相互关联程度, 本文采用局部 Moran's I 指数来检验局部地区是否存在相似或相异的观测值聚集在一起。局部 Moran's I 指数的计算公式为:

$$I_{mi} = \frac{(x_{mi} - \mu_i)}{S^2} \sum_{n=1}^M w_{mn} (x_{ni} - \mu_i) \quad (4)$$

局部 Moran's I 指数与全局 Moran's I 指数之间存在的关系为: $\sum_{m=1}^M I_{mi} = M \times I_i$ 。本文将 $I_{mi} = [I_{m1}, I_{m2}, \dots, I_{mT}]$ 作为空间权重, 其中, I_{mi} 用于反映其余省市对第 t 年第 m 个省市经济增长的影响。同时综合各地区的时间权重和空间权重, 构建马尔可夫链的时空权重:

$$\lambda_l = I_{mi} \times r_{ml} \quad (5)$$

λ_l 实际上是对应年份的局部 Moran's I 指数行向量与时间自相关系数列向量相乘。并将(5)式作归一化处理, 有 $\theta_l = \frac{|\lambda_l|}{\sum_{l=1}^L |\lambda_l|}$, $l \leq L$, L 是需要计算的最大阶段。

(5) 加权空间马尔可夫链的预测值。利用时空加权的马尔可夫转移矩阵可以预测某地区下期经济增长的动态演变趋势。其原理如下: 假设某地区滞后期经济增长指标所在的初始状态为 i , 该地区的空间滞后类型为 k , 结合其相应的转移概率矩阵的行向量即可预测出该年份经济增长指标的状态转移概率向量 $p_{ijk}(l) = (p_{i1k}(l), p_{i2k}(l), \dots, p_{iLk}(l))$ 。用相应年份的各阶时空权重将对应滞后状态下的各转移概率加权作为各地区经济增长指标的转移概率, 即 $p_i = \sum_{l=1}^L \theta_l p_{ilk}(l)$ 。取转移概率的最大值 $\max\{p_i\}$ 所对应的状态作为其可能的演变趋势。

三、实证分析

本文以中国的 30 个省份(重庆和四川合成一个省)1978—2010 年人均 GDP 为例, 用时空加权马尔可夫链拟合地区经济增长的时空演变趋势, 预测 2011 年中国某一省份经济增长的演变趋势, 并进行统计特征检验。数据来源于《中经专网》。

1. 基于传统马尔可夫链的区域经济状态转移结果

考虑到各类型地区数量要大致等同, 本文以全国人均 GDP 平均值为基准, 将 $m(=30)$ 个省市分为四类($k=4$)地区, 即第一类型为低水平(人均 GDP 低于全国平均值的 60%)、第二类型为中低水平(人均 GDP 介于全国平均值的 60%和 80%之间)、第三种类型为中高水平(人均 GDP 在全国平均值的 80%和 120%之间)以及第四类型为高水平(人均 GDP 高于全国平均值的 120%)。这四种经济增长水平类型分别用 $k=1, 2, 3, 4$ 表示, k 越大表示经济水平越发达。据此得到的一阶马尔可夫转移概率矩阵如表 2 所示。

表 2 1978—2010 年中国人均 GDP 的马尔可夫转移概率

$t \backslash t+1$	区域数量	第一类型	第二类型	第三类型	第四类型
第一类型	220	0.905	0.095	0.000	0.000
第二类型	307	0.059	0.860	0.081	0.000
第三类型	234	0.000	0.081	0.876	0.043
第四类型	199	0.000	0.000	0.030	0.970

表中对角线上的元素反映的是区域经济增长类型一定程度上保持不变的概率,而非对角线上的元素则反映区域经济增长在不同类型之间所发生转移的概率。由上表可知:①所有位于对角线上的元素在数值上都大于非对角线上的元素,并且对角线元素的最大值接近 1(为 0.970),最小值为 0.860,这表明经济增长类型保持不变的概率至少在 86%以上,远远大于经济类型发生改变的概率,表明地区经济增长受到原有经济类型和存量的限制,呈现增长惯性和路径依赖。②非对角线上的元素不全为零,且非零的元素都位于对角线的两侧,表明在连续两个年份之间,区域经济类型存在向更高层次转移的可能性,但基本上不可能实现经济类型的跃迁(经济发展跨越某一个经济阶段,如从低水平直接演化到高水平),大部分地区只是向上或向下转移一个最多二个阶段。原因可能在于:区域经济的发展本身是具有连续性的,在区域经济发展的一般规律制约下,不大可能在连续时间内实现经济跨越式发展。③中国省域经济存在“俱乐部趋同”现象,高水平 and 低水平地区经济类型保持不变的概率较大,初期属于高水平地区保持原有状态的可能性至少为 97%,向下转移的概率最大为 3%,这说明了发达地区在发展中具有内部趋同的趋势;低水平地区在随后的年份里属于此种类型的可能性至少为 90.5%,经济发展向高水平过渡的概率最大仅为 9.5%,由此可说明欠发达地区很有可能陷入“贫困陷阱”。而经济位于中等水平的地区经济类型发生转移的概率相对较大,这表明中国经济增长的空间布局变动趋势较小,今后要不断拉动中等水平地区的经济更上一个台阶,增大高水平俱乐部的区域数量及其作用强度,以促进区域经济一体化的实现。

2. 基于加权空间马尔可夫链的区域经济状态转移结果

中国省域经济增长存在较大的空间相关性,若在经济增长问题分析中继续忽略地理因素将使对现实世界的解释苍白无力,进而促使将区域背景加入马尔可夫转移矩阵中。1978—2010 年中国人均 GDP 的空间马尔可夫转移结果如表 3 所示。

通过比较表 2 和表 3,可以了解相邻区域环境对一个区域经济类型变动的的影响。从中得到如下结论:①经济增长类型的转移在地理上并不孤立的,而是表现为与周围的经济环境有比较大的相关性。不同区域背景下区域人均 GDP 的转移概率各不相同,区域背景为高水平地区的经济体向下转移的概率小于区域背景为低水平的概率,例如, $p_{32|4} < p_{32|1}$ 。相反,区域背景为高水平地区的经济体向上转移的概率大于区域背景为低水平的概率,例如, $p_{23|4} > p_{23|1}$ 。这表明相邻区域的经济背景条件在区域经济增长动态变化过程中起到十分重要的影响作用,考虑空间相关性对经济增长演变趋势很有必要。②不同区域背景在区域经济增长转移中发挥的作用所呈现出来的结果是不尽相同。经济贫困的区域背景对某地区经济发展具有负面影响效应,该地区经济类型向上转移的概率要小于它被富裕地区包围向上转移的概率,例如, $p_{23} > p_{23|1}, p_{34} > p_{34|2}$,表明经济落后地区抑制周边地区经济的发展。相反,当某地区被经济发达地区围绕,周边经济增长环境良好时,则可以获得更多的发展机会,对其经济类型的向上转移具有正面效应,例如, $p_{12} < p_{12|3}, p_{23} < p_{23|4}$,表明经济发达地区对周边地区经济增长具有辐射带动作用,达到共同富裕。③区域背景对一个地区经济增长类型向上和向下转移概率的影响是不对称的。如果某地区邻近高水平地区,则该地区向上转移概率增加的幅度一般大于向下转移

表 3 1978—2010 年中国人均 GDP 的空间马尔可夫转移概率

区域背景 自身类型 $t/t+1$		区域数量	第一类型	第二类型	第三类型	第四类型
第一类型	第一类型	75	0.907	0.093	0.000	0.000
	第二类型	56	0.107	0.911	0.000	0.000
	第三类型	7	0.000	0.143	0.857	0.000
	第四类型	0	0.000	0.000	0.000	0.000
第二类型	第一类型	79	0.716	0.262	0.022	0.000
	第二类型	132	0.045	0.856	0.099	0.000
	第三类型	48	0.000	0.188	0.791	0.021
	第四类型	20	0.000	0.000	0.000	1.000
第三类型	第一类型	49	0.837	0.163	0.000	0.000
	第二类型	82	0.073	0.854	0.073	0.000
	第三类型	86	0.000	0.070	0.895	0.035
	第四类型	48	0.000	0.000	0.063	0.938
第四类型	第一类型	18	0.944	0.056	0.000	0.000
	第二类型	37	0.000	0.811	0.189	0.000
	第三类型	93	0.000	0.032	0.903	0.065
	第四类型	132	0.000	0.000	0.030	0.970

概率减少的幅度,例如该地区由中低水平向上转移到中高水平的概率比平均概率高 10.8%,而由中高水平向下转移到中低水平时减少幅度仅比平均概率低 4.9%。反之,如果某地区邻近低水平地区,则该地区向上转移概率下降的幅度一般高于向下转移概率增加的幅度,例如该地区由中低水平向上转移到中高水平的概率比平均概率下降 8.1%,而由中高水平向下转移到中低水平时增加幅度仅比平均概率低 6.2%。即发达的区域背景更偏好于带动整体经济增长,贫困的区域背景更偏好于拉低整个经济增长,“富者更富”、“贫者更贫”的马太效应出现。^④一个地区经济类型向下转移或向上转移的概率与该地区和邻近地区之间的差异程度是不成比例的。虽然邻近地区经济发展水平对该地区经济类型的转移具有显著影响,但这种影响并不是同步发展的,它完全随着差异的增大而成比例上升。例如,当某一地区属于低收入区域,却以中低和中高收入地区为邻,这时这一地区向上转移的概率分别高于平均概率 16.7%和 6.8%,但以高收入地区为邻时,其向上转移的概率不升反降,比平均概率低 3.9%。这可能是因为,当区域经济差距过大时,低收入组缺乏自生能力,可以获得高收入组的“辐射和带动”有限,反而沦为高收入组的边缘地区,两极分化现象更为明显。以上经济特征都将说明,中国区域经济增长的演变总体上受到区域背景的影响,富裕地区带动周边地区共同发展,贫困地区制约周边地区经济发展潜力,并使区域类型向更低俱乐部转移的概率增大,这可能导致区域经济向贫困俱乐部趋同,经济增长在空间上呈现集聚格局。中国东部沿海地区的绝大部分省市经济水平较高,经济发展的外部条件较中西部地区好,更有以北京、上海、广东等一些经济发展速度快、经济实力强的省市为中心的经济圈,在其辐射、带动作用形成富裕俱乐部。而中西部地区经济普遍表现为落后,缺乏强有力的经济发展中心起带动作用,经济发展缓慢,形成贫困俱乐部。中国区域经济增长呈现俱乐部趋同现象,空间马尔可夫链为俱乐部趋同的存在提供了空间上的解释。

表 4 1978—2010 年中国人均 GDP 滞后三阶的自相关系数

年份 \ 省份	北京	天津	河北	山西	内蒙古	辽宁	吉林	黑龙江	上海	江苏
2008	0.658	0.589	0.603	0.576	0.473	0.561	0.545	0.620	0.673	0.574
2009	0.775	0.723	0.731	0.722	0.640	0.694	0.682	0.744	0.793	0.707
2010	0.887	0.850	0.855	0.841	0.811	0.831	0.828	0.854	0.909	0.841
	浙江	安徽	福建	江西	山东	河南	湖北	湖南	广东	广西
2008	0.625	0.546	0.592	0.563	0.579	0.566	0.539	0.547	0.621	0.556
2009	0.748	0.673	0.714	0.698	0.716	0.706	0.672	0.683	0.751	0.689
2010	0.864	0.809	0.844	0.829	0.851	0.840	0.816	0.824	0.875	0.819
	海南	四川	贵州	云南	西藏	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆
2008	0.585	0.550	0.509	0.600	0.611	0.514	0.582	0.535	0.511	0.621
2009	0.710	0.686	0.658	0.728	0.733	0.662	0.711	0.685	0.661	0.745
2010	0.833	0.826	0.801	0.853	0.860	0.807	0.831	0.819	0.810	0.847

本文根据人均 GDP 序列在时间上的自相关性,选取了滞后三阶,根据(4)式计算了各省市相应各阶的自相关系数,如表 4 所示。从中可知,滞后一期的人均 GDP 与当期人均 GDP 的自相关程度最大,各省市的一阶自相关系数都在 0.8 以上,随着滞后期的推移,人均 GDP 的自相关性在不断下降,各省市的三阶自相关系数降到 0.5 左右。这表明区域经济增长会表现出一定的路径依赖性,即后续经济增长受前期经济增长的制约和影响,区域经济增长在时间上同样表现出自相关性。优先发展起来的省市会凭借这种自相关性不断巩固其自身发展的优势地位,并借此进一步锁定优质资源的配置,初始经济增长水平的不同有可能会加剧地区经济增长的非均衡性。

考虑到时间自相关和空间依赖性对空间马尔可夫转移概率的影响,本文根据中国各省市人均 GDP 的自相关系数和局部 Moran's I 指数,综合考虑区域经济增长演变的时空影响,利用(5)式计算三阶空间马尔可夫链的时空权重值,并对其进行归一化处理。根据加权空间马尔可夫转移原理,对应找出某省份的区域背景和时间滞后年限,将空间马尔可夫转移概率进行加权,即可预测该省市下一年的状态转移趋势。本文以江苏省为例,利用加权空间马尔可夫链估算该省 2011 年的经济增长转移概率 p_{i0} 。江苏省经济增长类型一直维持在高水平状况,滞后一期时地域背景的经济增长类型为中高水平,滞后二期和三期时地域背景的经济增长类型为高水平,通过江苏省经济增长的自相关性和邻近省份经济增长的空间影响,该省 2011 年经济增长的转移概率见表 5 所示。从中可知,随着滞后时期的延长,区域背景对经济增长演变的影响权重越小。 $\max\{p_i\}=0.903$,此时 $i=4$,即从 2008、2009 和 2010 年江苏省所处的经济背景可推知,江苏省在 2011 年有 90.3%的可能性仍保持高水平增长,实际上江苏省 2011 年经济处于高水平类型(人均 GDP 是全国平均值的 1.567 倍),经济衰退的概率只有 9.6%,大于未加权前 1 阶空间马尔可夫链计算的经济衰退概率(3%),表明虽然一时间经济水平较低的周边地区对自身发展具有制约作用,但在自身雄厚的经济基础之上,经济衰退的可能性不大。

表 5 江苏省 3 阶加权马尔可夫链转移概率

状态	权重	权重归一化	第一类型	第二类型	第三类型	第四类型
$P_{43}(1)$	15.308	0.409	0.000	0.000	0.063	0.938
$P_{43}(2)$	12.098	0.323	0.000	0.000	0.094	0.906
$P_{43}(3)$	10.007	0.267	0.000	0.000	0.151	0.849
加权和 p_i			0.000	0.000	0.096	0.903

3. 加权空间马尔可夫链的统计特征检验

为检验区域背景对区域经济发展的影响是否在统计意义上显著,或者是某个区域的空间转移概率是否显著不同于其他区域的空间转移概率,从而验证加权空间马尔可夫链的可行性,需要进行假设检验。原假设是每个区域的转移在空间上相互独立,区域转移概率的大小与空间滞后类型无关,从而可以直接采用传统马尔可夫链公式计算。备择假设是区域转移在空间上并不独立,转移概率需要根据区域的空间滞后类型进行估计。这里可构造如下似然比统计量对原假设进行检验(Fingleton, 1997):

$$Q = -2 \log \left\{ \prod_{l=1}^k \prod_{i=1}^k \prod_{j=1}^k \left[\frac{P_{ij}}{p_{ij}(l)} \right]^{n_{ij}(l)} \right\} \quad (6)$$

其中, $p_{ij}, p_{ij}(l), n_{ij}(l) (l=1, 2, \dots, k)$ 分别表示不考虑地域背景的转移概率、空间滞后类型为 l 的条件下空间转移概率以及相应的区域数量。统计量 Q 渐进服从自由度为 $k(k-1)^2$ 的 χ^2 分布。根据(6)式计算所得 $Q=57.35$ 。对自由度进行相应的调整后,即剔除研究期间转移概率为 0 的那些元素(Gallo, 2004),自由度由 36 减少为 30。在 1% 的显著性水平下,比较可知 $Q > \chi^2(30) = 50.89$ 。因此,可以拒绝中国各省市人均 GDP 类型转移在空间上相互独立的原假设,认为区域经济增长的演化趋势与相邻地区之间存在显著联系。空间效应特别是空间自相关性是不能忽略的。以空间相关性为基础,采用空间马尔可夫链预测经济类型的演变趋势更符合现实。

在研究区域内,各种经济类型的分布一定有 $\sum_k p_k = 1$,此外,在转移概率矩阵 M^l 中,每一列元素之和满足 $p_k = \sum_i p_i p_{ik}(l)$ 。由于 p_k 满足上述两个关系式,因此,基于转移概率的马尔可夫链的平稳分布不但存在而且唯一,即为 p_k (何芳, 吴吉春, 2003)。由齐次马尔可夫链转移概率的极限分布存在定理,可知此马尔可夫链的极限分布即为其平稳分布 p_k 。本文以相关性最强的步长为 1 的马尔可夫链的特征分析为例,得到极限分布与各状态的重现期,如表 6 所示。从中可知,无论区域背景如何,地区经济类型与区域背景类型等同的可能性最大,若某省份被经济贫困、较贫困、较富裕和富裕省份围绕时,经济状态与相邻地区等同的机会依次是 0.536、0.459、0.325 和 0.479,贫困和富裕是导致区域经济同步的主要力量,通过弱弱效应和强强效应分别形成一个低增长和高增长的空间集聚区域(俱乐部),容易形成两极分化的格局;但由于经济辐射效应,区域背景改变了地区经济向上增长或向下衰退的概率,当空间滞后类型处于类型 1,即以贫困地区为邻时,地区经济不可能处于类型 4,处于类型 3 的概率也较小,即平均 23 年地区经济才有可能由不发达状态向上跃迁 2 个层次。另外,当区域背景类型为 3 时,经济类型保持较发达的可能性与下降一个能级变为较贫困的可能性大体相同,而且经济由较发达增长为经济发达或衰退为经济不发达的机会大致等同,出现的概率都在 0.18 左右,表明经济较贫困与较发达的分界不明显,经济联系最为密切,可看做是一个俱乐部。当以中等发达地区为邻时,地区经济演变较为灵活,平均 3—5 年就能出现经济类型的转变,不像以经济不发达地区为邻那样容易陷入“贫困陷阱”或以经济发达地区为邻那样出现“增长惯性”。

表 6 极限分布与各状态重现期

区域背景	第一类型		第二类型		第三类型		第四类型	
	极限分布	重现期	极限分布	重现期	极限分布	重现期	极限分布	重现期
第一类型	0.536	1.865	0.428	2.399	0.043	23.000	0.000	—
第二类型	0.283	3.532	0.459	2.180	0.183	5.471	0.075	13.286
第三类型	0.177	5.638	0.317	3.155	0.325	3.081	0.181	5.521
第四类型	0.061	16.471	0.121	8.235	0.339	2.947	0.479	2.090

四、结论与建议

区域是一个开放的系统,任何一个地区的经济都不可能孤立地存在,区际贸易往来、要素流动、知识和技术的扩散与传播等使得区域之间相互作用和相互依赖。“近朱者赤,近墨者黑”,邻近省市的经济越发达,该省市经济增长的可能性就越大,反之,则会降低该省市经济增长的可能性。区域经济的空间相关性是缩小区域差异、促进区域经济协调发展的主要动力。在区域经济存在较大差异的背景下,区域经济增长和趋同过程中忽视空间因素(空间依赖性 or 空间异质性)可能存在不恰当的模型设定问题,对经济现实的解释力不强,难以真实反映区域空间差异的变化与机制。本文采用 Kernel 密度估计和马尔可夫链考察中国省域收入分布的形态特征及其时空演进。其中,传统的马尔可夫链忽视了地理背景在区域经济动态演变过程中的作用,加权空间马尔可夫链借助空间滞后概念引入区域背景对地区经济状态转变的影响,并结合空间局部 Moran's I 指数和时间自相关系数考虑了时空权重对经济变动趋势的校正。加权空间马尔可夫链方法为中国经济增长的不平衡分布模式以及动态演变提供了一种新视角的解释。

在对改革开放以来中国省域经济增长的空间相关性进行测度以及空间分布格局进行直观展示的基础上,利用 Kernel 核密度估计和加权空间马尔可夫链对中国区域经济的时空演变规律进行了分析,发现中国区域经济增长整体展现出较强的空间相关性(空间依赖性),并且其相关性一直呈稳步上升趋势,在地理空间上表现出比较明显的局部集聚特征,东部沿海地区成为中国经济发达省市的集聚地,华北和东北地区受到东部地区的经济辐射,位于中国经济增长的第二梯队,而西部沦为中国经济欠发达地区;区域经济收入分布演进呈现两俱乐部趋同现象,表现为贫困俱乐部和富裕俱乐部。其中贫困俱乐部的规模远大于富裕俱乐部,中等收入的省份逐渐向两俱乐部趋同。相邻地区的经济差距逐渐缩小,近邻效应在很大程度上能够解释区域经济差距;中国区域经济趋同过程在时间和空间上不独立,一个地区的经济增长受到周边地区和前期经济发展状况的影响,经济类型的转移不会出现“跃迁”;区域经济背景明显影响着区域人均 GDP 类型的转移,当一个省份被富裕地区围绕时,其经济增长的可能性会增加,经济衰退的可能性则降低,反之,情况正好相反;虽然地区经济类型的转移总体上明显表现出受其邻近地区经济发展水平的影响,但区域背景对一个地区经济增长类型向上和向下转移概率的影响是不对称的,如果某地区邻近高水平地区,则该地区向上转移概率增加的幅度一般大于向下转移概率减少的幅度,且一个地区向上转移或向下转移的概率与该地区和邻近地区之间的差异程度不成比例,区域间过大的经济差距使得低收入组可以获得高收入组的“辐射和带动”有限,反而容易沦为高收入组的边缘地区;经济贫困地区容易陷入“贫困陷阱”,经济发达地区容易出现“增长惯性”,即中国区域经济的俱乐部趋同实质上是沿海发达地区和内陆欠发达地区内部在时空上的趋同,而不是沿海发达地区与内陆欠发达地区之间的趋同;经济增长处于中等状态的地区演变更为灵活,平均 3—5 年就出现一次经济类型的转变。

实证分析结果提供的政策启示包括:①中国各省份在自然禀赋及地理区位上的差异是区域经济增长差距存在的先天原因,省域经济增长的时间自相关性使其存在路径依赖性和增长惯性,区域的先天比较优势短时间内被巩固。可以预见,在循环累积因果机制作用下,区域经济分异格局有可

能将进一步加剧。区域经济差距的缩小任重道远,必须继续实施区域发展总体战略,充分发挥各地区比较优势。②区域经济体之间存在明显的空间相关性,使得区域经济增长往往是“牵一发而动全身”,政府应从全局的视角统筹区域经济增长,合理界定全国区域经济的空间布局,进一步明确划分各区域的主体功能地位、发展方向和调控原则,优化整合区域。并逐渐打破区域间的地理界线、经济制度壁垒,大力寻求合作基础,而不是互相争夺资源,尽量避免不必要的恶性竞争。要增强区域经济的空间相互作用,必须实行更加积极主动的开放战略,完善互利共赢、多元平衡、安全高效的开放型经济体系,促进沿海内陆沿边开放优势互补,形成引领国际经济合作和竞争的开放区域,培育带动区域发展的开放高地。并加快实施自由贸易区战略和交流合作平台的建设,进而通过产业关联、要素流动、区际贸易、人力资本外溢等空间作用渠道加强区域间的经济联系。③中国区域经济增长的演化并不是随机的,将受到临近区域经济的影响,即区域经济发展过程中近邻效应显著存在,因此,为缩小区域经济差距,应发挥天然的地理优势,主动承接周边“长三角”、“珠三角”或“环渤海”等经济圈的辐射带动作用。或通过产业转移加强区域经济分工协作,经济发达地区向不发达地区输送人才、技术,不发达地区为发达地区提供原材料,两者实现经济对接。根据比较优势选择区域经济合作对象,如果双方的经济实力差距过大,合作并不一定稳定,反而会出现要素流动的“马太效应”,导致两极分化更为严重。以经济发展良好的地区为典型,支持区际间公路、铁路、航空等基础设施建设,通过点轴式、网络式空间开发模式形成相互联系紧密的块状经济区域,从而以点串线、以点带面、点面结合的方式协调推进经济转型,带动落后地区的发展,实现区域经济一体化。④中国区域经济目前只是实现了区域内部趋同,其演变趋势是形成一种强强联合、弱弱联手、中等抱团的空间聚集格局,具有类似经济发展水平的地区组成俱乐部(聚集区)。集聚虽能促进当地经济发展,但也有可能拉大区域经济差距。因此,要合理对待“效率优先”与“兼顾公平”的关系。在经济发展初期,政府应当优先发展条件较好的地区,但当经济发展到一定水平时也要防止循环累积因果效应造成贫富差距的无限扩大,政府可以通过调整经济集聚所带来的规模经济效应和空间外部效应实现经济赶超。区域之间的空间相关性也有利于开展优势互补,使得经济集聚的空间辐射效应能够有效发挥,并能产生共振效应,从区域外部产生缩小区域差距的力量。⑤中国区域经济增长主要表现出贫穷和富裕两大俱乐部趋同现象,且两者具有较高的稳定性,中等收入区域则相对不稳定,逐渐向两端趋同。政府应根据不同区域的经济背景制定差异化的经济发展政策,对各区域从分类指导逐渐向区别对待过渡。对于位于贫穷俱乐部的西部地区,政府应加大开发、扶持力度,位于富裕俱乐部的东部地区应增强自主性发展能力,通过经济结构转型实现自主性发展。位于两者之间的中部地区应加强区域内软硬环境投资,提升区域技术引进消化吸收再创新能力,积极向东部地区靠拢,赢得承接东部产业转移的先发优势,并吸取经验和教训,避免陷入“中等收入陷阱”。

[参考文献]

- [1]Barro, R.J., Sala-i-Martin, X. Technological Diffusion, Convergence, and Growth [R]. NBER Working Paper, 1995.
- [2]Chen, B.Z, Feng, Y. Determinants of Economic Growth in China: Private Enterprise, Education, and Openness[J]. China Economic Review, 2000, 11(1).
- [3]Fujita, M, Hu, D. Regional Disparity in China 1985—1994: The Effect of Globalization and Economic Liberalization[J]. The Annals of Regional Science, 2001, 35(1).
- [4]Quah, D. Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis[J]. The Scandinavian Journal of Economics, 1993, 95(4).
- [5]Quah, D. Empirics for Economic Growth and Convergence[J]. European Economic Review, 1996, 40(6).
- [6]Rey S. Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence[J]. Geographical Analysis, 2001, 33(2).
- [7]Ying, L.G. Understanding China's Recent Growth Experience: A Spatial Econometric Perspective[J]. The Annals of Regional Science, 2003, 37(4).
- [8]Gallo L. J. Space-time Analysis of GDP Disparities among European Regions: A Markov Chains Approach[J].

- International Regional Science Review, 2004, 27(2).
- [9] Koo, J. Technology Spillover, Agglomeration, and Regional Economic Development [J]. Journal of Planning Literature, 2005, 20(2).
- [10] Anselin, L. Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics [J]. International Regional Science Review, 2003, 26(2).
- [11] Fingleton, B. Specification and Testing of Markov Chain Models: An Application to Convergence in the European Union [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1997, 59(3).
- [12] 王荣斌. 中国区域经济增长条件趋同研究[J]. 经济地理, 2011, (7).
- [13] 蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与趋异——对西部开发战略的启示[J]. 经济研究, 2000, (10).
- [14] 林毅夫, 刘培林. 中国的经济发展战略与地区收入差距[J]. 经济研究, 2003, (3).
- [15] 覃成林. 中国区域经济增长趋同与分异研究[J]. 人文地理, 2004, (3).
- [16] 孙才志, 张戈, 林学钰. 加权马尔可夫模型在降雨丰枯状况预测中的应用[J]. 系统工程理论与实践, 2003, (4).
- [17] 陶长琪, 齐亚伟. 我国区域经济差距的空间演变趋势及其成因[J]. 徐州工程学院学报(社会科学版), 2011, (9).
- [18] 蒲英霞, 马荣华, 葛莹, 黄杏元. 基于空间马尔可夫链的江苏区域趋同时空演变[J]. 地理学报, 2005, (5).
- [19] 单宝艳. 基于空间马尔可夫链的山东省区域经济时空演变分析[J]. 开发研究, 2009, (1).
- [20] 何一鸣, 蒲英霞, 王结臣, 陈刚, 马劲松. 基于马尔可夫链的四川省产业结构时空演变[J]. 中国人口·资源与环境, 2011, (4).
- [21] 林光平, 龙志和, 吴梅. 我国地区经济收敛的空间计量实证分析: 1978—2002 年[J]. 经济学(季刊), 2005, (4).
- [22] 何江, 张馨之. 中国省区收入分布演进的空间—时间分析[J]. 南方经济, 2006, (12).
- [23] 彭世彰, 魏征, 窦超银, 徐俊增. 加权马尔可夫模型在区域干旱指标预测中的应用[J]. 系统工程理论与实践, 2009, (9).
- [24] 何芳, 吴吉春. 基于马尔可夫链的多元指示地质统计模型[J]. 水文地质工程地质, 2003, (5).

Spatial-temporal Evolution Analysis of China's Regional Economy with Weighted Spatial Markov Chain Approach

TAO Xiao-hong¹, QI Ya-wei²

- (1. School of Public Administration, Guangdong College of Commerce, Guangzhou 520310, China;
2. School of Information Technology, Jiangxi University of Finance & Economics, Nanchang 330013, China)

Abstract: Based on the spatial dependence and the time autocorrelation of China's regional economy, combining time characteristics and spatial characteristics of the regional economic growth, this paper introduces space relationship into traditional Markov chain and corrects using autocorrelation coefficient and local Moran's I index of the regional economic as the spatial-temporal weights, that is, constructs weighted spatial Markov chain to analyze spatial and temporal evolution of regional economic. The results show that China's economic growth appears to distribution features of spatial autocorrelation and agglomeration, and the process of regional convergence has been globally characterized by "convergence clubs" since 1978. The geographical background has a significant impact on transitions of the economic type, that is, when regions are surrounded by developed regions, there is radiated, promoting influence on economic growth. While economic growth of regions is constrained by less developed regions being surrounded. Transition of regional economic type isn't obvious, and the influence of regional background on up and down state transition of regional economic growth type is asymmetric. Testing statistical characteristics of the weighted spatial Markov chain, this paper finds that potential of regional economic change is the biggest when surrounded by medium-developed regions, and economic type of the region will transform in 3-5 years on average. Weighted spatial Markov chain provides a new perspective of transition of regional economic type and formation of spatial agglomeration pattern.

Key Words: regional economy; spatial-temporal evolution; spatial autocorrelation; weighted spatial Markov chain

[责任编辑:王燕梅]