

中国区域经济增长趋同及其空间效应分解

——基于 SUR - 空间计量经济学分析

陈得文 陶良虎*

摘要: 考虑经济增长的阶段性特征和空间效应是分析我国区域经济问题的关键。本文运用 SUR 模型衡量了经济增长的阶段性特点,运用修正后的 G 统计量和空间滞后模型分析了空间效应对区域经济增长趋同的影响,并通过分解空间结构矩阵分析了不同区域间的空间效应关系。结果表明:我国区域空间存在着显著的中心、次级和外围空间俱乐部趋同效应,各趋同俱乐部之间存在着不同水平的空间依赖关系,中心区域和次级区域之间的空间依赖性比较突出,外围区域市场区效应影响有限,次级区域和外围区域之间的空间依赖性以负作用为主。因此,应进一步提高我国区域发展中的空间效应,尤其是对于次级区域和外围区域而言,在制定区域发展战略中应予以足够重视。

关键词: 趋同性 空间效应 效应分解 SUR 模型

一、引言

近年来,随着藤田昌久等(2005)成功将空间因素纳入经济增长理论体系,经济增长的空间资源配置和经济活动的空间区位对经济增长的作用再次受到了经济学界的关注,越来越多的学者从空间角度分析空间效应对区域经济增长的作用。如 Anselin(1988)、Anselin 和 Florax(1995)、Rey 等(1999,2006)、López - Bazo 等(1999,2004)、Dall' erba(2005)、Le Gallo(2006)等从空间依赖性和空间异质性方面识别空间效应,认为空间效应的存在使得传统研究区域经济趋同性的文献存在模型误设的问题,通过将空间依赖性引入区域趋同模型,他们的研究证实了空间依赖性对美国 and 欧洲等国家和地区经济增长具有显著的促进作用。在对中国空间效应的检验中,吴玉鸣和徐建华(2004)、吴玉鸣(2006)、林光平等(2006)、张晓旭和冯宗宪(2008)、张伟丽等(2011)运用 Moran's - I 空间相关性检验得出中国省域经济增长具有明显的空间依赖性。事实上,空间效应不仅包括空间依赖性,同时还包括空间异质性。从空间效应对区域经济增长趋同的作用机理来看,空间异质性不仅是俱乐部趋同存在的条件,同时也是产生空间依赖性的基础,不同区域之间的空间依赖性存在显著差异。然而,已有研究都是从既有的空间模型出发分析空间依赖性对经济增长的作用,没有考虑到空间异质性和空间依赖性对区域经济趋同的综合作用,而且在分析空间依赖性对经济增长的作用时也仅从其整体显著性水平上识别空间效应,忽略了不同区域之间尤其是不同发展水平区域间空间依赖性的差异。

改革开放的实践告诉我们,中国经济增长具有鲜明的阶段性特征,研究改革开放后中国区域经济增长趋同有必要分阶段进行,以准确把握改革开放后中国区域经济趋同的不同演化过程。虽然已有研究如刘强(2001)分阶段分析了中国区域经济趋同问题,但所有这些研究都有一个前提假设,即不同阶段的区域经济是相互独立的,不存在相互关联性。从中国改革发展历程来看,不同阶段的经济发展之间存在较高的相互关联性和政策滞后性,运用相互独立的方程来分析不同阶段经济增长趋同性问题可能会因为忽略不同阶段经

* 陈得文,南京航空航天大学经济与管理学院,邮政编码:211106,电子信箱: chendewen1217@163.com;陶良虎,武汉理工大学经济学院,邮政编码:430070。

感谢匿名审稿人提出的宝贵审稿建议,当然文责自负。

济增长之间的相互关联性而产生伪回归等问题。

针对上述问题, 本文将对已有研究进行拓展: 第一, 考虑到不同阶段经济增长可能存在的相关性问题, 运用似不相关模型(SUR)分阶段研究我国区域经济趋同性问题; 第二, 综合考虑空间异质性和空间依赖性对区域经济的作用, 运用修正后的G统计量对我国区域空间异质性进行划分, 并根据SUR-空间计量模型分析我国区域经济增长空间趋同性; 第三, 在上述研究的基础上, 考虑到区域间空间效应的差异, 通过分解空间结构矩阵得到不同发展水平区域之间的空间依赖性, 并以此为依据分析我国区域间的相互作用关系。

二、研究方法

(一) 新古典 β -趋同理论

基本的经济增长趋同理论假设所有的经济体结构相似, 尽管其初始发展水平不同, 但贫困经济体比富裕经济体具有更高的增长率, 当经济达到均衡状态时, 所有经济体将实现发展水平趋同和增长率趋同, 即经济增长存在绝对 β -趋同。对绝对 β -趋同的检验通常采用如下模型:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{t+T}}{y_t} = \alpha + \beta \ln y_t + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I) \quad (1)$$

其中 y_t 是第 t 年的人均国内生产总值(GDP), y_{t+T} 是第 $t+T$ 年的人均 GDP, α, β 为参数, 如果 β 显著为负, 则较穷的经济体会有较高的经济增长率, 表明此时经济体中存在着绝对 β -趋同。

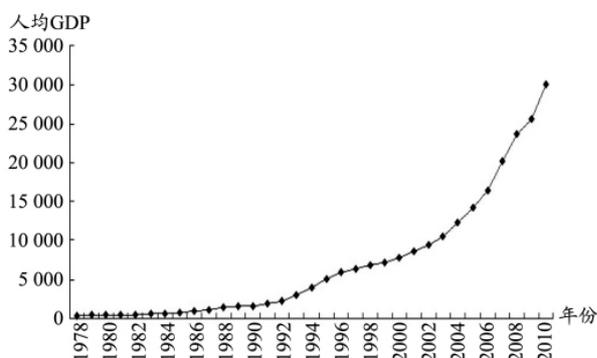
(二) β -趋同 SUR 模型

考虑到经济体不同发展阶段间的相互关联性和政策滞后性的影响, 本文引入 SUR 模型来构建不同时期经济增长 β -趋同模型, 如式(2)所示:

$$\begin{cases} \frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{t+T}^k}{y_t^k} \right) = \alpha_k + \beta_k \ln(y_t^k) + \varepsilon_k & s, k = 1, 2, \dots, M \\ E(\varepsilon_k \varepsilon_s) = \sigma_{ks}^2 I_N \end{cases} \quad (2)$$

由式(2)可以看出, 不同发展阶段的相关性通过误差项 ε 表示, 当系数 β_k 显著为负时, 则经济体在阶段 t 内具有绝对 β 趋同。

借鉴国内学者对中国改革开放阶段性描述, 本文选取1978-1992年和1992-2010年数据来分析区域经济趋同发展现状。选取1992年为经济发展的分界点主要是基于下述考虑: 第一, 1992年党的十四大正式确立了社会主义市场经济的改革目标, 并逐步颁布实施了一系列保障社会主义市场经济体制的政策措施; 第二, 1992年以后中国已经形成了较完善的工业发展体系, 并制定了清晰的区域发展战略; 第三, 根据图1中国人均GDP分布可以看出, 1992年前后人均GDP存在较大的增长差距, 1992年以后人均GDP的增长速度明显快于1992年以前, 而且从图2的核密度估计可以看出, 1992年和2010年的核密度分布较为相似, 1978年的核密度分布具有左偏性。



资料来源:《中国统计年鉴(2011)》、《新中国六十年统计资料汇编》。

图1 中国人均GDP分布

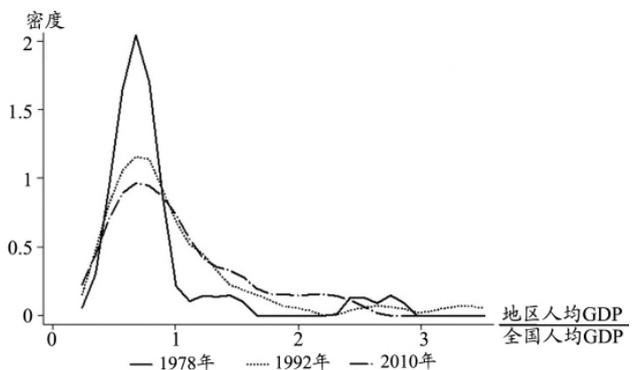


图2 中国人均GDP比例核密度分布

(三) 空间异质性的 β -趋同模型

空间异质性是导致区域经济空间非均衡发展的重要因素, 是促使空间俱乐部产生的主要原因。本文根

据新经济地理学的中心 - 外围模式来划分区域的空间俱乐部趋同,并运用 Getis - Ord 统计量^①计算研究样本的 G_i^* 值来划分中心、外围区域,然而 Getis - Ord 统计量是通过静态分析某一时期各地区的 G_i^* 值来分析空间异质性问题,将其直接用于分析中国改革开放后区域经济的空间异质性必然会错误地遴选出中心区域和外围区域。因为中国在改革开放前实行的是计划经济,国家的区域经济发展都是靠政府计划来实现,区域经济发展中空间异质性的作用被计划经济忽略,虽然改革开放后计划经济被社会主义市场经济取代,但是社会主义市场经济是在不断摸索中逐步建立发展起来的,而区域的空间异质性是伴随着市场经济的形成逐渐在区域经济增长中发挥作用的,因此,以空间异质性为基础的区域经济中心 - 外围模式的确立并不是一蹴而就的,而是伴随中国社会主义改革开放逐步发展起来的。鉴于此,本文运用动态的观点,利用 1978 - 2010 年期间的人均 GDP 来修正 Getis - Ord 统计量,并据此分析中国区域的空间异质性。修正后的 Getis - Ord 统计量计算公式如下所示:

$$\tilde{G}_i^* = \frac{(\sum_j w_{ij}\bar{x}_j - W_i^* \bar{x}) - (\bar{x}_i - \bar{x})}{s\{[(nS_{li}^*) - W_i^{*2}]/(n-1)\}^{1/2}} \quad (3)$$

其中 w_{ij} 是权重 W 矩阵中的元素(将在后文中给出), $W_i^* = \sum_{i \neq j} w_{ij} + w_{ii}$, $S_{li}^* = \sum_j w_{ij}^2$; \bar{x}_j 为样本在给定时期内的 j 地区的人均 GDP 的均值,其计算公式为 $\bar{x}_j = \sum_{t=1978}^{2008} x_{jt}$, 其中 x_{jt} 为 j 地区在 t 时期的人均 GDP; s 为 \bar{x}_j 的样本方差 $\bar{s} = \sum_{j=1}^{30} \bar{x}_j$; n 是样本范围。

\tilde{G}_i^* 值越大说明该地区集聚能力越强,对周边地区的吸附能力越明显,反之则较弱。根据计算得到的 \tilde{G}_i^* 统计值可以对不同地区进行分类,找出集聚能力较强的中心地区和集聚能力较弱的外围地区。

运用 Getis - Ord 统计量计算出的中心、外围区域,结合式(2)建立回归模型:

$$\begin{cases} \frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_{t+T} k}{y_t k}\right) = \alpha_{Ck} D_C + \alpha_{Pk} D_P + \beta_{Ck} D_C \ln(y_{t,k}) + \beta_{Pk} D_P \ln(y_{t,k}) + \varepsilon_k & s, k = 1, 2 \\ E(\varepsilon_k \varepsilon_s) = \sigma_{ks}^2 I_N \end{cases} \quad (4)$$

其中 C 表示中心区域, P 表示外围区域, D_C 、 D_P 是与中心、外围区域对应的虚拟变量,其余参数意义同上。

(四) 空间依赖性的 β - 趋同模型

不同的空间依赖模型会产生不同的参数解释和不同的政策含义,正确设定空间依赖性模型是分析空间依赖性的关键。目前,常用的空间依赖 β - 趋同模型有两种形式,一种是空间滞后模型(SLM),一种是空间误差模型(SEM)。根据 Rey 和 Montouri(1999)的总结,当经济体受到复杂的溢出效应影响而偏离稳定的均衡状态时应采用空间误差模型,而在给定基年收入水平的条件下,研究区域经济增长与其周边区域的相关性适合采用空间滞后模型。因此,空间误差模型更多地侧重于从空间潜在效应分析空间相关性,而空间滞后模型则侧重于从真实存在的空间效应分析空间相关性。本文认为,空间效应对经济长期增长的影响是真实存在的,区域间潜在效应对经济的长期增长有限。因此,本文采用空间滞后 β - 趋同模型分析区域经济问题,其模型如下:

$$\begin{cases} \frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_{t+T} k}{y_t k}\right) = \alpha_k + \beta_k \ln(y_{t,k}) + \rho_k W \frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_{t+T} k}{y_t k}\right) + \varepsilon_k & s, k = 1, 2 \\ E(\varepsilon_k \varepsilon_s) = \sigma_{ks}^2 I_N \end{cases} \quad (5)$$

其中, W 为空间权重矩阵, $W \frac{1}{T} \ln\left(\frac{y_{t+T} k}{y_t k}\right)$ 为空间滞后变量, ρ_k 为其参数,其余参数意义同上。

三、数据说明与模型估计方法

(一) 数据及其处理方法

^①Getis - Ord 统计量是由 Ord 和 Getis 在 1995 年提出的衡量区域间空间关系的统计量,Julie 和 Sandy(2006)首次将其运用于中心区域和外围区域划分。

本文所使用的样本为 1978 - 2010 年中国大陆 30 个省级区域的数据(重庆市包含在四川省内)。数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》、1982 - 2009 年《中国统计年鉴》。为了消除各年价格因素对分析结果造成的影响,文中涉及到的各年份的样本数据均采用以 1978 年为基年的 GDP 平减指数进行处理。

(二) 空间权重矩阵和中心、外围区域确定

与以往运用空间二元毗邻矩阵分析中国区域经济不同,本文采用区域间距离来度量空间结构矩阵,

$$W = [w_{ij}]_{n \times n} \quad w_{ij} \text{ 为 } \omega_{ij} \text{ 的行标准化, 且 } \omega_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \text{ 其中 } d_{ij} \text{ 为区域 } i \text{ 与区域 } j \text{ 之间的列车行驶距离。}$$

利用空间结构矩阵 W 运用式(3) 计算 \tilde{G}_i^* 。结合我国存在的东、中、西三大区域经济发展现状,运用系统聚类法将计算得到的 \tilde{G}_i^* 值分为三类。第一类地区的 \tilde{G}_i^* 值显著大于零,为中心区域,包括北京、天津、上海、江苏、浙江、福建、广东;第二类地区的 \tilde{G}_i^* 值处于 $-1.231 \sim 0.021$ 之间,为次级区域,分别有辽宁、山东、安徽、河南、湖南、湖北、江西和河北;第三类地区的 \tilde{G}_i^* 值小于 -1.231 ,为外围区域,包括广西、陕西、甘肃、贵州、青海、新疆、云南、内蒙古、黑龙江、山西、吉林、海南、四川、宁夏和西藏。图 3 给出了根据上述聚类方法得到的区域分布(不包括中国台湾、中国香港和中国澳门地区),采用距离结构矩阵计算出的中心、外围区域基本符合中国区域发展实际情况,即中国区域经济已形成了较明显的中心 - 外围模式,东部沿海地区经济发展较快,已成为中国经济发展的核心区域,而中西部地区发展速度相对滞后,成为经济发展中的外围地区(赵伟等 2009)。

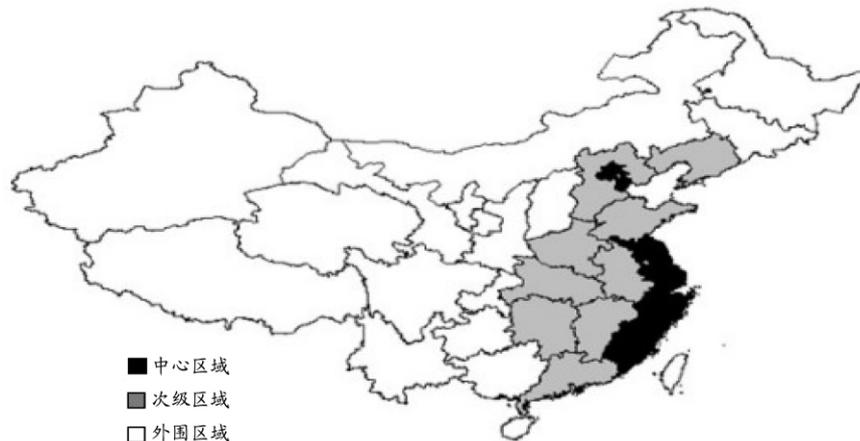


图 3 中国区域空间分布

(三) 模型估计方法

对于回归元不同的 SUR 模型的 OLS 估计量是有偏的,此时应运用可行性广义最小二乘法(FGLS)和极大似然估计法(ML)对方程进行无偏估计(格林 2007)。Anselin(1995)提出对于含有空间滞后模型的 SUR 模型可以运用三阶段最小二乘法和极大似然估计法进行参数估计,并给出了相应的计算方法。本文对含有空间滞后模型的回归方程均采用三阶段最小二乘法。

四、中国区域空间趋同性检验

表 1 是在不考虑空间异质性的情况下对各地区绝对 β -趋同的估计,从表 1 中可以看出,1978 - 1992 年间中国区域经济整体上呈现出显著的绝对 β -趋同,趋同速度为 1.94%,而在 1992 - 2010 年间各地区经济增长趋同性并不显著,这一结论与大多数研究中国趋同发展的文献结论相似,但是两阶段间的趋同系数差异明显小于非 SUR 模型估计结果。通过对 1978 - 1992 年、1992 - 2010 年两阶段的系数 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 进行 Wald 检验,分别在 7%、2% 的显著水平上拒绝了两个阶段的时间稳定性检验,说明这两个时期具有显著的发展差异,因此分阶段分析中国区域经济发展问题是适合中国区域经济发展现状的。表 1 中的(3)、(4)是将空间滞后模型 5 引入到模型 2 的参数估计和参数检验结果,从表 1 中可以看出空间依赖性 $\hat{\rho}$ 的参数检验值并不显著,引入空间滞后模型后趋同系数并未发生显著变化,而且与 1992 年以前相比,1992 年后空间依赖性有所减小。对模型

时间稳定性 Wald 检验表明,Wald 检验具有较高的显著性水平,说明了中国区域发展确实存在显著的阶段性。

表 1 不含有空间异质性 SUR 模型估计结果

参数	SUR 模型		SUR 空间滞后模型	
	1978 - 1992 年(1)	1992 - 2010 年(2)	1978 - 1992 年(3)	1992 - 2010 年(4)
$\hat{\alpha}$	0.229*** (0.000)	0.175*** (0.003)	0.204*** (0.001)	0.156** (0.041)
$\hat{\beta}$	-0.017*** (0.004)	-0.004 (0.412)	-0.017*** (0.004)	-0.005 (0.352)
$\hat{\rho}$	-	-	0.046 (0.148)	0.041 (0.246)
趋同速度 V	1.94%	0.41%	1.94%	0.52%
$\hat{\alpha}$ 时间异质性 Wald 检验	3.29* (0.069)		4.57** (0.046)	
$\hat{\beta}$ 时间异质性 Wald 检验	5.91** (0.023)		7.32** (0.015)	
$\hat{\rho}$ 时间异质性 Wald 检验	-		8.75*** (0.008)	

注:括号内为 p 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

新经济地理学认为空间异质性是引起空间俱乐部效应存在的重要因素,本文运用新经济地理学的中心-外围模式将中国区域经济划分为中心、次级、外围三大空间俱乐部,表 2 为空间异质性条件下 SUR 模型和 SUR 空间滞后模型的区域发展趋同估计结果。从表 2 中(5)和(6)可以看出,1978-1992 年间中心区域、次级区域和外围区域均存在显著的趋同性,趋同速度大于 2%;在 1992-2010 年间各区域存在较明显的趋同性,但趋同速度与 1992 年以前相比有较大幅度的下降。说明我国确实存在中心、次级、外围三大空间俱乐部,各俱乐部内部存在不同程度的趋同效应,而随着时间的推移,俱乐部趋同效应有所降低。将空间滞后模型 5 引入到回归模型 4 中,其估计结果如表 2 中的(7)和(8)所示。从表 2 中可以看出,引入空间滞后模型后,中心、次级、外围区域的趋同性都有不同程度的变化,除了中心区域在 1978-1992 年间的趋同系数有所降低外,其余趋同系数都有所提高。与表 1 相似,引入中心、外围区域后,1992 年以后空间依赖性对经济增长的作用有所下降,但是与表 1 相比,引入空间异质性以后空间依赖性对经济增长的作用有所提高,而且对趋同系数的影响也比较明显。

表 2 含有空间异质性模型估计结果

SUR 模型估计(系统 $R^2 = 0.62$)						
	1978 - 1992 年(5)			1992 - 2010 年(6)		
	中心区域	次级区域	外围区域	中心区域	次级区域	外围区域
$\hat{\alpha}$	0.463*** (0.000)	0.381*** (0.000)	0.305*** (0.000)	0.430*** (0.000)	0.445*** (0.000)	0.226** (0.006)
$\hat{\beta}$	-0.039*** (0.000)	-0.032*** (0.006)	-0.029*** (0.010)	-0.016* (0.053)	-0.020** (0.034)	-0.014* (0.096)
趋同速度 V	5.64%	4.24%	3.72%	1.84%	2.41%	1.59%
SUR 空间滞后模型估计(系统 $R^2 = 0.62$)						
	1978 - 1992 年(7)			1992 - 2010 年(8)		
	中心区域	次级区域	外围区域	中心区域	次级区域	外围区域
$\hat{\alpha}$	0.452*** (0.000)	0.316*** (0.000)	0.286*** (0.002)	0.346*** (0.000)	0.412*** (0.000)	0.207* (0.064)
$\hat{\beta}$	-0.037*** (0.000)	-0.035*** (0.000)	-0.030** (0.007)	-0.017* (0.050)	-0.022** (0.024)	-0.015* (0.092)
$\hat{\rho}$	0.053 (0.183)			0.043 (0.249)		
趋同速度 V	5.21%	4.81%	3.89%	1.98%	2.71%	1.72%

以上回归结果表明,中国存在显著的空间异质性,空间异质性形成了中心、次级、外围三大空间俱乐部,各俱乐部内存在俱乐部趋同效应;空间依赖性对中国区域经济增长的作用并不显著且有所降低。然而,上述结果仅仅反映了空间依赖性在中国整体经济系统中发挥的作用,而不同区域间的空间相关性显然存在差异。区域经济发展表明,区域合作在经济增长中发挥着越来越重要的作用,因此仅仅从总体上分析空间效应对经济的作用容易使我们得出中国区域间的空间相关性不仅没有增加反而有所降低的错误结论。为了更加准确地把握空间效应对中国区域经济增长的作用,本文在上述研究的基础上提出通过分解空间结构矩阵来分析不同区域间的空间效应以更加深入地理解空间效应对中国区域经济增长的影响。

五、中国区域增长的空间效应分解

空间效应通过空间异质性和空间依赖性作用于区域经济增长,空间异质性决定了中心、外围俱乐部的形成,空间依赖性则决定了不同空间区域间的相互关联性的。总的来说空间效应主要通过四个方面来影响区域经济:(1)中心区域对中心区域的作用;(2)中心区域对外围区域的作用;(3)外围区域对外围区域的作用;(4)外围区域对中心区域的作用。根据增长极理论和中心地理学说理论,中心区域对外围区域的扩散回流效应以及外围区域对中心区域的市场区效应是区域经济增长的重要因素,区域间的空间效应如图4所示。



图4 区域空间效应示意图

空间效应是通过空间结构矩阵而作用于不同经济体的,为了实现对空间效应的分解,首先应对空间结构矩阵进行分解。结合我国存在的中心区域、次级区域和外围区域的现实情况,本文将空间效应分解为:中心区域对中心区域的扩散回流或市场区效应,中心区域对外围区域或次级区域的扩散回流效应,外围区域或次级区域对中心区域的市场区效应,外围区域对外围区域的扩散回流或市场区效应;次级区域对次级区域的扩散回流或市场区效应;外围区域对次级区域的市场区效应;次级区域对外围区域的扩散回流效应,本文将空间结构矩阵分解为:

$$W = W_{CC} + W_{CP} + W_{PC} + W_{PP} + W_{SS} + W_{SP} + W_{SC} + W_{CS} + W_{PS}$$

根据分解的空间结构矩阵,建立回归方程(6),回归结果如表3所示。

$$\begin{cases} \frac{1}{T_1} \ln\left(\frac{y_{t_1+T_1}}{y_{t_1}}\right) = \alpha_{C_1} D_C + \alpha_{P_1} D_P + \beta_{C_1} D_C \ln(y_{t_1}) + \beta_{P_1} D_P \ln(y_{t_1}) + \rho_{ij_1} W_{ij} \frac{1}{T_1} \ln\left(\frac{y_{t_1+T_1}}{y_{t_1}}\right) + \varepsilon_1 \\ \frac{1}{T_2} \ln\left(\frac{y_{t_2+T_2}}{y_{t_2}}\right) = \alpha_{C_2} D_C + \alpha_{P_2} D_P + \beta_{C_2} D_C \ln(y_{t_2}) + \beta_{P_2} D_P \ln(y_{t_2}) + \rho_{ij_2} W_{ij} \frac{1}{T_2} \ln\left(\frac{y_{t_2+T_2}}{y_{t_2}}\right) + \varepsilon_2 \end{cases} \quad (6)$$

其中,C、S、P分别表示中心区域、次级区域和外围区域; W_{ij} 表示区域间的空间结构矩阵; ρ_{CC} 、 ρ_{CP} 、 ρ_{PP} 、 ρ_{PC} 、 ρ_{SS} 、 ρ_{SC} 、 ρ_{SP} 、 ρ_{CS} 、 ρ_{PS} 分别表示对应的空间依赖性参数。

表3 空间效应分解回归结果

空间依赖性	1978 - 1992 年	1992 - 2010 年	空间依赖性	1978 - 1992 年	1992 - 2010 年
$\hat{\rho}_{CC}$	0.185 (0.172)	0.326* (0.051)	$\hat{\rho}_{PS}$	0.018 (0.617)	0.029 (0.481)
$\hat{\rho}_{CS}$	0.236 (0.132)	0.319* (0.082)	$\hat{\rho}_{SS}$	0.028 (0.572)	-0.007 (0.827)
$\hat{\rho}_{CP}$	0.105 (0.285)	0.099 (0.324)	$\hat{\rho}_{SC}$	0.218 (0.151)	0.385** (0.042)
$\hat{\rho}_{PP}$	-0.126 (0.298)	-0.071 (0.402)	$\hat{\rho}_{SP}$	0.069 (0.307)	0.190 (0.165)
$\hat{\rho}_{PC}$	0.005 (0.876)	0.106 (0.296)			

(1) 中心区域对中心区域的扩散回流或市场区效应 $\hat{\rho}_{CC}$ 。从回归结果可以看出 $\hat{\rho}_{CC}$ 从 0.185(0.172) 变为 0.326(0.051), 说明了 1978 - 2010 年期间, 我国中心区域间的空间依赖性在不断增强, 中心区域间的合作对区域经济增长的作用越来越明显。而从我国区域间的发展实际亦可看出, 以长三角、珠三角和京津唐等城市群发展为主导的区域发展模式增强了中心区域间的经济合作, 强化了经济合作在区域经济增长中的作用。然而与欧美等经济发达国家和地区的中心区域发展相比, 我国中心区域的空间依赖性仍然比较薄弱, 中心区域之间尤其是各大城市群间的合作仍需要不断加强。

(2) 中心区域对次级区域和外围区域的扩散回流效应 $\hat{\rho}_{CS}$ 、 $\hat{\rho}_{CP}$ 。中心区域对次级区域和外围区域的扩散回流效应是经济增长极的核心, 也是各国制定区域发展战略的重要依据。从回归结果我们可以看出, 1978 -

1992年、1992-2010年间 $\hat{\rho}_{CS}$ 要明显大于 $\hat{\rho}_{CP}$ ，说明了我国中心区域对次级区域的作用要大于外围区域。从 $\hat{\rho}_{CS}$ 、 $\hat{\rho}_{CP}$ 的变化趋势来看 $\hat{\rho}_{CS}$ 有较明显的提高，而 $\hat{\rho}_{CP}$ 却有所下降，这很大程度上是由我国区域经济梯度分布造成的，次级区域大多数处于中心区域和外围区域之间，是承接中心区域和外围区域经济发展的纽带，随着时间的推移，次级区域在承接中心和外围区域之间的作用日益明显。从 $\hat{\rho}_{CS}$ 、 $\hat{\rho}_{CP}$ 的显著性水平来看，除1992年后的 $\hat{\rho}_{CS}$ 显著以外，其他时期的 $\hat{\rho}_{CS}$ 、 $\hat{\rho}_{CP}$ 均不十分突出，这说明了我国中心区域的扩散效应仍不十分明显。根据 Richardson(1976) 的时空动态模型，只有当增长极的技术创新、产业结构和规模跨过一定门槛后，中心区域才能在带动外围区域地区经济中真正发挥重要作用。依据此理论，我国的中心区域虽具备一定带动外围区域经济增长的能力，但是中心区域对外围区域的拉动效应并不显著，中心区域虽已具备了一定的规模，但整体能力(如创新能力)还比较薄弱，还不足以在带动外围区域经济发展中发挥主导作用。

(3) 外围区域(次级区域)对外围区域(次级区域)的扩散回流或市场区效应 $\hat{\rho}_{PP}$ 、 $\hat{\rho}_{SS}$ 。在整个研究时期内，空间依赖性 $\hat{\rho}_{PP}$ 、 $\hat{\rho}_{SS}$ 均不明显， $\hat{\rho}_{PP}$ 始终表现为负效应， $\hat{\rho}_{SS}$ 则由正效应变为负效应，表明我国外围区域(次级区域)间空间相关性不仅不利于区域经济增长，反而阻碍了其经济发展，这可能是一方面外围区域(次级区域)间为争夺国家优先发展政策而彼此间不断竞争；另一方面因外围区域间(次级区域)产业结构重构而造成对要素资源和产品市场的恶性竞争的结果。长期以来，已有的区域经济研究大多关注中心区域对中心区域、中心区域对外围区域(次级区域)的空间效应，忽略了外围区域(次级区域)间的空间相关性。本文的回归结果表明，外围区域(次级区域)间的空间相关性阻碍了区域间的经济增长，这不得不引起我们的重视，在协调区域发展中不仅要关注中心区域对中心区域、中心区域对外围区域(次级区域)的利益关系，还需要对外围区域(次级区域)间的合作给予足够重视。

(4) 外围区域(次级区域)对中心区域的市场区效应 $\hat{\rho}_{PC}$ 、 $\hat{\rho}_{SC}$ 。从回归结果可以看出，外围区域(次级区域)的市场区效应对中心区域的作用虽有所提高但显著性水平较低，一定程度上说明了我国确实存在内需不足的情形，中心区域的发展主要靠出口来拉动，外围区域的市场区效应对其影响并不显著。另一方面也为我们制定区域经济发展战略时指明了方向，因为我们不仅要关注中心区域的经济增长，还需要不断提高外围区域(次级区域)的经济增长，只有外围区域的经济获得了发展才有能力为中心区域的增长提供广阔的市场，发挥强劲的市场区效应。值得一提的是，我国次级区域对中心区域的市场区效应表现较为突出，而且在经济的演化发展中，该效应有所增强。

(5) 外围区域(次级区域)对次级区域(外围区域)的市场区效应 $\hat{\rho}_{PS}$ (扩散回流效应 $\hat{\rho}_{SP}$)。回归结果表明，外围区域和次级区域之间存在有一定的空间效应，但该效应并不显著，说明了我国次级区域与外围区域仍未形成有效的承接转移效应。

图5给出了根据表3得到的中心区域、次级区域和外围区域之间存在的空间效应关系。结果表明，我国区域间的空间效应主要存在于中心区域之间、中心区域和次级区域之间，次级区域之间、外围区域之间以及外围区域和中心区域之间的空间效应均不显著。结合我国东部、中部和西部地区梯度分布以及协调区域经济发展的现实情况，我们需要进一步加强中部地区在承接东部和西部地区经济发展中的作用，同时还需要进一步加强次级区域和外围区域之间的交流与合作。

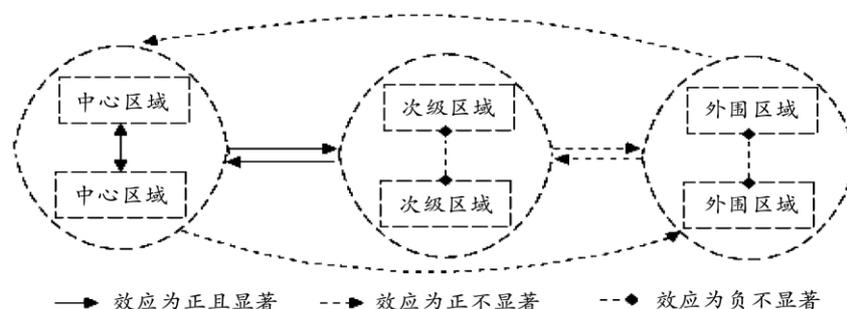


图5 中国区域空间效应关系

六、结论

区域经济增长趋同性研究一直是当前经济研究的热点问题之一，随着新经济地理学的崛起，空间效应对区域经济增长趋同性的影响已引起众多学者的关注。综合考虑经济发展的阶段性、空间异质性、空间依赖性

对区域经济增长的作用,本文运用 SUR - 空间计量经济学的相关知识实证分析了空间效应对中国区域经济增长趋同的影响。进一步,为了深入理解中国区域间的空间相互关系,通过分解空间结构矩阵,本文系统分析了不同发展层次区域间的空间效应。主要研究发现为:区域的空间异质性形成了中心、次级、外围三大空间俱乐部,各俱乐部内存在俱乐部趋同效应;中心区域间的空间依赖性逐渐增强,对经济增长的促进作用日益显现;中心区域对次级区域的扩散效应已初步显现,但中心区域的整体能力不强,还不足以在带动外围区域区域经济发展中发挥主导作用;次级区域和外围区域间的空间依赖性以负作用为主,在协调区域发展中对其应予以足够重视;次级区域对中心区域的市场区效应比较明显,而外围区域的市场区效应影响十分有限。

本文结论与启示是,与欧美等经济发达国家相比,我国区域发展中的空间关联效应还有待于进一步提高,尤其是对于次级区域和外围区域而言,在制定区域发展战略中对其应予以足够重视。为实现区域经济的整体增长,各级政府应继续贯彻以城市群为发展增长极的区域发展战略,加强区域间的交流与合作,提升空间依赖性对经济的促进作用;进一步加快沿海等经济发达地区的产业结构升级步伐,增强区域创新能力,提升中心区域的整体素质,扩大对外围区域的扩散效应;加大对次级区域和外围区域间利益关系的协调力度,改善区域间竞争合作关系;继续深化中部崛起战略,加快次级区域的经济的发展,充分发挥次级区域在协调东部和西部经济差距中的重要作用。

参考文献:

1. 藤田昌久、克鲁格曼、维纳布尔斯, 2005 《空间经济学》, 中译本, 中国人民大学出版社。
2. 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。
3. 刘强, 2001 《中国经济增长的收敛性分析》, 《经济研究》第 6 期。
4. 吴玉鸣、徐建华, 2004 《中国区域经济增长集聚的空间统计分析》, 《地理科学》第 6 期。
5. 吴玉鸣, 2006 《中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析》, 《数量经济技术经济研究》第 12 期。
6. 威廉·H. 格林, 2007 《计量经济分析》, 中译本, 中国人民大学出版社。
7. 张晓旭、冯宗宪, 2008 《中国人均 GDP 的空间相关与地区收敛: 1978 - 2003》, 《经济学(季刊)》第 2 期。
8. 张伟丽、覃成林、李新建, 2011 《中国地市经济增长空间俱乐部趋同研究》, 《地理研究》第 8 期。
9. 赵伟、藤田昌久、郑小平, 2009 《空间经济学: 理论与实证研究新进展》, 浙江大学出版社。
10. Anselin, Luc. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Netherlands: Kluwer Academic Publishers.
11. Anselin, Luc, and R. J. G. M. Florax. 1995. *New Directions in Spatial Econometrics*. Berlin: Springer - Verlag.
12. Dall' erba, Sandy. 2005. "Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989 - 1999: An Exploratory Spatial Data Analysis." *Annals of Regional Science*, 39(2): 121 - 148.
13. Le Gallo, Julie, and Sandy Dall' erba. 2006. "Evaluating the Temporal and Spatial Heterogeneity of the European Convergence Process 1980 - 1999." *Journal of Regional Science*, 46(2): 269 - 288.
14. López - Bazo, E., E. Vayá and A. J. Mora. 1999. "Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union." *The Annals of Regional Science*, 33(3): 343 - 370.
15. López - Bazo, E., E. Vayá, and M. Artís. 2004. "Regional Externalities and Growth: Evidence from European Regions." *Journal of Regional Science*, 44(1): 57 - 72.
16. Ord, K., and A. Getis. 1995. "Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application." *Geographical Analysis*, 27(2): 286 - 305.
17. Rey, S., and B. Montouri. 1999. "U. S Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective." *Regional Studies*, 33(2): 143 - 156.
18. Rey, S., and Boris Dev. 2006. " σ - Convergence in the Presence of Spatial Effects." *Papers in Regional Science*, 86(2): 217 - 234.
19. Richardson, H. W. 1976. "Growth Pole Spillover: the Dynamics of Backwash and Spread." *Regional Studies*, 10(5): 21 - 29.

Research on the Decomposition of Spatial Effects of China's Regional Economic Growth Convergence: Based on the SUR - Spatial Econometrics

Chen Dewen¹ and Tao Lianghu²

(1: Nanjing University of Aeronautics and Astronautics; 2: Wuhan University of Technology)

Abstract: It is the key to analyze region problem that considering characteristics of stage and spatial correlation in China. This paper uses SUR model, correction G statistic and spatial lags model to measure the stage and spatial effects between China's regions, and then analyze the spatial effects among different regions by way of decomposing the spatial structure matrix. It indicates that there are significant core, sub and periphery clubs convergence, and different clubs have different spatial dependence, such as the spatial dependence between core - regions and sub - regions is significant, the market effects between periphery regions is limited, and the spatial dependence between sub - regions and periphery regions is negative. Therefore, we should further improve the spatial effects among China's regions, and we should pay enough attention when drawing up regional development strategy especially on sub - regions and periphery regions.

Key Words: Convergence; Spatial Effect; Effect Decomposition; SUR Model

JEL Classification: C31, C33, R11

(责任编辑: 彭爽)