

空间相关性与我国区域经济增长动态 收敛的理论及实证分析^{*}

——基于1953—2010年面板数据的经验证据

何雄浪¹, 郑长德¹, 杨霞²

(1. 西南民族大学 经济学院, 四川 成都 610041;

2. 西华师范大学 国土资源学院, 四川 南充 637000)

摘要:文章通过建立空间面板数据模型,将空间相关性纳入分析框架,分析了我国1953—2010年地区经济增长的绝对收敛性以及考虑财政政策与人力资本影响后的条件收敛性。实证分析表明,我国地区发展的空间相关性逐年增强,成为影响经济增长的重要因素;在整个研究期间内,我国经济增长不存在绝对收敛性,期初经济水平与经济增长率呈正相关关系;但在引入财政政策与人力资本两个影响因子后,我国地区经济增长存在条件收敛性。积极的财政政策与增加人力资本投资能够促进落后地区经济跨越式发展,从而强化经济增长的条件收敛程度。

关键词:空间相关性;绝对收敛;条件收敛;区域经济增长

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2013)07-0082-14

一、引言

经济增长收敛问题是20世纪90年代以来经济增长理论研究最为热门的论题之一。这个论题的核心在于考察不同国家之间或一国内部不同地区之间经济增长速度的差异,并寻找这种差异产生的原因。造成地区经济发展差异的因素众多,如区位因素、自然资源、要素禀赋、技术进步、历史因素、政策因素等,主要表现为经济长期不均衡发展、资源配置不合理,由此,经济增长敛散性分析逐渐成为区域经济研究的热点。研究经济增长的敛散性、正确判断新中国建立以来地区经济发展差距的走势以及科学预测未来的发展趋势,对缓解与逐步解决我国区域经济发展差异具有重要意义。以Solow(1956)为代表的

收稿日期:2013-03-26

基金项目:国家社会科学基金项目(12BJL045)

作者简介:何雄浪(1972—),男,四川南充人,西南民族大学经济学院教授,经济学博士;

郑长德(1962—),男,四川广远人,西南民族大学经济学院教授,博士生导师;

杨霞(1988—),女,湖南泸溪人,西华师范大学国土资源学院硕士研究生。

新古典增长理论认为,由于资本的边际报酬递减,人均资本存量较少的落后地区会因较高的资本收益率而比人均资本存量较多的发达地区有更高的经济增长率,从而经济落后地区会追赶上经济发达地区,区域间人均收入会趋于均衡,最终呈现出区域经济增长的收敛性特征。在经济全球化和一体化的时代背景下,不少学者利用经济增长的收敛性假说对不同的国家和地区进行了大量的实证分析(Barro 和 Sala-i-Martin, 1991、2003; Pfaffermayr, 2009; Próchniak 和 Witkowski, 2013; 等),而现实世界的复杂性和多样性并没有使这一假说得到统一的确认,甚至还对这一假说的技术方法产生了置疑。但是,经济增长收敛性假说所蕴涵的独特魅力吸引着越来越多的经济学家做出更加广泛细致的研究,由于所用数据的性质、来源、处理方式的不同以及衡量地区差距指标的不同,对收敛性这一概念本身的理解具有差异性,各类研究所描述的中国经济增长的收敛情况和变化趋势有所不同(刘强, 2001; 马瑞永, 2006; 吴玉鸣, 2006; 宋志涛, 2012; Dong 等, 2012; 等)。我国经济学者主要在区域相互独立的假定下从时间层面探索地区经济增长的敛散性,而区域是一个空间概念,邻近区域往往有较为紧密的空间联系,这种联系从无形中影响地区经济发展。近几年,科技进步使空间相关性被纳入到经济学分析框架中,这为更好地研究地区经济增长、促进区域均衡发展提供了新的方法。本文的探索在于利用 Moran 指数衡量地区空间相关性,以 β 收敛系数判定法,选取 1953—2010 年我国实际人均 GDP 数据,建立空间面板数据模型,结合时间与空间因素分析我国经济增长的绝对收敛性以及引入财政政策与人力资本影响因子后的条件收敛性,从而在消除价格影响后正确判定我国地区间经济发展差距的动态变化,深入探讨经济增长收敛背后的作用机制,对我国区域经济发展的动态性进行深入、系统的检验,以增进人们对如何实现区域统筹发展的理解。

二、理论模型分析

(一)新古典增长模型。假定有资本和劳动力两种生产要素,这两种要素能互相替换,即以可变的比例组合。在任何时候,劳动力和资本都可以得到充分利用,不存在生产要素的闲置。资本和劳动力都按照各自的边际生产力而分得相应的产量。生产函数的具体形式如下:

$$Y = F(K, AN) \quad (1)$$

其中, Y 表示产量, K 表示资本, N 表示劳动, A 表示技术水平。该生产函数表明,产出由资本以及劳动和技术水平的乘积决定。由生产函数的规模报酬不变性有:

$$Y/AN = F(K/AN, 1), \text{ 即 } y = f(k) \quad (2)$$

其中, $y = Y/AN$ 称为人均有效产出, $k = K/AN$ 称为人均有效资本。由凯恩斯国民收入决定理论有:

$$Y=C+I, Y/AN=(C/AN)+(I/AN)$$

$$f(k(t))=(C(t)/AN(t))+(I(t)/AN(t)) \quad (3)$$

其中, C 表示消费, I 表示投资, t 表示时间, 不难证明:

$$\dot{k}=(I/AN)-k(n+g+\delta) \quad (4)$$

其中, $k=dk/dt$, $n=\dot{N}/N$ 表示劳动力增长率, $g=\dot{A}/A$ 表示技术进步率, δ 表示资本折旧率。当国民收入达到均衡状态时, 投资等于储蓄, 从而有:

$$\dot{k}+k(n+g+\delta)=I/AN=sY/AN=sf(k) \quad (5)$$

其中, s 表示储蓄率, 从而新古典模型可以写成:

$$sf(k)=\dot{k}+k(n+g+\delta) \quad (6)$$

当 $k < k^*$ 时, 有 $\dot{k} > 0$, 即 $\dot{K}/K > n+g$, 此时资本的增长率大于有效劳动的增长率。换句话说, 资本比有效劳动增加得快, 即资本—有效劳动比率在增大。反之, 则反是。当 $\dot{k}=0$, 即 $k=k^*$ 时, 经济增长处于稳态, 从而在完全竞争的市场经济中存在一条稳定增长的途径, 此时人均有效产出不变, 但人均产出的增长速度为 g , 总产出的增长速度为 $n+g$, 人均有效资本也不变, 但人均资本的增长速度为 g , 总资本的增长速度为 $n+g$ 。设 r_k 代表人均有效资本的增长率, 则有:

$$r_k=\dot{k}/k=(sf(k)/k)(n+g+\delta) \quad (7)$$

当 $k < k^*$ 时, $r_k > 0$; 当 $k > k^*$ 时, $r_k < 0$ 。当 $k=k^*$ 时, $r_k=0$, 即人均有效资本不再发生变动。由生产函数的凸性有:

$$dr_k/dk=s/k[(df/dk)-(f/k)] < 0 \quad (8)$$

也就是说, 更低的人均有效资本意味着更高的产出增长率, 在落后国家, 假设其他条件不变, 人均资本初始值低的国家拥有更高的资本增长率, 从而国民收入的增长速度较快。反之, 则反是。在长期, 经济落后的国家会赶上经济发达的国家, 即经济增长率和初始经济水平成负向关系, 这体现了经济增长收敛的含义。如果富国的储蓄率高于穷国, 更高的储蓄率决定了更高的稳态值, 从而富国与穷国收敛于不同的稳态值, 同样, 如果富国的技术进步率更高, 富国与穷国也会收敛于不同的稳态值。

设 $Y=K^\alpha(AN)^{1-\alpha}$, 则 r_k 可以写成:

$$r_k=d\ln k/dt=s k^{\alpha-1}-(n+g+\delta) \quad (9)$$

在稳态附近进行一阶泰勒级数展开有:

$$r_k \approx (\partial r_k / \partial \ln k)(\ln k - \ln k^*) = (\alpha - 1)s(k^*)^{\alpha-1}(\ln k - \ln k^*) \quad (10)$$

在稳态条件下, 有 $s(k^*)^{\alpha-1}=n+g+\delta$, 从而 r_k 在稳态附近的近似值为:

$$r_k \approx (\alpha - 1)(n+g+\delta)(\ln k - \ln k^*) = -\beta(\ln k - \ln k^*) \quad (11)$$

其中, $\beta=(1-\alpha)(n+g+\delta)$, 设 r_y 代表人均有效收入的增长率, 则有 $r_y=y/y=\alpha r_k \approx -\beta(\ln y - \ln y^*)$, 这就是基本的收敛模型。

(二)经济增长收敛的分类。

1. σ 收敛。 σ 收敛是指随着时间的变化,不同国家或地区间人均国民收入的标准差逐渐缩小。如果 $\sigma_{t+1} < \sigma_t$, 则存在 σ 收敛。

2. β 收敛。 β 收敛是指初始人均收入较低的地区有着更高的经济增长率,根据收敛条件可分为绝对 β 收敛(Absolute β -Convergence)和条件 β 收敛(Conditional β -Convergence)两种。

(1) 绝对 β 收敛。绝对 β 收敛是指无论经济体的初始条件(自然资源、要素禀赋、经济区位、技术水平等)和结构体制如何,不同地区经济体的人均产出将收敛于相同的稳态水平。具体表现为贫穷经济体比富裕经济体拥有更快的增长速度,贫穷地区与富裕地区之间的差距缩小,最终达到相同的稳态水平,实现经济的均衡与稳定发展。传统的研究通常将整个研究时间划分为几段,进而在子时间段内求平均,或者只利用期初与期末两个时点的数据探讨收敛问题,这容易造成数据信息的丢失,缺乏精确性,不符合经济发展的持续性特征。为了充分利用数据信息,使模型更加精确地反映经济发展的持续性,我们令时间跨度 $T=1$, 然后建立相应的非线性回归方程。通过非线性回归得出的 β 系数若小于 0, 说明被观测区域在所研究的时间段内处于绝对收敛状态,地区经济发展差异随时间逐渐缩小;反之,则说明地区经济差异呈逐渐扩大的趋势。

(2) 条件 β 收敛。条件收敛指即使不同经济体在市场和体制政策方面具有类似的结构特征,但长期内人均产出路径将收敛于自身的稳态水平而非相同的稳态水平。条件收敛意味着各个经济体收敛于各自的稳态,而各个经济体的稳态是不一样的,因而不平等现象会依然存在,即使长期来看也不会消失,并且各个经济体会依然保持自己的相对地位,即富裕地区依然富裕,而贫穷地区依然贫穷。条件收敛方程是在绝对收敛方程基础上引入影响收敛状态的因子向量 X_{it} 所构成的非线性回归方程,若其中的收敛参数 β 为负,则说明经济体随时间条件收敛,反之则发散。从上述方程与概念可以看出绝对收敛与条件收敛的区别,前者意味着经济体最终达到相同的稳态水平,地区发展差距消失;后者则意味着受其他因素影响,经济体收敛于各自的均衡状态,地区经济发展差距仍然存在。因此,同时考虑绝对收敛和条件收敛能够使我们更好地探究经济收敛性是内在机制使然或是外在因素影响造成。

俱乐部收敛(Club Convergence)理论认为,经济增长结果由内部结构因素与历史状况共同决定,只有结构特征相同、初始状态相互接近的国家才会最终收敛于同一稳态。人均资本初始值低的经济体将收敛于低水平均衡,人均资本初始值高的经济体将收敛于高水平均衡,结果便出现了俱乐部收敛,因此,我们可以认为俱乐部收敛是条件收敛的一种。

(三)空间面板数据模型与空间相关性。空间面板数据模型(SPDM)通过将反映空间相互影响效应的因子加入普通面板模型而得到,是最近兴起的空

间计量经济学的最新研究领域。如新经济地理学所述,区域的发展不仅依赖于自身的历史发展过程,还依赖于其与周围地区的空间相关程度。普通面板数据模型的一般形式为:

$$Y = \alpha_{nt} + X\beta + U \quad (12)$$

其中, Y 为 $nt \times 1$ 维被解释变量矩阵, n 为区域数量, t 为时间长度($n=1,2,\dots;t=1,2,\dots$), nt 表示第 n 个地区某个变量以时间 t 作为排序依据所处的位置; b_{nt} 为所有元素均为 1 的 $nt \times 1$ 维列向量; X 为 $nt \times k$ 维解释变量矩阵, k 为解释变量的个数; U 为 $nt \times 1$ 维随机扰动项矩阵。 α 为常量, β 为 X 矩阵的 $k \times 1$ 维系数向量。空间面板数据模型一般分为空间自回归模型(SAR)与空间误差回归模型(SEM)。

1.空间自回归模型(SAR)。在式(12)中加入被解释变量的空间交互影响效应(又称为内生交互因子, wY),所形成的空间计量模型为空间自回归模型(SAR)。SAR 模型设定如下:

$$Y = \alpha b_{nt} + \delta w_{ij} Y + X\beta + U \quad (13)$$

δ 为空间自回归系数, w_{ij} 为 $n \times n$ 维主对角线上元素为 0 的非负空间加权矩阵中经济体 i 与经济体 j 之间的权重。空间权重矩阵的设计方法有多种,本文依据史修松和赵曙东(2011)所采取的相邻法设计空间权重矩阵,即若 i 地与 j 地相邻,则矩阵中元素为 1;若 i 地与 j 地不相邻,则矩阵中元素为 0,SEM 模型中的权重设计与此相同。

绝对 β 收敛检验的 SAR 模型可设定如下:

$$\ln(y_{it}/y_{i,t-1}) = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + \delta \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(y_{jt}/y_{j,t-1}) + u_{it} \quad (14)$$

其中, $\sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(y_{jt}/y_{j,t-1})$ 为人均收入的空间滞后因子。

条件 β 收敛的 SAR 模型可设定如下:

$$\ln(y_{it}/y_{i,t-1}) = \alpha + \beta \ln y_{i,t-1} + \varphi_i X_{it} + \delta \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(y_{jt}/y_{j,t-1}) + u_{it} \quad (15)$$

2.空间误差回归模型(SEM)。若在式(12)中加入随机扰动项的空间交互影响效应即关联效应,则空间个体的相互影响将通过随机扰动项反映,该模型被称为空间误差回归模型(SEM)。SEM 模型可设定如下:

$$\begin{aligned} Y &= \alpha b_{nt} + X\beta + U \\ U &= \rho wU + \epsilon \end{aligned} \quad (16)$$

其中, ρ 为空间自相关系数, ϵ 为随机误差项。绝对 β 收敛检验的 SEM 模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln(y_{it}/y_{i,t-1}) &= \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-1} + u_{it} \\ u_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (17)$$

其中, α_i 表示截距项, 体现为空间异质性因素, 若将其视为不同个体不同时期的固定常数, 则模型为固定效应模型; 相反, 若视 α_i 为随机变量, 则模型变为

随机效应模型。 $\sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt}$ 为随机扰动项的空间滞后因子, η_{it} 为随机扰动项。

条件收敛的 SEM 模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln(y_{it}/y_{i,t-1}) &= \alpha_i + \beta \ln y_{i,t-1} + \varphi_i X_{it} + u_{it} \\ u_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} u_{jt} + \eta_{it} \end{aligned} \quad (24)$$

3. 空间相关性检验。在运用空间面板数据模型分析经济问题时, 首先须对各个截面单位的空间相关性进行检验, 以判定采用空间面板数据分析的适用性。空间相关性分为全局相关性和局部相关性, 对应的衡量指标为全局 Moran 指数与局部 Moran 指数。

(1) 全局 Moran 指数。全局相关性是指从整体上探讨被研究区域的空间影响, 全局 Moran 指数用于衡量整个研究区域某一要素的空间模式, 反映整个地区的空间相关性。若 Moran 指数较高, 则说明地区的空间相关性较强; Moran 指数位于 -1 到 1 之间, 当 Moran 指数为 1 时, 说明两地区完全正相关, 为 -1 时则说明完全负相关; 当 Moran 指数等于期望值时, 两地区不存在空间相关性。空间 Moran 指数的显著性用统计量来检验。(2) 局部 Moran 指数。局部 Moran 指数用于衡量整个研究区域局部地区之间的空间相关性。同样, 局部 Moran 指数位于 -1 到 1 之间, 含义与全局 Moran 指数相同。

三、经济增长收敛性的空间计量实证分析

本文以人均 GDP 作为衡量地区经济发展水平的基本指标, 因西藏和海南部分数据缺失, 我们选取 1953—2010 年全国 29 个省、市、自治区的实际人均 GDP 数据, 并据此计算我国年均经济增长率, 分析经济增长的绝对收敛性, 另将财政政策、人力资本作为影响因子引入模型分析地区经济增长的条件收敛性。1953—2010 年的数据来源于《新中国统计资料 60 年汇编》和相关年份的中国统计年鉴以及各省、市、自治区的统计年鉴。

(一) 变量说明与描述性统计。人均 GDP 是衡量地区经济发展水平的主要指标, 本文利用 1953—2010 年的实际人均 GDP 数据计算年度经济增长率, 同时以上一年经价格指数平减后的实际人均 GDP 作为期初经济发展水平。为了研究财政政策对经济的影响, 我们选取统计年鉴中 1953—2010 年的一般预算支出, 并对其进行价格指数平减; 考虑到作为最具潜力的资本投资, 人力资本是经济增长重要的潜在推动力, 我们将人力资本也作为影响因子纳入模型分析, 该指标以每万人中大学生在校人数衡量。各变量具体描述见表 1。各变量的描述性统计见表 2。

我们首先进行空间相关性检验,而后采用极大似然法对绝对收敛空间面板数据模型的参数进行估计,以判定在消除价格因素影响后,经济增长是否存在绝对收敛性,最后在考虑影响因子的基础上对条件收敛空间面板数据模型的参数进行估计,以判定经济增长的条件收敛性,从而正确判断我国地区经济发展差异的趋势。

(二)空间相关性检验。

1.全局 Moran I 指数。我们利用 MATLAB 软件包,计算我国 29 个省、市、自治区实际人均 GDP 的全局 Moran I 指数,表 3 给出了代表性年份的全局 Moran I 指数及相关统计值。

表 3 代表性年份的 Moran I 指数及统计值

年份	I	E(I)	Sd(I)	z	年份	I	E(I)	Sd(I)	z
1953	0.1918	-0.0357	0.0052	3.151***	1990	0.2149	-0.0357	0.0049	3.546**
1958	0.1382	-0.0357	0.0045	2.569**	1992	0.2320	-0.0357	0.0051	3.741**
1962	0.1112	-0.0357	0.0030	2.680**	1995	0.2891	-0.0357	0.0052	4.475***
1968	0.1080	-0.0357	0.0018	3.374***	1996	0.2974	-0.0357	0.0052	4.614***
1974	0.1198	-0.0357	0.0030	2.795**	2000	0.2832	-0.0357	0.0054	4.327***
1978	0.1120	-0.0357	0.0020	3.234***	2005	0.3120	-0.0357	0.0060	4.457***
1985	0.1862	-0.0357	0.0041	3.453***	2010	0.3544	-0.0357	0.0073	4.567**

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上通过显著性检验。E(I) 表示 Moran I 指数的期望值, sd(I) 表示标准差, z 表示 z 统计值。

从表 3 中可以看出,随着时间推移, Moran I 指数在经历短暂的下降之后逐年提高,于 2010 年达到最大值 0.3544。这意味着随经济的发展,空间相关性越来越明显,因此有必要将空间因子纳入模型的分析范围。为了更好地描绘空间相关性的变动轨迹,我们绘制了 Moran I 指数图(见图 1)。

图 1 中,横坐标表示时间,纵坐标表示全局 Moran I 指数。从中可以看出, 1953—1978 年,我国 Moran I 指数在经历短暂的下降之后基本不变,这主要是因为建国初期,百废待兴,国家实行均衡的恢复发展战略,商品、资源要素配置主要靠行政手段,地区间经济联系偏少; 1978—2010 年,我国 Moran I 指数在波动中呈不断上升的态势,这主要是因为改革开放后,国家实施优先发展东部地区的非均衡发展战略,以东部的率先发

表 1 变量说明		
变量名称	变量符号	变量解释
地区经济增长率	$\ln(\frac{y_t}{y_{t-1}})$	以经价格指数平减后的本年人均 GDP 与上年人均 GDP 之比表示,单位为%,数据以对数形式进入模型
期初人均 GDP	$\ln(y_{t-1})$	以上一年实际人均 GDP 来衡量期初经济水平,单位为元,数据以对数形式进入模型
财政政策	$\ln x_1$	以经价格指数平减后的地区一般预算支出表示,单位为亿元,数据以对数形式进入模型
人力资本	$\ln x_2$	用地区每万人中大学生在校人数来衡量,单位为万人,数据以对数形式进入模型

表 2 变量描述性统计					
变量	均值	中位值	最大值	最小值	标准差
$\ln(y_t/y_{t-1})$	0.098	0.105	0.955	-0.737	0.119
$\ln(y_{t-1})$	4 493.930	586.854	79 312.52	58.358	9 339.92
$\ln x_1$	239.491	20.896	5 257.44	0.2423	564.42
$\ln x_2$	11.718	3.438	165.343	0	22.229

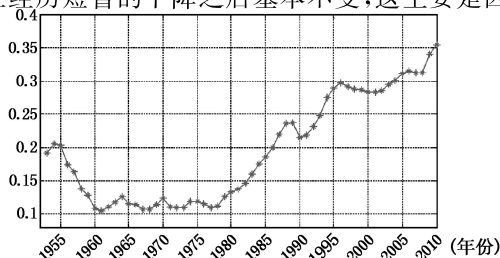


图 1 全局 Moran I 指数图

展带动中西部地区的发展,虽然东、中西部地区的经济差距逐渐拉大,但经济联系逐渐增强,表现为空间 Moran I 指数从 1978 年的 0.1120 逐渐提升到 1990 年的 0.2149,稍微下浮之后快速上升,中间虽有波折,但增势明显。由此看出,国家在不同时段的不同政策措施对空间相关性有明显的作用。总体来说,随着时间的推移,我国地区间的空间相关性逐渐增强,经济活动的空间分布对地区经济增长的影响越来越明显。

2.局部 Moran I 指数。通过计算全局 Moran I 指数,我们从整体上分析了我国 29 个省、市、自治区的空间相关性,刻画了其变化轨迹。下面我们运用 MATLAB 软件包计算局部 Moran I 指数,从而分析局部地区的空间相关性。我们给出了代表性年份局部 Moran I 指数图(见图 2—图 5):

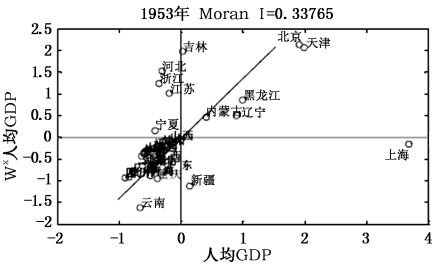


图 2 1953 年局部 Moran I 指数图

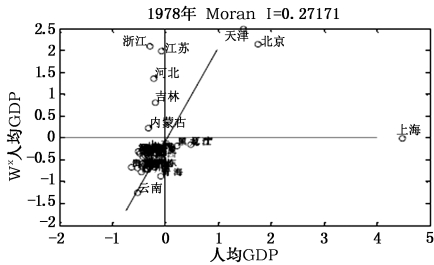


图 3 1978 年局部 Moran I 指数图

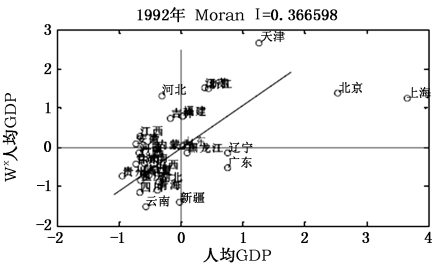


图 4 1992 年局部 Moran I 指数图

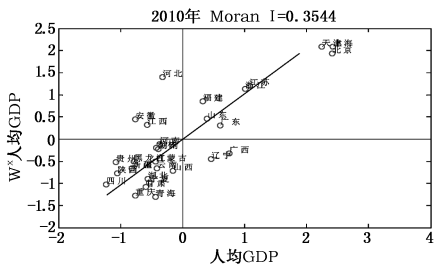


图 5 2010 年局部 Moran I 指数图

图 2 至图 5 中,横坐标表示人均 GDP,纵坐标表示邻近地区对该地区的影响大小。图 2 显示,1953 年京津地区、东北三省与内蒙古共六省(市)位于第一象限,即同时具有较高的经济发展水平与空间相关性,形成偏东北经济核心区,对河北等邻近地区产生较强的正向辐射作用,带动其经济发展,而受距离影响,辐射强度随距离的增加迅速减弱;落入第二象限的河北、浙江、江苏等虽经济发展水平较低,但受偏东北经济核心区的影响,存在较大的经济增长空间;位于第四象限的新疆及其附近的上海、广东经济发展水平虽高,却表现出较低的空间相关性,难以对周边地区产生正向辐射作用,促进周边地区的经济发展;其余省份均落于第三象限,以较低的经济发展水平与空间关联度为特

征,并且落入第三象限的省份较多,这说明建国初期我国总体上地区经济发展落后,地域的空间相关性不明显。图 3 显示,改革开放之初,我国经济格局发生了较大的变化:京津地区仍位于第一象限,保持着较高的经济发展速度与对周边地区的积极影响;而先前发展水平较高的东北三省与内蒙古地区经济日渐衰退,吉林、内蒙古经济发展水平虽降低,但保持着与京津地区的高度空间相关性,受到较强的辐射作用,经济衰退有所减缓;黑龙江与辽宁却显示出空间负向相关性,对周边地区的经济发展产生消极影响。图 2、图 3 说明,经过近 30 年的区域均衡发展,我国经济增长基本上陷入了共同相对贫困、落后的局面,地域的空间相关性也没有得到提高,没有形成合理的产业分工格局。图 4 显示,1992 年上海、浙江、福建、山东变化最大,不仅经济发展水平迅速提高,空间相关性亦快速提升,跃居第一象限;河北、吉林与周边发展较快的京津地区有较强的空间相关性,虽受该地区的积极影响,但发展程度仍较低;辽宁、广东虽拥有较高的经济发展水平,却表现出对周边地区发展的排斥,难以形成大范围的空间聚集经济区;其余绝大部分中西部省份经济发展程度较低,位于第四象限,缺乏聚集经济所需的强大空间推动力,导致空间相关性不强。图 5 显示,2010 年东部省份大多位于第一象限,而西部省份大多位于第三象限,中部省份位于第二、四象限及其附近,总体上表现出一种“高一高”、“低一低”聚集趋势,说明随着时间的推移,我国地区的空间相关性呈现一种较为明显的特征:比较富裕的地区互为邻里,而经济落后的地区彼此靠近。总体来看,我国局部 Moran I 指数也在逐渐提高,由此可以得出空间因素已经成为影响地区经济发展的重要因素。

我国区域经济增长表现出明显的空间相关性,这是因为经济活动必然表现为一个投入—产出过程,这涉及经济主体间的互动联系,地理邻近中人与人之间面对面的交流、接触以及劳动力的便捷流动促使技术知识、金融知识和商业知识更快地流通和溢出,可以激励创新。因此,知识外溢可以产生空间上的创新报酬递增,并且这种报酬递增随着距离的增加而不断衰减,这必然导致不同类型生产活动的地理集聚,引起区域发展差异。陈良文和杨开忠(2007)通过引用外部规模经济将区域内各经济主体相互溢出环境(资金外部性)概念化。结果发现,在外部规模经济即空间报酬递增的作用下,发达地区的生产效率更高、市场规模更大,经济增长速度往往更快。特别是,如果生产要素可跨区域自由流动,这会吸引落后地区的生产要素流入,而生产要素的流入又会进一步加强这种资金外部性,引起集聚经济效应,最终形成发达地区更为发达、落后地区更为落后的累积因果循环。彭连清(2008)认为,我国东部地区经济增长对中西部地区的溢出效应较低,而中西部地区对东部地区的溢出效应较高,这种区域互动机制是造成我国东部与中西部地区经济差距持续扩大的一个重要原因。张战仁(2011)指出,东部省区与中部或西部省区间的创新发展基本处于极化阶段,与中部相邻的东部省份通过人员、信息的流动获得了正向

溢出,而与东部相邻的中部省份未能从东部省份的创新溢出中受益,与东部省份接壤的部分中西部省份还处于不利的逆向溢出环境中。在我国区域创新差异不断扩大的同时,发达地区与落后地区内部的创新发展却逐渐趋同,形成了两个有特色的创新空间趋同俱乐部。我国区域创新这种整体分异与局部多稳态趋同特征的形成与创新的地理溢出是分不开的。当前,我国区域发展差距过大自然有其深刻的历史、地理背景以及“鼓励一部分人先富和经济条件较好的地区率先发展”的政策安排,但是区域发展差距一旦拉开,经济系统空间相关性对区域经济发展的作用便不可忽视,历史上经济增长能力较强的区域后续发展也更快;相反,历史上经济增长能力较弱的区域因生产要素不断流出而很容易落入贫困落后的陷阱,最终形成强者更强、弱者更弱的累积循环。因此,我们有必要将空间因素作为影响因子纳入计量模型进行分析。

(三)经济增长收敛性的计量分析。我们建立空间面板数据模型来对整个样本数据进行估计。首先,用豪斯曼检验法对随机效应模型(RE model)和固定效应模型(FE model)进行选择,检验结果表明面板数据符合固定效应模型;其次,用 LM 与 R-LM 检验法(拉格朗日乘数检验法)对空间面板数据模型——SAR 与 SEM 模型进行选择;最后,运用 ML 估计法对空间面板数据模型的参数进行估计。

1.绝对收敛性估计结果及分析。表 4 给出了整个研究时段以及分时段的绝对 β 收敛模型参数估计结果。根据 LM 与 R-LM 两项检验结果,整个研究时段的样本数据与改革开放后的样本数据符合固定效应的空间滞后模型(SAR-FE),而改革开放前的样本数据符合固定效应的空间误差模型(SEM-FE)。就整个 1953—2010 年时间段而言,绝对收敛判定系数 β 估计值大于 0,且各项统计指标均在 5%水平上通过显著性检验,说明近 60 年来我国地区经济增长不存在绝对收敛性。首先,回归系数 β 为正且通过显著性检验,这表明地区的期初经济发展水平对地区经济增长率有重要的影响,期初值越高,地区经济增长就越快,因此期初经济水平差异在一定程度上影响地区经济发展差异;其次,交互影响效应的回归系数为正,达到 0.4810,突出了空间地理区位对地区经济增长的重要性:一个地区经济增长率的变动通过商品与要素跨区流动、知识溢出、政策措施引导等形成空间传递效应,带动相邻地区经济增长率的变动,主要以发达地区对周边落后地区的反哺和周边落后地区对发达地区的资源供给等方式来实现;最后,经济的外生冲击通常在地理位置邻近的区域之间正向传递,形成经济冲击的空间传递效应,这种传递效应首先作用在某一经济体上,而后逐渐传递到其他相关经济体,对其他经济体产生影响,因而存在时滞效应。

分时间段来看,在 1953—1978 年改革开放前,绝对收敛系数 β 估计值虽为负但不具统计显著性,其余各项统计指标均通过显著性检验,说明在该时间段内地区经济增长

表 4 人均实际 GDP 的绝对 β 收敛模型估计结果

不存在显著的绝对收敛性,经济发展水平总体偏低,可能存在一种假性收敛现象。空间误差效应对地区经济增长存在显著为正的影响,体现为经济外部冲击的空间滞后性。而在 1978—2010 年,绝对收敛系数 β 估计值为正,且各项指标均通过显著性检验。估计结果表明,在该时间段内,我国地区经济增长不存在绝对收敛性,

	时期/模型类型		
	1953—1978 年 SEM-FE model	1978—2010 年 SAR-FE model	1953—2010 年 SAR-FE model
β	-0.2234(0.149427)	0.0249(0.0131)***	0.0953(0.000)***
δ		0.6629(0.0000)***	0.4810(0.000)***
ρ	0.3940(0.0000)***		
R^2	0.0442	统计检验 0.4884	0.3361
σ^2	0.8122	0.1580	0.4741
Log-likelihood	-1 005.8042	-520.2619	-1 809.5748
LR-test	65.6498(0.000)***	131.4073(0.000)***	328.679(0.000)***
Obs	754	928	1 682
LMSAR	100.255(0.000)***	空间相关性检验 579.078(0.000)***	442.834(0.000)***
R-LMSAR	4.9595(0.0259)**	34.4014(0.000)***	92.377(0.000)***

注: β 为 β 收敛系数, δ 为空间交互因子 $\sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(y_{ji}/y_{j,t-1})$ 的估计系数, ρ 为空间误差模型中 $\sum_{j=1}^n w_{ij} u_{ji}$ 的估计系数, R^2 为方程拟合度, σ^2 为方差,Obs 为观测值个数,Log-likelihood 为对数似然值。括号内为伴随概率,括号外为解释变量的估计值或相应检验统计值。LMERR、LMSAR 表示正常拉格朗日乘数检验,R-LMERR、R-LMSAR 表示稳健的拉格朗日乘数检验。LR-test 为似然比率,与 LM 类似,用于检验模型是否稳定,前者比后者的检验结果更精确。

区域空间交互影响即空间地理区位分布以及由此产生的空间溢出效应对地区经济增长的影响很显著。

2.条件收敛性估计结果及分析。绝对 β 收敛检验结果表明,整个研究时段和改革开放后的经济增长不存在绝对收敛性,改革开放前的绝对收敛性不显著,那么这是否就意味着发散呢?接下来我们通过引入影响因子财政政策与人力资本投资,探讨经济增长的条件收敛性。LM 与 R-LM 检验结果显示整个样本数据与分段样本数据分别符合 SAR-FE 和 SEM-FE 模型,见表 5。

由表 5 可见,就 1953—2010 年整个研究时段而言,条件收敛 β 系数估计值为负,且各项统计均在 10%水平上通过显著性检验,说明在引入影响因子后,我国地区经济增长

表 5 人均实际 GDP 的条件 β 收敛模型估计结果

变 量	时期/模型类型		
	1953—1978 年 SEM-FE model	1978—2010 年 SEM-FE model	1953—2010 年 SAR-FE model
β	-0.4680(0.0320)**	-0.5776(0.000)***	-0.0832(0.0820)
φ_1	0.1449(0.0377)**	0.3701(0.000)***	0.0632(0.0928)
φ_2	0.1036(0.0236)**	0.3168(0.000)***	0.1272(0.000)***
δ			0.4640(0.000)***
ρ	0.3769(0.000)***	0.6280(0.000)***	
R^2	0.0634	统计检验 0.1458	0.3455
σ^2	0.8064	0.1531	0.4673
Log-likelihood	-1 001.999	-497.969	-1 793.562
LR-test	64.783(0.000)***	107.213(0.000)***	173.311(0.000)***
Obs	754	928	1 682
LMSAR	89.175(0.000)***	空间相关性检验 534.567(0.000)***	369.342(0.000)***
R-LMSAR	0.761(0.312)	8.7119(0.003)***	21.279(0.000)***

注: φ_1 、 φ_2 分别表示财政政策与人力资本的估计系数。

处于条件收敛状态。首先,增长率与期初值的 β 回归系数为负,表明期初值与经济增长负相关,期初值越大,经济增长越慢,反之越快,呈现出一种发达地区与落后地区经济发展收敛的趋势;其次,影响因子——财政政策和人力资本的回归系数为正,这表明积极的财政政策与较高的人力资本能够促使经济较快增长,强化了区域经济的条件收敛性;最后,空间交互影响效应通过显著性检验且回归参数估计值为正,意味着经济增长的条件收敛性不仅受财政政策与人力资本的影响,还在很大程度上受区域空间交互效应影响。空间因素与时间因素共同影响经济增长的条件收敛性。分时间段看,1953—1978年,我国地区经济增长率每增加10%,区域发展在财政政策、人力资本以及空间误差效应的共同影响下以接近5%的速度条件收敛,空间因素对经济增长的影响通过经济冲击的空间滞后表现出来;1978—2010年,地区经济增长与改革开放前的经济增长类似,不同的是,区域收敛速度高于改革开放前,且财政政策、人力资本和空间滞后效应的影响程度也明显高于改革开放前。

因此,如果说区域增长的收敛特征更多地是从时间维度来描述区域发展的趋同行为,那么空间相关性则能够解释区域发展趋同特别是俱乐部趋同的空间推动力,进而在区域的动态发展上,区域之间强度不等的空间相关性有可能使它们逐步趋同,特别是在空间上相邻或相近的区域之间,从而形成空间俱乐部。

四、结论与政策启示

中国经济发展过程中的地区差距之所以广受关注,除了“对平等的关怀几乎是所有道德哲学共有的特征”之外,还因为它在经济社会研究的理论上和实践中的双重重要性。从理论上,中国的实践可以为经济增长理论、发展经济学和转轨经济学提供鲜活且独一无二的自然实验。新中国成立以来,我国经济发展取得了瞩目成就,经济总量跃居世界第二,居民生活水平显著提高,但伴随经济的飞速发展,区域经济发展差距不断扩大。从整体上看,造成这种差距有多种因素,如区位、发展历史、资源禀赋等(何雄浪等,2012)。国家阶段性的政策对这一差距的产生亦有重要影响,主要体现为改革开放后国家实施优先发展东部地区的非均衡战略,使东部地区发展速度远远快于中西部地区,成为我国经济发展的领头羊,这是重点突破、以点带面的发展战略决策。这一决策在一定时期内有其合理性,但也带来了一些消极后果——东、中西部地区经济发展差距日益突出。现在已经到了必须调整这种非均衡发展战略的时候了。20世纪末21世纪初,国家先后提出了西部大开发战略、中部崛起战略、振兴东北老工业基地战略等有针对性的战略措施,充分说明了国家对地区经济差距过大的高度重视和战略决策的重大调整。因此,从大时空观来研究经济增长的绝对收敛和条件收敛,对于采取措施逐步缩小我国地区经济发展差距具有重要的理论和实践意义。

为此,本文采取最新技术手段,突破传统研究仅考虑时间影响而忽视空间因素的局限,同时考虑时间因素与空间因素对经济增长的影响,建立空间面板

数据模型,分析1953—2010年我国经济增长的绝对收敛性和条件收敛性。实证研究结果表明,在整个研究时间段内我国经济增长不存在绝对收敛性,经济增长与期初经济发展水平有紧密的联系,期初水平越高,地区经济增长就越快,经济发展水平也就越高;将空间因素引入模型后发现,经济增长具有明显的空间依赖性和空间相关性,且空间因素对经济增长的影响随着时间的推移越来越明显。在绝对收敛的基础上,本文还通过引入财政政策与人力资本两个影响因子探讨了经济增长的条件收敛性,发现在这两个因素和空间因素的共同作用下经济增长呈条件收敛态势,表明地区财政政策与人力资本对经济增长的敛散性有重要影响。因此,区域经济增长收敛并不是“免费的午餐”,要实现全国的条件收敛,必须要创造相应的初始条件。首先,通过实施积极的财政政策,加大政府对落后地区的财政支持力度,以转移支付等方式将东部发达地区的资金转移到中西部落后地区,完善基础设施以及提供技术和资金支持,从整体上改善中西部地区的经济发展环境;其次,中西部地区拥有大量的人力资源,可以通过加强教育、提供就业培训等方式实现人力资源向人力资本的转换,为该地区的经济发展提供人才保证;再次,在落后地区建立科研院所的分支机构、研发实验室,定期举办经贸会等各种博览会,加强研发人员面对面的沟通和交流,从而获得知识溢出的好处,增强落后地区的空间相关性对经济增长的影响作用;最后,加强东、中西部地区的经济联系,促进东、中西部地区的联合,东部地区反哺中西部地区,中西部地区为东部地区提供发展所需的劳动力与资源等要素,为实现我国区域经济协调发展提供现实基础。

* 本文还受到西南民族大学研究生学位点建设项目(2011XWD-S0202)的资助。

参考文献:

- [1]陈良文,杨开忠.我国区域经济差异变动的原因:一个要素流动和集聚经济的视角[J].当代经济科学,2007,(3):35—42.
- [2]何雄浪.区域效应与集聚效应:我国地区间实际收入差距成因探究[J].现代财经,2012,(11):50—60.
- [3]何雄浪.企业异质、人力资本流动与产业空间演化[J].南开经济研究,2012,(4):18—36.
- [4]刘强.中国经济增长的收敛性分析[J].经济研究,2001,(6):70—77.
- [5]马瑞永.经济增长收敛机制:理论分析与实证研究[D].浙江大学博士学位论文,2006:1—137.
- [6]彭连清.我国区域经济增长溢出效应研究[D].暨南大学博士学位论文,2008:1—179.
- [7]史修松,赵曙东.中国经济增长的地区差异及其收敛机制(1978—2009年)[J].数量经济技术经济研究,2011,(1):51—62.
- [8]宋志涛.经济开放、市场分割与我国地区经济收敛研究[J].中南财经政法大学学报,2012,(1):90—96.
- [9]吴玉鸣.中国省域经济增长趋同的空间计量经济分析[J].数量经济技术经济研究,2006,(12):101—108.
- [10]张战仁.地理空间视角下我国区域创新非均衡发展的时空模式研究[D].华东师范大学博士学位论文,2011:1—243.

- [11]Barro R J, Sala-i-Martin X, Blanchard O J, et al. Convergence across states and regions [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1991, 1991(1): 107—182.
- [12]Barro R J, Sala-i-Martin X. Economic Growth[M]. Cambridge: The MIT Press, 2003.
- [13]Pfaffermayr M. Conditional β - and σ -convergence in space: A maximum likelihood approach[J]. Regional Science and Urban Economics, 2009, 39(1): 63—78.
- [14]Próchniak M, Witkowski B. Time stability of the beta convergence among EU countries: Bayesian model averaging perspective[J]. Economic Modelling, 2013, 30: 322—333.
- [15]Solow R. A Contribution to the theory of economic growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70(1): 65—94.

Theoretical and Empirical Analysis of Spatial Correlation and Dynamic Convergence of Regional Economic Growth in China: Evidence from the Panel Data from 1953 to 2010

HE Xiong-lang¹, ZHENG Chang-de¹, YANG Xia²

(1. School of Economics, Southwestern University for Nationalities, Chengdu 610041, China; 2. School of Territorial Resources, China West Normal University, Nanchong 637000, China)

Abstract: By constructing a spatial panel data model, this paper introduces spatial correlation into the analytical framework, and analyzes the absolute convergence of regional economic growth and also conditional convergence in consideration of the effects of fiscal policy and human capital in China from 1953 to 2010. The empirical analysis shows that spatial correlation of regional development in China increases year by year and is an important factor affecting economic growth; during the sample period, there is no absolute convergence of economic growth in China, and initial economic level is positively correlated with economic growth rate; after the introduction of fiscal policy and human capital, there is conditional convergence of economic growth in China. Active fiscal policy and the increase in human capital investment can promote the leaping economic development in backward areas, thus strengthening the degree of conditional convergence of economic growth.

Key words: spatial correlation; absolute convergence; conditional convergence; regional economic growth (责任编辑 许 柏)