

中国西部地区经济增长收敛性研究^{*}

——基于产出和收入双维度和多时段的 SPDM 模型检验

张文爱

(重庆工商大学 经济学院,重庆 400067)

摘要:基于空间面板数据模型(SPDM)理论与方法,从经济产出与居民收入两个维度,分别对 1978—2013 年及 1978—1992 年和 1992—2013 年三个时段中国西部 12 省区的经济增长收敛性进行实证检验,研究发现:人均产出在各研究时段上均不存在绝对 β 收敛,城镇居民收入较农村居民收入的地区差距具有更强的发散性;不论人均产出还是人均收入,在 1992—2013 年期间均呈现出显著的地区发散性,经济差距呈现出持续扩大趋势;经济产出与居民收入均具有显著的空间示范效应与空间传递效应,地区经济发展和经济冲击对邻近地区影响显著。新一轮西部大开发在提升西部地区经济整体发展水平、缩小东西部差距的同时,也应不断缩小西部地区内部省区间的经济差距,加快城镇化进程和促进地区经济合作有利于西部地区经济差距的缩小。

关键词:经济增长收敛性;绝对 β 收敛;空间面板数据模型(SPDM);西部地区;经济产出差距;居民收入差距;空间示范效应;空间传递效应

中图分类号:F061.5;F224.0;F127

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2015)04-0065-12

一、引言

缩小区域差距,促进区域协调发展,实现落后经济向发达经济的收敛发展,既是各地共享发展成果、实现“共同富裕”的内在要求,更是经济持续发展和全面建成小康社会的现实需要。以“投资拉动”为基本特征的西部大开发战略实施 10 余年来,西部地区在基础设施、生态建设等方面成效显著,地区经济综合实力显著提升。西部地区作为中国欠发达地区,经济发展相对滞后,制约了全国经济的整体发展水平,阻滞了全面建成小康社会进程。

为此,在相当长一个时期里,人们将注意力集中在如何提升西部地区经济发展的整体水平以及如何缩小西部地区与东部地区之间的发展差距方面,而对于西部地区内部各省区之间的经济差距与协调发展问题则关注甚少(张文爱,2014)。事实上,西部地区幅员辽阔,人口众多,各省区之间的发展差距不容忽视。2010 年 7 月,党中央、国务院正式启动了新一轮西部大开发战略,西部地区迎来了新的发展机遇。在新的发展阶段,西部地区内部的经济差距不可忽视,如何加强西部省区间的合作,促进落后经济向发达经济趋同发展,缩小经济差距,实

* 收稿日期:2015-04-22;修回日期:2015-06-06

基金项目:重庆市社会科学规划项目(2013PYYJ06);重庆市教委人文社会科学研究项目(13SKH10);重庆工商大学博士科研启动经费项目(1255017)

作者简介:张文爱(1978—),男(苗族),重庆酉阳人;副教授,经济学博士,在重庆工商大学经济学院、长江上游经济研究中心任教,主要从事计量经济学理论与应用、区域经济、经济增长研究。

现区域协调发展,具有政策的重要性的实践的紧迫性,这就需要对西部地区经济增长的收敛性有一个客观、准确的把握。

在经济增长收敛的理论分析方面,最早可追溯到 Ramsey(1928),他认为在一个封闭经济体,地区间人均产出增长率可能与人均产出水平存在反方向关系,即经济增长存在收敛趋势。此后,新古典增长理论(Solow,1956)基于资本边际报酬递减假设,认为落后地区必然收敛于发达地区。而以 Romer(1986,1990)和 Lucas(1988)为代表发展起来的内生增长理论,则认为资本富裕地区的经济有更大的发展能力,经济增长的结果是发散而不是收敛。

在实证分析方面,Baumol(1986)最早对区域经济收敛性进行了实证考察,发现16个OECD国家的经济增长在1870—1979年存在收敛;但 DeLong(1988)对 Baumol 的研究提出质疑,得出了与之不同的结论。Barro 和 Sala-i-Martin(1991,1992)研究发现美国、欧洲以及日本等国经济存在显著的收敛性,其年均收敛速度约为2%;Mankiw 和 Romer 等(1992)研究得出类似结论,但 Mauro 和 Godrecca(1994)的研究结论却与之相悖。Rey(2001)在考虑空间影响的条件下,研究发现美国48个州经济增长收敛性受到区域空间效应的重要影响;Arbia 和 Basile 等(2005)采用空间计量技术检验了意大利人均 GDP 的收敛性。

中国作为一个区域特征明显的发展中国家,区域多样性为国内研究区域经济差距提供了丰富的素材,关于经济增长收敛性的研究涉及全国、三大区域之间以及区域内部。杨伟民(1992)研究发现1978—1989年全国经济差距趋于缩小,存在 σ 收敛,但董藩(1993)对此提出了商榷意见;魏后凯(1997)、胡鞍钢等(2000)、蔡昉等(2001)、金相郁等(2010)对中国区域经济差距进行了 β 收敛检验,发现中国经济存在 β 收敛;而王志刚(2004)、项云帆等(2007)研究认为中国经济总的来说不存在收敛性;吴玉鸣(2006)、刘生龙(2009)、Li 等(2010)、史修松等(2011)采用空间计量技术研究发现,总体而言中国经济增长具有较为显著的收敛性。

在东、中、西部三大区域之间经济增长的收敛性研究方面,杨伟民(1992)采用变异系数研究发现存在 σ 收敛;林毅夫等(2003)研究发现20世纪80年代三大区域之间存在 σ 收敛,而90年代主要经

济指标则发散了;蔡昉等(2000)、沈坤荣等(2002)研究认为,改革开放后我国三大区域之间经济差距不断扩大,不存在收敛性;彭文斌等(2010)研究发现,我国三大区域内部经济增长存在“俱乐部收敛”现象,但三大区域之间的经济差距正在逐年拉大。

专门研究西部地区内部经济增长收敛性的文献相对缺乏,相关结论多见于研究区域间差距时对区域内部差距的考察。杨伟民(1992)、蔡昉等(2000)、沈坤荣等(2002)研究认为西部地区内部经济增长存在显著的收敛性;而林毅夫等(2003)认为90年代后中国西部地区经济增长不存在收敛性;郭朝先(2006)也认为不论从存量上还是增量上考察,西部地区内部差距趋于扩大,不存在收敛性;郭爱君等(2010)研究发现西部地区并不存在 β 收敛,特别是在改革开放和西部大开发政策实施后,经济发散性进一步增强;乔宁宁等(2010)研究发现,西部大开发后我国区域经济转变为发散性增长,西部地区各省区的经济增长也呈现较为明显的发散趋势。

已有关于区域经济增长收敛性的研究,为后续研究的深入进行奠定了良好的研究基础。但现有文献将研究对象主要集中在对中国整体及三大区域之间的考察,对西部地区内部各省市经济差距与协调发展的研究相对缺乏;并且早期有关区域经济增长收敛性的研究大多忽略了区域空间效应,只是最近才引起有关学者的重视;此外,现有研究主要采用了产出指标,对收入变量的差异与收敛性关注甚少。有鉴于此,本文采用空间面板数据模型(SPDM),从经济产出与城乡居民收入两个维度,对中国西部地区经济增长的收敛性进行实证检验,以丰富和拓展我国区域经济增长收敛性研究,并为在经济新常态下缩小西部地区内部经济差距提供政策启示和参考。

二、理论模型与实证方法

1. 经济增长收敛的检验方法

经济增长收敛性的检验方法众多,其中最常见的是 β 收敛又分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛。从区域经济协调发展的角度看,绝对 β 收敛具有更强的政策含义。因此,本文主要对西部各省区经济增长的绝对 β 收敛性进行实证检验。为了检验经济增长的绝对 β 收敛性,Barro 和 Sala-i-Martin(1991)以 Ramsey 模型为基础,提出了著名的巴罗回归技术,

其回归方程的基本形式如下:

$$\frac{1}{T-t} \ln\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right) = \alpha - \frac{1 - e^{-\beta(T-t)}}{T-t} \ln y_{i0} + \mu_{i0} \quad (1)$$

式(1)中, i 代表第*i*个经济单位, t 和 T 分别为期初和期末, $T-t$ 为时间长度, y_{i0} 和 y_{iT} 分别代表期初和期末产出。因此,被解释变量 $\frac{1}{T-t} \ln\left(\frac{y_{iT}}{y_{i0}}\right)$ 表示考察期产出的年均增长率, α 为常数项, μ_{i0} 为随机误差。 β 为收敛速率,表示 y_{i0} 向稳态收敛的速度。如果 β 值大于0,表示地区经济增长趋于收敛, β 的数值越大,则向稳态收敛的速度越快;如果 β 值小于0,则表示地区经济增长趋于发散(因为方程的表达式中在 β 前面加了负号,故 β 为正表示收敛,为负则表示发散)。

式(1)所表示的经济增长收敛性检验方程仅适用截面数据,考虑到区域经济的空间异质性和空间相关性,经济增长收敛性检验方程更科学的数据系统是面板数据。为此,我们需要借助以下的空间面板数据模型方法。

2. 空间面板数据模型理论与方法

在普通面板数据模型的基础上,加入空间交互效应,即可得到空间面板数据模型(Spatial Panel Data Model, SPDM)。SPDM的最一般形式是Manski模型(Manski, 1993),形式如下式:

$$Y = \delta WY + \alpha \nu_{NT} + X\beta + WX\theta + U \quad (2)$$

$$U = \rho WU + \varepsilon$$

其中, W 为空间权重矩阵, Y 和 X 分别为被解释变量和解释变量, U 、 ε 为扰动项, δ 、 α 、 β 、 θ 、 ρ 为参数。Manski模型同时包含3种空间交互效应,分别是内生交互效应(WY)、外生交互效应(WX)和关联效应(WU),因此有太多的参数需要估计,可能导致模型识别的问题。在实际应用中,最常用的是空间自回归模型和空间误差模型(Elhorst, 2010)。

(1)空间自回归模型。在式(2)中,如果 $\delta=0$,并且 $\rho=0$,即模型中仅保留内生交互效应(WY)。此时, WY 类似于时间序列模型中的被解释变量的滞后项,故这一类模型被称为空间滞后模型(Spatial Lag Model),或更一般的称为空间自回归模型(Spatial Autoregression, SAR),模型的形式为:

$$Y = \delta WY + \alpha \nu_{NT} + X\beta + U \quad (3)$$

(2)空间误差模型。在式(2)中,如果有 $\delta=0$,

并且 $\theta=0$,即在模型中仅留有空间关联效应(WU)。此时,空间个体间的相互影响仅仅通过随机扰动项表达出来,则模型简化为空间误差模型(Spatial Error Model, SEM),模型形式为:

$$Y = \alpha \nu_{NT} + X\beta + U \quad (4)$$

$$U = \rho WU + \varepsilon$$

3. 基于空间面板数据模型的经济增长收敛性检验

不同的经济单位之间存在密切联系,在采用回归方程进行经济增长收敛性的检验时,必须充分考虑经济体之间的空间联系。为具体分析经济的横向关联,需要从空间计量的角度对经济增长的收敛性进行研究(Martin et al, 1999; Arbia et al, 2003),包括截面数据的空间计量模型和面板数据的空间计量模型(SPDM)。尤其是SPDM有效解决了空间异质性和空间关联性的捕捉问题,避免了传统回归模型因为忽略空间交互效应而引起的结果偏误。本文将巴罗回归技术(Barro et al, 1991)引入到SPDM中,并采用最常用的SAR和SEM建立SPDM框架下扩展的巴罗回归方程,从而获得经济增长绝对 β 收敛性检验方程。

(1)绝对 β 收敛性检验的SAR模型

$$\ln\left(\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}}\right) = \alpha_i + \beta \ln y_{t,i} + \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln\left(\frac{y_{t+k,j}}{y_{t,j}}\right) + \varepsilon_{t,i} \quad (5)$$

(2)绝对 β 收敛性检验的SEM模型

$$\ln\left(\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}}\right) = \alpha_i + \beta \ln y_{t,i} + \varepsilon_{t,i} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{t,i} = \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{t,j} + \eta_{t,i}$$

其中, k 表示时间, $\ln\left(\frac{y_{t+k,i}}{y_{t,i}}\right)$ 表示第*i*个个体在第*t*期时的时期跨度为*k*的经济增长率; $\ln y_{t,i}$ 表示第*i*个个体在期初*t*时经济发展水平,用经济变量(y)的对数形式表示,具体的经济变量可以是人均产出水平或人均收入水平等; $\sum_{j=1}^n w_{ij} \ln\left(\frac{y_{t+k,j}}{y_{t,j}}\right)$ 表示作为被解释变量的人均产出或人均收入的空间滞后因子, $\sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{t,j}$ 表示扰动项的空间滞后因子; w_{ij}

表示第 i 与第 j 个截面单位之间的权重,是空间权重矩阵 W 的第 (i,j) 个元素。截距项 α_i 表示空间异质性因素,本文仅考虑时不变的个体效应(individual-specific time-invariant effects);如果把 α_i 当成相对于不同个体和(或)不同时期的固定常数,则模型表示为固定效应模型;相反,如果将 α_i 看作一个随机变量,则模型表示为随机效应模型。在检验模型(5)和(6)中, β 为收敛系数,如果 $\beta < 0$ 且统计显著,则表明经济增长速度与初始经济发展水平成反方向关系,经济增长存在绝对 β 收敛;反之,则不存在绝对 β 收敛。

对于空间权重矩阵 W ,本文仅采用简单地理空间权重,权重赋值方法为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 在地理上相邻} \\ 0 & i \text{ 与 } j \text{ 在地理上不相邻} \end{cases}$$

三、数据来源与演变分析

1. 数据来源

本文对西部地区经济增长收敛性的考察,从产出与收入两个维度展开。以人均 GDP 为产出变量,考察西部地区经济产出的现状及其发展趋势;以城镇居民可支配收入和农村居民人均纯收入为收入变量,从收入视角考察西部地区经济的发展趋势。本文的数据范围为 1978—2013 年,数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》《中国统计年鉴 2010》《中国统计年鉴 2012》以及《中国统计年鉴 2014》。

(1) 实际人均 GDP。在现行统计资料中,直接可获得的是按当年价格计量的名义 GDP 和按可比

价格计量的 GDP 指数。GDP 指数衡量的是按照可比价计量的当年 GDP 相对于上一年 GDP 的发展指数。由于第二次经济普查,在 2010 年对从 2005 年开始的 GDP 数据进行了调整,调整后的数据出现在《中国统计年鉴》中。为了反映这一最新变化,2005—2013 年的 GDP 指数采自《中国统计年鉴 2010》《中国统计年鉴 2012》以及《中国统计年鉴 2014》;而 1978—2004 年的数据则采自《新中国六十年统计资料汇编》。以 GDP 指数为基础,递推算出各年以 1978 年为基期的 GDP 指数,并将其与 1978 年的总量 GDP 相乘,得到 1978 年可比价的各年实际 GDP 总量,再除以当年的人口数,得到各年的实际人均 GDP(见图 1a)。其中,年末人口数 1978—1999 年采自《新中国六十年统计资料汇编》,2000—2013 年采自《中国统计年鉴 2012》和《中国统计年鉴 2014》。

(2) 城乡居民收入。以城镇居民人均可支配收入和农村居民人均纯收入作为城乡居民的收入变量,并采用居民消费价格指数,将名义收入调整为以 1978 年为基期的实际收入。其中,1978—2008 年的数据来自《新中国六十年统计资料汇编》,2009—2013 年的数据来源于《中国统计年鉴 2012》和《中国统计年鉴 2014》。对于西藏等个别省区在某些年份缺失的价格指数,采用全国整体的指数予以替代。经整理,得到西部各省区 1978—2013 年的城镇居民和农村居民实际收入数据序列(见图 1b 和图 1c)。

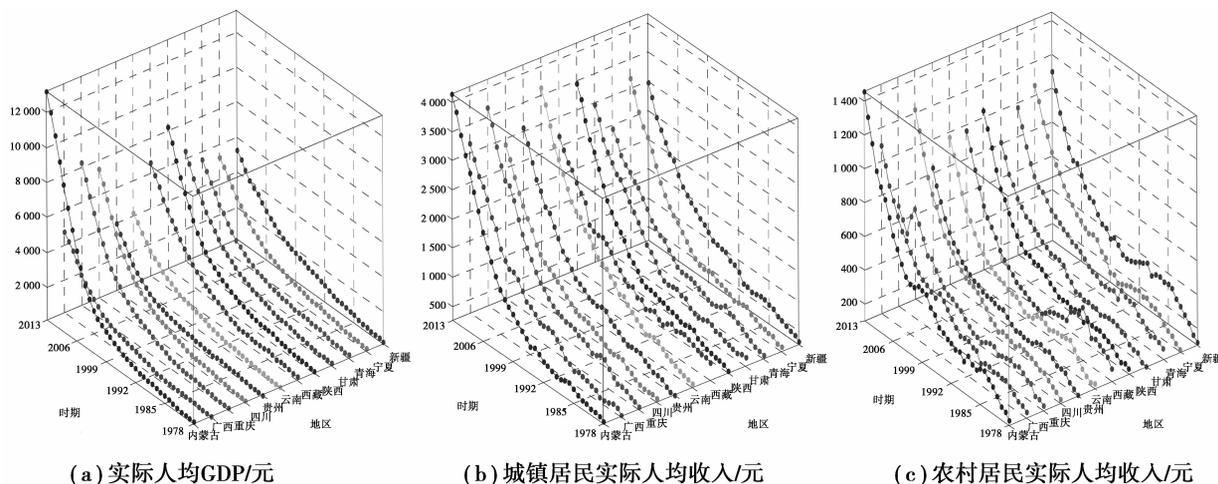


图 1 1978—2013 年西部地区经济产出与城乡居民收入

2. 经济产出与居民收入的空间动态演变

为了直观展示西部各省区经济产出与居民收入在不同时段的差异性,分阶段作出上述产出与收入变量的空间分布地图,以揭示西部地区经济产出与收入水平的空间动态演变规律。具体的,除了研究样本的起始点和终止点外,考虑到1992年社会主义市场经济制度的建立可能对区域经济发展产生

重要影响,故设置了3个时间点,分别是1978年、1992年和2013年。图2、图3和图4直观展示了1978年、1992年和2013年西部12省区人均产出与收入的地理空间的动态演变。由图可知,西部地区各省区人均产出与收入水平存在显著差异性,且产出与收入均具有一定的地理聚集性;同时,人均产出与收入水平在地理空间分布上也具有随时间而显著变动的特征。

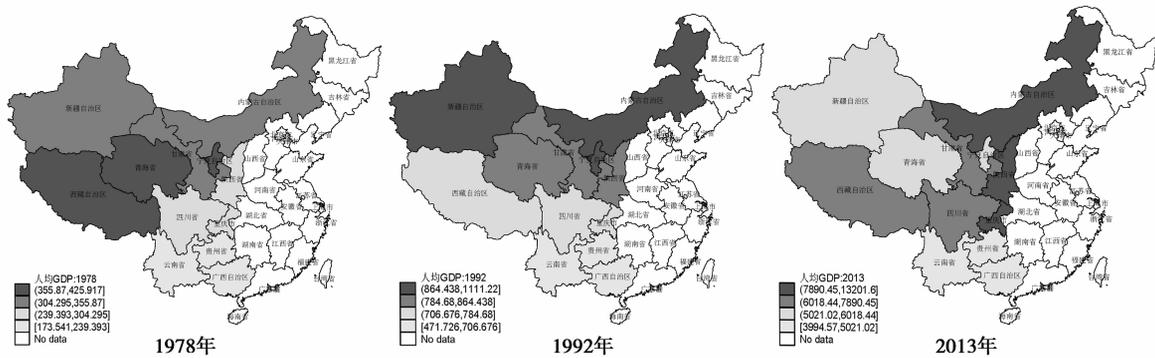


图2 实际人均GDP的空间动态演变



图3 城镇居民实际人均收入的空间动态演变

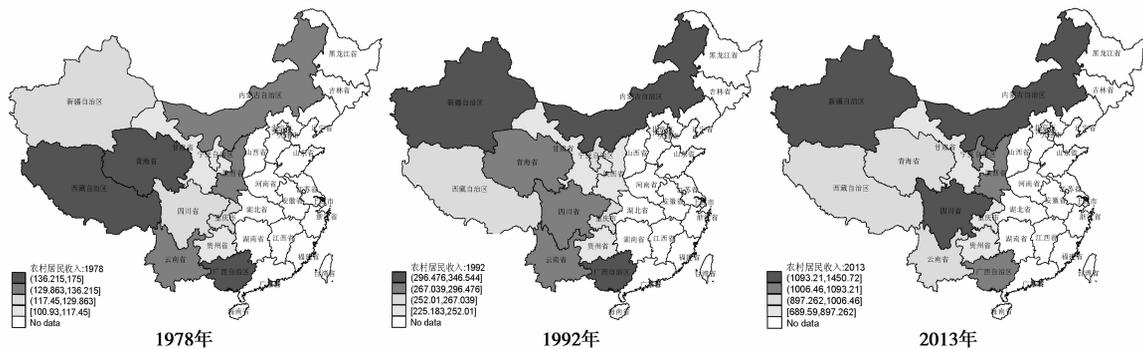


图4 农村居民实际人均收入的空间动态演变

四、SPDM 回归结果分析

基于西部地区实际经济数据和检验模型(5)(6),采用 ML 方法对 SPDM 进行参数估计。考虑到 1992 年实行市场经济制度可能对经济产生重要影响,研究采取分阶段方法,即在对 1978—2013 年整体考察的基础上,分 1978—1992 年和 1992—2013 年两个时段,分别检验各时段经济增长的收敛性。另外,考虑到面板数据模型的固定效应与随机效应,估计中分别进行了混合回归模型(Pooled)、固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)的估计,以考察估计结果的稳健性。计算工具为 MATLAB 软件包,其估计及检验的 MATLAB 主程序由 Elhorst (2010)提供。实证检验结果如表 1、表 2 和表 3。

1. 人均产出的绝对 β 收敛性

根据 SAR 及 SEM 模型估计结果,由空间效应的检验统计量可知,采用空间效应模型对西部地区经济增长收敛性的检验结果具有统计可靠性。实证结果表明:在样本期间的各个研究时段上,西部地区内部省区间经济增长均不存在显著的绝对 β 收敛。具体分析如下:

(1) 1978—2013 年,人均产出的增长率对初始经济水平之间的回归系数为正,且具有高度统计显著性,意味着初始产出水平对经济增长有正向的促进作用,即初始经济水平越高,则经济增长率越大,增长速度越快。这一点,所有的模型均给出了一致的稳健结果^①。因此,西部地区经济增长的结果是发散而不是收敛。

(2) 1992—2013 年,经济增长率对于初始经济水平的回归系数同样为正值,而且具有高度的统计显著性^②。因此,在此研究期间,即 1992 年实行社会主义市场经济制度以来,西部地区经济增长具有显著的发散性。

(3) 1978—1992 年,经济增长率对初始产出水平的回归系数为负值,在 SAR 与 SEM 的混合回归、固定效应(FE)和随机效应(RE)模型中均是如此,这一结果具有稳健性^③。虽然回归系数值为负值,

但这些负值回归系数并不具有统计显著性。因此,我们不能得出经济增长收敛的结论。当然,尽管否定了收敛性,但与 1978—2013 及 1992—2013 相比,这一时段经济增长具有不同特点,表现为:1978—2013 年和 1992—2013 年经济增长存在显著的发散性,而 1978—1992 年经济增长不存在发散性。

(4) 在空间面板数据框架下,对于各个时段的各种效应的 SAR 模型,空间自回归因子(WY)对经济增长率的回归系数为正,且具有高度的统计显著性,表明经济增长在地区间具有显著的正向空间影响,表现出区域经济增长的空间示范效应,即一个地区经济增长率的变动,会导致邻近区域经济增长率的同向变动。在 SEM 模型中,空间滞后因子(WU)同样具有统计显著的正的回归系数,表明经济的外生冲击会在地理邻近的空间单位上进行正向传递,表现出经济冲击的传递效应,意味着施加在某一经济体上的冲击,将被传递到其邻近相关的经济体上,从而对其他经济体产生影响。

2. 城乡居民收入的绝对 β 收敛性

人均收入作为衡量居民生活水平的基本变量,是反映经济发展水平的另一重要指标。考察收入增长与经济初始发展水平的关系,是经济增长收敛性检验的重要内容之一。通过采用空间面板数据的 SAR 及 SEM 模型对西部地区城乡居民收入进行绝对 β 收敛性的实证检验,我们获得以下重要发现:

(1) 1978—2013 年,城乡居民收入增长表现出不同的收敛特征:农村居民收入整体而言存在收敛性,而城镇居民收入不存在收敛性。在表 2 中,不同效应的 SAR 模型中城镇居民收入增长率对初期收入水平的回归系数为正值,表现出发散性,但不具有统计显著性;而在 SEM 模型中,人均收入增长率对初始收入水平的回归系数为负数,但同样不存在统计显著性,拒绝了存在绝对 β 收敛^④。因此,在整个样本研究期间城镇居民收入不存在绝对 β 收敛性。与之不同的是,在整个样本期间农村居民收入增长存在绝对 β 收敛性,只是收敛系数值较小。这

① 见表 1 第(1)(2)(3)列和第(10)(11)(12)列。

② 见表 1 第(7)(8)(9)列和第(16)(17)(18)列。

③ 见表 1 第(4)(5)(6)列和第(13)(14)(15)列。

④ 见表 2 第(19)(20)(21)列和第(28)(29)(30)列。

表 1 人均 GDP 的绝对 β 收敛性检验结果

变量	SAR								
	1978—2013			1978—1992			1992—2013		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
intercept	-0.043 2 (0.021)	-0.045 5 (0.018)	-0.043 4 (0.022)	0.112 7 (0.059)	0.125 8 (0.073)	0.114 7 (0.072)	-0.058 4 (0.004)	-0.030 7 (0.017)	-0.034 2 (0.017)
lgdp0	0.012 9 (0.000)	0.012 9 (0.000)	0.012 8 (0.000)	-0.011 1 (0.237)	-0.014 7 (0.253)	-0.011 4 (0.237)	0.018 1 (0.000)	0.014 0 (0.000)	0.017 0 (0.000)
WY/ WU	0.483 9 (0.000)	0.475 9 (0.000)	0.491 9 (0.000)	0.453 9 (0.000)	0.492 9 (0.000)	0.457 9 (0.000)	0.403 9 (0.000)	0.330 9 (0.000)	0.325 9 (0.000)
统计检验									
R-squared	0.278 5	0.447 8	0.419 0	0.147 1	0.215 0	0.137 8	0.417 7	0.582 9	0.538 1
sigma ²	0.001 4	0.001 2	0.001 2	0.002 2	0.002 2	0.002 2	0.000 5	0.000 3	0.000 3
log-likelihood	839.9	873.1	852.9	282.4	289.2	282.4	544.4	574.1	574.1
Obs	420	420	420	168	168	168	252	252	252
空间相关性检验									
LMsar	57.39 (0.000)	70.22 (0.000)	70.22 (0.000)	22.49 (0.000)	27.34 (0.000)	27.34 (0.000)	18.55 (0.000)	30.14 (0.000)	30.14 (0.000)
Robust Lmsar	1.002 (0.418)	5.409 (0.021)	5.409 (0.021)	2.577 (0.107)	4.793 (0.037)	4.793 (0.037)	1.093 (0.297)	5.415 (0.021)	5.415 (0.021)

变量	SAR								
	1978—2013			1978—1992			1992—2013		
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
intercept	-0.038 1 (0.049)	-0.050 3 (0.000)	-0.033 8 (0.051)	0.194 9 (0.019)	0.254 4 (0.000)	0.177 7 (0.037)	-0.087 3 (0.004)	-0.059 2 (0.000)	-0.057 1 (0.050)
lgdp0	0.019 5 (0.000)	0.020 0 (0.000)	0.019 2 (0.000)	-0.020 (0.142)	-0.040 0 (0.115)	-0.015 7 (0.237)	0.023 0 (0.000)	0.021 3 (0.000)	0.021 1 (0.000)
WY/ WU	0.472 9 (0.000)	0.480 9 (0.000)	0.489 1 (0.000)	0.477 9 (0.000)	0.319 9 (0.000)	0.472 4 (0.000)	0.454 9 (0.000)	0.322 9 (0.000)	0.327 2 (0.000)
统计检验									
R-squared	0.177 5	0.221 3	0.410 5	0.007 7	0.070 4	0.173 8	0.239 8	0.379 7	0.549 5
sigma ²	0.001 4	0.001 2	0.001 2	0.002 2	0.002 1	0.002 1	0.000 5	0.000 3	0.000 3
log-likelihood	839.5	872.7	851.7	282.8	289.8	282.3	545.5	571.0	571.3
Obs	420	420	420	168	168	168	252	252	252
空间相关性检验									
LMsem	58.50 (0.000)	58.27 (0.000)	58.27 (0.000)	24.18 (0.000)	29.40 (0.000)	29.40 (0.000)	22.04 (0.000)	47.57 (0.000)	47.57 (0.000)
Robust LMsem	0.011 (0.915)	2.481 (0.123)	2.481 (0.123)	4.477 (0.078)	3.857 (0.029)	3.857 (0.029)	5.580 (0.017)	1.850 (0.177)	1.850 (0.177)

注:表中,Pooled 表示混合回归模型估计结果,FE 表示固定效应模型估计结果,RE 表示随机效应模型估计结果;WY 对应 SAR 模型,WU 对应 SEM 模型。下同。

表2 城镇居民人均可支配收入的绝对 β 收敛性检验结果

变量	SAR								
	1978—2013			1978—1992			1992—2013		
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)
	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
intercept	0.018 1 (0.579)	0.016 6 (0.402)	0.018 3 (0.572)	0.503 2 (0.000)	0.367 1 (0.000)	0.505 0 (0.000)	-0.075 0 (0.125)	-0.046 8 (0.178)	-0.073 6 (0.127)
City_inc0	0.001 8 (0.721)	0.001 8 (0.718)	0.001 6 (0.754)	-0.070 1 (0.000)	-0.047 0 (0.003)	-0.070 2 (0.000)	0.015 6 (0.013)	0.013 9 (0.023)	0.015 7 (0.013)
WY/WU	0.584 8 (0.000)	0.416 8 (0.000)	0.406 8 (0.000)	0.585 8 (0.000)	0.419 8 (0.000)	0.589 8 (0.000)	0.384 8 (0.000)	0.388 8 (0.000)	0.386 8 (0.000)
统计检验									
R-squared	0.275 8	0.285 3	0.278 7	0.336 8	0.367 4	0.336 5	0.213 3	0.259 1	0.213 8
sigma ²	0.002 0	0.002 0	0.002 0	0.002 9	0.002 9	0.002 9	0.001 2	0.001 2	0.001 2
log-likelihood	747.3	772.6	747.3	258.9	243.8	258.9	539.8	553.6	539.8
Obs	420	420	420	168	168	168	252	252	252
空间相关性检验									
LMsar	111.1 (0.000)	115.5 (0.000)	115.5 (0.000)	58.19 (0.000)	43.63 (0.000)	43.63 (0.000)	33.95 (0.000)	32.99 (0.000)	32.99 (0.000)
Robust Lmsar	15.37 (0.004)	20.87 (0.000)	20.87 (0.000)	2.068 (0.158)	4.156 (0.023)	4.156 (0.023)	3.923 (0.041)	20.94 (0.000)	20.94 (0.000)
变量	SEM								
	1978—2013			1978—1992			1992—2013		
	(28)	(29)	(30)	(28)	(29)	(30)	(28)	(29)	(30)
	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
intercept	0.085 9 (0.071)	0.081 3 (0.000)	0.089 0 (0.042)	0.650 2 (0.000)	0.855 9 (0.000)	0.609 2 (0.000)	-0.064 5 (0.234)	-0.079 2 (0.109)	-0.061 6 (0.275)
City_inc0	-0.005 4 (0.450)	-0.005 1 (0.499)	-0.005 6 (0.422)	-0.108 (0.000)	-0.152 (0.000)	-0.105 (0.000)	0.020 1 (0.023)	0.018 0 (0.052)	0.018 7 (0.029)
WY/WU	0.4188 (0.000)	0.4218 (0.000)	0.4207 (0.000)	0.4548 (0.000)	0.4908 (0.000)	0.4567 (0.000)	0.3988 (0.000)	0.3698 (0.000)	0.3806 (0.000)
统计检验									
R-squared	-0.0125	0.0150	0.2647	0.0959	0.0670	0.3689	0.0776	0.1102	0.2073
sigma ²	0.0020	0.0020	0.0018	0.0027	0.0027	0.0027	0.0012	0.0012	0.0012
log-likelihood	747.3	772.6	746.3	243.5	249.5	243.7	539.1	552.9	539.0
Obs	420	420	420	168	168	168	252	252	252
空间相关性检验									
LMsem	108.0 (0.000)	112.2 (0.000)	112.2 (0.000)	47.42 (0.000)	48.88 (0.000)	48.88 (0.000)	31.97 (0.000)	30.37 (0.000)	30.37 (0.000)
Robust LMsem	12.20 (0.000)	19.66 (0.000)	19.66 (0.000)	8.527 (0.002)	11.50 (0.001)	11.50 (0.001)	1.956 (0.165)	19.33 (0.000)	19.33 (0.000)

表3 农村居民人均纯收入的绝对 β 收敛性检验结果

变量	SAR								
	1978—2013			1978—1992			1992—2013		
	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)	(43)	(44)	(45)
	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
intercept	0.086 0 (0.030)	0.111 4 (0.007)	0.086 9 (0.018)	0.595 8 (0.000)	0.980 9 (0.000)	0.703 6 (0.000)	-0.103 7 (0.067)	-0.114 9 (0.064)	-0.102 6 (0.066)
Rural_inc0	-0.013 3 (0.090)	-0.016 (0.040)	-0.013 2 (0.078)	-0.131 (0.000)	-0.169 (0.000)	-0.132 8 (0.000)	0.033 4 (0.012)	0.034 4 (0.017)	0.033 6 (0.012)
WY/WU	0.665 8 (0.000)	0.663 8 (0.000)	0.649 8 (0.000)	0.430 8 (0.000)	0.270 8 (0.000)	0.416 8 (0.000)	0.438 8 (0.000)	0.421 8 (0.000)	0.435 8 (0.000)
统计检验									
R-squared	0.229 4	0.249 5	0.225 3	0.444 2	0.497 1	0.447 4	0.345 2	0.357 1	0.346 9
sigma ²	0.002 7	0.002 7	0.002 7	0.006 1	0.006 1	0.006 1	0.003 3	0.003 3	0.003 3
log-likelihood	639.1	621.4	639.0	300.4	309.0	300.4	259.8	271.9	259.8
Obs	420	420	420	168	168	168	252	252	252
空间相关性检验									
LMsar	165.8 (0.000)	150.5 (0.000)	150.5 (0.000)	21.21 (0.000)	36.65 (0.000)	36.65 (0.000)	27.26 (0.000)	27.71 (0.000)	27.71 (0.000)
Robust Lmsar	1.459 (0.335)	11.39 (0.001)	11.39 (0.001)	2.736 (0.064)	1.884 (0.169)	1.884 (0.169)	7.990 (0.006)	12.71 (0.000)	12.71 (0.000)
变量	SEM								
	1978—2013			1978—1992			1992—2013		
	(46)	(47)	(48)	(49)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)
	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
intercept	0.331 4 (0.001)	0.250 8 (0.000)	0.329 5 (0.001)	0.821 3 (0.000)	1.432 0 (0.000)	1.148 6 (0.000)	-0.076 1 (0.216)	-0.140 8 (0.018)	-0.078 8 (0.388)
Rural_inc0	-0.039 (0.019)	-0.062 0 (0.000)	-0.021 4 (0.012)	-0.151 4 (0.000)	-0.363 8 (0.000)	-0.301 0 (0.000)	0.031 7 (0.079)	0.023 9 (0.049)	0.033 1 (0.090)
WY/WU	0.650 8 (0.000)	0.698 8 (0.000)	0.655 4 (0.000)	0.421 8 (0.000)	0.468 8 (0.000)	0.442 4 (0.000)	0.420 8 (0.000)	0.433 8 (0.000)	0.429 7 (0.000)
统计检验									
R-squared	0.003 1	-0.030 6	0.245 5	0.207 2	0.283 9	0.476 9	0.050 6	0.087 1	0.329 6
sigma ²	0.002 7	0.002 5	0.002 5	0.006 3	0.004 7	0.004 9	0.003 3	0.003 2	0.003 3
log-likelihood	638.2	626.2	638.2	189.7	313.0	300.4	257.2	270.5	257.4
Obs	420	420	420	168	168	168	252	252	252
空间相关性检验									
LMsem	169.9 (0.000)	154.3 (0.000)	154.3 (0.000)	37.71 (0.000)	26.08 (0.000)	26.08 (0.000)	21.77 (0.000)	24.14 (0.000)	24.14 (0.000)
Robust LMsem	2.423 (0.054)	14.92 (0.000)	14.92 (0.000)	0.134 (0.734)	11.62 (0.001)	11.62 (0.001)	3.200 (0.138)	10.14 (0.001)	10.14 (0.001)

—结果具有稳健性,混合回归、固定效应以及随机效应的 SAR 和 SEM 模型估计结果中,农村居民收入增长率对初期收入水平的回归系数均为负值,且统计显著^①,这意味着从研究的整个样本来看,不同地区之间农村居民收入差距整体上趋于缩小,这一结论在 SEM 模型中尤其突出。

(2)1978—1992年,城乡居民收入增长存在绝对 β 收敛,即西部各省区的城镇居民和农村居民之间收入差距都趋于缩小。这一研究结论具有稳健性。在 SAR 与 SEM 模型中,不同效应的模型估计结果均显示收入增长率对初期收入水平的回归系数为负,且统计显著^②。表明这一时期居民收入增长与初始收入是负相关的,各地区之间城乡居民收入差距呈现缩小的态势。但比较初始收入前的回归系数绝对值,农村居民收入在各个回归模型中均显著大于城镇居民,说明农村居民收入增长的收敛速度大于城镇居民。

(3)1992—2013年,城乡居民收入增长呈现出发散趋势。在这一时期,人均收入增长率对初始收入水平的回归系数为正,且具有统计显著性^③,这意味着各地城乡居民收入增长发散,收入差距趋于扩大。这一研究结果具有统计稳健性,在混合回归、固定效应及随机效应等各种效应的 SAR 和 SEM 中,估计结果均支持这一结论。

(4)与产出模型相一致,在地区居民收入增长过程中,具有显著的空间效应。各个时段的各种效应的 SAR 模型中,空间自回归因子(WY)对城镇居民和农村居民收入增长均具有正的回归系数,且具有高度统计显著性,表明城乡居民收入增长过程中,存在显著的空间示范效应,一个地区居民收入增长对邻近区域的居民收入增长具有正向示范性。这显然具有经济合理性,人们通过向邻近地区的学习借鉴,可以有效提高增加收入的能力。而在 SEM 模型中,空间滞后因子(WU)同样具有统计显著的正的回归系数,表明区域经济的冲击对邻近空间上的居民收入具有传递效应,某一个地区居民收入增长受到的冲击,将被传递到邻近地区,从而可能引发连锁效应。

五、结论与启示

1. 主要结论

本文基于 SPDM 的理论与方法,采用简单的理空间权重,从产出与收入两个维度,对西部地区 1978—2013 年经济增长的绝对 β 收敛性进行实证检验,得出以下结论:

(1)人均产出不存在绝对 β 收敛。研究发现,不论是整个研究期间(1978—2013年),还是分阶段的 1978—1992 年和 1992—2013 年,以实际人均 GDP 所表示的人均产出都不存在绝对 β 收敛。整个样本期间,特别是 1992 年实行社会主义市场经济制度以来,人均产出的增长速度与初始经济发展水平成显著的正向变动关系,表明经济增长表现出发散趋势,意味着西部地区经济差距呈扩大趋势。

(2)城镇居民收入比农村居民收入具有更强的发散性。人均收入作为衡量居民生活水平的重要变量,是反映经济发展水平的另一重要指标。研究发现:在整个样本期间(1978—2013年),农村居民收入增长存在绝对 β 收敛,但城镇居民收入增长不存在绝对 β 收敛。在 1978—1992 年,尽管农村居民与城镇居民收入均表现出显著的绝对 β 收敛,但农村居民收入的收敛速度比城镇居民更大。在 1992—2013 年,城乡居民收入增长均表现出发散性,但城镇居民收入增长发散性更强。因此,改革开放以来,西部地区城乡居民收入的地区差距呈现出扩大态势,且城镇居民收入增长具有更强的发散性,意味着城镇居民收入差距扩大可能是区域经济差距扩大的主要成因。

(3)空间交互效应对地区经济发展具有重要影响。从人均产出和人均收入两个角度的考察,在各个时段的各种效应的 SAR 模型中,空间滞后因子(WY)对地区经济(产出或收入)增长率均有显著为正的系数,表明经济增长在空间单元上相互间具有显著的正向依赖关系,表现出区域经济增长的空间示范效应;而在 SEM 模型中,扰动项的空间滞后因子(WU)同样具有统计显著的正向影响,施加在某一个经济体上的冲击,将被传递到其他相关的经济体上,从而对其他经济体产生影响,表现出经

① 见表 3 第(37)(38)(39)和(46)(47)(48)列。

② 见表 2 第(22)(23)(24)(31)(32)(33)列和表 3 中的第(40)(41)(42)(49)(50)(51)列。

③ 见表 2 第(25)(26)(27)(34)(35)(36)列以及表 3 第(43)(44)(45)(52)(53)(54)列。

济冲击的空间传递效应。空间示范效应与空间传递效应的显著存在,凸显了邻近地区资源共享、要素流动及政策协调的必要性与合理性,对于促进区域经济协调发展具有积极的政策启示意义。

2. 政策启示

(1) 西部地区经济产出与居民收入增长存在显著的发散性,表明地区经济差距呈现持续扩大的态势。因此,在新一轮西部大开发中,在努力提升西部地区经济整体发展水平、缩小西部地区与东部地区的差距的同时,如何缩小西部地区内部省区间的经济差距,是一个重要的研究课题。西部地区占全国国土面积的70%以上,如果西部地区内部经济不能协调发展和全面进步,就不能实现全国整体经济的协调发展,也不能真正实现全面建成小康社会的发展目标。因此,在西部大开发宏观政策背景下,需要从国家层面充分重视西部地区内部省区的协调发展问题,并合理制定实施针对性发展政策,对落后省区给予特殊优惠和扶持政策,促进落后地区发展。

(2) 城市化是现代经济发展的动力与标志,也是区域经济发展不平衡的重要成因。研究表明,西部地区城镇居民收入较农村居民收入具有更大的发散性。因此,在积极推进新型城镇化的进程中,大力促进城市间的协调发展,缩小城市之间的经济差距,对于缩小地区发展差距、实现区域协调发展,具有特殊重要性。西部地区由于经济社会发展相对滞后,城市化水平整体不高,具有很大的城镇化发展空间和潜力。通过促进城镇化发展,可以提高城镇居民收入,进而辐射带动农村居民收入提高,促进地区经济的整体进步。城镇化是地区经济发展的助推器,也是缩小地区经济差距的润滑剂。

(3) 区域经济发展中存在显著的空间示范效应与空间传递效应,意味着加强地区经济合作对于提升整体经济水平、缩小区域经济差距具有积极的作用。在开放经济条件下,一个地区的经济增长不是孤立的,会对邻近地区的经济增长产生积极影响,进而促进整体经济水平提升;同样,一个地区经济增长所受到的冲击也具有传递效应,影响其他邻近地区的经济增长。在此过程中,积极的冲击将促进各地区经济的健康发展,而消极的冲击则会阻碍地区经济的进步。因此,在区域经济发展过程中,各

地区需要通过技术扩散、信息共享、资源流动以及政策关联等措施,加强区域合作,提升发展能力。这对于缩小区域经济差距、实现区域趋同和协调发展具有重要的积极作用。

参考文献:

- 蔡昉,都阳.2000.中国地区经济增长的趋同与差异[J].经济研究(10):30-37.
- 郭爱君,贾善铭.2010.经济增长 β 收敛研究:基于西部地区1952—2007年的省级面板数据[J].兰州大学学报(社会科学版)(4):123-130.
- 金相郁,武鹏.2010.中国区域经济发展差距的趋势及其特征——基于GDP修正后的数据[J].南开经济研究(1):79-96.
- 林毅夫,刘培林.2003.中国的经济发展战略与地区收入差距[J].经济研究(3):19-25.
- 刘生龙,王亚华,胡鞍钢.2009.西部大开发成效与中国区域经济收敛[J].经济研究(9):94-105.
- 彭文斌,刘友金.2010.我国东中西三大区域经济差距的时空演变特征[J].经济地理(4):574-578.
- 乔宁宁,王新雅.2010.西部大开发对我国区域经济增长收敛性的影响[J].西部论坛(6):19-26.
- 沈坤荣,马俊.2002.中国经济增长的俱乐部收敛特征及其成因研究[J].经济研究(1):33-39.
- 史修松,赵曙东.2011.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(1):51-61.
- 王志刚.2004.质疑中国经济增长的条件收敛性[J].管理世界(3):25-30.
- 魏后凯.1997.中国地区经济增长及其收敛性[J].中国工业经济(3):31-37.
- 吴玉鸣.2006.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(12):101-108.
- 杨伟民.1992.地区间收入差距变动的实证分析[J].经济研究(1):23-32.
- 张文爱.2014.西部省区经济差距的发展动态与波动机制——基于EMD方法的多尺度分析[J].数理统计与管理(6):951-964.
- ARBIA G, BASILE R, PIRAS G. 2005. Using Spatial Panel Data in Modelling Regional Growth and Convergence [R]. ISAE Working Paper, No. 55.
- BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. 1991. Convergence Across States and Regions [J]. Brookings Papers on Economic Activity (1):107-182.
- BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. 1992. Convergence [J]. Journal of Political Economy, 100:223-251.

- BAUMOL W J. 1986. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show[J]. The American Economic Review, 76(5):1072-1085.
- LI Y-R, WEI Y. 2010. The Spatial-Temporal Hierarchy of Regional Inequality of China [J]. Applied Geography, 30: 303-31.
- LUCAS R. 1988. On The Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 22:3-42.
- MANKIW N G, ROMER D, WEIL D N. 1992. A contribution to the empirics of economic growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 107 (2):407-437.
- REY S J. 2001. Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence[J]. Geographical Analysis, 33(3):195-214.
- ROMER P M. 1986. Increasing Returns and Long-Run Growth [J]. Journal of Political Economy, 94(5):1002-1037.
- ROMER P M. 1990. Endogenous Technical Change[J]. Journal of Political Economy, 98(October):S71-S102.
- SOLOW R M. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth [J]. The Quarterly Journal of Economics, 70(1): 65-94.

A Study on the Convergence of Economic Growth in Western China

—Empirical Test Based on Output and Income Dimensions and SPDM

ZHANG Wen-ai

(School of Economics, Chongqing Technology and Business University, Chongqing 400067, China)

Abstract: Based on the theory and method of spatial panel data model (SPDM), this paper makes an empirical test on the convergence of economic growth of 12 provinces in western China, by two dimensions of economic output and resident income under three stages respectively, 1978-2013, 1978-1992 and 1992-2013. The results show that for output, per capita output at different stages has no absolute β convergence; for resident income, the regional disparity of urban residents' income is more divergent than that of rural residents. In the period of from 1992 to 2013, no matter output per capita or income per capita is significantly divergent, and the economic disparity tends large. The economic output and resident income have significant spacial demonstration effect and spacial transferring effect, which means regional economic development and exogenous shock have significant effect on adjacent areas. When the overall western economic development is promoted in the new round and the gap between the East and the West is narrowed, the gap among provinces in the West also should be narrowed. The acceleration of urbanization process and the promotion of regional economic cooperation is helpful to bridge the gap among provinces in the West.

Key words: economic growth convergence; absolute β convergence; Spatial Panel Data Model (SPDM); Western China; economic output disparity; resident income gap; spacial demonstration effect; spacial transferring effect

CLC number: F061.5 F224.0 **Document code:** A **Article ID:** 1674-8131(2015)04-0065-12

(编辑:南 北)