

(文章编号) 1002-2031(2013)01-0032-08

西部三大经济区城市经济增长收敛性研究

梁邦海 严汉平 李 冀

〔摘 要〕 以塞尔指数衡量的我国西部三大经济区区域经济增长 α 收敛结果表明,西部大开发战略实施以来,该区域整体经济差异的主要构成为区域内经济差异,区域内差异与区域间差异之间存在着较大差距,而成渝经济区区域内经济差异所占整体经济差异的比重在三大经济区中最大。通过构建固定效应变系数条件收敛方程模型所进行的条件 β 收敛性分析进一步显示,在整体区域经济差异相对乐观的同时,区域核心城市经济增长多呈现发散状态,这将使该区域经济差异扩大。

〔关键词〕 西部新三大经济区;城市经济增长收敛性;收敛速度

〔中图分类号〕 F127

〔文献标识码〕 A

一 引言

2006 年,《国家西部大开发“十一五”规划》(以下简称《规划》)中明确提出“推进重点经济区率先发展,要在城市建设、土地管理、人口及劳动力流动、重大基础设施建设和重要产业布局等方面加强统筹规划和协调,打破地区封锁和市场分割,优化经济发展空间布局,加快建立分工合理、协作配套、优势互补的成渝、关中一天水、环北部湾(广西)等重点经济区,成为带动和支撑西部大开发的战略高地。”此后,三大经济区区域规划相继出台。2007 年 6 月,国家发改委正式批准重庆市和成都市设立全国统筹城乡综合配套改革试验区;2008 年 2 月,《广西北部湾经济区发展规划》正式发布;2009 年 6 月,《关

中一天水经济区发展规划》正式发布。这一系列规划政策的出台标志着西部三大经济区的建设进入实质性操作阶段。

三大经济区的率先崛起将从根本上改变当前西部地区的经济格局。成渝经济区将以成都和重庆为核心辐射周边的云南、贵州、陕西、西藏乃至中部的湖北、湖南各省。而关中一天水经济区尽管规划区域仅包括陕西关中地区和甘肃天水,却将带动包括内蒙古和新疆在内的整个大西北的发展。广西北部湾经济区的规划区域虽然只涵盖了沿海的南宁、北海、钦州、防城港和玉林、崇左等城市,但是,作为我国西部唯一沿海又沿边的地区,这里既是西南地区最便捷的出海大通道,又是促进中国—东盟全面合作的重要桥梁和基地。可以说,西部三大经济区是当前西部地区经济发展最具前景的地区,也是东部

〔作者简介〕 梁邦海(1972—),男,陕西紫阳人,西北大学经济管理学院博士后,高级会计师;严汉平(1975—),男,陕西户县人,西北大学经济管理学院教授,博士研究生导师,陕西省社会科学院特聘研究员;李 冀(1986—),男,陕西西安人,西北大学经济管理学院博士研究生。

〔基金项目〕 陕西省社会科学院“三秦学者”项目。

〔收稿日期〕 2012-05-28

〔修回日期〕 2012-06-15

企业和外资企业投资贸易、产业转移的主要落脚点。

目前,从政策层面看,西部地区尤其是三大经济区规划所涵盖和辐射的区域得益于国家政策支持,迎来了前所未有的发展机遇。但从发展现状看,由于三大经济区各自的区位条件、资源禀赋、发展基础、产业结构、发展方向等均存在差异,由此可能导致较大的区域经济差异以及经济增长趋异。区域经济差异增大及增长趋异将导致一系列负面效应。一方面,区域差异过大与《国家“十二五”规划编制指导意见》所提出的实现区域协调发展的目标相悖;另一方面,区域差异过大将影响西部大开发战略的实施绩效。此外,由于西部地区在全国经济版图中处于相对落后的位置,西部地区内部经济发展失衡所带来的两极分化将使国家区域协调发展战略和宏观调控政策进一步趋于复杂。正是由于西部三大经济区在西部经济开发战略中的重要战略地位,因此,有必要全面考察西部三大经济区当前的区域经济差异状况以及经济增长收敛性,并据此采取相应的政策措施作为下一阶段西部大开发战略实施中的主要方向。

二 文献综述

大部分研究经济增长收敛性问题的文献倾向于按照收敛趋势及涵义的不同将区域经济增长收敛划分为 α 收敛和 β 收敛两大类,其中, β 收敛又被进一步划分为绝对 β 收敛和条件 β 收敛。在对我国区域经济增长收敛问题进行研究的文献中,上述所有的收敛类型均有涉及。

在 α 收敛的相关研究中,由于塞尔指数具有可以分解的优点,可以更加清晰地反映组间差距和组内差距的变化趋势和幅度,因而得到了广泛应用。其基本计算公式为:

$$T = \sum (g_i/G) \times \log [(g_i/G) (p_i/P)]$$

式中, T 为塞尔指数,用于测度区域总体差异; g_i 为第 i 个子区域的经济产出量; G 为所有子区域的经济总产出量; p_i 为第 i 个子区域的人口数, P 为所有子区域的人口总数。 T 值越大,表示各区域间经济发展水平差异越大,反之,则表示各区域间经济发展水平差异越小。当前大多数文献倾向于将对 α 收敛的研究作为整体研究的一部分,原因在于, β 收敛是 α 收敛的必要非充分条件。蔡昉、都阳采用变异系数法和塞尔指标法对我国1978-1998年各省、市、自治区的人均GDP数据进行了分析,结果表明,

我国地区之间特别是东、中、西部三大区域之间在经济增长率方面的差距造成了三大地区之间人均收入水平绝对差距的扩大^[1]。林毅夫、刘培林计算了我国人均GDP的变异系数,发现自20世纪90年代以来我国地区差距逐渐拉大^[2]。以上研究成果均属于较早尝试检验中国区域经济增长 α 收敛的相关研究,虽难免存在不足与缺陷,但这也使其后的研究更加具有针对性。为了避免区域异质性,徐现祥、李郁进一步缩小研究单元,采取1990-1999年我国地级城市人均GDP数据分析城市经济增长收敛^[3],结果表明,上世纪90年代我国城市间存在 α 收敛,而且大致不受城市地理位置和级别的影响。为了达到更有效地克服区域异质性的目的,林光平等将空间相关性纳入分析框架,采用空间经济计量方法,使用25年人均GDP数据研究我国28个省区经济发展的 α 收敛情况^[4],研究结果表明,考虑省区间相关性特别是经济间的相关性后,可显著纠正采用传统方法进行收敛研究产生的误差。修正后的 α 收敛值表明,随着我国的经济发展,从2000年开始,我国省区间经济表现出 α 收敛的趋势。可见,在基础理论相对成熟的情况下,采用更加合理的分析方法与工具以及更加细致的地理分析单元将成为未来 α 收敛研究发展的主要方向。

在新古典经济增长理论的背景下,巴罗和萨拉伊马丁提出了 β 收敛的概念,即经济增长率和初始经济发展水平之间存在着负相关关系,并且随着时间的推移,所有国家或地区将收敛于相同的人均收入水平^[5]。不过,“绝对的 β 收敛”内含有一个严格的假设,即对于由一些经济体(国家或地区)所组成的群体,尽管彼此相互隔绝、封闭,但却具有完全相同的基本经济特征、经济增长路径和均衡稳态。在这样一个特征完全相同的群体中,某个经济体的经济增长率与其离稳态的距离成反比。因此,由上式测算出来的 β 系数实际上反映了一种绝对收敛。然而,现实的情况是,多数实证研究认为,在大范围样本条件下很难发现绝对 β 收敛,“条件 β 收敛”便取而代之成为收敛检验的主要内容。因此,单纯从绝对 β 收敛角度进行研究的文献并不充分,且多数为早期的研究成果,具有代表性的如覃成林基于传统巴罗回归方程对1978-1999年我国省际区域经济增长收敛进行分段研究,其结果显示,1978-1999年间,我国存在着收敛速度为0.9%的微小的 β 收敛^[6]。张胜等采用了更长的样本时间跨度,通过研究1952年以来我国省际长期经济增长的绝对 β 收

敛得出结论——改革开放前存在绝对 β 收敛,改革开放后则不存在绝对 β 收敛;但在东部和中西部地区内部存在长期经济增长绝对 β 收敛趋势^[7]。从近期的文献看,相关研究更倾向于将绝对 β 收敛研究作为对比研究的一部分,将其从属于条件 β 收敛,以说明引入其他控制变量进行条件 β 收敛检验的必要性。因此,绝对 β 收敛不太可能成为未来区域经济增长收敛问题研究的主要方向。

区域人均收入的增长不仅取决于期初的人均收入水平,而且也受到其他因素的影响,例如,资源禀赋、产业结构以及区域间要素流动等。如果选定合适的变量进行控制,也可以验证初始收入和经济增长率之间存在负相关关系,即“条件 β 收敛”^[8]。相关研究如刘木平、舒元所作的实证研究表明,1978—1997年我国省际经济增长不存在绝对 β 收敛,但存在条件 β 收敛,收敛条件包括市场化程度、实际利用外资、技术进步、出口、政府支出、固定资产投资、经济出口依存度、地理优势等方面^[9]。而尹伟华、张焕明利用区域面板数据对1979—2006年我国区域经济增长的收敛性所作的实证研究结果表明,改革开放以来,我国区域经济增长不存在绝对 β 收敛趋势,如果控制了投资率、人力资本水平、非国有化水平、对外开放度、基础设施水平和产业结构等变量,我国区域经济增长将呈现显著的条件 β 收敛^[10]。吴玉鸣应用空间计量分析模型框架对1978—2002年我国省级区域经济增长收敛性进行了实证分析,认为空间误差条件 β 收敛模型适合研究我国省际经济增长问题,而条件 β 收敛存在趋同速度,约为2%^[11]。周业安、章泉将分析单元进一步细化,利用1988—2004年我国地级城市人均GDP数据并引入分量回归的方法,有效克服了此前类似研究中存在的参数异质性导致估计结果有偏的不足^[12]。鉴于我国当前经济转型期尚未完全结束,对于经济增长稳态的讨论尚无统一认识,多数学者试图引入不同的控制变量研究我国经济增长收敛问题。而经济转型前后巨大的社会经济体制差异也要求研究者尽量延长研究的时间跨度,扩大样本容量,必要时引入具有不同表征含义的虚拟变量。此外,更多的学者认识到,条件均值模型无法克服地区异质性导致的估计结果偏差,因此,近期的文献研究存在尝试多种手段以消除或避免异质性所带来的不利影响的趋势。

从研究对象的区划范围来看,以全国所有省域、传统三大地带以及个别省份经济差异收敛问题作为

研究对象的相关研究成果相当丰富,相比之下,针对西部地区区域经济差异问题的相关研究则较为匮乏,而基于“十一五”规划提出的西部三大经济区概念进行区域经济差异问题的研究则更不多见。其主要原因在于,改革开放以来,我国整体区域经济差异尤其是三大地带间区域经济差异较西部地区内部区域经济差异更为显著,因此,得到了学界更广泛的关注。而西部地区内成渝经济区、关一天水经济区、广西北部湾经济区规划方案均出台于“十一五”后期,从概念上讲,三大经济区仍属新事物,因此,尚未形成丰富的相关研究。

从区划单元的选取上来看,前文所列举的文献中大多基于较为粗略的省区样本进行研究,如此,可能因为样本量过少或省区结构复杂等原因导致区域异质性问题;而使用更为细致的地理单元作为样本,则可以有效地克服区域异质性。不仅如此,城市化水平与区域经济增长差异之间在统计上所呈现的显著正相关关系也显示了城市主体在地区经济增长中的重要作用^[13]。正是基于这一原因,徐现祥、李郁、周业安和章泉均选择使用地级及以上城市作为研究的基本单元,并分别采用条件均值回归、条件分量回归方法对我国区域经济增长收敛性进行考察。

综上,成渝、关天以及广西北部湾三大经济区在整个西部地区占有重要的战略地位,三大经济区的发展将对西部地区整体发展产生直接的带动和引导作用,甚至关系到西部大开发下一阶段总体任务的成败。因此,有必要通过对三大经济区区域经济差异及其经济增长收敛性进行考察,了解其相对发展状况,避免西部地区经济差异过大所带来的后果。而现有文献中关于这方面的研究相对缺乏,因此,本研究试图以此为切入点,在弥补现有研究不足的基础上对这一问题进行考察与分析。

三 数据来源与指标选取

1. 数据来源

由于西部大开发战略自1999年起正式实施,因此,本研究选取成渝、关一天水以及广西北部湾三大经济区所涵盖的所有30个地级及以上城市自2000—2010年数据作为样本,全部数据来自历年《中国城市统计年鉴》。从现有的统计数据来看,《中国城市统计年鉴》对地级市分别列出“地区”和“市区”两项,“地区”包括市区和下辖县、县级市,包含了农村地区的数据,不能真实反映城市的经济活

动“市区”则仅包括城区和郊区,行政界线相对稳定,反映了城市中的经济活动。由于统计本身的原因,玉林市、崇左市、眉山市、雅安市、商洛市的个别年份数据缺失,研究中使用内插法补足。

2. 指标选取

本研究中基于塞尔指数的 α 收敛分析使用人均 GDP 数据,并对 GDP 作可比价格换算。基于收敛方程的 β 收敛所使用的衡量指标中,对于 $y_{(t)}$,本研究选取当年人均 GDP 作为衡量指标。为了扩大样本容量,本研究设定 $t-T=1$ 。此外,选取固定资产投资占 GDP 比重作为衡量物质资本变量 s_k 的指标,选取教育事业费支出占 GDP 的比例作为衡量人力资本变量 s_h 的指标。由于 2001 年后《中国城市统计年鉴》未将按“市区”统计的教育事业费支出列出,故统一使用按“地区”统计的教育事业费支出代替。变量 n 则通过计算各期年末总人口的平均增长率得到。最后,对于其余无法直接观测的变量,即衡量技术进步的变量和衡量资本折旧的变量 δ ,研究中遵循 MRW 的处理方法,即假设 g 和 δ 是常数,且分别等于 0.02 和 0.03。

四 实证分析

1. α 收敛分析

现有文献在研究区域经济增长的 α 收敛时多采用标准差、基尼系数、变异系数、塞尔指数等作为衡量指标。其中,塞尔指数可以分解,从而可更加清晰地反映组间差距和组内差距的变化趋势和幅度,而其他指标则难以做到这一点。因此,本研究选用塞尔指数作为 α 收敛分析的指标(图 1)。

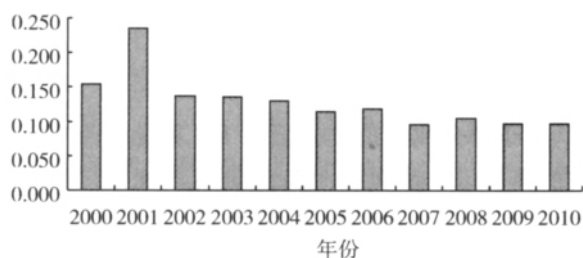


图 1 以塞尔指数衡量的西部三大经济区
经济增长 α 收敛

图 1 表明,从 2000 年开始,以塞尔指数衡量的成渝、关天及广西北部湾三大经济区经济增长呈现出明显的 α 收敛态势,塞尔指数从 2000 年的 0.155 下降到 2010 年的 0.096,尽管在这一过程

中个别年份出现了波动,但是, α 收敛的整体态势依然很明显。这说明,西部三大经济区区域经济差异自西部大开发战略实施以来呈现缩小的趋势。

不仅如此,对塞尔指数进行分解后,可以进一步考察西部三大经济区区域间经济差异的状况。如图 2 所示,自 2000 年以来,西部三大经济区区域间差异同样呈现缩小的趋势,而且这种趋势表现得较图 1 更为明显。但是,图 2 与图 1 相比较出现了数量级的下降,这意味着西部三大经济区区域间差异在整体区域经济差异中所占的比重较小,因此,有必要进一步考察区域内差异的状况。

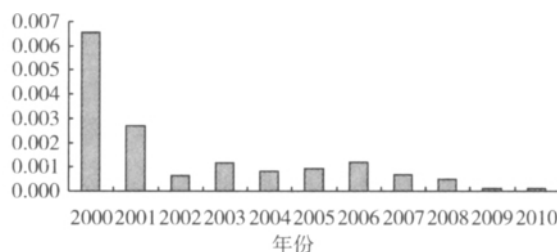


图 2 西部三大经济区区域间差异

根据图 3 所示,仅从数量级即可看出,2000 年以来,三大经济区区域内经济差异占据了整体区域经济差异的绝对比重。而从其内部构成来看,成渝经济区区域内经济差异所占比重最大,关天经济区与北部湾经济区的区域内经济差异均在 0.05 以内。同时,三大经济区区域内差异与区域间差异之间存在着较大差距。对于这一问题的成因,目前尚无文献进行研究,也超出了本研究的研究范围。但是,可以肯定的是,借助区域率先发展战略快速发展的区域增长极对区域内差异的扩大产生了一定影响。

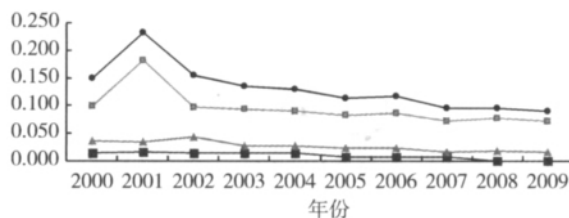


图 3 西部三大经济区区域内差异

2. 条件 β 收敛分析

(1) 理论模型

本研究对于 β 收敛分析沿用附加人力资本的

索洛增长模型,并遵循曼昆、罗默和韦伊(简称“MRW”)的分析框架,假定初始函数为柯布一道格拉斯形式,产出 Y 是资本存量 K 、人力资本 H 、劳动 L 和技术水平 A 的函数。

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta}$$

假设 s_k 是收入中投资于物质资本的部分, s_h 是收入中投资于人力资本的部分,物质资本与人力资本的动态变化可以表示为:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta) k(t) \quad \dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta) h(t)$$

其中 $y = Y/AL$, $k = K/AL$, $h = H/AL$,当经济达到稳态时, $\dot{k}(t) = 0$, $\dot{h}(t) = 0$,可以得到:

$$k^* = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}, h^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

将以上两式代入生产函数中,并取自然对数得:

$$\ln(Y/L) = \ln A_{(0)} + gt - \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) + \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k + \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h$$

设 y^* 为单位有效劳动收入的稳态水平,则有:

$$y^* = \frac{n + g + \delta}{s_k} \cdot \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

$y(t)$ 为时间 t 的人均收入实际值,当接近其稳态水平时,趋同速度为:

$$\frac{d \ln y(t)}{dt} = \lambda [\ln y^* - \ln y(t)]$$

其中 $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$,得到上述微分方程的解:

$$\ln y(t) = (1 - e^{-\lambda t}) \ln y^* + e^{-\lambda t} \ln y(0)$$

其中 $y(T)$ 为基期的单位有效劳动收入,在方程两边同时减去 $\ln y(T)$,并替换 y^* 可以得到:

$$\begin{aligned} \ln y(t) - \ln y(T) &= (1 - e^{-\lambda(t-T)}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k + \\ &(1 - e^{-\lambda(t-T)}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h - (1 - e^{-\lambda(t-T)}) \\ &\frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) - (1 - e^{-\lambda(t-T)}) \ln y(0) \end{aligned}$$

由于存在 i 个区域,上式可以被改写为:

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,T}} \right) &= \beta_0 + \beta_1 \ln y_{i,T} + \beta_2 \ln s_{k(i,T)} + \beta_3 \ln s_{h(i,T)} \\ &+ \beta_4 \ln(n + g + \delta)_{(i,T)} + \varepsilon_{(i,t)} \end{aligned} \quad (1)$$

式(1)即为本研究所要估计的基本面板数据条件 β 收敛方程。式中,如果 β_1 显著为负,则说明经济增长率与初始人均产出水平负相关,收敛假说成

立。而 λ 则是不同区域的收敛速度。

(2) 计量检验

面板数据是由相同截面构成的三维性(个体、时间、指标)时间序列数据,因此,它具有时间和空间的双重特性。由于面板数据模型包含了时间序列上多个截面数据,因此,能够显著减少未观测变量或无法观测变量的影响。此外,由于面板数据通常包含了较多的数据单位,可以增加样本容量,因此带来了较大的自由度。对于面板数据模型而言,为了保证其估计的有效性,需要进行单位根检验和协整检验。在检验中,为了消除时间序列中的不稳定性及异方差现象,还需要将原有数据化成对数形式。而鉴于本研究中收敛回归方程中涉及的各个变量已经采用了对数形式,因此可直接对各个变量进行检验。

① 单位根检验

根据 Eviews6.0 所显示的变量时序图可以判断出,序列平稳性检验模式应当选择有截距项而无趋势项。在这一检验模式下,为了增加检验结果的稳定性,本研究利用 Levin-Lin-Chu(LLC)、Im-Pesaran-Shin(IPS)、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 四种方法进行面板数据的单位根检验。

表 1 是对 30 个地级及以上城市面板数据的稳定性进行检验的结果,四种检验方法的零假设为序列存在一个单位根;括号中数据为 P 值。

根据表 2 所显示的结果,在针对变量水平值进行的检验中,如果选择 0.05 的显著性水平,只有 $\ln(y_{i,T}/y_{i,0})$ 、 $\ln y_{i,0}$ 在 IPS 检验下显示为不平稳,而其他变量在所有检验方法下均显示为平稳。在这种情况下,进一步检验各变量的一阶差分,结果显示,所有变量的一阶差分均为平稳序列,即一阶单整 $I(1)$,故可以对数据做协整检验。

② 协整检验

由于部分变量的水平值在 IPS 检验中存在不平稳性,需要进一步对各个自变量与因变量之间是否存在长期协整关系进行检验(表 2)。本研究采用面板协整检验方法。

表 2 表明,在 0.05 的显著性水平下,各因变量与自变量之间均存在协整关系,长期均衡关系存在。

③ 模型设定检验

对于检验模型中个体影响与解释变量之间是否相关的问题,普遍采取哈斯曼(Hausman)检验方法进行验证。该检验的原假设为:随机影响模型中个

表 1

面板单位根检验结果

项目	序列	检验方法			
		LLC	IPS	Fisher - ADF	Fisher - pp
水平值	$\ln(y_{it}/y_{i0})$	-12.7985(0.0000)	-5.14830(0.1168)	143.193(0.0007)	160.226(0.0000)
	$\ln y_{i0}$	-47.4884(0.0000)	-9.27889(0.3342)	157.292(0.0440)	132.257(0.0000)
	$\ln s_{k(i,t)}$	-18.6462(0.0000)	-8.95640(0.0299)	206.169(0.0000)	214.789(0.0000)
	$\ln s_{h(i,t)}$	-37.1132(0.0000)	-4.85603(0.0000)	97.3757(0.0016)	90.6534(0.0065)
	$\ln(n+g+\delta)_{(i,t)}$	-10.0223(0.0000)	-3.62450(0.0001)	114.287(0.0000)	144.036(0.0000)
一阶差分	$\ln(y_{it}/y_{i0})$	-22.9889(0.0000)	-8.72211(0.0000)	196.652(0.0000)	255.611(0.0000)
	$\ln y_{i0}$	-13.8884(0.0000)	-4.98535(0.0000)	138.998(0.0000)	215.493(0.0000)
	$\ln s_{k(i,t)}$	-22.3662(0.0000)	-8.86956(0.0000)	200.383(0.0000)	294.094(0.0000)
	$\ln s_{h(i,t)}$	-14.0434(0.0000)	-5.04216(0.0000)	138.476(0.0000)	200.407(0.0000)
	$\ln(n+g+\delta)_{(i,t)}$	-18.4990(0.0000)	-7.36918(0.0000)	180.811(0.0000)	247.052(0.0000)

表 2 协整检验结果(滞后阶数由 SIC 准则确定)

序列	统计量	$\ln(y_{it}/y_{i0})$
$\ln y_{i0}$	ADF 值	-5.203922
	P 值	0.0000*
$\ln s_{k(i,t)}$	ADF 值	-3.163350
	P 值	0.0008*
$\ln s_{h(i,t)}$	ADF 值	-5.149834
	P 值	0.0000*
$\ln(n+g+\delta)_{(i,t)}$	ADF 值	0.164639
	P 值	0.0434*

注: * 代表在 5% 显著性水平下拒绝原假设; 滞后阶数由 SIC 准则确定。

体影响与解释变量不相关。并根据所构造的 W 统计量检验原假设是否成立。如果成立则模型形式应当为随机影响形式,反之则为固定影响形式。根据 Eviews6.0 所显示的哈斯曼检验结果,W 统计量为 34.124716,其 P 值为 0.0000,故拒绝原假设“随机影响模型中个体影响与解释变量不相关”,模型形式应为固定效应模型。

式(1)究竟应当采取不变系数模型、变截距模型还是变系数模型,则应当采取协方差分析检验予以确认。该检验有两个假设:

假设 1: 斜率在不同的横截面样本点上和时间上都相同,但截距不同,即

$$H_1: \ln \frac{(y_{it})}{y_{i0}} = \beta_{0(i)} + \beta_1 \ln y_{i0} + \beta_2 \ln s_{k(i,t)} + \beta_3 \ln s_{h(i,t)} + \beta_4 \ln(n+g+\delta)_{(i,t)} + \varepsilon_{(it)}$$

假设 2: 斜率和斜率在不同的横截面样本点上和时间上都相同,即

$$H_2: \ln \frac{(y_{it})}{y_{i0}} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{i0} + \beta_2 \ln s_{k(i,t)} + \beta_3 \ln s_{h(i,t)} + \beta_4 \ln(n+g+\delta)_{(i,t)} + \varepsilon_{(it)}$$

通过分别检验 H_1 和 H_2 的 F 统计量进行判断,

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(k+1)]}{S_1 / (NT - N(k+1))}, F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)k]}{S_1 / (NT - N(k+1))}$$

其中, S_1 、 S_2 、 S_3 分别为变系数模型、变截距模型和不变系数模型的残差平方和,k 为模型中解释变量个数,N 为选取的横截面个体数,T 为时间序列期数。

如果接受假设 2,即采取不变系数模型形式,则需做进一步检验,否则,应进一步检验假设 1。如果接受假设 1,则采取变截距模型形式;假设 1 被拒绝,则采用变系数模型形式。通过计算得到,在显著性水平 0.05 的条件下, $F_2 = 2.707$,大于其自身临界值 $F_{0.05}(145, 90)$,所以拒绝 H_2 ;又由于 $F_1 = 2.580$,大于其自身临界值 $F_{0.05}(116, 90)$,所以拒绝 H_1 。因此,模型应采用变系数形式。

④模型估计

在对各变量进行单位根检验、协整检验并确认模型的最终形式后,即可进行模型估计。模型采取固定效应变系数模型形式,由于可能存在截面异方差问题,对于估计权重选择 Cross section weights,并进行广义最小二乘估计,估计结果见表 3。

由表 3 可以看出,估计权重选择 Cross section weights 后, R^2 接近 0.91,远高于无权重条件下的 0.75,模型拟合度较高,F 统计量也较为显著。可见,假设存在截面异方差的固定效应变系数模型的解释力较强。

根据对式(1)的解释,若 β_1 显著为负,则说明经济增长率与初始人均产出水平负相关,收敛假说成立。此外,由于 $\beta_1 = -(1 - e^{-\lambda t})$,可以由此计算出 λ 值,即为收敛速度。

根据模型的估计结果,可以依据 β_1 项计算收敛速度 λ ,并据此对西部三大经济区所有 30 个城市进行分类,分类结果见表 4。

表 3 模型估计结果

城市	β_0		β_1	β_2	β_3	β_4
	C	固定效应				
南宁市	-0.359691	-1.805813	0.123852	-0.524798	-0.030195	-0.017291
北海市	-0.359691	1.460574	-0.050366	-0.169308	-0.009860	0.310269
防城港市	-0.359691	-0.944101	0.003298	0.100264	-0.149328	-0.284530
钦州市	-0.359691	-1.831182	0.190202	-0.278049	0.229908	-0.478674
玉林市	-0.359691	0.759105	-0.024051	0.019851	-0.068390	0.132390
崇左市	-0.359691	-0.311996	-0.009560	-0.014719	0.024729	-0.321153
重庆市	-0.359691	1.069625	0.087635	-0.241677	0.168169	0.335452
成都市	-0.359691	0.764976	0.032308	-0.011444	0.145583	0.016893
自贡市	-0.359691	-0.492133	0.129249	-0.024138	0.115666	-0.092932
泸州市	-0.359691	0.172959	-0.001576	-0.018448	-0.040872	-0.045921
德阳市	-0.359691	0.387148	-0.125716	-0.171420	-0.209337	-0.020396
绵阳市	-0.359691	3.064605	-0.201432	-0.374511	-0.107550	0.559417
广元市	-0.359691	0.482226	0.012654	-0.035272	0.012765	0.051555
遂宁市	-0.359691	-0.165218	0.014812	0.019992	-0.022515	-0.160793
内江市	-0.359691	0.571312	0.016352	-0.018500	0.014405	0.071124
乐山市	-0.359691	-0.319899	0.032938	-0.019134	-0.015557	-0.151676
南充市	-0.359691	-3.128454	0.200851	0.010284	0.058158	-0.680723
眉山市	-0.359691	0.398447	0.020018	-0.010341	0.029543	-0.001532
宜宾市	-0.359691	0.346848	-0.030359	-0.050301	-0.031834	-0.098741
广安市	-0.359691	-0.395855	0.146580	0.034878	0.185249	-0.068429
达州市	-0.359691	-1.668257	0.133764	0.079581	0.055572	-0.400905
雅安市	-0.359691	-0.010813	0.039907	0.033842	0.001398	-0.071135
资阳市	-0.359691	1.195835	-0.027267	0.173667	0.105195	-0.011418
西安市	-0.359691	-0.613570	0.115360	-0.067172	0.064019	-0.061880
铜川市	-0.359691	1.047078	0.001557	-0.007910	-0.058282	0.245857
宝鸡市	-0.359691	-1.933179	0.120954	-0.048026	0.011203	-0.448197
咸阳市	-0.359691	0.439592	-0.054040	0.288421	-0.068698	-0.205213
渭南市	-0.359691	1.022272	-0.065799	-0.045689	0.015650	-0.048313
商洛市	-0.359691	0.430855	-0.002581	0.003236	0.006081	-0.049370
天水市	-0.359691	0.007014	0.045808	-0.157148	0.070716	-0.057233
Weighted Statistics						
R - squared	0.909562		Adjusted R - squared		0.759837	
F - statistic	6.074873		Durbin - Watson stat		2.467661	
Unweighted Statistics						
R - squared	0.751073		Mean dependent var		0.110417	
Sum squared resid	0.489081		Durbin - Watson stat		2.521797	

表 4 西部三大经济区城市经济增长收敛速度分类结果

	成渝经济区	关中天水经济区	广西北部湾经济区
高度发散城市 ($\beta_1 \geq 0, \lambda \geq 0.1$)	自贡市、南充市、广安市、达州市	西安市、宝鸡市	南宁市、钦州市
低度发散城市 ($\beta_1 \geq 0, \lambda < 0.1$)	重庆市、成都市、广元市、遂宁市、内江市、乐山市、眉山市、雅安市	铜川市、天水市	防城港市
低度收敛城市 ($\beta_1 < 0, \lambda < 0.1$)	泸州市、宜宾市、资阳市	咸阳市、渭南市、商洛市	北海市、玉林市、崇左市
高度收敛城市 ($\beta_1 < 0, \lambda \geq 0.1$)	德阳市、绵阳市		

根据表 4 所示,成渝、关中天水及广西北部湾三大经济区的 30 个地级及以上城市中,有 19 个城市的增长呈现发散态势,其中呈现高度发散的有 8 个城市,包括西安、南宁两个省会城市。而重庆

市、成都市作为成渝经济区的两个最大的城市,其经济增长也呈现发散的趋势,尽管其发散速度相对缓慢,但也从另一方面说明三大经济区城市整体经济差异的主要构成为区域内经济差异,而这种情况可

能正是由于大城市发展速度较快所导致的。相比之下,只有 11 个城市经济增大呈现收敛趋势,且其中大部分城市的规模较小。同时,有 20 个城市的经济增长收敛类型为低度发散或低度收敛,这说明西部三大经济区城市经济差异仍然较为温和。

五 结论

随着成渝、关天、广西北部湾三大经济区规划的相继出台,该区域已成为我国西部大开发下一阶段的重点建设区域。在西部大开发过程中也应当看到,在拥有政策优势的情况下,三大经济区或许将成为西部地区最先发展起来的地区,然而,三大经济区区位不同,禀赋各异,经济基础与产业结构差异较大,因此,其经济增长可能呈现不同的路径和轨迹。在这种情况下,有必要通过研究经济增长收敛性考察三大经济区区域经济差异的变化趋势。本研究通过对经济区内 30 个地级及以上城市经济增长的 α 收敛与条件 β 收敛进行考察,得出以下结论。

第一,西部三大经济区整体经济差异的主要构成是区域内经济差异,区域内经济差异与区域间经济差异之间存在着较大差距。而成渝经济区区域内经济差异所占整体经济差异的比重在三大经济区中最大,这一方面可能是由于成渝经济区内城市经济增长差异较大(该区进入样本的 17 个城市中有 12 个城市经济增长呈现发散,其中 4 个呈现高度发散),另一方面也可能与成渝经济区进入样本的城市数量较多有关。

第二,区域核心城市经济增长多呈现发散性,这可能使得该区域经济差异扩大。三大经济区内的 3 个省会城市和 1 个直辖市的经济增长均呈现发散,其中南宁、西安、宝鸡、自贡、南充又属区域内规模较大的核心或次核心城市,由此可见,区域核心城市的快速崛起和发展在充当区域经济增长极、带动区域经济发展的同时,也可能导致区域经济差异扩大。

第三,西部三大经济区城市经济差异变化趋势相对乐观。本研究考察了西部大开发以来 2000 - 2010 年间三大经济区城市经济差异与收敛性的变化趋势,用于衡量 α 收敛的西部三大经济区人均 GDP 的塞尔指数自 2007 年以来有所下降,而多达 20 个城市的经济增长收敛性较为温和,说明西部大开发战略实施以来,各项政策在推动西部地区经济快速增长的同时,并未带来区域经济差异的明显扩大。可以预计,在下一阶段的西部大开发战略实施

过程中,区域发展战略将在西部地区经济发展中起到重要的导向作用,区域经济差异的变化仍然应当得到持续关注。

【Abstract】 Based on the city panel data from 2000 to 2007, this essay investigates α convergence of western new three economic zones after the western development strategy by Theil index. The results show that the main composition of entire regional disparity is the disparity between regions, which is much bigger than the disparities within region. Then it inspects the β convergence of western new three economic zones by unrestricted model with fixed effects based on conditional convergence equation and calculates the city convergence speed, which was used as the reason of city classification. Divergence of regional core city may expand the disparities within region, while the trend of regional disparities after implementation of the western development strategy is still relatively optimistic.

【Key words】 western new three economic zone; city convergence; convergence speed

参考文献

- [1] 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[J]. 经济研究, 2000(10): 30 - 37
- [2] 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): 19 - 25
- [3] 徐现祥, 李郁. 中国城市经济增长的趋同分析[J]. 经济研究, 2004(5): 40 - 48
- [4] 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 - 2000 年[J]. 经济学(季刊), 2004(S1): 67 - 82
- [5] Barro R. J, Sala-i-Martin X. Convergence[J]. Journal of Political Economy, 1992(100): 223 - 251
- [6] 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): 36 - 40
- [7] 张胜, 郭军, 陈金贤. 中国省际长期经济增长绝对收敛的经验分析[J]. 世界经济, 2001(6): 67 - 70
- [8] Mankiw N. G., Romer D., Weil D. A Contribution to the Empirics of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992(107): 297 - 326
- [9] 刘木平, 舒元. 我国地区经济的收敛与增长决定力量: 1978 - 1997[J]. 中山大学学报(社会科学版), 2000(5): 11 - 16
- [10] 尹伟华, 张焕明. 我国区域经济增长收敛的计量分析[J]. 技术经济, 2008(10): 37 - 40
- [11] 吴玉鸣. 中国省域经济增长趋同的空间计量分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(12): 101 - 108
- [12] 周业安, 章泉. 参数异质性、经济趋同与中国区域经济发展[J]. 经济研究, 2008(1): 60 - 75
- [13] 韩燕, 聂华林. 我国城市化水平与区域经济增长差异实证研究[J]. 城市问题, 2012(4): 22 - 26

(责任编辑: 刘媛君)