

doi:10.3969/j.issn.1674-8131.2010.06.004

西部大开发对我国区域经济增长收敛性的影响*

乔宁宁^a, 王新雅^b

(山西财经大学 a. 统计学院; b. 财政金融学院, 太原 030006)

摘要:利用系统广义矩估计的动态面板数据模型分析西部大开发对我国区域经济增长及西部地区经济增长收敛性的影响,结果表明:实施西部大开发前,我国的区域经济增长存在着条件 β 收敛,而西部大开发后,区域经济增长由原来沿着均衡路径向稳态发展转变为发散性的增长;同时,西部地区各省经济增长也呈现较为明显的发散迹象。可见,西部开发战略改变了我国区域经济增长的态势,西部地区逐渐成为引领中国经济增长的新动力。

关键词:西部大开发; 区域经济; 经济增长收敛; 条件 β 收敛; 绝对 β 收敛; 发散性经济增长; 系统广义矩估计

中图分类号: F061.5; F127 文献标志码: A 文章编号: 1674-8131(2010)06-0019-08

The Influence of Western Development on Convergence of China's Regional Economic Growth

QIAO Ning-ning¹, WANG Xin-ya²

(1. School of Statistics, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China;
2. School of Finance, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

Abstract: In this paper, we use the system-GMM dynamic panel data model to analyze the impact of western development on convergence of China's regional economic growth and western regional economic growth. The results show that before the implementation of western development, China's regional economic growth has the conditional beta convergence, while after the western development, the regional economic growth changes from stable development of original equilibrium path to volatilized development, meanwhile, the economic growth of each province in western region shows obvious volatilized sign. Thus, western development strategy changes China's regional economic growth situation and western region gradually becomes the new impetus to lead China's economic growth.

Key words: western development; regional economy; economic growth convergence; conditional beta convergence; absolute beta convergence; volatilized economic growth; system GMM

一、引言

中国幅员辽阔、人口众多,不同省份间地理环

境、自然资源、人文素质以及经济基础分布存在较大差异,使得各省的经济发展速度以及人民生活水

* 收稿日期:2010-09-09;修回日期:2010-10-18

本文为“中国数量经济学会 2010 年厦门年会”会议论文

作者简介:乔宁宁(1986—),男,山西临汾人;统计学硕士研究生,在山西财经大学统计学院学习,主要从事国民经济核算与宏观经济分析研究;Tel:13403513245, E-mail:hanshudejixian@163.com。

王新雅(1986—),女(回族),山东聊城人;财政学硕士研究生,在山西财经大学财政金融学院学习,主要从事税收理论与实务研究;Tel:15035123206, E-mail:xinyayang@163.com。

平相差很大。改革开放以来,我国经济发展取得了世人瞩目的成就。从1978年到2008年,我国的国内生产总值年均增长率高达9.8%,GDP总量从3645.2亿元增加到302853.4亿元。然而在经济高速增长的同时,收入分配差距也在不断拉大。导致我国居民收入差距扩大的原因有很多,其中区域发展不平衡及东中西部地区区域经济发展差距扩大便是其中一个重要原因。为了促进我国区域经济的协调发展,缩小东西部地区发展差距,1999年国家决定实施西部大开发战略。对于西部大开发的成效,魏后凯(2009)^[1]指出“实施西部大开发以来,西部地区生产总值增长速度连续8年逐年加快,自1999年的7.3%迅速提高到2007年的14.5%。2008年受金融危机的影响,西部经济增速有所回落,但仍高达12.4%,分别比全国和东部平均水平高0.5和1.1个百分点。从1999到2008年,西部地区生产总值年均增长达到11.4%,其中2003—2008年平均增速达13.2%,在全国四大区域中增长速度最快”。可以看出,西部大开发为西部地区带来了巨大效益,随着时间推移,西部大开发势必会对西部地区乃至全中国的社会经济发展带来深远影响。

中央提出实施西部大开发战略,目的在于加快西部地区的经济发展,逐步缩小东西部地区的发展差距,以全面推进我国的现代化建设。西部大开发自实施以来,部分学者对其实施效果进行了评价,魏后凯和孙承平(2004)^[2]应用定量的方法和系统的数据从9个方面考察了我国西部大开发的实施效果,结果发现西部大开发加快了西部地区经济增长速度,但并没有使西部地区与东部地区经济发展差距缩小。周国富、田孟(2007)^[3]通过纵向对比,发现近几年来西部地区的社会经济发展确实发生了一些可喜的变化,西部大开发战略的积极效应正在显现;但是,通过横向对比也发现西部与东中部地区之间的发展差距仍在进一步拉大,西部地区的社会经济发展仍存在问题。毕涛(2007)^[4]通过建立新疆地区的生产函数及应用邹至庄断点检验方法验证西部大开发对新疆地区经济增长作用,结果表明新疆地区在2000年之后经济增长速度加快。林建华、任保平(2009)^[5]提出西部大开发战略的目标是促进西部地区的经济发展和缩小东西部之间的经济差距,因此在这一战略实施10年之际,有必

要依据其目标对该战略的绩效进行总结和评价,以便及时调整,使其切实发挥作用。魏后凯、蔡翼飞(2009)从地区经济增长、固定资产投资、地区工业化程度及对外开放水平等角度出发,对我国西部大开发的实施效果进行评价,针对西部大开发面临的新问题提出解决举措。

总体上讲,目前关于西部大开发成效的分析,虽然有大量运用定量研究方法的文献,但思路并不开阔,大多采用描述性的统计分析进行纵向和横向的对比,这样得到的结论较为有限。西部大开发自2000年开始实施,国家倾注了大量的人力物力,那么西部大开发前后我国的区域经济发展差距发生了多大程度的变化,是否促进了我国区域经济的收敛?若中国各地经济出现收敛增长的趋势,那么各地趋向平衡增长途径的速度又是如何?这些问题并没有明确定论。同时,西部大开发后,西部地区本身是出现发散性的加速增长,还是出现新古典增长模型预测的收敛趋势?也没有统一答案。本文正是从这些思考出发,实证检验西部大开发对我国区域经济增长及西部地区经济增长收敛性的影响,进而为西部大开发的进一步实施提供政策建议,更好地把握中国经济未来发展方向。

二、理论框架及模型构建

为了更好地研究中国区域经济增长趋势,借鉴Mankin、David Romer和D. weil(1992)^[6]的含人力资本的柯布—道格拉斯生产函数 $Y = K^\alpha H^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta}$,这里, $0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1$ 。通过估计近似的稳定状态,构建MRW模型,可得出一个国家或地区趋向稳定状态的收敛率。

假设劳动投入和技术进步按照如下的固定速率增长: $L(t) = L(0)e^{nt}, A(t) = A(0)e^{gt}$ 。 n 代表劳动投入的增长速度, g 代表技术进步的增长速度, $L(0)$ 和 $A(0)$ 表示初始的劳动投入和初始的技术投入。以 $\hat{y}(t) = \frac{Y(t)}{A(t)L(t)}$ 表示单位有效劳动产出, $\hat{k}(t) = \frac{K(t)}{A(t)L(t)}$ 表示单位有效劳动的物质资本, $\hat{h}(t) = \frac{H(t)}{A(t)L(t)}$ 表示单位有效劳动的人力资本,能够得出:

$$\hat{y}(t) = \hat{k}(t)^\alpha \hat{h}(t)^\beta \quad (1)$$

根据稳态条件,得到稳态时的物质资本存量 \hat{k}^* 和人力资本存量 \hat{h}^* :

$$\hat{k}^*(t) = \left(\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (2)$$

$$\hat{h}^*(t) = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} \quad (3)$$

其中 s_k 和 s_h 分别代表物质资本投资和人力资本投资的比例, δ 代表折旧率,并且设物质资本和人力资本的折旧率相同,将式(2)和(3)代入(1),可得到稳态的单位有效劳动产出:

$$\ln y^* = \frac{1}{1-\alpha-\beta} [\alpha \ln s_k + \beta \ln s_h - (\alpha + \beta) \ln(n+g+\delta)]$$

依据 Islam(1995)^[7],引入:

$$\begin{aligned} \frac{d \ln \hat{y}(t)}{dt} &\approx \left(\frac{\partial \ln \hat{y}(t)}{\partial \ln \hat{y}(t)} \Big|_{\ln \hat{y}(t) = \ln y^*} \right) [\ln \hat{y}(t) - \ln y^*] \\ &= -\lambda [\ln \hat{y}(t) - \ln y^*] \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $\lambda = - \left(\frac{\partial \ln \hat{y}(t)}{\partial \ln \hat{y}(t)} \Big|_{\ln \hat{y}(t) = \ln y^*} \right)$,表示经济趋向均衡增长的收敛速度, λ 的取值表示经济增长所具有的收敛或发散的性质,在 $\lambda > 0$ 和 $\ln \hat{y}(t) - \ln y^* < 0$ 时,得到 $\frac{d \ln \hat{y}(t)}{dt} > 0$ 推知 $\hat{y}(t)$ 的不断增

加和 $\hat{y}(t)$ 的变化速度减缓,经济最终趋向均衡;在 $\lambda > 0$ 和 $\ln \hat{y}(t) - \ln y^* > 0$ 时,从 $\frac{d \ln \hat{y}(t)}{dt} < 0$ 推知 $\hat{y}(t)$ 的不断下降和 $\hat{y}(t)$ 的变化速度变小,经济最终趋向均衡;同样,在 $\lambda < 0$ 和 $\ln \hat{y}(t) - \ln y^* < 0$ 时,随着 $\hat{y}(t)$ 不断减少至零,且 $\hat{y}(t)$ 越来越偏离 y^* ;对于 $\lambda < 0$ 和 $\ln \hat{y}(t) - \ln y^* > 0$ 时,伴随 $\hat{y}(t)$ 不断增加, $\hat{y}(t)$ 加速偏离 y^* 。因此,可以认为在 $\lambda > 0$ 时,经济增长具有收敛性,而在 $\lambda < 0$ 时,经济增长具有发散性。进而解微分方程(4)式,得到:

$$\ln \hat{y}(t_2) = (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \ln \hat{y}^* + e^{-\lambda(t_2-t_1)} \ln \hat{y}(t_1) \quad (5)$$

为了得到更为适用的模型,这里我们表达单位有效劳动产出为:

$$\begin{aligned} \ln \hat{y}(t) &= \ln \left(\frac{Y(t)}{A(t)L(t)} \right) = \ln \left(\frac{Y(t)}{A(0)e^{gt}L(t)} \right) \\ &= \ln \left(\frac{Y(t)}{A(t)} \right) - \ln A(0) - gt \end{aligned} \quad (6)$$

取人均劳动产出 $y(t) = \frac{Y(t)}{A(t)}$,将(6)式代入(5)式,得到:

$$\begin{aligned} \ln y(t_2) - \ln y(t_1) &= - (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \ln y(t_1) + \\ &\quad (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \ln A(0) + g(t_2 - t_1) + \\ &\quad (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln s_k + \\ &\quad (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln s_h - \\ &\quad (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \frac{\alpha + \beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) \end{aligned} \quad (7)$$

这时如果设定 $\beta = - (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)})$,那么收敛的速度 λ 可通过下式求出:

$$\lambda = - \frac{\ln(\beta + 1)}{t_2 - t_1} \quad (8)$$

通过上述分析,最后得出引入人力资本的MRW模型和经济增长的收敛速度,为后面进一步分析经济增长的收敛性做好铺垫。经济增长的收敛性一般可分为 σ 收敛和 β 收敛,前者指不同经济系统间人均收入的离差随时间的推移而趋于减少,后者指不同的经济系统间人均产出增长率与初始水平负相关。 β 收敛又包含绝对 β 收敛和条件 β 收敛。绝对 β 收敛的含义是指贫穷的国家或地区往往比富裕的国家或地区有更高的增长率,换句话说讲,经济增长率 and 经济发展水平之间存在着负相关,并且随着时间的推移,所有的国家或地区将收敛于相同的人均收入水平。条件 β 收敛放弃了各个经济体具有完全相同的基本经济特征的假定,从而意味着不同的经济体也具有不同的稳态。由于许多的外生变量对不同的经济体产生了不同的作用,不同的经济体也就具有异质的基本特征,亦即不同的增长路径和稳态。

绝对 β 收敛的经济系统意味着物质资本的投资比例、人力资本的投资比例、人口增长率、技术进步率、折旧率和初始的技术进步在不同国家或地区都是相同的, Baumol(1986)^[8]和 Barro(1995)^[9]提出判定人均收入收敛性模型的线性形式:

$$(1/T) \ln(y_{i,T}/y_{i,0}) = a + b \ln(y_{i,0}) + \mu_{i,0,T} \quad (9)$$

其中, $y_{i,T}$ 表示末期人均收入, $y_{i,0}$ 表示基期人均

收入,干扰项 $u_{i,0,T}$ 表示平均原始误差项,负倾向系数 $b = -[(1 - e^{-\lambda T})/T]$, λ 是控制收入收敛到均衡状态速度的系数,通常根据该关系式来计算收敛速度 λ , T 表示样本的区间跨度。如果参数 λ 的估计结果为正,就说明收入存在收敛,反之则说明发散。该模型能够反映出处于同一技术水平的国家能收敛于同样的均衡状态。所以应该注意观察初期收入水平与收入增长率之间是不是存在负相关关系。早期的关于这方面截面数据的研究(Baumol, 1986)发现,绝对 β 收敛只发生在 OECD 这样具有同质性的经济系统内,而对超过 100 个包括不同发展水平国家的检验则表明,并没有一种普遍存在的绝对趋同现象,绝对趋同通常只存在于最富裕的国家之间以及最贫穷的国家之间^[10]。

条件 β 收敛是绝对 β 收敛的扩展,通过控制不同地区间的物质资本的投资比例、人力资本的投资比例、人口增长率等因素,我们将式(7)加以变换:

$$\begin{aligned} \ln y(t_2) &= e^{-\lambda(t_2-t_1)} \ln y(t_1) + (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \ln A(0) + \\ &g(t_2 - t_1) + (1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \frac{\alpha}{1 - \alpha - \beta} \ln s_k + \\ &(1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \frac{\beta}{1 - \alpha - \beta} \ln s_h - \\ &(1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)}) \frac{\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \ln(n + g + \delta) \end{aligned} \quad (10)$$

式(10)可以写成自回归形式的经济增长模型:

$$y_{i,t} = by_{i,t-1} + \theta' x_{i,t} + \eta_i + v_{i,t} \quad (11)$$

其中, $x_{i,t} = (\ln s_{kit}, \ln s_{hit}, \ln(n_{it} + g + \delta))'$

$$b = e^{-\lambda(t_2-t_1)}$$

$$\theta = \left(\frac{(1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)})\alpha}{1 - \alpha - \beta}, \frac{(1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)})\beta}{1 - \alpha - \beta}, \frac{-(1 - e^{-\lambda(t_2-t_1)})\alpha + \beta}{1 - \alpha - \beta} \right),$$

η_i 表示的是地区间不可观测的个体效应,比如地理位置的影响效应,初始技术进步的差异等。另外,经济系统内是否保持着同样的技术进步速度也是争论的焦点。LPS(1997)证实若对于国家或地区间的技术进步速度 g 相同这个假定是无效的,那么将会引起 b 的估计向 1 的偏误^[11-12]。通过综合考虑,最后选定的模型为:

$$y_{i,t} = by_{i,t-1} + \theta' x_{i,t} + g_t + \eta_i + v_{i,t} \quad (12)$$

首先,当人均产出为 $y_{i,t-1}$ 时, b 代表上一期对数人均产出 $y_{i,t-1}$ 对当期人均产出 $y_{i,t}$ 的影响程度。根

据 b 的表达形式,显而易见, $b < 1$ 意味着 $\lambda > 0$, 人均产出的长期增长率最终趋向均衡增长率,经济增长呈现收敛。 $b \geq 1$ 意味着 $\lambda \leq 0$, 人均产出的长期增长率出现加速现象,经济增长呈现发散。 b 越小时, λ 越大,人均产出的增长率趋向均衡增长途径的速度越快,经济到达均衡增长的时间越短。因此, b 越小,经济的加速度就越小; b 越大,经济的加速度就越大。

其次,选用时间趋势变量 t 作为一个解释变量,正是为了处理技术进步的增长趋势这一焦点问题。另外,正如 Kumar 和 Ullah(2000)^[13] 所解释的,时间 t 也代表了一些宏观变量对当期人均产出的综合效应。而 Lee 等(1997, 1998)^[11] 同样在模型估计过程中用时间变量 t 代表了技术和劳动力的增长趋势。

三、我国区域经济增长及西部地区经济增长收敛性分析

依据理论模型,本文采用 1981—2008 年全国 29 个省市相关指标的年度数据进行动态面板数据回归。为了研究西部大开发对全国区域经济增长收敛性的影响,将其划分为两个时期:1981—1998 年和 1999—2008 年,采用这种方法能够尽可能地减少经济周期波动产生的影响。样本数据取自《新中国 55 年统计资料汇编》以及中宏数据库。 $y_{i,t}$ 代表 i 省份在样本期的实际人均 GDP 对数化,各省实际人均 GDP 通过各省 GDP 指数换算而来; s_{kit} 代表各省份在样本期内的物质资本投资比例,由名义固定资产投资除以名义 GDP 计算得出;采用各省份在样本期内的普通中学在校人数与各省总人口的比例作为人力资本投资比例的替代变量,用 s_{hit} 表示; n_{it} 代表各省份就业人员在样本期内的增长率,由对数差分法计算原始数据所得;技术增长率和折旧率用 $g + \delta$ 表示,依据 Raiser(1998)^[14],假定 $g + \delta$ 之和为 0.07;另外,用 east 代表东中部地区虚拟变量,对于东中部地区省份(包括北京、天津、河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东)取值为 1,西部地区省份(包括广西、贵州、四川、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古)取值为 0。

1. 我国区域经济增长的绝对 β 收敛检验

基于上述模型(9),分两个阶段对中国区域经济增长的绝对收敛情况运用 OLS 估计进行分析。

估计结果如表 1 所示:

表 1 1981—2008 年关于中国经济绝对收敛的 OLS 估计

解释变量	1981—1998 年	1999—2008 年
$\ln y_{i,0}$	0.02(0.20)	-0.0018(-0.05)
常数	0.56(2.1**)	0.37(3.13***)
R^2	0.0015	0.0001

注:括号中为 t 值,***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平(下表同)。

通过对两个阶段经济增长的绝对收敛情况建模,可以看出,第一阶段 $\ln y_{i,0}$ 的估计系数 b 为正,并且不显著,说明该阶段的经济增长并不存在绝对收敛的现象;而在第二阶段,虽然估计系数 b 为负,但是显著性水平并没有通过,也没有表明贫穷的省份比富裕的省份有更高的经济增长率。这些与张健、何彬(2006)^[15] 和蔡昉、都阳(2000)^[16] 的研究相一致,即从全国来看,并不存在着一种普遍的绝对收敛趋势。另外,从绝对收敛的检验方法来看,由于解释变量只含有各省市初始时期的人均收入,这就不可避免地面临遗漏变量的问题,遗漏变量所带来的计量经济学的问题对于检验结果的影响是难以估量的。从目前的计量经济学技术来看,遗漏变量问题的解释在实证上非常困难,所以进行绝对趋同检验时,模型的拟合程度很低。而本文中模型的拟合程度很低也正好符合这一点,正因为如此,计量经济学问题的存在使得对绝对收敛检验造成很大干扰,绝对收敛检验的可靠性也在一定程度受到影响。

2. 我国区域经济增长的条件 β 收敛检验

为了进一步探究经济增长收敛的影响因素,我们引入控制变量对地区间经济增长进行条件 β 收敛分析。基于理论模型(12),同样对西部大开发前后省际间经济增长分为两个阶段进行研究,并对模型进行了调整,引入东中部省份这个虚拟变量,这是因为东中部地区本身就受着国家政策、市场化、开放程度等因素的影响,与西部地区有着一定程度的差异化。对于构造的模型,由于该模型解释变量中包含被解释变量的滞后项,导致解释变量与随机扰动项相关,且其他解释变量可能存在内生性,如果采用标准的随机效应或者固定效应进行估计,其结果将是具有偏的。Arellano 和 Bond(1991)^[17] 提出了

用一阶差分 GMM(first differenced GMM) 估计方法。其基本思路是首先对方程进行一阶差分,然后用滞后的被解释变量或解释变量作为差分方程中相应变量的工具变量,这种方法很快遭到了批评。当解释变量高度持久时,利用滞后变量作为工具变量会使得估计结果非常糟糕,因为在那种情况下,滞后水平是一阶差分的弱工具(Templ, 1999)^[18]。Blundell 和 Bond(1998)^[19] 也指出,一阶差分 GMM 估计方法容易受到弱工具变量的影响而得到有偏的估计结果。为了克服弱工具变量的影响,Arellano 和 Bover(1995)^[20] 以及 Blundell 和 Bond(1998) 提出了另外一种更加有效的办法,即系统 GMM(System GMM) 估计方法,其具体做法是将水平回归方程和差分回归方程结合起来进行估计,在这种估计方法中,滞后水平作为一阶差分的工具变量,而一阶差分又作为水平变量的工具变量。实验证明,系统 GMM 估计相对差分 GMM 估计方程来说有着更好的优先样本特征,因此估计结果更加有效。GMM 估计包括一步 GMM 估计和两步 GMM 估计,由于两步估计的标准差存在向下偏倚,这种偏倚经过 Wind Meijer(2005)^[21] 调整后减少,但会导致两步 GMM 估计量的近似渐进分布不可靠,所以在应用中通常使用一步 GMM 估计量(Bond, 2002),因此我们选择一步系统 GMM 估计方法。

此外,由于在系统 GMM 估计中,水平变量的滞后项是差分变量的工具变量,而差分变量的滞后项又是水平变量的工具变量,这就存在工具变量是否有效的问题。Arellano 和 Bover(1995) 以及 Blundell 和 Bond(1998) 提出了两种统计检验方法来检验系统 GMM 的工具变量是否有效:第一种方法称为过度识别约束检验,也称为 Sargan 检验或者 Hasen 检验,这种方法主要是用来判断估计过程中所使用的矩条件工具变量总体上是否有效;第二种方法是自回归(AR) 检验,这种检验主要是用来判断残差 v_{it} 在差分回归和差分水平回归中是否存在序列相关。在 Sargan 检验中,原假设为工具变量有效,而在 AR 检验中,残差项允许存在一阶序列相关,但不允许存在二阶序列相关。

模型 1 是对式(12) 所设定模型在时间段(1981—1998) 的估计,结果如表 2 所示。Sargan 统计量不显著说明工具变量选择是有效的,AR(1) 检验拒绝原假设,而 AR(2) 检验接受原假设,表明原

方程的残差序列不相关。模型 1 的估计结果显示,上一期的经济增长对当期经济增长有着显著正向影响,经济增长呈现出正的惯性。从人均 GDP $\ln y_{it-1}$ 的估计系数来看,估计系数 0.846 小于 1,表明人均产出的长期增长率最终趋向均衡增长率,计算得到的收敛速度 λ 为 0.084,说明我国区域经济增长以每年 8.4% 的速度趋向收敛。物质资本的投资比例系数显著为正,其对经济增长有着明显的促进作用,即该阶段如果在低收入地区和高收入地区增加投资的情况下,经济增长速度会加快。人力资本的投资比例估计系数对经济增长的影响为正并且显著,但影响程度明显小于物质资本的影响程度,这一结果也符合预期,说明这一阶段物质资本对经济增长的拉动较大,而人力资本的投资较为薄弱。时间趋势 t 代表了包含技术进步等的一些宏观变量综合效应的增长趋势,显著为正,表明这一阶段确实存在这些综合效应对经济增长的影响。另外,引入的虚拟变量 $east$ 通过了 1% 的显著性水平检验,这意味着改革开放后,东中部地区与西部地区受市场化、对外开放等影响因素的不同,使得它们的经济增长产生了差异。

为了进一步比较西部大开发前后我国区域经济增长的收敛性差异,我们引入模型 2 分析 1999—2008 年东中西部地区的经济发展。模型 2 通过了 AR(1)、AR(2) 检验,发现估计方程残差不存在序列相关,Sargan 统计量为 0.549,仍不显著,工具变量有效。从模型 2 的估计结果可以看出,虽然上一期人均 GDP 的估计系数显著为正,但这一阶段的经济增长发生了根本性的变化,估计系数为 1.050,即相应的收敛速度 λ 值为负,依据有关收敛速度的理论分析,当 λ 小于 0 时,经济处于增长的发散过程,中国经济处于增长的加速阶段。与前一阶段我国区域经济增长呈现的收敛性状态相比,2000 年后我国的经济增长步入了新一轮的高速增长,而西部大开发的实施对于整个西部地区乃至全国经济的推动作用不言而喻。从物质资本和人力资本的投资比例系数来看,它们在 1% 的显著性水平下皆显著为正,表明物质资本和人力资本的投资对中国经济的快速增长起到巨大的推动作用。与 1981—1998 年这一阶段相比,物质资本的估计系数有所降低,而人力资本的估计系数有了明显提高,这意味着在新的阶段人力资本开始“崭露头角”,对经济增长的贡献

逐步增大。时间趋势 t 和虚拟变量 $east$ 的影响系数不显著,说明 2000 年后,伴随着我国市场化的不断完善和对外开放程度的逐年提高,区域经济发展受这些因素的影响也越来越小。

表 2 一步法系统 GMM 估计结果

解释变量	模型 1(1981—1998)	模型 2(1999—2008)
$\ln y_{it-1}$	0.846(27.45 ^{***})	1.050(29.44 ^{***})
$\ln s_{kit}$	0.284(8.28 ^{***})	0.181(2.90 ^{***})
$\ln s_{hit}$	0.086(2.20 ^{**})	0.227(2.87 ^{***})
$\ln(n_{it} + g + \delta)$	0.152(1.12)	-0.283(-0.95)
t	0.20(3.07 ^{***})	-0.012(-0.79)
$east$	0.129(5.18 ^{***})	0.002(0.10)
常数项	2.017(5.07 ^{***})	-0.72(-0.09)
Sargan Test	0.268	0.912
AR(1)	0.057	0.031
AR(2)	0.212	0.549

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上通过显著性检验;Arellano-Bond AR(1)、AR(2) 检验的原假设均为不存在自相关;Sargan 检验的原假设为工具变量的选择是有效的。其中,Sargan 和 AR(1)、AR(2) 的值均为 P 值,各模型均运用 xtabond2 命令进行估计,回归结果根据 STATA10.0 计算所得。

以上的模型结果表明,西部大开发前,我国的区域经济增长存在着显著的条件 β 收敛,条件 β 收敛与区域结构性因素的差别密切相关,这些结构性因素包括物质资本、人力资本、贸易、市场化和对外开放等,而这同时意味着中国各地区之间存在技术和其他因素的差异,它们不可能收敛到相同的稳态,因此条件收敛中有关控制变量的研究为研究地区经济差距的形成原因提供了重要依据。西部大开发后,我国区域经济增长由原来沿着均衡路径向稳态发展转变为发散性的增长,经济处在高速的运行中,物质资本和人力资本等因素对经济增长起到了举足轻重的作用。这就说明最近十年间,西部大开发的实施促使政府投资向内陆欠发达地区倾斜,内陆地区呈现出相对更快的发展,完全有可能使得西部地区的经济增长成为引领中国各地经济发散增长的动力。

3. 西部地区经济增长收敛性分析

从全国的区域经济发展来看,改革开放后,虽

然东中西部地区的经济发展存在条件 β 收敛,但始终存在着区域差距,这一点与大多数研究者发现相一致。林毅夫等(1998)^[22]、王绍光等(1999)^[23]都提出,改革开放以来区域经济发展差距不仅继续存在,而且呈现扩大的趋势。在这种背景下,国家实施西部大开发战略,是为了加快相对落后地区的经济发展速度。从上面的分析得知,西部大开发实施将近十年来,西部省份在国家政策的扶持下经济发展速度较快,而我国的区域经济整体出现发散性快速增长的趋势。为了更深层次地研究西部大开发战略对西部地区经济增长的影响,这里我们将西部地区省份作为一个经济系统进行比较分析,以期得到更为有效的结论。

模型3是式(12)所设定模型对西部地区省份在时间段(1981—1998)进行的估计,结果如表3所示。Sargan统计量不显著说明工具变量选择是有效的,AR(2)检验接受原假设,表明原方程的残差序列不相关。模型3的估计结果显示,对于西部地区,上一期的经济增长对当期经济增长有着显著正向影响, $\ln y_{it-1}$ 的估计系数0.750明显小于1,说明西部地区的经济增长呈现出条件 β 收敛;物质资本和人力资本的投资比例估计系数均显著为正,说明物质资本和人力资本对经济增长起着正的促进作用。从模型4的检验结果看,工具变量的选择是有效的。模型4是对西部地区1999—2008年进行的回归,从上一期人均GDP的影响系数看, b 值为1.114,显著大于1,即 λ 小于0,表明西部大开发实施后,西部地区的经济发展出现发散性的加速增长态势。与表2模型2的比较表明,相对于全国区域经济的发散性增长,西部地区的经济增长同样呈现明显的发散迹象,这也就意味着落后地区经济处于加速增长的状态。虽然中国各省份的收敛速度整体最终将会趋向收敛,但可能存在富裕地区的经济增长达到收敛时,落后地区的经济仍有可能实现加速增长,其加速增长的时间也有可能长于富裕地区。物质资本的投资比例系数在5%的显著性水平下显著,估计系数为0.240,远大于西部大开发前物质资本对经济增长的影响程度,这与国家实施西部大开发政策将更多的政府投资向内陆欠发达地区倾斜相符合;而人力资本的投资比例系数不显著,表明人力资本对西部地区经济发展的作用并不突出,西部地区

的经济增长更多的是靠基础设施投资、产业投资等物质资本投资带动起来的。

表3 一步法系统GMM估计结果

解释变量	模型3(1981—1998)	模型4(1999—2008)
$\ln y_{it-1}$	0.750(9.75***)	1.114(28.01***)
$\ln s_{hit}$	0.149(5.88***)	0.240(2.61**)
$\ln h_{hit}$	0.073(3.13**)	0.056(0.81)
$\ln(n_{it} + g + \delta)$	0.108(1.03)	0.026(0.06)
t	0.032(2.61**)	-0.030(-1.89)
常数项	2.271(4.93***)	-0.187(-0.21)
Sargan Test	0.399	0.989
AR(1)	0.251	0.515
AR(2)	0.902	0.636

四、结论和建议

为了研究西部大开发对我国区域经济收敛性的影响,本文通过系统GMM计量分析的方法,从西部大开发前后我国区域经济的收敛性变化及西部地区经济发展的轨迹变化两个角度入手,具体得到以下结论:

第一,与大多数研究的结果一致。中国在改革开放以来的地区经济发展中不存在着绝对收敛的现象,而在考虑到诸如物质资本、人力资本禀赋等影响经济增长的因素后,中国的区域经济发展存在着条件 β 收敛。也就是说,如果采取适当的政策,西部大开发战略可以取得预想的效果。

第二,实施西部大开发后,中国的区域经济发展呈现发散的快速增长。正如人们所预期的,通过控制一系列影响经济发展的因素,能够改变地区经济的发展模式。

第三,西部大开发后,西部地区的经济发展同样呈现明显的发散迹象。西部地区成为引领中国经济增长的新动力,这也意味着西部地区的经济处于高速增长状态。然而即使西部地区的经济增长率可能高于东部沿海富裕地区,但条件收敛及自然环境的限制也可能使得经济落后省份的长期均衡人均收入与富裕地区的长期均衡人均收入之间还存在一定的差距,因此要进一步缩小地区经济发展差距还有很长的路要走。

第四,目前阶段,就全国整体而言,人力资本对

经济增长的拉动作用在逐步增大;而对于西部地区的经济增长,物质资本占了相当大的贡献份额,人力资本的贡献并不显著,人力资本的投资需引起关注。

根据本文的分析,可以从中国经济整体和各地地区的层面上进行以下的政策思考:在加快西部地区发展的过程中,对人力资本投资是至关重要的,它可以创造区域间收敛的条件,达到实施西部大开发战略的预期效果。所以,从西部地区的投资政策角度看,应该把资金投在教育等促进人力资本积累的领域。实施西部开发战略并不仅仅意味着要投入资金,软环境的建设也可以起到事半功倍的效果。例如,对外开放的程度差异,也是造成地区间经济增长差异的一个重要原因;加快西部地区改革开放步伐,也是促进其经济增长速度的重要杠杆。

参考文献:

[1] 魏后凯,蔡翼飞.西部大开发的成效与展望[J].中国发展观察,2009(10):12-14.

[2] 魏后凯,孙承平.我国西部大开发战略实施效果评价[J].开发研究,2004(3):21-25.

[3] 周国富,田孟.西部大开发战略实施的绩效分析[J].统计教育,2007(6):49-51.

[4] 毕涛.西部大开发战略政策实施效果实证研究——以新疆维吾尔自治区为例[J].新疆财经学院学报,2007(4):39-42.

[5] 林建华,任保平.西部大开发战略10年绩效评价:1999—2008[J].开发研究,2009(1):48-52.

[6] Mankiw N G, D Romer, D Weil. A Contribution to the Empirics of Economic Growth[J]. Quarterly Journal of Economics, 1992,107:407-438.

[7] Islam N. Growth Empirics: A Panel Data Approach[J]. Quarterly Journal of Economics,1995,109:1127-1170.

[8] Baumol, William-J, December. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show[J]. American Economic Review,1986,78(5):155-159.

[9] Barro Robert-J, Sala-i-Martin Xavier. Economic growth, Advanced Series in Economics[M]. New York: London and Montreal: McGraw-Hill,1995:539.

[10] Ben-David D. Convergence Clubs and Subsistence Economies [J]. Journal of Development Economics,

1998,55.

[11] Lee Kevin, Pesaran M Hashem, Smith ron. Growth and convergence in a Multi-country Empirical Stochastic solow Model [J]. Journal of applied Econometrics, 1997, 12 (4):357-392.

[12] Lee Kevin, Pesaran M Hashem, Smith ron. Growth Emprics: A Panel Data Approach-A comment [J]. Quarterly Journal of Economics,1998,113(1):19-23.

[13] Kumar S, A Ullah. Semiparametric Varying Parameter Panel Data Models: An Application to Estimation of Speed of Convergence[J]. Advances in Econometrics,2000,14: 109-128.

[14] Raiser Martin. Subsidising Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Provinces [J]. Journal of Development Studies, 1998,34(3):1-26.

[15] 张健,何彬.中国地区收入差距区域收敛还是发散? [J].学习与探索,2007(3):153-155.

[16] 蔡昉,都阳.中国地区经济增长的趋同与差异[J].经济研究,2000(10):31-37.

[17] Arellano Manuel, Bond Stephen. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. Review of Economic Studies,1991,58(2):277-297.

[18] Temple J. The New growth Evidence [J]. Journal of Economic Literature,1999,37:112-156.

[19] Blundell Richard, Bond Stephen. Initial Conditions and Moment restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. Journal of Econometrics,1998,87(1):115-143.

[20] Arellano Manuel, Bover Olympia. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models [J]. Journal of Econometrics, 1995, 68 (1): 29-51.

[21] Windmeijer F. A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators [J]. Journal of Econometrics, 2005,126(1):25-51.

[22] 林毅夫,蔡昉,李周.中国经济转轨时期的地区差距分析[J].经济研究,1998(6):4-10.

[23] 王绍光,胡鞍钢.中国:不平衡发展的政治经济学[M].北京:中国计划出版社,1999.

(编辑:夏冬;校对:段文娟)