

\*\*\*\*\*  
\* 经济纵横 \*  
\*\*\*\*\*

# 中国地区经济增长不平衡与收敛性

## ——基于省际面板数据的经验研究

孙雅静<sup>1</sup>, 张庆君<sup>2</sup>

(1. 中国人民大学 区域经济研究中心, 北京 100872; 2. 渤海大学 商学院, 辽宁 锦州 121000)

[摘要]以经济增长中的收敛性理论为基础,运用面板数据分析方法考察中国区域经济增长和收敛性问题:通过标准差和变异系数,对我国省际间 $\sigma$ 趋同情况进行分析;并在MRW分析框架的基础上,采用面板数据模型,对中国省际间以及东中西部三大经济地带内部经济增长情况进行实证分析。结果表明:我国省际之间经济并不存在绝对收敛,即落后省份经济的增长并不比发达省份快;但是存在条件收敛性。

[关键词]经济增长;收敛性;面板数据

[中图分类号]F061.5 [文献标识码]A [文章编号]1004-9339(2007)04-0029-07

### 一、引言

目前,我国正处在由人口大国向经济大国和经济强国的转型阶段。然而,由于过分强调经济效益,出现了许多区域经济发展问题。伴随着整体经济发展水平的提高,我国省际间经济发展水平的差异也在扩大。这种差异长时间存在和过分拉大会影响到整体经济效率,也不利于资源的有效配置。因此,缩小地区间发展差距对于保持中国经济的持续稳定增长显得意义重大。而如何缩小地区间的经济发展差异,则要深入分析造成省际间经济发展差异的深层原因。新古典增长理论中的趋同假说为这类分析提供了理论框架,这一假说的主要思想是,在封闭的经济条件下,对于一个有效经济范围的不同经济单位(国家、地区甚至家庭),初期的静态指标(人均产出、人均收入)和其经济增长速度之间存在负相关关系,即落后地区比发达地区有更高的经济增长率,从而导致各经济单位期初的静态指标差异逐步消失的过程。

各个地区经济的长期增长趋势是否会出现趋同,或者各地区的收入水平是否会出现趋同呢?对于这一问题,各国学者都进行了深入探讨。最早将趋同纳入经济学家视野的是索洛。索洛预期,由于资本的边际报酬递减的性质,无论经济从何处开始,它都将向一稳态趋同。针对新古典增长理论预测出的收敛性,许多经济学家对不同国家和地区的收敛性进行了大量的实证分析。Barro和Sala-i-Martin将趋同假说区分为 $\sigma$ 趋同和 $\beta$ 趋同,并且把 $\beta$ 趋同区分为绝对 $\beta$ 趋同和条件 $\beta$ 趋同。将在不考虑具体经济特征的前提下,经济落后国家比经济富裕国家具有更高的经济增长率的假说定义为趋同假说的绝对 $\beta$ 趋同。而将在对应不同均衡值时,经济增长率与偏离均衡程度成正比的假说定义为趋同假说的条件 $\beta$ 趋同。Mankiw、Romer和Weil(简称:MRW)<sup>[1]</sup>进一步发展了索洛模型,在索洛模型中引入人力资本后,使得该模型具有很强的解释力。由于新古典增长理论不能解释发达国家的持续增长和大多数欠发达国家没

[收稿日期]2007-03-10

[作者简介]孙雅静(1965-),女,辽宁阜新人,中国人民大学区域经济研究中心在站博士后,渤海大学区域经济与  
社会发展研究中心主任;张庆君(1974-),男,辽宁大连人,渤海大学商学院讲师。

有能够缩小与发达国家的发展差距的事实, Romer 和 Lucas 提出的新增长理论认为, 起初产出水平越高, 经济越发达的国家, 就具有更高的人均知识资本存量, 从而也就会产生更高的人均产出。技术进步是有目的的 R&D 活动, 而且这种活动可以获得某种事后垄断力量的激励。国内对经济趋同理论的研究也不缺乏, 其中绝大部分是基于索洛模型对中国东中西部的经济趋同进行理论检验, 并旨在解释中国经济收敛性的成因及其传导机制。刘强<sup>[2]</sup>认为中国地区间经济增长的收敛性存在着明显的阶段性和区域性, 并且不同地区间的产出差距与宏观经济的波动状态存在着正相关关系。沈坤荣、马俊<sup>[3]</sup>认为中国地区间的经济增长, 不仅存在着显著的“俱乐部趋同”特征, 而且存在着条件趋同的特征。王志刚<sup>[4]</sup>认为中国不同地区出现了不同的趋同现象。由于所用数据的性质、来源及处理的不同, 衡量地区差距的指标不同, 各类研究所描述的中国经济增长的趋同情况和变化趋势会有所不同。因此, 本文利用 MRW 分析框架, 采用平行数据模型, 对我国省际间以及东中西部三大经济地带内部经济的增长情况进行了实证分析, 重新检验了中国省际经济增长的收敛性。

## 二、模型与数据

### (一) 模型简介

新古典经济增长理论与新经济增长理论的重要区别之一是如何对待人力资本。与新古典经济增长理论相比, 新经济增长理论更强调人力资本在经济增长中的作用。为此, Mankiw、Romer 和 Weil 将人力资本引入 Cobb - Douglas 生产函数, 建立了附加人力资本的索洛模型。这个模型与原来的索洛模型相比, 对相关经济统计数据的说明能力得到了很大程度的改善, 代表资本分配率的参数估计值也基本符合实际情况, 因此, MRW 分析框架成为目前人们研究趋同理论的主要方法之一。MRW 分析框架的基本模型是:

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

其中:  $\alpha$  是资本产出弹性,  $\beta$  为人力资本的产出弹性,  $1 - \alpha - \beta$  是劳动力的产出弹性;  $s_k$ 、 $s_h$  分别是总投资中用于物质资本和人力资本的份额;  $n$  代表劳动力增长率,  $g$  为技术进步率,  $\delta$  为折旧率,  $\lambda = (n + g + \delta)(1 - \alpha - \beta)$ ;  $y(0)$  是初始的有效劳动的人均产出。<sup>[5]</sup>

### (二) 数据说明

本文采用的数据主要来源于《中国统计年鉴》(1985 ~ 2004 年)。考虑到数据的延续性和对比性, 本文仍然沿用 30 个省市自治区的划分办法, 把重庆市的数据计入四川省。由于重庆市与四川省同属于西部经济带, 不影响结论的正确性。本文采用东中西三大经济带(参照王小鲁<sup>[6]</sup>的划分方法)来说明省际代表性的差异。采用的单位劳动产出为以 1984 年为基期的实际人均 GDP。为了尽量增加数据样本, 被解释变量使用了当期的增长率, 而不是多时期的平均值。所以解释变量中使用了滞后一期的人均 GDP。代入模型时, 使用的是人均 GDP 的初始水平的自然对数值。 $s_k$  的含义是投资规模, 不能用银行的定期或活期存款的年储蓄率来度量。一些学者通常用资本形成总额占 GDP 的比重, 即积累率来表示, 本文采用积累率指标。 $s_h$  表示人力资本形成, 目前对人力资本测量的主要方法是用劳动者的人均受教育程度来度量。本文用各省在校大学生人数占总人口的比重来度量。 $n$  表示劳动力增长率, 考虑到数据的可取性, 本文用总劳动人数来表示投入劳动力的数量。模型中使用的数据是以 1984 年为基期的总劳动人口年增长率。由于统计年鉴中没有提供技术进步率和折旧率的有关数据, 许多学者在分析中假定技术进步率和折旧率在研究期内为一常数, 估计其值为 0.05。本文采用这一假说, 即:  $g + \delta = 0.05$ 。

open 表示各省份的对外开放程度, 本文用各省份实际利用外资金额占 GDP 的比重来表示; Market 表示各省份的市场化程度, 本文用各省份的非国有经济的工业产值与工业总产值的比率来表示; Government 表示各省份的政府支出水平, 本文用各省地方财政支出占 GDP 的比重来表示; k 表示资本存量, 由于统计年鉴中没有资本存量数据, 本文采用张军<sup>[7]</sup>计算的 1984 ~ 2002 年的资本存量数据。

### 三、实证分析

#### (一) $\sigma$ 趋同分析

在有关趋同的研究中,Barro 和 Sala - I - Martin 把趋同现象区分为人均收入水平上的趋同( $\sigma$  趋同)和经济增长率上的趋同( $\beta$  趋同)两类。 $\sigma$  趋同可以理解成横截面数据的趋同假说,指的是各个经济主体之间人均收入水平或人均产量随时间转移而缩小的趋势。在  $\sigma$  趋同的经验研究当中,研究者采用多种指标对中国的经济增长和地区经济差距进行了测度和分解,如基尼系数、变异系数、Theil 指数、阿特金森指数等等。<sup>[8]</sup> 本文采用标准差和变异系数来直观地度量中国的区域差异。图 1 中,我们分别计算了 1985 ~ 2003 年中国 30 个省市自治区的人均 GDP 的标准差和变异系数。

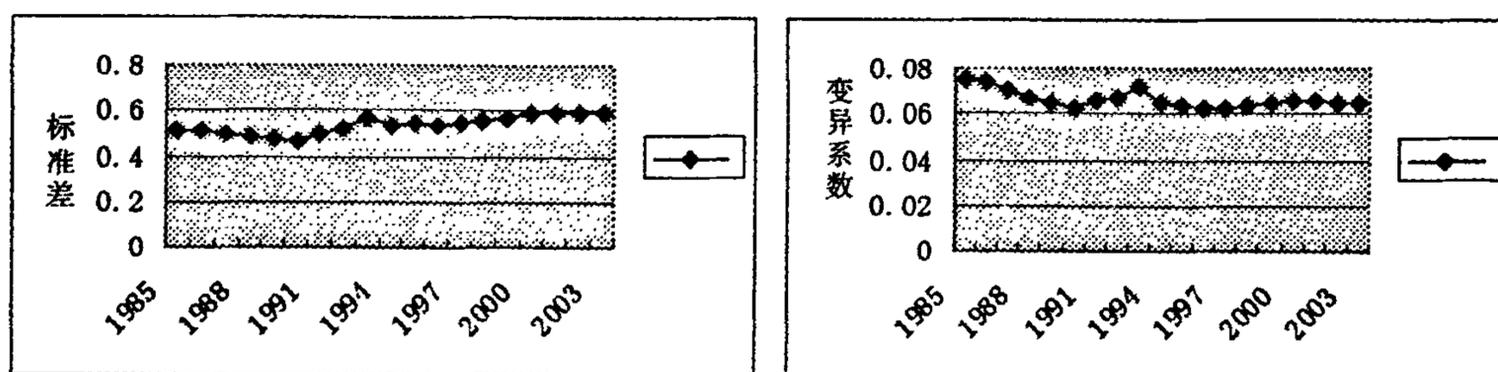


图1 中国省际经济增长的  $\sigma$  趋同情况

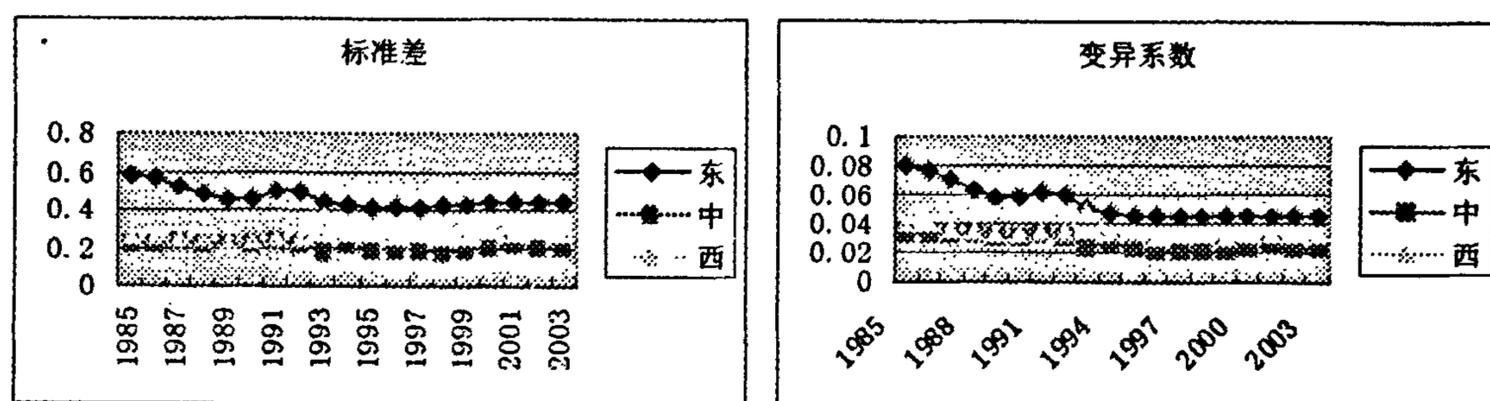


图2 中国三大地带经济增长的  $\sigma$  趋同情况

从图 1 上看,1985 ~ 1990 年间、1993 ~ 1996 年间,我国人均 GDP 的标准差和变异系数均呈现出明显的下降态势,即存在  $\sigma$  趋同。但从总体来看,1985 ~ 2003 年间,标准差由 0.5137 上升到 0.5932,而变异系数由 0.07593 下降到 0.06502。所以在此期间,我国各省份经济增长  $\sigma$  趋同的趋势不是很明显。

图 2 是将我国分为东中西部三个经济地带,并分别计算了三个地带内部各省的标准差和变异系数,进而反映我国经济增长的区域特性。从图形上可以看出,东部地区人均 GDP 的标准差和变异系数均有明显的下降态势,呈现出明显的  $\sigma$  收敛性;中部地区相对较弱;西部地区的趋同趋势不很明显。从数值上来看,无论是标准差还是变异系数,东部和中部地区都有明显的下降趋势。但是西部地区的标准差有上升的趋势,上升幅度并不明显。

#### (二) 基于 MRW 框架的实证分析

1. 模型的设定。首先,基于 MRW 分析框架,利用平行数据方法来考察我国省际经济增长的收敛性。由于平行数据的两维特性,模型设定的正误决定了参数估计的有效性。因此,利用前面提到的 F 检验,来判断平行数据模型的形式。以中国 30 个省市 1985 ~ 2002 年的相关数据进行 F 检验,确定为变截距模型。还需要进一步确定截距的变化是固定影响还是随机影响。从理论上来说,当截面单位是总体所有单位时,固定影响平行数据模型是一个合理的模型;如果截面单位是随机抽自一个大的总体,把所抽样本的个体差异认为服从随机分布可能更合适。从实证上来说,可以采用 Hausman 检验来判断这种影响是固定影响还是随机影响,通过 Hausman 检验后,才能最终确定所要采用的平行数据模型的形式。Sas/Tscreg 的 Fuller

和 Ballese 方法中给出了以随机效应模型作为原假设的 Hausman 检验值。经过计算, Hausman 检验值为 87.65, 在 1% 显著性水平下该值大于临界卡方值 43.77, 拒绝原假设, 所以应该采取固定影响模型。

通过以上分析可知, 基于(1)式的实证分析, 我们应该选用的是固定影响变截距模型。由于在一个国家内, 各省居民的行为偏好具有相似性, 各省间是相关的, 即存在所谓的截面相关性; 不同省份间经济规模差异悬殊, 则存在所谓的横截面异方差性; 由于经济的惯性等原因, 在各省的时间序列上, 存在所谓的时间序列相关性。综合考虑, 在模型的估计上, 我们采用多种方法进行估计, 对比估计的结果。表 1 反映了全国 30 个省市趋同情况的计量分析结果。回归方程 1 是基于 Barro 方程得到的回归结果; 回归方程 2 是基于(1)式, 所以可以采取最小二乘虚拟变量(LSDV)模型的形式, 采用广义最小二乘(GLS)估计得到的回归结果, 目的是减少由于截面数据造成的异方差影响; 回归方程 3 是基于(1)式采用固定影响模型, 同时采用减少截面数据异方差 GLS 估计, 得到的回归结果; 回归方程 4 是在回归方程 3 的方法基础上, 增加 Iterate to convergence 项迭代权重和系数至趋同得到的回归结果; 回归方程 5 是把  $y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$  采用  $y_{i,t-2}$  和  $y_{i,t-2} - y_{i,t-3}$  作为其工具变量, 利用工具变量法进行回归得到的结果。

2. 计量分析的结果。从回归结果来看, 回归方程 1~4 的初始人均 GDP 的回归系数为负, 而且其中的解释变量  $\ln y_{i,t-1}$  系数通过显著性 5% 的 t 检验, 说明人均 GDP 的初始水平对人均 GDP 的增长率有负的影响, 1985~2002 年我国各省份经济增长有一定的收敛性, 即初始人均 GDP 水平越低, 增长得越快。物质资本  $\ln s_k$  和人力资本  $\ln s_h$  对人均 GDP 的增长率有正的影响作用。而劳动人口的增长率  $\ln(n+g+\delta)$  对经济增长率有负的影响。以上结果均符合扩展的索洛模型的理论解释。由于采用了不同的估计方法和权重, 回归的结果也有所差异。在回归方程 1 中, 人均 GDP 增长率的趋同速度最小, 其值为 0.879%, 表明我国各个省份之间不存在明显的绝对收敛性; 而在回归方程 2、3、4 中人均 GDP 增长率的趋同速度相差不大, 其值分别为 2.161%、2.483%、2.660%。但是相比较而言, 回归方程 2 的拟合效果最差, 它的回归结果不能被采用。在前四个方程中, 回归方程 4 的拟合效果最好。回归方程 5 由于使用了工具变量, 整体拟合性有了一定的提高。通过五个模型的拟合性比较, 回归方程 5 的拟合性最高, 其显示 1985~2002 年我国各省人均 GDP 增长率的年趋同速度为 2.439%。

表 1 基于 MRW 分析框架对全国回归分析的结果

	回归方程 1	回归方程 2	回归方程 3	回归方程 4	回归方程 5
$\ln y_{i,t-1}$	-0.0087 (-2.1038) *	-0.0213 (-3.0970) *	-0.0245 (-4.031) **	-0.0262 (-4.0526) *	0.9756 (3.0032) *
$\ln(n+g+\delta)$		-0.1367 (-0.6227) *	-0.2405 (-1.1733) *	-0.2355 (-1.1823) *	-0.1314 (-0.573) **
$\ln s_h$		0.0153 (1.9257) **	0.0217 (1.3555) *	-0.0227 (-1.423) **	0.0134 (1.2364) *
$\ln s_k$		0.0095 (1.7260) *	0.1618 (7.1004) *	0.1673 (7.3462) *	0.0078 (1.2534) **
$\lambda$	0.0087	0.0216	0.0248	0.0266	0.0244
Adj - R <sup>2</sup>	0.1904	0.1227	0.5219	0.6935	0.7935
F	31.9941	17.9941	56.8793	62.8851	81.5125
D - W	1.3975	1.1214	1.6781	1.6809	1.6639
N	510	506	506	506	506

注: 括号内的数字表示系数 T 检验值, \* 代表 1% 水平上的显著性, \*\* 代表 5% 水平上的显著性; N 表示平行数据观测的样本数,  $\lambda$  表示趋同速度。

为了进一步考察我国省际经济增长的条件收敛性, 本文在 MRW 分析框架的基础上增加了市场化程度、对外开放程度、政府支出水平等条件变量, 回归的结果如表 2 所示。其中回归方程 1 是加入反映市场化程度的指标后得到的结果, 从回归结果来看, 市场化程度对经济增长率有积极的影响, 但是增加这个指标后, 趋同速度变小, 表明各个省份市场化程度有一点差异; 回归方程 2 是加入反映对外开放程度的指标变量得到的结果, 从回归结果来看, 市场化程度对经济增长率也有正的影响, 而且加入这个指标后, 趋同速

度变得更小,表明市场化程度对各个省份经济增长的趋同有较大的影响;回归方程 3 是加入反映政府支出水平的指标变量得到的结果,从回归结果来看,政府支出水平对经济增长率也有明显的负影响,而且加入这个指标后,趋同速度也相对变小;回归方程 4 则是同时加入市场化程度、对外开放程度、政府支出水平三个变量得到的结果。

表 2 基于 MRW 分析框架增加条件变量回归分析的结果

	回归方程 1	回归方程 2	回归方程 3	回归方程 4
$\ln y_{t-1}$	-0.0185 (-3.228) **	-0.0177 (-8.4218) *	-0.0185 (-7.357) **	-0.0197 (-8.5264) *
$\ln(n+g+\delta)$	-0.3165 (-1.6316) *	-0.1356 (-0.6767) *	-0.3280 (-1.6670) *	-0.1984 (-0.9733) *
$\ln s_h$	0.0077 (0.4206) **	-0.0032 (-0.2237) *	0.2136 (1.8611) **	0.1961 (1.6328) **
$\ln s_k$	0.1483 (5.0354) *	0.0296 (1.6828) **	0.1559 (6.7198) **	0.0679 (2.7997) *
Market	0.047315 (4.5240) *			0.013435 (1.6328) *
opening		0.045398 (1.7558) **		0.030579 (6.1759) *
government			-0.4198 (-8.524) **	-0.375609 (-5.212) *
$\lambda$	0.0187	0.0179	0.0186	0.0199
Adj - R <sup>2</sup>	0.3081	0.3996	0.6465	0.6732
F	51.1072	76.3743	209.8797	156.9673
D - W	1.7061	1.7638	1.4809	1.5153
N	493	493	493	493

注:由于数据的原因,这里只考察了 29 个省市的情况,不包含西藏自治区。

考虑到我国经济增长的区域性特点,我们进一步将样本区分为东部、中部和西部地区,引入反映地区类型的虚拟变量,进一步考察我国地区经济增长的收敛性。在表 1 方程 4 的基础上,分别加入反映东部和西部地区的两个虚拟变量 East 和 West 后,再对模型进行估计,回归的结果见表 3 回归方程 1。从回归的结果来看,加入虚拟变量后模型的拟合精度有一定的改善。而且加入虚拟变量后,初始人均 GDP 的系数符号显著为负值,说明新古典趋同机制仍然成立。其结果显示,1985~2002 年我国各省人均 GDP 增长率的年趋同速度为 2.167%。反映东部特征的虚拟变量的系数为 0.030055,而反映西部特征的虚拟变量的系数为 -0.014761。可以看出不同经济带对全国经济增长率的影响作用不同。其中东部地区对全国人均 GDP 增长率的影响作用较大,而西部地区对全国人均 GDP 增长率产生了负的影响,说明了东部快速的经济增长对全国经济的积极拉动作用。

3. 对三大经济地带趋同机制的分析。为了说明不同经济地带内部各个省份之间经济增长的收敛性,我们分别考察东部、西部和中部地区三大经济地带内部的趋同情况。首先对三大地区的样本数据进行 F 检验。结果显示,三个经济地带的样本数据都接受了变截距模型, Hausman 检验都接受了固定影响。利用(1)式分别对三个地区的样本数据进行回归,结果如表 3 所示。在分析过程中,选用了多种回归方法,通过对比回归的效果,选择合适的估计结果列入表中。其中东部和中部地区采用的是 GLS 估计,并迭代权重和系数至趋同得到的回归结果。西部地区采用的是 GLS 估计,并对不同观测值赋予不同的权重,得到的估计结果。

回归结果显示,三个经济地带人均 GDP 的初始水平  $\ln y_{i,t-1}$  的系数为负值,并通过 5% 的显著性水平检验,说明三个经济区内各省的经济增长有趋同趋势。三个地带的物资资本  $\ln s_k$  和人力资本  $\ln s_h$  对人均 GDP 的增长率都有正的影响作用。东部和西部地区劳动人口的增长率  $\ln(n+g+\delta)$  对经济增长率有负的影响,而中部  $\ln(n+g+\delta)$  对经济增长率有正的影响。以上结果均符合扩展的索洛模型的理论解释。从

相应的趋同速度来看,东部地区的趋同速度最大,为 4.702%,中部地区的趋同速度为 3.869%,西部地区的趋同速度为 3.697%。而且三个经济地带的趋同速度都大于全国的趋同速度,三个地带内部呈现不同的稳态的“俱乐部趋同”现象。

表 3 基于 MRW 分析框架对东、中、西部地区回归分析的结果

	回归方程 1	回归方程 2	回归方程 3	回归方程 4
$\ln y_{t-1}$	-0.0214 (-3.0887) *	-0.0549 (-3.9917) *	-0.0379 (-1.7034) *	-0.0363 (-2.3921) *
$\ln(n+g+\delta)$	-0.1746 (-0.8087) **	-0.3341 (-1.5378) *	0.0593 (0.0662) **	-0.4261 (-0.9756) **
$\ln s_t$	-0.00028 (-0.0310) *	0.0106 (0.4045) **	0.0115 (0.9185) *	0.0128 (0.4881) **
$\ln s_t$	0.00329 (0.5565) **	0.3277 (6.9144) **	0.1958 (2.3881) **	0.0556 (1.5031) *
$\lambda$	0.0217	0.0470	0.0386	0.0369
East	0.0301 (2.7193) **			
West	-0.0147 (-1.3324) **			
Adj-R <sup>2</sup>	0.7536	0.3728	0.2115	0.2404
F	65.5053	41.5255	11.0878	17.0925
D-W	1.6939	1.1929	1.4915	2.0472
N	506	187	136	177

注: East 反映东部地区的虚拟变量,东部地区的省份取 1,其余省份取 0; West 为反映西部地区的虚拟变量,西部地区的省份取 1,其余省份取 0; 回归方程 2、3、4 分别表示东中西部地区的回归结果。

#### 四、结 论

综合以上分析,我们可以得到如下结论:从全国范围看,基于 Barro 方程回归得到的趋同速度仅为 0.879%,表明我国各省份之间不存在明显的绝对趋同性。而基于 MRW 分析框架得到的结果表明,我国各省份经济增长存在条件趋同机制,趋同速度为 2.167%。我国三个经济地带之间存在一定的区域差距,但是在三个经济地带内部各省之间存在明显的趋同趋势。从整体上呈现不同的稳态的“俱乐部趋同”现象。从相应的趋同速度来看,其中东部地区的趋同速度为 4.702%,中部地区的趋同速度为 3.869%,西部地区的趋同速度为 3.697%。三个经济地带内部各省经济增长的趋同速度都高于全国水平。

从趋同假说来看,各地区不同的初始水平是产生趋同现象的原因,也就是说,如果其他条件满足的话,初始点上人均 GDP 水平应该与后期的经济增长速度呈负相关关系。人力资本禀赋是影响经济增长率的一个重要因素。它对经济增长的重要作用在于以下三个方面:一是技术进步的源泉;二是技术进步的催化剂;三是对经济增长的外溢效应。从表 3 的回归结果可以看出,西部地区人力资本对经济增长率的弹性为 0.0128,东部地区为 0.0106,而中部地区只有 0.0147。物质资本投资是影响经济增长率的另一个重要因素。西部地区物质资本对经济增长率的弹性为 0.0556,中部也仅为 0.195869,而东部地区则为 0.327753,显著高于中西部地区物质资本对经济增长的弹性。所以促进中西部地区经济的快速增长还在于增加人力资本投资,而非仅仅单纯地着眼于物质资本的投资。

从资源配置的角度来看,资源应从效率较低的地区向高效率的地区转移。东部地区物质资本对经济增长率的弹性较大,而西部地区人力资本对经济增长率的弹性较大,所以投资的方向和规模要以市场为导向,让资源合理流动。回归结果也从侧面印证了一些学者所言,我国中西部地区经济增长的趋同是以中部的下落为特征的,中部地区这种下落的特征表现在经济要素如物质资本、人力资本等对经济增长的弹性越来越接近于西部地区,而和东部地区的距离逐渐拉大。资源配置效率的差异是影响我国经济增长率差异

和趋同的又一重要因素。在我国东中西部地区之间,改革开放程度、市场化程度存在着差异。1980年以后,我国陆续建立并得到特殊政策支持的经济特区、沿海开放地区、对外开放城市和各种经济开发区都位于东部沿海地区。而类似的改革开放机会直到1992年以后才开始向中西部地区转移。这样就不可避免地导致中西部地区对外开放水平低,资源配置具有更多传统体制的特征,是政府而不是市场在资源配置中长期起主导作用,从而造成经济效率较低,经济增长缓慢。

### [参 考 文 献]

- [1] Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. . A Contribution to the Empirics of Economic Growth[J]. *Quarterly Journal of Economics*, May, 1992, (107): 265 - 297.
- [2] 刘强. 中国经济增长的收敛性分析[J]. *经济研究*, 2000, (6): 70 - 77.
- [3] 沈坤荣, 马俊. 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*, 2002, (1): 33 - 39.
- [4] 王志刚. 质疑中国经济增长的条件收敛性[J]. *管理世界*, 2004, (3): 25 - 30.
- [5] 张焕明. 扩展的 Solow 模型的应用[J]. *经济学季刊*, 2004, (3): 605 - 619 .
- [6] 王小鲁, 樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. *经济研究*, 2004, (1): 33 - 35.
- [7] 张军, 等. 中国省际物质资本存量估算: 1952 - 2002[C]. 复旦大学经济研究中心工作论文, 2004, (1).
- [8] 林毅夫, 刘明兴. 中国经济增长收敛与收入分配[J]. *世界经济*, 2003, (8): 3 - 13.

责任编辑:冯媛媛

## An Empirical Analysis of the Regional Difference and the Convergence of Economic Growth in China: Empirical Study with Cross - provincial Panel Data

Sun Ya - jing<sup>1</sup>, Zhang Qing - jun<sup>2</sup>

- (1. School of Public Administration, Renmin University of China, Beijing 100872, China;  
2. Business School, Bohai University, Jinzhou 121000, China)

**Abstract:** This paper applies panel data model to the study of China's regional economy growth and convergence, based on the convergence theory. The paper adapts standard difference and coefficient of variation to analyze the mechanism of  $\sigma$  - convergence of Chinese. According to the Mankiw, Romer and Weil's models, the paper select panel data models to analyze the convergence of economic growth of the whole country and the three regions. The results show that absolute convergence does not exist in rural economics among provinces, indicating that the economics growth of undeveloped provinces is not faster than that of developed provinces. However, conditional convergence is existing.

**Key words:** economic growth; convergence; panel data