

中国地区经济非平衡增长的经验研究

白仲林, 张晓峒

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要: 本文对我国1978~2003年28个省市自治区的实际人均收入的收敛性进行了经验分析, 发现按照确定性线性时间趋势项可以将28个省市自治区划分为三个不同的区域(分别称为经济发达、经济较发达和经济落后区域), 经济发达区域的确定性线性趋势项具有较高的截距项和时间斜率。所以, 中国28个省市自治区的经济增长存在着“俱乐部”收敛特征。并且, 在各个区域的省市自治区中, 退去共同趋势的实际人均收入呈现出绝对 β -收敛的特征。所以, 中国地区实际人均收入具有条件 β -收敛的现象。但是, 中国各区域间经济增长严重不平衡, 贫富差距存在逐步扩大的证据。

关键词: 经济增长收敛; 共同确定性趋势检验; 高尔顿回归; 马尔可夫链

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 经济增长收敛性经验研究回顾

自20世纪60年代中期以Solow(1956)、Swan(1956)为代表的新古典经济增长理论兴起以来, 国家之间或区域之间的差距及其动态变化趋势, 就成为经济增长理论的焦点问题之一。

在资本对产出的边际贡献递减和不存在技术进步的假设下, 基于Solow-Swan的新古典增长模型可以得出各个国的经济增长最终将趋于增长率为零的均衡状态。于是, 只要各国人均资本的初始值不等于其均衡值, 在人均资本的动态调整过程中, 人均资本初始值小的国家就要比人均资本初始值大的国家具有更高的经济增长率。因此, 落后经济增长迅速, 富裕经济增长趋缓, 这种增长速度的差异使得落后国(地区)赶上发达国(地区)。另外, 根据Romer(1990)关于技术、知识产品非竞争的假设, 技术落后国的技术模仿成本远远低于技术领先国(创新国)的技术创新成本, 即, 发展中国家可以通过技术模仿和技术引进实现经济赶超效应。经济增长理论把这种穷国经济赶超富国的现象称为经济增长的收敛。经济增长收敛问题被概括为三种假说: (1) 与横截面数据相关的 σ -收敛假说, 指不同经济系统间人均收入的方差随时间推移而递减的趋势。(2) 与时间序列相关的 β -收敛假说, 指初期人均产出水平较低的国家或地区趋于比初期人均产出水平较高的国家或地区以更迅速的速度增长, 即一国或一地区的人均产出增长率与其初始人均产出水平负相关。由于 β -收敛的理论根源是新古典经济增长理论, 因此, 对Solow-Swan经济增长模型外生变量和各国经济均衡状态的不同观点使得 β -收敛分为绝对 β -收敛与条件 β -收敛¹两种形式, 将在不考虑各经济主体的经济特征的前提下, 经济落后国家比经济发达国家具有更高的经济增长率的假说定义为绝对 β -收敛; 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条件 β -收敛。(3) “俱乐部”收敛, 指在具有相同或相似的人力资本、市场开放度等结构特征的经济地区间, 人均产出具有长期趋同的趋势。一般来说, β -收敛是 σ -收敛的充分条件, 但不是必要的。本文主要讨论中国地区经济增长动态变化的 β -收敛问题。

由于Solow-Swan经济增长模型是经验研究经济增长收敛问题和经济增长决定问题的出发点, 所以, 在Solow-Swan经济增长模型的基础上, 可以设定检验 β -收敛假说的计量经济模型

$$\Delta y_{it} = \beta y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \rho_{ij} \Delta y_{i,t-j} + u_{it}$$

限于篇幅,不再赘述²。

经济增长收敛假说的经验研究在过去 10 多年得到较快发展。以 Barro 和 Sala-i-Martin 为主的经济学家,根据美国以及欧洲等发达国家的实际人均 GDP 数据基于模型

$$\log y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_i + \gamma \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

检验了经济增长条件 β —收敛假说。实证检验的结果表明,发达国家的经济增长历史支持了条件 β —收敛假说,的确存在着 β —收敛的趋势;并且根据人均收入的平均增长率对人均收入的初始值和条件变量的 OLS 回归模型的估计得到经济增长的收敛速度约为 2%,即一国经济收敛于其均衡增长状态需要近 34 年^[20]。

在设定检验模型为

$$\log y_{it} = \alpha_i + \gamma \log y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}$$

时,Evans 等(1996)利用的 1929—1991 年美国 48 个内陆州的人均 GNP 数据和 1950—1990 年 54 个市场经济国家(除石油输出国外)的人均 GDP 数据,通过面板数据单位根的 LL 检验发现两种数据均支持经济增长条件 β —收敛,但是,两种数据均拒绝了绝对 β —收敛的结论^[15]。Evans(1997)基于固定效应面板数据模型 2SLS 估计方法的研究,发现经济增长率大致与人均收入的初始值呈负相关,各国经济增长条件 β —收敛速度约为 6%^[16],美国各州的条件 β —收敛速度约为 16%。Higgins 等(2003)根据美国 100-150 个城镇的 3058 样本观测数据,分别采用 OLS 和 2SLS 估计方法研究了美国城镇的经济增长收敛问题,发现用 OLS 估计美国各城镇的经济增长条件 β —收敛速度约为 2%,而用 2SLS 方法估计的收敛速度为 6%-8%^[14],并且,城镇间条件 β —收敛速度存在着显著的差异。

1978 年以来,我国分阶段逐步推行的改革开放政策对各地区的影响存在很大差异,不同地区经济增长差异引起了社会各界的广泛关注。Chen 等人(1996)利用我国各省区 1952~1993 年的数据,采用 Solow 模型进行分析,结果表明,改革开放前我国地区人均产出呈发散趋势,而在 1978—1993 年则呈收敛趋势,收敛的速度为 5.7%左右。Jian 等人(1996)的研究也得出我国地区发展水平存在收敛趋势的结论。魏后凯(1997)的研究认为我国地区经济收敛速度为 2%。樊杰(1997)的研究指出“八五”与“九五”期间沿海与内地的经济发展水平差异扩大的趋势得到遏制。而蔡昉等人(2000)的研究则认为中国改革以来,地区经济发展中不存在普遍趋同现象,却形成东部、中部和西部地区三个趋同“俱乐部”。林毅夫等人(1998)的研究也指出我国改革开放以来区域差异不仅存在,而且有继续扩大的趋势。王绍光等人(1999)的研究得出了相类似的结论。沈坤荣等(2000)对 1978—2000 年期间省际间的人均 GDP 增长率(以可比价格衡量)的差异进行实证分析发现,中国地区间的经济增长,不仅存在着显著的“俱乐部”收敛(club convergence)特征,即按东中西划分的区域内部人均产出具有明显的聚集现象;而且存在着条件 β —收敛的特征。林光平等人(2004)基于空间经济计量模型的研究表明,1978—2002 年我国地区之间经济存在收敛的趋势,但收敛的速度越来越慢。

本文首先运用共同确定性趋势检验(testing for common deterministic trend)和面板数据的随机效应模型研究发现 28 个省市自治区(除台湾、香港、澳门、西藏、新疆和重庆外)的实际人均收入数据可以划分为具有三个不同确定性线性趋势项的区域(经济发达区域、较发达区域和落后区域),并且,经济发达区域的确定性线性趋势项具有较高的截距项和时间斜率。因此,中国 28 个省市自治区的经济增长存在着“俱乐部”收敛特征。然后,应用高尔顿回归(Galtonian regression)确定分析实际人均收入变化的最适当滞后期,计算发现每个区域的共同退趋势项序列的马尔可夫转移概率矩阵的对角线元素并不是大于非对角线元素。因而,每个区域内诸省市自治区的经济增长呈“流动

性”特征（即 β —收敛）。所以，由这两方面综合可知，中国地区实际人均收入具有条件 β -收敛的现象。但是，中国各区域间经济增长严重不平衡，贫富差距存在逐步扩大的证据。

2 分区域的“俱乐部”收敛性分析

自1978年我国贯彻执行“改革开放”的基本国策以来，各省市自治区经济获得了史无前例的发展机遇、取得了举世瞩目的成就。然而，由于我国地缘经济因素、多民族文化背景因素以及中央和地方经济政策等因素的显著差异，直接影响了中国各省市自治区经济增长水平的高低。可是，因为一些省市自治区的经济同质性（如经济落后省市的多民族文化背景因素、东南沿海省市的经济开放政策和中部地区的人口因素），使得一些省市自治区的经济增长呈现出共同线性确定性时间趋势。显然，这种共同的线性确定性时间趋势的差异恰好证实了各省市自治区实际人均收入的“俱乐部”收敛性。

2.1 共同确定性趋势检验

首先，本文利用Vogelsang & Franses(2005)中提出的共同确定性趋势检验（ F_1^* 检验和 F_2^* 检验）^[21]来检验假设

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K;$$

$$H_1: \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K \text{ 不完全相等。}$$

其中， $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K$ 分别是 K 个检验式

$$y_{it} = \alpha + \beta_k t + u_{it}, \quad i \in I_k, \quad k=1, 2, \dots, K.$$

的趋势效应系数。实际上，该零假设由 $K-1$ 个约束条件组成，即，约束条件数 $q=K-1$ 。

对我国1978~2003年28个省市自治区的实际人均收入的自然对数序列³进行 F_1^* 检验和 F_2^* 检验的结果如表1所示。

表1 共同确定性时间趋势项的检验结果

区 域	约束 条件数 Q	F_1^* 检验		F_2^* 检验	
		F_1^*	临界值 \star	F_2^*	临界值 \star
		发达地区（8个省市）	7	0.1458	59.32
较发达地区（13个省自治区）	12	0.4066	79.17	0.2314	65.01
落后地区（7个省自治区）	6	0.0712	54.68	0.0811	48.39

注： \star 在0.95的显著性水平下的临界值，见Vogelsang & Franses(2005)的表2。

由表1的检验结果可见，由表1的检验结果可见，在95%的显著性水平下，28个各省市自治区实际人均收入对数时间序列可以划分为三大类，即，将28个省市自治区分为三个不同的区域（按照时间趋势效应系数的大小依次称为经济发达区域、较发达区域和落后区域）。并且，三个区域均不能拒绝 H_0 ，即，每个区域中的时间序列都具有相同的确定性时间趋势效应系数。于是，可以应用面板数据的随机效应模型

$$y_{it} = \alpha + \beta t + \alpha_i + u_{it} \quad (1)$$

$$i=1, 2, \dots, N; \quad t=0, 1, \dots, 25; \quad N=7, 8, 13.$$

估计每个区域的确定性线性趋势效应系数 α 和 β 的估计值，其估计结果见表2所示。

表2 三个区域共同的确定性时间效应 β 和截距项的估计值

省市	个体效应 α_i	省市	个体效应 α_i	截距项 α	时间效应 β
发达地区 (8)	北京 0.511174	江苏 -0.271557		6.099984	0.158096
	天津 0.310893	浙江 -0.261123		(30.7657)	(75.5762)
	上海 0.905801	广东 -0.229224			
	山东 -0.476320	福建 -0.489643			
Adj. R ²		0.9707			
较发达地区 (13)	河北 0.115439	湖北 0.113376		5.525426	0.142045
	山西 0.027902	湖南 -0.113109		(66.9996)	(120.5479)
	辽宁 0.654024	广西 -0.306416			
	黑龙江 0.393631	海南 0.099462			
	安徽 -0.183108	四川 -0.234464			
	江西 -0.192776	陕西 -0.198713			
	河南 -0.175248				
Adj. R ²		0.9793			
落后地区 (7)	吉林 0.326239	青海 0.138362		5.496397	0.132421
	内蒙古 0.174841	宁夏 0.099470		(48.41757)	(96.99964)
	贵州 -0.488401	云南 -0.127777			
	甘肃 -0.122735				
Adj. R ²		0.9827			

由表2的估计结果可见，由于改革开放前的经济基础优势、口岸经济贸易和经济开发区优惠政策等共同因素的影响，在中国东南沿海地区（即表2中的发达区域）的8个省市实际人均收入对数序列中存在快速增长的共同线性时间趋势成份 $6.099984+0.158096t$ 。然而，对于改革开放前经济基础薄弱、自然条件贫瘠的内陆多民族地区（即表2中的落后区域）的7个省市自治区实际人均收入对数序列中只存在增长相对缓慢的共同线性时间趋势成份 $5.496397+0.132421t$ ；另外，中东部较发达区域的13个省市自治区实际人均收入对数序列中存在的共同线性时间趋势成份 $5.525426+0.142045t$ 介于发达区域和落后区域之间，见图1所示。并且，发达地区经济增长的时间

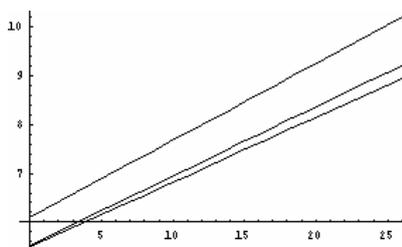


图1 三个区域的共同线性时间趋势成份

效应比较发达地区和落后地区分别高出1.6%和2.6%，即发达地区实际人均收入的自然增长率⁴比较发达地区和落后地区分别高出约1.9%和3%。

2.2 退势序列的稳定性分析

为了说明中国28个省市自治区的经济增长呈现出三个区域的“俱乐部”收敛特征，必须检验各个实际人均收入对数序列在退去共同的线性时间趋势成份后是平稳过程，这样，在退势前的原序列中，线性时间趋势成份控制了退势平稳成份。

利用 ADF 检验式

$$\Delta y_t^d = \beta y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i}^d + \varepsilon_t$$

检验三个区域中分别退去共同线性时间趋势成份后的实际人均收入对数序列的平稳性，其中， $y_t^d = y_t - (\alpha + \beta t)$ 。检验结果见表3所示。由检验结果可见，28个省市自治区的实际人均收入对数序列均为趋势平稳过程。

由于实际人均收入对数序列的线性时间趋势成份控制了退势平稳成份，因此，中国28个省市自治区的经济增长存在着“俱乐部”收敛特征。

3 各区域的条件β收敛性分析

由于各区域分别退去其共同线性趋势项后的序列 y_t^d 均系平稳序列，所以，它们具有“有限记忆性”。这样，只要适当地选择“滞后期”就使得序列 y_t^d 在 t 期的取值只取决于其“一阶滞后”项的值，而与“一阶滞后”项以前各期的值无关。于是，根据这种特性（“无后效性”），可以采用独立随机增量过程（马尔可夫过程）分析法讨论各区域共同退势实际人均收入的收敛性。

3.1 Galtonian 回归

对于平稳时间序列，为了选择适当的“滞后期”使其时间序列在 t 期的取值只取决于其“一阶滞后”项的值，而与“一阶滞后”项以前各期的值无关，Galtonian 提出了 Galtonian 回归，本文应用 Hart (1995) 改进的 Galtonian 回归法确定序列 y_t^d 的“滞后期”（或转移期限）^[13]。

首先，运行混合 Galtonian 回归（pooled Galtonian regression）

$$y_{it}^d - \bar{y}_t^d = \alpha_k + \beta_k (y_{i,t-k}^d - \bar{y}_{t-k}^d) + \varepsilon_{it}$$

$$k=1, \dots, 12; t=1979, \dots, 2003; t-k \geq 1978.$$

对较发达地区 13 个省市自治区的数据进行混合 Galtonian 回归，其中， \bar{y}_t^d 是 $\{y_{it}^d\}_{i=1}^N$ 的中位值，回归结果见表 4。

由表 4 可见，对滞后期 k 分别为 1, ..., 12，所有混合 Galtonian 回归的效果均较理想。因此， $\hat{\beta}_k$ 是 β_k 的较好估计。

其次，对任何 k ($=1, \dots, 12$)，再给出 β_i 的第二种估计 $\tilde{\beta}_i^k$ 。即，

$$k=1, \quad \tilde{\beta}_i^1 = \hat{\beta}_i^1, \quad i=1, \dots, 12;$$

$$k=2, \quad \tilde{\beta}_i^2 = \hat{\beta}_i^2, \quad i=2, \dots, 12;$$

$$k=3, \quad \tilde{\beta}_i^3 = \hat{\beta}_i^3, \quad i=3, \dots, 12;$$

.....

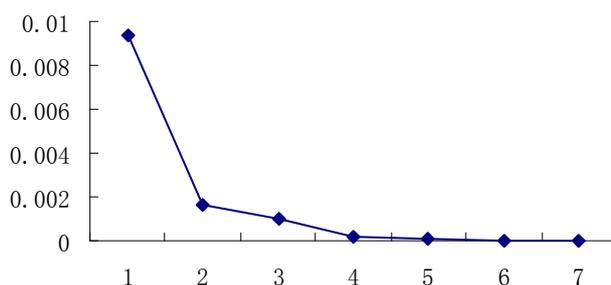


图2 k=1, ..., 7时的均方差

然后, 对任何给定的 $k (=1, \dots, 12)$, 计算 β_i 的两种估计值 $\hat{\beta}_i$ 和 $\tilde{\beta}_i^k$ 的均方差

$$ASE_k = \frac{\sum_{i=k}^{12} (\hat{\beta}_i - \tilde{\beta}_i^k)^2}{13 - k} \quad k=1, \dots, 12.$$

计算结果见图 2 所示。

表 3 三个区域分别退去共同线性时间趋势项序列的单位根检验

省市	滞后阶数	ADF 统计量	省市	滞后阶数	ADF 统计量
发 北京	1	-2.4369**	江苏	1	-2.4126**
达 天津	3	-2.9235***	浙江	3	-2.5569**
地 上海	1	-2.1899**	广东	1	-1.7230*
区 山东	1	-2.4369**	福建	1	-2.4126**
河北	1	-1.8738*	湖北	1	-2.6713***
较 山西	1	-2.9235***	湖南	1	-2.5569**
发 辽宁	1	-2.6881***	广西	1	-2.1866**
达 黑龙江	1	-2.1742**	海南	1	-1.9235*
地 安徽	1	-2.5288**	四川	1	-2.6059**
区 江西	1	-2.9989***	陕西	1	-3.9111***
河南	1	-1.8596*			
落 吉林	1	-1.9396*	青海	1	-2.8260***
后 内蒙古	1	-1.6621*	宁夏	1	-3.1580***
地 贵州	1	-3.3565***	云南	1	-1.7043*
区 甘肃	1	-2.8692***			

注: *、**和***分别表示时间序列在 10%、5%和 1%的显著性水平下拒绝存在单位根的零假设, ADF 检验的临界值分别为-2.6649、-1.9559 和-1.6231。

表 4 较发达地区混合 Galtonian 回归结果

k	$\hat{\beta}_k$	t 值	$Adj.R^2$	N	k	$\hat{\beta}_k$	t 值	$Adj.R^2$	N
1	0.9848	137.3478	0.9824	325	7	0.9885	122.4976	0.9832	247
2	0.9864	134.892	0.9826	312	8	0.9903	118.9779	0.9832	234
3	0.9839	131.453	0.9824	299	9	0.9869	114.5125	0.9829	221
4	0.9879	131.0058	0.9831	286	10	0.9849	108.6554	0.9848	195
5	0.9888	127.6646	0.9830	273	11	0.9848	103.0065	0.9815	182
6	0.9875	124.8899	0.9831	260	12	0.9812	97.2679	0.9808	169

最后, 由图 2 可见, 当 $k=4$ 时 $\tilde{\beta}_i^4$ 均是 $\hat{\beta}_i$ 的较好估计, $i=4, \dots, 12$ ($ASE_4 = 0.0002$)。所以, 确定序列 y_i^d 的“滞后期”为 4, 即序列 y_i^d 的与 5 年前的数据无关。

3.2 计算马尔可夫转移概率矩阵

本文分别以前面讨论的三个经济区域 1978-2003 年实际人均收入的退去共同趋势序列为样本, 将状态空间分为 3 个子空间, 使每一个状态所包含的样本数基本大致相等。这里只介绍经济较发达区域 (13 个省市自治区) 的分析结果, 对于其他两个区域类似结论依然成立。使用 Matlab 编程计

算, 状态空间的 3 个子空间为 $[-0.3950, -0.0855]$ 、 $[-0.0855, 0.0523]$ 和 $[0.0523, 0.416]$, 分别表示 3 种实际人均收入水平。马尔可夫链的 1 步转移矩阵 $P(1)$ 为表 5 所示。

表 5 马氏链的 1 步转移矩阵 $P(1)$

	I	II	III
I	0.42151	0.22965	0.34884
II	0.34921	0.2619	0.38889
III	0.20354	0.48673	0.30973
遍历值	0.32171	0.32986	0.34842

以该矩阵的第二行为例, 第二行表示一个省市初始(t 期)实际收入水平在第二种状态(即 y_t^d 落在区间 $[-0.0855, 0.0523]$ 内)的条件下, 经过 4 年(即 $t+k$ 期)仍处于第二种状态的概率是 0.2619; 上升到第三种状态的概率是 0.38889, 下降到第一种状态的概率是 0.34921.其它各行以此类推。

另外, 根据切普曼-柯尔莫果洛夫(Chapman-Kolmogorov,C-K)方程, 还可以得到 n 步转移概率矩阵 $P(n)$, 即 $P(n)=P(1)^n$, 见表 6。

表 6 马氏链的 4 步转移矩阵 $P(4)$

	I	II	III
I	0.32179	0.32983	0.34838
II	0.32167	0.32996	0.34837
III	0.32169	0.32979	0.34852

由转移概率矩阵的定义可知, 矩阵的对角线元素反映了实际收入水平的“延续性”, 对角线元素的值越大, 实际收入水平随时间变化的可能性越小; 而每一行非对角线上元素之和反映了实际收入水平“流动性”的强弱。从表 5 的马尔可夫链 1 步转移矩阵 $P(1)$ 可知, 初始处于任何一种状态的实际人均收入均具有较强的“流动性”, 其中, 处于第二种状态的实际收入水平向上流动的能力高于向下流动的能力, 而第三种状态向下的流动性强于它的“延续性”。并且, 表 6 的 4 步转移矩阵 $P(4)$ 也表现出较强的“流动性”。所以, 无论是经过为期 4 年的短期发展, 还是经过 16 年的中长期发展, 实际人均收入处于较低状态的经济体均以较高的概率转移到较高水平的状态, 相反, 实际人均收入处于较高状态的经济体均以较高的概率转移到较低水平的状态。因此, 在较发达的 13 个省市自治区中, 退去共同趋势的实际人均收入呈现出绝对 β -收敛的特征。实际上, 本文发现其它两个区域也存在着类似的现象。

4 结论

综合上述经验分析, 本文发现按照确定性线性时间趋势项可以将 1978~2003 年 28 个省市自治区划分为三个不同的区域(分别称为经济发达、经济较发达和经济落后区域), 经济发达区域的确定性线性趋势项具有较高的截距项和时间斜率。另外, 28 个省市自治区的经济增长存在着“俱乐部”收敛特征, 并且, 各“俱乐部”间的经济差距不断扩大。

每个区域各个省市自治区实际人均收入对数序列退去其共同趋势的序列均是平稳过程。对一定的滞后期(或转移期限), 由马尔可夫转移概率矩阵可知, 无论是经过为期 4 年的短期发展, 还是经过 16 年的中长期发展, 实际人均收入处于较低状态的经济体均以较高的概率转移到较高水平的状态, 相反, 实际人均收入处于较高状态的经济体均以较高的概率转移到较低水平的状态。因此, 在

各个区域的省市自治区中,退去共同趋势的实际人均收入呈现出绝对 β -收敛的特征。

综合上述两方面可知,尽管,中国地区实际人均收入具有条件 β -收敛的现象。但是,每个实际人均收入序列中,线性时间趋势成份控制了退势平稳成份,所以,中国地区经济增长严重不平衡,三个区域的贫富差距存在逐步扩大的证据。需要积极调整区域经济政策,才会缩小地区之间的经济差距。

参考文献:

- [1] 魏后凯.中国地区经济增长及其收敛性.中国工业经济,1997,(3).
- [2] 刘木平,舒元.我国地区经济的收敛与增长决定力量: 1978~1997.中山大学学报(社科版),2001(2).
- [3] 蔡昉,都阳.中国地区经济增长的趋同与差异.经济研究 2000,(10).
- [4] 林毅夫,蔡昉,都阳.中国经济转轨时期的地区差距分析.经济研究,1998,(6).
- [5] 王绍光,胡鞍钢.中国: 不平衡发展的政治经济学.中国计划出版社,1999.
- [6] 樊杰.近期我国省域经济增长的基本态势分析.地理科学进展,1997,(3).
- [7] 贾绍凤.日本 90 年代区域差异的现状与趋势.地理科学进展,1998,(3).
- [8] 沈坤荣,马俊.中国经济增长差异的收敛性分析: 一项实证研究, 第二届中国经济学年会会议论文, 2002, <http://www.ccer.edu.cn/cn/>.
- [9] 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: 1978-2002.第四届中国经济学会年会论文, 2004, <http://www.ccer.edu.cn/cn/>.
- [10] 白仲林.面板单位根检验理论及其应用研究. 南开大学博士论文,2005.
- [11] 盛骤等.概率论与数理统计. 高等教育出版社,1995.
- [12] Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, Economic Growth .Mc Graw-Hill.NewYork,1995.
- [13] Chen, J and B. M. Fleidher, Regional income inequality and economic growth. Journal of Comparative Economics. Vol.22,1996,pp.141-164.
- [14] Matthew Higgins, D. Levy and A. Young. Growth and Convergence across the S:Evidence from County-Level Data, <http://ideas.repec.org/p/emo/wp2003/0306.html>,2003
- [15] Evans, P. and G. Karras. Convergence revisited. Journal of Monetary Economics. Vol.37,1996,pp. 249-265.
- [16] Evans, Paul. How Fast Do Economies Converge?. Review of Economics and Statistics. Vol.36,1997, pp. 219-255.
- [17] Hart, P. Galtonian regression across countries and the convergence of productivity. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. Vol.57, No.3,1995,pp.287-293.
- [18] Jian, T., F. D. Sachs, and A. M. Warner. Trends in regional inequality in China. China Economic Review. Vol.7,No.1,1996,pp.1-21.
- [19] Kevin Lee, M.Hashem Pesarn, R.Smith. Growth and Convergence in a Multi-country Empirical Stochastic Solow Model. Journal of Applied Econometrics. Vol.12, 1997,pp.357-392.

[20] Sala-i-Martin, Xavier X. Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. European Economic Review, Vol.40, 1996, pp.1325-1352.

[21] Vogelsang, T. J., P. H. Franses. Testing for common deterministic trend slopes. Journal of Econometrics. Vol.126,2005,pp.1-24.

An Empirical Study on the Unbalance China Economic Growth

Bai Zhonglin, Zhang Xiaotong

(Research Center of Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: In this paper, the methods of testing for common deterministic trends, Galtonian regressions and Markov chains are used to investigate the convergence of per capita income across 28 provinces in China. The first key finding is that 28 provinces are classified into three regions according to the common deterministic trends and that series of per capita income for the developed area has bigger common deterministic trend intercept and slope than under-developed regions. Therefore, The economic growth is belong to club convergence across 28 provinces in China. The second key finding is that these per capita income series of de-trending the common deterministic trends are stationary and they take on the character of absolute β -convergences. The economic growths present conditional β -convergence across 28 provinces in China. But the regional economic development is serious unbalance across the three areas in China, the gap between the poor regions and the rich ones is extend progressively.

Keywords: Economic growth convergence; Testing for common deterministic trend; Galtonian regressions; Markov chain

收稿日期: 2006-05-14

基金项目: 国家自然科学基金项目(批准号: 70571039)

作者简介: 白仲林, 男, 经济学博士, 天津财经大学统计系教授, 吉林大学数量经济研究中心博士后, 研究方向: 计量经济学理论。

¹ 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。

² 白仲林(2005), P₁₄₇₋₁₅₀。

³ 原始数据来源于国家统计局1999-2003年统计年鉴和新中国五十年统计资料汇编。

⁴ 假设 y_t 为 t 期的实际人均收入, 则实际人均收入的自然增长率 $\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}} = e^{\ln y_t - \ln y_{t-1}} - 1 = e^\beta - 1$ 。