

文章编号:1002-980X(2007)11-0005-07

我国区域经济增长收敛的短期性和长期性分析

尹伟华, 张焕明

(安徽财经大学 统计与应用数学学院, 安徽 蚌埠 233041)

摘要:从一个新的视角来解释经济增长收敛,对区域经济增长收敛从短期性和长期性两个方面来进行研究,认为区域经济增长的差异呈先扩大后减小的过程即倒 U 形。对改革开放以来我国区域经济增长过程进行实证分析,结果表明:在短期内我国区域经济增长趋于发散,但只要采取合适的政策措施,在长期内我国区域经济增长将趋于收敛;并给出了我国区域经济增长收敛曲线的模型形式及预测结果。

关键词:区域经济;经济收敛;倒 U 形假说

中图分类号: F239 **文献标志码:** A

改革开放以来,由于发展条件和发展起点的不同,再加上国家实施向东部地带倾斜的非均衡发展战略,这一方面使我国的东部地区得到经济的高速增长,并由此带动整个国民经济总体效率的提高,另一方面也使我国的东部与中、西部地区间的差距日益扩大。尽管在这种差距拉大的过程中,中、西部地区与东部地区经济都取得了前所未有的发展,但如果这种经济发展差距持续扩大,必然会对我国现存的分配格局、社会秩序形成强大的冲击力,引发我国经济、政治、社会等一系列矛盾,从而严重干扰我国国民经济的起飞和经济改革的连续进程。我国中央政府显然也认识到这一点,将区域政策从改革开放初期的非均衡发展调整为区域协调发展,并在“十五”计划、十六大报告及 2004 年政府工作报告中明确提出实施“西部大开发”、“东北老工业振兴”、“中部崛起”等一系列发展战略,希望能遏止区域差距扩大的趋势,逐步实现东、中、西部区域的协调发展。但从过去几年的统计数据上看,这些发展战略的实施并没有取得预想的结果。人们不禁会怀疑这些发展战略能否促进中、西部地区的经济大发展,从而缩小东、中、西部地区经济发展水平的差距。而目前的大多数学者的研究结论也似乎过于悲观。因此,人们对于以下问题需要有一个正确的判断:我国在过去的二十多年堪称奇迹的经济快速

增长过程中,地区间的经济速度的差距与趋势会怎样?东、中、西部地区的经济发展水平是否有缩小或收敛的可能等?用合适的理论与方法来描述并解释这种差距的变化,为国家实施有效的宏观调控政策提供必要的理论基础与决策支持,具有重要的理论意义与现实意义。

经济增长收敛是指,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,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。20 世纪 90 年代以来,我国经济发展的地区差异现象引起了国内外众多学者的关注。针对是否存在收敛和其成因各位学者提出了不同的见解。Chen, Fleisher^[1]的研究表明,1952 - 1978 年间,我国省际人均产出呈发散状况,而在外国直接投资、地理位置、人力资本投资、就业人口的增长率、物质资本投资的作用下,1978 - 1993 年呈现出条件收敛的趋势。Jian、Sachs、Wanier^[2]发现 1978 年改革后地区经济增长出现了明显的收敛。他们认为我国经济增长收敛性的出现与我国的农村改革有关,并且收敛性在具有国际贸易和资本流动自由化的沿海地区尤为显著。魏后凯^[3]以 Barro 和 Sala-i-Martin 的分析方法较全面地研究了我国

收稿日期:2007-06-26

基金项目:中华全国供销合作总社科研基金(GXZSKY06038);安徽省教育厅青年社科基金(2005jqw045)

作者简介:尹伟华(1981—),男,安徽肥西人,安徽财经大学统计与应用数学学院,硕士,讲师,研究方向:经济系统建模与分析;张焕明(1973—),男,湖北蕲春人,安徽财经大学,统计与应用数学学院副院长,副教授,博士,日本庆应大学访问副教授,研究方向:宏观经济数量分析。

经济增长的收敛性,他认为我国地区间存在着明显的经济增长收敛,各省区人均 GDP 差距大约以每年 2 % 的速度趋于缩小,与发达国家基本一致。但从发展阶段来看,1978 - 1985 年各地区人均 GDP 的收敛速度相对较快,而 1985 - 1995 年则不存在显著的收敛性。根据蔡、都阳^[4]的研究,我国在改革以来的地区经济发展中不存在普遍的收敛现象,但在考虑到诸如人力资本等影响人均收入增长率的变量之后,我国地区经济发展中存在着有条件收敛。蔡防、王德文、都阳^[5]进一步指出,劳动力市场扭曲程度也是影响中国地区间经济增长条件收敛的因素。张胜、郭军、陈金贤^[6]在巴罗模型的基础上对我国 1952 - 1998 年的省际经济增长进行了实证分析,得出了在全国范围内,在改革开放前存在绝对收敛,而在改革开放后不存在绝对收敛的结论。沈坤荣、耿强^[7]依据我国 1987 - 1998 年间的数据库研究发现,我国的区域经济发展在现阶段并未呈现出收敛性,反而有扩散的态势;地理位置以及人为政策上的原因,导致我国中西部地区长期以来很少能吸收到国外的直接投资,这种 FDI 在区域间的不平衡分布加剧了地区间的不平衡发展。在另外一项研究中,沈坤荣、马俊^[8]通过对我国各省区人均 GDP 平均增值率及其初始值进行回归分析后认为,我国从整体上人均 GDP 的省际差异是发散的,而在东、中、西部地区内部人均 GDP 的省际差异是收敛的,即我国存在着显著的“俱乐部收敛”。刘强^[9]的研究结果显示,大规模劳动力的区际迁移是中国地区间经济增长收敛的重要诱发因素。Zhang, Liu 和 Yao^[10]运用时间序列技术的单位根假设检验,发现东部和西部地区在过去 40 年是收敛的,但全国或各地区间不存在收敛。陈安平、李国平^[11]和程建、连玉君^[12]运用协整检验的时间序列方法对我国地区经济增长的收敛性进行了检验,实证结果表明,东部和西部地区的经济增长具有收敛性,而中部地区和三大地区间的经济增长却不存在收敛趋势。陆云航^[13]研究发现,在 1992 年以前我国地区之间呈现收敛趋势,但此后地区经济趋于发散;东中西三大地区之间不存在明显的“俱乐部收敛”;一旦控制了物质资本投资率、人力资本和人口增长率等变量,中国的地区经济呈现显著的条件收敛。另外,即使认为存在收敛,回归分析得到的结果也不尽一致。例如, Raiser^[14]认为 1978 -

1983, 1978 - 1985, 1978 - 1989, 1978 - 1992 年存在收敛, 1984 - 1989 年存在弱收敛, 1985 - 1992 年收敛不显著;而 Wu^[15]发现只有在 20 世纪 80 年代早期存在显著收敛, 1991 - 1997 年是发散的。

本文认为,有关我国区域经济增长收敛的研究,存在的主要问题或者结论不统一,有的甚至是相互矛盾的主要原因有三个:第一个原因与数据的可获得性和样本期的选择有关;第二个原因是不同的研究使用了不同的分析方法;第三个原因是模型中变量的选择的不同。再加上由于收敛理论提出的时间不长,并且一直处于发展过程中。因此,笔者认为有必要在已有研究的基础上,对我国区域经济增长情况做进一步的实证分析,从而推进对我国区域经济增长收敛的研究。本文创新性的提出了对我国区域经济增长收敛从短期性和长期性两个方面来研究,从新的视角来理解我国区域经济增长收敛性。

1 样本说明

文中所使用的主要经济指标是人均 GDP,数据来自《新中国五十年统计资料汇编》(1999)和《中国统计年鉴》(2000 - 2005),考察时期为 1979 - 2005 年。考虑到香港、澳门、台湾与内地经济的异质性,本文样本仅包括 31 个省、直辖市和自治区。考虑到本文研究时段较长,而且改革开放以来我国的经济的发展经历了不同的政策阶段,综合价格指数和通货膨胀率都在不断地随着时间和空间的变化而变化。所以,如果用现价计算和分析区域经济增长收敛难免会发生一定的偏差。因此,为了准确地反映地区之间经济发展的差异及其变化趋势,就必须考虑价格因素的影响。我们采用 1978 年不变价,以名义 GDP 和实际 GDP 来构造地区 GDP 的平减指数,然后以此平减指数和名义人均 GDP 计算出各地区人均实际 GDP。再按照经济规模、发展水平和地理位置相结合的原则,将我国(没有考虑港澳台等三省区)分为东部、中部和西部三个经济带,其中东部经济带包括:京、津、辽、冀、鲁、苏、沪、浙、闽、粤、琼等 11 个沿海省、市、区;中部经济带包括:黑、吉、晋、皖、赣、豫、鄂、湘等 8 个省区;西部经济带包括:新、川、渝、藏、滇、青、甘、宁、陕、黔、桂、内蒙古等 12 个省、市、区。而对 31 个省、市、自治区的各经济变量的时序数据的描述性统计分析可知:西藏自治区的

注: 本文的所考察的时期为 1979 - 2005 年,但由于经济普查后对 2005 年部分数据进行了修订,同时还受一些可获得数据的限制,为了保持数据的一致性,本文实际研究的时间序列只从 1979 - 2004 年,相对于整个较长的时期,缺失一年并不影响我们分析的结果。

各经济变量的异常值点比较多(数值超过3的时点数据为异常值点),而常用的插补和修匀的方法不能有效反映其缺失数据的信息,我们有理由怀疑其统计数据的真实性与可靠性,因此在后文的实证分析中,全国和西部地区的样本均剔除了西藏自治区,同时将1996年以后重庆市的相关数据并入到四川省,则实际纳入模型分析的只有29个省份。

2 我国区域经济增长收敛的短期性分析

本文选择塞尔指标来计算1979-2004年我国各省区人均GDP的差异(或趋同),并以此为基础分析其差异变动趋势。塞尔(THIEL)指标是从信息量与熵的概念出发考察不平等性,它能把总体的不平等性分解为各个部分之间的不平等性和各个部分内部的不平等性,在分析和分解不平等性方面有广泛的应用。设E、M、W分别表示东部、中部、西部三个经济带, F_i 、 R_i 分别表示第*i*个省区的GDP总值占全国GDP总值的比例、该区人口数占全国总人口数的比例。则东部经济带内各省区的人均GDP的不平等性指数为:

$$I_E = \sum_E (R_i / R_E) \ln [(F_E R_i) / (F_i R_E)]$$

其中: $R_E = \sum_E R_i$, $F_E = \sum_E F_i$,同理可得中、西部经济带内的不平等指数分别为 I_E 、 I_W 。

以各经济带的人口数为权数计算,可得带间不平等性指数为:

$$I_1 = R_E \ln(R_E / F_E) + R_M \ln(R_M / F_M) + R_W \ln(R_W / F_W)$$

则总的不平等指标为:

$$I = I_1 + R_E I_E + R_M I_M + R_W I_W$$

塞尔指标只有相对意义而无绝对意义,指标值的大小表明所考察范围内各地区的人均GDP的差异性大小,利用塞尔指标的时间序列可以清楚地看到各年份指标变化的动态过程。计算结果见表1。

从表1中可以看出,全国各省区人均GDP的总差异I由1979年的0.111100扩大到2004年的0.153928,其中1979到1990年呈较小的缩小趋势,而1991年到2004年呈较大的扩大提高。三大经济带间的人均GDP的差异 I_1 的变动也呈现阶段性上升的趋势,由1979年的0.037910扩大到2004年的0.113061。与经济带内的省区差异程度相比,除1994年以前的带间差异小于东部经济带的带内差异,其余带间差异一直大于东、中、西部经济带的带内差异。再看各个经济带内的情况:东部地区的带

内差异 I_E 在计算期内呈现快速下降趋势,由1979年的0.150634迅速下降到2004年的0.070505;与东部地区带内差异相比,中部地区的带内差异 I_M 也呈现下降趋势,但下降的幅度相对东部地区带内差异较小,由1979年的0.033641下降到2004年的0.014137;西部地区的带内差异 I_W 相对东、中部地区带内差异变动更小、更频,变动范围局限在0.014752到0.032474之间。另外,计算期内东部经济带的带内差异大于中、西部经济带内差异;中部经济带的带内差异除1979年至1985年以外均小于西部经济带的带内差异。以各经济带的人口为权数计算得到带内差异($I - I_1$),由1979年0.073190下降到2004年的0.040867,这说明带内差异具有显著缩小的趋势;且1979年至1987年,带内差异是大于带间差异的,之后带间差异就一直大于带内差异,表明在全国总差异中,由带内差异的贡献越来越小,而由带间差异的贡献越来越大。

在以上分析的基础上,我们来预测短期内我国各省区人均GDP的相对变动趋势。通常有两种方法:一是直接预测塞尔指标的变动趋势;二是在预测各省区的人均GDP与人口数的基础上,计算未来时期的塞尔指标值。如果采用第一种方法,我们可以基于1979-2004年的数据分别预测总差异、带间差异及东、中、西部经济带的内部差异。因为总差异等于带间差异与带内差异,所以还必须对预测的结果进行调整,这样就有是以预测的总差异值,还是以预测的带间及带内差异值为调整的基础的选择问题,同时还存在调整的方法的选择问题。基于以上考虑,本文将首先预测各省区的实际人均GDP与人口数,然后在此基础上再计算塞尔指标值。在进行预测前,我们对各省的1979-2004年的实际人均GDP、人口数序列进行平稳性检验,很显然都不是平稳序列(由经验可知,GDP与人口数是一阶非平稳序列),所以必须对实际人均GDP、人口数进行对数变换以消除方差非平稳性。然后观察其对数值的趋势图,选择合适的拟合方程形式。拟合后对残差项进行平稳性检验,判断是否有必要对残差项进行ARMA的形式的再次拟合。以 $Y(t)$ 表示我们所要研究的人均GDP或人口数序列,则可得到组合模型如下:

$$\ln Y(t) = a + bt + X(t)$$

其中, t 为时间, a 、 b 分别为截距和系数, $X(t)$ 是一个平稳序列,可以拟合一个ARMA模型,描述 $Y(t)$ 中的随机组成部分。传统中的计量估计方法与

表 1 1979 - 2004 年各省区人均 GDP 的塞尔指标

年份	I	I_1	$I - I_1$	I_E	I_M	I_W
1979	0. 111 100	0. 037 910	0. 073 190	0. 150 634	0. 033 641	0. 018 268
1980	0. 112 028	0. 040 596	0. 071 432	0. 146 164	0. 033 334	0. 018 431
1981	0. 106 801	0. 041 127	0. 065 674	0. 137 632	0. 027 779	0. 015 991
1982	0. 101 546	0. 039 076	0. 062 470	0. 128 660	0. 029 234	0. 014 752
1983	0. 099 915	0. 038 839	0. 061 076	0. 127 232	0. 025 438	0. 016 217
1984	0. 101 744	0. 041 409	0. 060 335	0. 123 188	0. 026 612	0. 017 604
1985	0. 102 426	0. 044 010	0. 058 416	0. 119 122	0. 022 111	0. 021 729
1986	0. 104 008	0. 046 397	0. 057 612	0. 116 293	0. 020 815	0. 024 331
1987	0. 105 011	0. 050 627	0. 054 385	0. 108 476	0. 020 580	0. 023 586
1988	0. 110 643	0. 055 547	0. 055 096	0. 104 840	0. 022 601	0. 028 565
1989	0. 109 135	0. 054 985	0. 054 150	0. 102 373	0. 022 084	0. 029 128
1990	0. 107 612	0. 053 298	0. 054 314	0. 101 739	0. 023 401	0. 028 458
1991	0. 111 679	0. 059 979	0. 051 699	0. 094 182	0. 025 025	0. 027 414
1992	0. 117 864	0. 069 540	0. 048 324	0. 089 962	0. 021 373	0. 025 621
1993	0. 123 312	0. 079 748	0. 043 563	0. 082 838	0. 016 840	0. 023 796
1994	0. 128 788	0. 087 080	0. 041 708	0. 080 514	0. 014 984	0. 022 615
1995	0. 134 679	0. 093 308	0. 041 371	0. 081 038	0. 013 884	0. 022 307
1996	0. 136 117	0. 095 112	0. 041 005	0. 080 400	0. 013 070	0. 022 891
1997	0. 138 786	0. 097 579	0. 041 207	0. 080 313	0. 013 101	0. 023 693
1998	0. 141 951	0. 100 673	0. 041 279	0. 079 894	0. 013 600	0. 023 937
1999	0. 143 561	0. 103 907	0. 039 655	0. 075 237	0. 013 485	0. 024 139
2000	0. 129 883	0. 093 495	0. 036 388	0. 068 525	0. 012 184	0. 020 142
2001	0. 145 199	0. 105 702	0. 039 496	0. 072 429	0. 014 132	0. 025 612
2002	0. 148 442	0. 108 352	0. 040 089	0. 072 915	0. 014 488	0. 026 562
2003	0. 152 247	0. 112 036	0. 040 211	0. 070 887	0. 014 630	0. 029 409
2004	0. 153 928	0. 113 061	0. 040 867	0. 070 505	0. 014 137	0. 032 474

数据来源:《新中国五十年统计资料汇编》(1999)和《中国统计年鉴》(2000 - 2005);全国和西部地区不包括西藏自治区;重庆归并到四川省。(下同)

普通最小二乘法都是假设变量序列是平稳过程的,但实际的经济序列却往往是非平稳的变量,如果以平稳为假设前提估计,所得到的估计结果就不具有现实意义了,这便是伪回归,因而应先进行平稳性检验;若非平稳序列,则经过差分让不平稳变成平稳,再进行 OLS 估计,虽然差分过程能将不平稳序列平稳化,但差分处理很容易丧失数据所包含的内在信息,尤其是最新信息,组合模型从某种意义上能弥补上述不足:即从系统的分析观点出发,用确定性模型描述序列中确定性因素的变动规律,用 ARMA 模型刻画序列中随机因素的一般规律,从而建立起确定性加随机的组合模型,这样在组合模型中,既有确定部分,又有随机部分,因而用以描述经济序列的非平稳过程,往往能得到令人满意的效果。

根据上述预测方法,基于各省区 1979 - 2004 年的实际人均 GDP 与人口数,我们来预测各省区 2005、2006、2007 年的实际人均 GDP 与人口数。同

时为检验预测模型的拟合效果,我们对 2004 年的数据进行追溯预测。各预测值见表 2。

以上各省区人均 GDP 对数值的追溯预测值与实际值的百分误差均小于 0. 8 %,而人口数对数值的预测的百分误差均小于 0. 1 %,所以预测结果是可以接受的。将以上的预测结果代入塞尔指标计算公式,得到 2005 - 2007 年我国各省区间人均 GDP 的差异程度如表 3。

从 2005 - 2007 年的预测的人均 GDP 的地区性差异来看,总差异与带间差异呈扩大的趋势,而东、中部经济带的内部差异呈缩小趋势,西部经济带的内部差异略有扩大,即在 2005 - 2007 年短期内,我国各省区的经济增长仍不存在收敛趋势,而在东、中、西部经济带内存在显著的收敛性。

3 我国区域经济增长收敛的长期性分析

由于我国各省区实际增长速度的差异直接导致

了经济存量的差异,为此,本文又定义了以 1979 年大经济带及各省区的人均 GDP 和平均增长速度,计算结果见表 4 所示。

表 2 各省区实际人均 GDP 的预测模型及预测值

省区	实际人均 GDP				人口数			
	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
北京	9 120. 16	10 074. 44	10 899. 03	11 791. 11	1 472. 50	1 496. 26	1 529. 85	1 564. 21
天津	9 746. 23	10 792. 41	11 933. 38	13 198. 91	1 017. 38	1 025. 11	1 038. 05	1 051. 15
河北	3 569. 38	4 014. 43	4 439. 25	4 909. 02	6 790. 13	6 818. 06	6 873. 44	6 932. 49
山西	5 034. 49	5 462. 48	5 938. 22	6 455. 39	4 224. 00	4 254. 24	4 279. 27	4 304. 41
内蒙	18 091. 20	20 696. 10	22 569. 65	24 612. 84	1 726. 09	1 702. 62	1 735. 23	1 768. 50
辽宁	6 984. 68	7 856. 78	8 787. 06	9 827. 50	7 434. 62	7 458. 54	7 527. 31	7 596. 70
吉林	6 489. 81	7 336. 70	8 228. 43	9 228. 54	4 700. 02	4 741. 47	4 781. 45	4 821. 77
黑龙江	4 441. 54	4 936. 19	5 505. 10	6 139. 58	3 507. 71	3 537. 43	3 586. 71	3 636. 68
上海	4 484. 23	4 871. 57	5 424. 97	6 041. 24	9 166. 52	9 373. 11	9 461. 37	9 549. 51
江苏	6 028. 94	6 909. 29	7 719. 06	8 623. 73	8 111. 05	8 355. 83	8 529. 93	8 707. 66
浙江	3 071. 52	3 534. 51	3 867. 59	4 232. 06	816. 83	828. 33	842. 23	856. 36
安徽	2 518. 43	2 622. 77	2 829. 48	3 052. 48	3 324. 69	3 401. 01	3 420. 44	3 436. 40
福建	3 273. 37	3 499. 15	3 805. 69	4 139. 10	2 716. 20	2 773. 98	2 800. 07	2 826. 42
江西	3 268. 08	3 655. 74	3 979. 23	4 331. 29	3 823. 03	3 876. 77	3 903. 57	3 930. 53
山东	2 320. 84	2 643. 73	2 909. 28	3 201. 52	6 453. 11	6 579. 03	6 650. 45	6 722. 63
河南	2 643. 31	2 880. 41	3 163. 89	3 475. 27	4 267. 87	4 622. 75	4 643. 05	4 658. 16
湖北	2 351. 10	2 574. 03	2 827. 56	3 106. 06	9 685. 12	9 906. 23	10 007. 93	10 101. 52
湖南	3 240. 49	3 552. 86	3 889. 58	4 258. 21	6 014. 15	7 740. 31	7 891. 64	8 045. 22
广东	2 083. 03	2 322. 61	2 534. 91	2 766. 74	6 681. 51	6 727. 39	6 774. 72	6 823. 09
广西	3 020. 24	3 257. 42	3 565. 61	3 902. 97	2 378. 64	2 391. 63	2 385. 72	2 375. 31
海南	1 537. 49	1 725. 52	1 882. 47	2 053. 70	4 873. 77	4 928. 55	4 970. 22	5 011. 65
四川	2 081. 35	2 231. 02	2 422. 57	2 630. 57	11 868. 68	12 031. 50	12 126. 90	12 223. 05
贵州	1 139. 17	1 199. 80	1 287. 34	1 381. 27	3 904. 74	3 979. 74	4 037. 96	4 097. 04
云南	1 609. 25	1 763. 59	1 898. 93	2 044. 62	4 394. 77	4 541. 91	4 588. 68	4 632. 70
陕西	2 331. 12	2 438. 44	2 636. 88	2 851. 47	3 701. 66	3 749. 44	3 785. 45	3 822. 23
甘肃	2 247. 23	2 377. 20	2 568. 66	2 775. 53	2 611. 21	2 631. 24	2 666. 06	2 707. 37
青海	2 058. 94	2 098. 09	2 247. 51	2 407. 59	537. 64	543. 60	550. 69	557. 84
宁夏	2 183. 00	2 285. 39	2 450. 73	2 628. 04	583. 86	596. 76	606. 39	616. 11
新疆	2 493. 17	2 656. 97	2 852. 29	3 061. 90	1 949. 61	2 004. 91	2 044. 94	2 085. 78

表 3 2005 - 2007 年我国人均 GDP 地区性差异的预测结果

年份	I	I_1	$I - I_1$	I_E	I_M	I_W
2005	0. 159 807	0. 119 895	0. 039 912	0. 072 561	0. 013 181	0. 029 233
2006	0. 164 549	0. 124 766	0. 039 782	0. 071 811	0. 013 043	0. 029 856
2007	0. 169 467	0. 129 757	0. 039 710	0. 071 165	0. 012 935	0. 030 497

表 4 的数据显示,经济带间的经济增长速度都沿东、中、西部三大经济带呈现空间非均质的推移逐渐下降,可见,近年来东、中、西部三大经济带间的差异并未缩小。但通过上表数据我们可以计算出,全国各省区的人均 GDP 的增长速度与期初的人均 GDP 的相关系数(peason 相关系数)为 - 0. 163;而东、中、西部经济带的人均 GDP 的增长速度与期初的人均 GDP 的相关系数分别为 - 0. 677、- 0. 670、- 0. 095。从这些数据我们可以还看到,1979 年至 2004 年间我国各省区的期初的人均 GDP 水平与人均 GDP 的增长速度负相关,也就是说初始人均 GDP 越高,后期的人均 GDP 增长速度就越低;而初始的人均 GDP 越低,后期的人均 GDP 增长速度就越高,这也为经济落后的地区赶超经济发达地区提

供了合理的解释。所以尽管从全国来看,近年来及未来的几年内我国各省区的经济增长不存在收敛,但我国各省区人均 GDP 的增长速度和初期人均 GDP 的相关系数为负来看(全国和西部经济带的相

关系数不太显著,分别只有 - 0. 163、- 0. 095),说明只要采取合适的政策,随着这种趋势的加快,长期内最终各省区的人均 GDP 差异将缩小,并趋于收敛。

表 4 1979 - 2004 年间我国东中西部及各省区初期人均 GDP 和期间平均增长速度

东部省份	RJ GDP (元)	GRJ GDP (%)	中部省份	RJ GDP (元)	GRJ GDP (%)	西部省份	RJ GDP (元)	GRJ GDP (%)
浙江	370. 311 7	11. 636 39	河南	246. 340 3	9. 072 782	内蒙	344. 103 2	9. 010 389
福建	281. 443 6	11. 177 29	安徽	260. 757 9	8. 838 377	四川	259. 636 3	8. 197 001
广东	392. 271 7	11. 022 21	湖北	376. 784 6	8. 688 093	陕西	310. 474 7	8. 077 664
江苏	473. 695 6	10. 933 74	江西	312. 003 7	8. 596 629	新疆	349. 336 4	7. 852 798
山东	332. 314 3	10. 554 38	吉林	396. 277 9	8. 562 135	云南	227. 083 1	7. 848 48
海南	312. 944 7	9. 078 806	湖南	307. 035 3	7. 714 532	广西	226. 019 9	7. 708 078
河北	380. 822 2	8. 979 557	山西	394. 834 9	7. 559 716	甘肃	346. 582 3	7. 536 854
天津	1 229. 545	8. 309 883	黑龙江	568. 195 2	7. 065 534	贵州	188. 671 5	7. 179 275
辽宁	698. 398 9	7. 990 379				宁夏	379. 853 9	6. 970 517
上海	2 588. 001	7. 783 551				青海	379. 727 4	6. 845 562
北京	1 330. 927	7. 604 902						
东部	517. 418 3	9. 841 048	中部	335. 033 6	8. 283 597	西部	268. 766 9	7. 975 587

注: RJ GDP 是 1979 年东中西部及各省的实际人均 GDP 数额;GRJ GDP 是 1979 - 2004 年期间以可比价格计算的东中西部及各省的人均 GDP 平均增长速度;人均 GDP 的平均增长速度 = (人均 GDP 的平均发展速度 - 1);平均发展速度采用几何平均法计算。

为进一步研究我国区域经济增长收敛的长期趋势,本文以威廉逊的倒 U 形假说为基础,对我国区域经济增长的长期趋势进行分析。美国经济学家威廉逊于 1965 年通过分析 24 个国家的国际横截面数据和 10 个国家的时间序列数据,认为国内不同发展阶段区域不平等的变化趋势,地区间收入差异的长期变动趋势大致呈倒 U 形。他指出,在国家经济发展的早期阶段,区域间增长的差异将会扩大,即趋于不均衡增长;之后随着经济增长,区域间不平衡程度将趋于稳定;当国民经济发展到成熟阶段,区域间增长差异则趋于缩小,即倾向于均衡增长。这一理论将时序问题引入了区域空间结构变动分析。由此可见,倒 U 形理论的特征在于均衡与增长之间的替代关系依时间的推移而成非线性变化。

现假设我国各省区人均 GDP 的不平等指数 I_t 的时间序列模型形式如下:

$$\ln I_t = a + bt + ct^2 + \varepsilon_t, b > 0, c < 0$$

其中,t 为时间段为 1979 - 2004 年的时间变量。如果二次函数的第一项回归系数 b 为正值,第二项系数 c 为负值,那么区域经济发展格式就符合威廉逊的倒 U 形假说,区域经济增长在长期内是收敛的。由于我国的经济体制在邓小平同志 1992 年春南巡讲话以后发生了重大的变化,经济建设出现

了新的热潮,在经济高速增长之时,农业对整个国民经济的基础地位被忽略了,因此,本文选择 1992 年 $t = 1$ 。回归结果如下所示:

$$\ln I_t = - 2. 183852 + 0. 035981 * t - 0. 000972 * t^2 + [ar(1) = 0. 777392] + [ma(1) = - 0. 997331]$$

$(0. 052626) \quad (0. 009944) \quad (0. 000522)$

$(0. 077175) \quad (0. 080224)$

$t = (- 41. 49751) \quad (3. 618261) \quad (- 1. 863546)$

$(10. 07314) \quad (- 12. 43181)$

$R^2 = 0. 958062 \quad DW = 1. 747379 \quad F = 138. 0675$

$AIC = - 3. 983430$

其中,常数项、t、t² 的系数分别通过 1%、1%、10% 的显著性检验。由上式 1979 年 - 2004 年期间的回归分析表明,改革开放以来,我国区域经济增长格式是基本符合倒 U 形假说,即我国区域经济增长差异在初期呈现扩大的趋势,但经过发展的一个特定转折点,经济增长将趋于收敛。现令 $\ln I_t$ 的一阶导数等于零,即 $d \ln I_t / dt = 0$,可得到倒 U 形曲线的顶点或极大值点。计算结果为 $t \approx 19$,其含义为:到 2011 年,我国区域经济增长差异程度达到了最大值,其后差异程度将逐渐减小。由上面的塞尔指标分析可知,第一个拐点出现在 1991 年,根据模型的

对称性,第二个拐点将出现在 2031 年,即直到 2031 年,我国各省区的人均 GDP 的差异程度将回复到 1991 年的水平。因为拐点是指因变量的增长率的变化趋势发生转折的点,所以一般也看作是因变量的值可接受或拒绝的分界点。这样可以预计,25 年左右后我国各省区的人均 GDP 的差异程度将重新达到可以接受的水平。当然这种预测结果是基于样本的特征来模拟的。事实上区域经济增长是物质资本、人力资本、对外开放、基础设施等经济变量综合作用的结果,这些经济变量又均受到政府的宏观经济政策的影响。所以,经济变量在各地区的分布水平及其增长速度会影响其经济增长速度,从而影响经济增长的地区性趋同的速度。

4 小结

本文创新性的提出了对我国区域经济增长收敛从短期性和长期性两个方面来研究,从新的视角分析了我国区域经济增长收敛性。其基本结论是:在短期内,我国各省区的人均 GDP 的差异是扩大的,即经济增长趋于发散,并预测在 2005 - 2007 年短期内我国区域经济增长差异仍趋于扩大;但从长期来看,我国区域经济发展格式是符合威廉逊的倒 U 形假说,区域经济增长在长期内是收敛的,并预计在 2011 年倒 U 形曲线出现转折点,而第二拐点将出现在 2031 年。同时只要采取积极有效的政策措施,会促进这种收敛趋势的加快。因此,可以得出这样一个结论,即短期内我国区域经济增长趋于发散,但只要采取合适的政策,长期内我国区域经济增长趋于收敛。

参考文献

[1]CHEN J,FL EISHER,B. Regional Income Inequality and E-

- conomic Growth in China[J]. Journal of Comparative Economics,1996,221:41 - 164.
- [2]JIAN T,SACHS J,WARNER A. Trends in regional inequality in China[Z]. NBER Working paper,1996:5412.
- [3]魏后凯. 中国地区经济增长及其收敛[J]. 中国工业经济,1997(3):31 - 37.
- [4]蔡,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 - 35.
- [5]蔡,王德文,都阳. 劳动力市场扭曲对区域差距的影响[J]. 中国社会科学,2001(2):4 - 14.
- [6]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 - 77.
- [7]沈坤荣,耿强. 外国直接投资、技术外溢与内生经济增长——中国数据的计量检验与实证分析[J]. 中国社会科学,2001(5):83 - 93.
- [8]沈坤荣,马俊. 中国经济增长的“俱乐部趋同”特征及其成因研究[J]. 经济研究,2002(1):33 - 39.
- [9]刘强. 中国经济增长的收敛分析[J]. 经济研究,2001(6):70 - 77.
- [10]ZHANG Z Y,LIU A Y,YAO S J. Convergence of China's regional incomes 1952 - 1997[J]. China Economic Review,2001(12):243 - 258.
- [11]陈安平,李国平. 中国地区经济增长的收敛性:时间序列的经验研究[J]. 数量经济技术经济研究,2004(11):31 - 35.
- [12]程建,连玉君. 中国区域经济增长收敛的协整分析[J]. 经济科学,2005(5):16 - 23.
- [13]陆云航. 市场化与中国地区差距——基于扩展 Solow 模型的实证研究[J]. 财经问题研究,2005(11):30 - 37.
- [14]RAISER M. Subsidising Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence across Chinese Provinces[J]. Journal of Development Studies,1998,34(3):1 - 26.
- [15]WU Y R. Income Disparity and Convergence in China's Regional Economics[Z]. University of Western Australia Discussion Paper,1999:9915.

The Analysis on the Short-term and Long-term Regional Economic Growth Convergence of China

YIN Wei-Hua, ZHANG Huan-ming

(College of Statistics and Applied Mathematics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu Anhui 233041, China)

Abstract: This paper explains regional economic growth convergence based on the Short-term and Long-term from the new angle of view, and thinks that the divergence of regional economic growth takes on an inverted-U process. The analysis on regional economic growth of China after opening-up shows that regional economic growth of China is divergence in short term, and goes convergence in long run as long as taking effective measures. At last, this paper gives a model of regional economic growth convergence of China and makes a prediction.

Key words: regional economy; economic convergence; inverted-U hypothesis