

# 俱乐部趋同与中国区域经济发展

## ——基于五大城市圈的实证研究

秦义虎

(首都经济贸易大学 经济学院,北京 100026)

**摘要:**长江三角洲城市圈、珠江三角洲城市圈、京津冀城市圈、成渝城市圈、武汉城市圈是我国五个重要的城市圈;其中,除武汉城市圈外其他四个城市圈均存在不同程度的俱乐部趋同,而且这种趋同和五大城市圈的工业化程度、内部经济结构及创新能力有很大关系。

**关键词:**城市圈;俱乐部趋同;投资结构;创新能力

**中图分类号:**F127;F299.27 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-6439(2009)01-0023-06

## Club convergence and regional economic development in China

### —A positive analysis of the five main megalopolises

Qin Yi-hu

(School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100026, China)

**Abstract:** Yangtze Delta Urban Economic Circle, Zhujiang Delta Urban Economic Circle, Beijing-Tianjin-Hebei Urban Economic Circle, Chengdu-Chongqing Urban Economic Circle, and Wuhan Urban Economic Circle are five important urban economic circles, among which, four economic circles except Wuhan Urban Economic Circle have club convergence phenomenon and this club convergence is greatly related to industrialization degree, inner economic structure and innovative ability of the five economic circles.

**Keywords:** urban circle; club convergence; investment pattern; innovation ability

#### 一、引言

进入 21 世纪以来,我国区域发展和区域经济增长出现一系列新的特点,尤其是区域经济一体化的步伐越来越快,这具体表现在城市化向城市群、城市圈、城市带的推进和深化。因此,建设城市圈是城市区域化、全球化的内在规律,也是社会发展的要求。同时,我国区域经济的失衡发展是政府和社会普遍关注的问题,在经济一体化的同时正确认识城市圈的贫富差距及产生这种差距的原因对协调区域经济发展具有重要指导意义。

现有研究基本上是以东中西部和省级区域作为对象展开的。由于各地区的资源禀赋和政策禀赋

差异较大,而这种差异足以形成上述地区之间较大的发展差距,从而掩盖了改革开放以后的经济一体化的效果。相反,城市一体化往往是资源禀赋和政策禀赋通过市场自然结合的结果,很显然,基于城市经济圈的研究可能要比基于行政区的研究更为合理。因此,本文打破传统的行政区域划分模式,以地级城市为单位选取五个全国重要的城市圈作为比较研究对象,下文简称它们为五大城市圈。在借鉴其他理论研究和国家有关区域政策的基础上,本文确定五大城市圈的范围如下:长江三角洲城市圈包括上海市和江苏省的南京、苏州、无锡、常州、镇江、南通、扬州和泰州以及浙江省的杭州、宁波、嘉

\* 收稿日期:2008-11-22

作者简介:秦义虎(1982—),男,河南南阳人,首都经济贸易大学经济学院,硕士,从事经济增长、资本市场研究。

兴、湖州、绍兴、舟山和台州 16 个地级以上城市;珠江三角洲城市圈包括广州、深圳、珠海、中山、东莞、惠州、江门、佛山、肇庆 9 个地级以上城市;京津冀城市圈包括北京、天津、石家庄、唐山、保定、秦皇岛、廊坊、沧州、承德、张家口 10 个地级以上城市;成渝城市圈包括重庆市和四川的成都、绵阳、德阳、达州、南充、广安、遂宁、眉山、资阳、乐山、内江、自贡、泸州、宜宾 15 个地级以上城市;武汉城市圈包括武汉、黄石、鄂州、黄冈、孝感、咸宁、仙桃、天门和潜江 9 个地级市或省辖市。

本文将选取 1990—2005 年五大城市圈各城市数据进行研究。数据主要来源于《中国统计年鉴》、《新中国 50 年统计资料汇编》、《中国经济年鉴》和《中国城市年鉴》。在该时间跨度中,有些行政区域发生了变化,最典型的是重庆。这五大城市圈中行政区域发生变化最多的是成渝地区,考虑到计算全部人口人均 GDP 可能产生较大误差,所以本文统计口径仅为市区范围的人均 GDP,对重庆前后行政区

域的划分视为不影响重庆市人均 GDP。此外,在统计数据中,成渝城市圈和武汉城市圈的个别城市有些年份数据缺失,由于这些数据对分析结果影响不大,为了便于城市圈之间对比分析,本文采用平滑处理的方法补全这些数据。

从总体上看,2005 年五大城市圈用占全国 6.56% 的土地面积养育了占全国 24.02% 的人口,而且创造出占全国 45.99% 的 GDP 和 50.83% 的工业总产值。就平均水平来说,五大城市圈人均 GDP 为 31 132 元,是全国人均 GDP 的 2.2 倍;人均工业总产值 40 731 元,是全国人均工业总产值的 2.1 倍;平均非农业人口比例 43.19%,高出全国平均 11 个百分点<sup>①</sup>(具体数字参见表 1)。从这些数据可以看出这五大城市圈在我国经济发展中的巨大作用,而且五大城市圈分布于东、中、西三个地区,是各个地区经济发展的一个缩影,因此本文选取这五大城市圈进行研究具有典型意义。

表 1 2005 年全国和五大城市圈基本情况

地区	面积		户籍人口		GDP			非农人口 比例/%	工业总产值		
	总量 /km <sup>2</sup>	比例/%	总量 /万人	比例/%	总量 /万元	比例/%	人均/元		总值 /万元	比例/%	人均/元
长三角	109654	1.14	8265	6.32	339631527	18.55	41091	48.07	629201422	25.00	76125
珠三角	54743	0.57	2763	2.11	182444705	9.97	66024	65.74	313168497	12.45	113331
京津冀	182660	1.90	7020	5.37	184897321	10.10	26337	41.17	223058126	8.86	31772
成渝	224808	2.34	10276	7.86	95070498	5.19	9251	24.64	76027351	3.02	7398
武汉	57962	0.60	3086	2.36	39997500	2.18	12958	36.31	37448800	1.49	12132
全国	9600000	100.00	130756	100.00	1830848000	100.00	14002	32.08	2516195000	100.00	19243

## 二、经济增长趋同理论文献回顾

自 Baumol (1986) 和 Abramovitz (1986) 的开创性研究开始,对经济增长趋同的研究成为经济增长理论中的一个重要问题,许多经验研究文献大量涌现,趋同的不同定义和研究方法也不断得以更新<sup>①</sup>。从趋同的定义来看,主要有条件  $\beta$  趋同、绝对  $\beta$  趋同、俱乐部趋同等。新古典经济增长理论认为,生产中资本报酬是递减的。按照这种理论的推理,由于发达地区资本投入比不发达地区的充裕,因而较早遇到资本报酬递减的规律。这样,如果保持一定

的时间,不发达地区就会赶上发达地区。换句话说,一个国家或地区的人均收入增长速度与其人均收入的起始水平呈负相关关系。经济增长理论把这种可能的现象叫做经济增长的趋同性或收敛性。利用新古典增长模型,我们可以考察国家或地区经济增长的趋同性,其主要方法就是测算地区经济增长的趋同系数—— $\beta$  值。所谓  $\beta$  系数趋同,是指落后地区某些经济指标逐步接近富裕地区水平的速度。

针对地区经济增长平衡与否的研究主要来自两种不同的理论解释或预测。以 Solow (1956) 为代

<sup>①</sup> 这通常小于目前用城镇人口来衡量城市化率十五到二十个百分点,但可以保持数据的可比性,这个数据来源于《中国城市统计年鉴 2006》,如果用各省统计年鉴的话,有些省份统计的是城镇人口,这就不具可比性,具体参见统计数据所涉及的各省统计年鉴。

表的新古典增长理论认为,如果不同国家(或地区)间仅仅初始财富水平不同,给定相同的技术参数或偏好,那么人均收入应该趋同到一个稳态水平,这一结果被广泛称为绝对趋同<sup>[2]</sup>。同时,如果控制稳态收入水平的差别,穷国的经济发展速度应该快于富国的经济发展速度。相反,以 Romer(1986,1990)<sup>[3][4]</sup>和 Lucas(1988,1990)<sup>[5][6]</sup>为代表的内生增长理论则认为,由于存在外部性、知识溢出、专业化分工等因素,稳定状态的趋同难以实现,发达地区经济将不断增长,经济差距可能不断扩大(Durlauf,2000)<sup>[7]</sup>。为了检验这两种增长理论的预测,国内外学者发表了大量实证检验的文献,试图对两种理论进行验证。实证结果表明,对于超过100个国家的大范围样本数据,很难发现绝对趋同的特征。但是,若仅仅对一些发达国家数据(比如 OECD 国家)检验,则存在绝对趋同,这一现象被称为趋同俱乐部(Baumol,1986<sup>[8]</sup>;Canova,2004<sup>[9]</sup>;De long 和 Dewrick,2003<sup>[10]</sup>;Sala-I-Martin,1996<sup>[11]</sup>)。另外,如果选定合适的政策变量(如物质资本投资、FDI、进出口贸易、政府支出等)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,称为条件趋同(Barro,1991<sup>[12]</sup>;Mankiw, Romer 和 Weil,简称“MRW”,1992<sup>[13]</sup>)。

对中国地区经济增长的长期变动趋势,学者们也进行了大量研究。早期国内外学者的研究都发现了中国省级人均收入增长存在趋同特点(参见宋学明,1996<sup>[14]</sup>;刘夏明等,2004<sup>[15]</sup>)。魏后凯(1997)发现,中国地区经济增长在不同时期具有不同特点,20世纪80年代之前经济增长具有趋同现象,但80年代之后人均收入增长却趋于发散<sup>[16]</sup>。蔡昉和都阳(2000)<sup>[17]</sup>、沈坤荣和马俊(2002)<sup>[18]</sup>等研究发现,改革开放以来,地区经济发展不存在普遍的趋同现象,但存在俱乐部趋同。林毅夫和刘明兴(2003)也发现了省区之间的条件趋同,速度为7%~15%<sup>[19]</sup>;董先安(2004)研究发现存在显著的俱乐部趋同,速度为9.6%<sup>[20]</sup>;彭国华(2005)发现全国存在条件趋同性,趋同速度为每年7.3%<sup>[21]</sup>;许召元和李善同(2006)利用1990—2004年的分省数据,研究发现地区差距虽然持续扩大,但速度减缓,以不变价人均GDP计算,存在显著条件趋同,趋同速度约为每年17.6%<sup>[22]</sup>;彭国华(2005)测算和分析了1982—2002年省区全要素生产率(TEP),在此基础上进行检验,并和收入的趋同模式进行了对比,发现两者的趋同模式具有很大的相似

性,全国范围内没有绝对趋同,只有条件趋同,但是TEP趋同速度明显高于收入的,三大区中只有东部地区存在俱乐部趋同<sup>[21]</sup>。

但是,另一些研究发现,省区间不存在新古典式的趋同(刘强,2001)<sup>[23]</sup>。马栓友和于红霞(2003)的研究发现,我国省区之间不存在趋同,地区差距反而以1.2%~2.1%的速度扩散<sup>[24]</sup>。王志刚(2004)也认为,中国经济总体上不存在条件趋同<sup>[25]</sup>。樊纲和王小鲁(2004)认为,要素边际生产率递减规律会缓和地区差距,这是典型的新古典式的解释<sup>[26]</sup>。但龚六堂和谢丹阳(2004)的研究发现,1970—1989年间,资本存量的边际生产率的差异水平在缩小,1989年起这个差异水平保持稳定;1970—1993年间劳动的边际生产率的差异也在缩小,但1994年起这一差异水平反而上升了<sup>[27]</sup>。刘夏明等(2004)比较系统地评述了国内外一些相关的研究文献,研究发现没有总体趋同趋势,也不存在俱乐部趋同<sup>[15]</sup>。

通过对以上文献的回顾,我们发现上述研究大多以中国省级区域、东中西部地区及地级市为单位来研究经济趋同,对俱乐部趋同而言,主要是以东中西部地区为研究对象。这对我国制定一些宏观政策,比如西部大开发和中部崛起有一定参考价值,但是具体到某个特定城市圈比如长三角讲,就缺乏政策理论的指导意义。为了弥补上述理论不足,本文运用OLS回归分析对五大城市圈的俱乐部趋同性进行实证检验,并对影响五大城市圈经济趋同性的因素进行回归分析并提出合理建议。

### 三、实证分析

#### 1. 基本模型

中国市场化改革是由东部沿海向中西部内地逐级推进的,而且五大城市圈在资源禀赋和政策禀赋上差异较大,这导致五大城市圈的经济增长特征呈现区域化趋势,互相之间的独立性很强,城市圈彼此都有各自的经济中心,形成了独特的经济系统。俱乐部趋同理论在于检验初期经济发展水平相近的经济集团内部增长速度和发展水平趋于收敛的经济现象,这和五大城市圈的经济特征相吻合。基于以上原因,本文利用俱乐部趋同理论检验五大城市圈的经济趋同性。在经济趋同检验中,Barro 和 Sala-I-Martin 的经典回归模型是国内外学者广泛运用的检验工具,本文也运用该模型检验五大城市圈的经济趋同性。

考虑到数据的可得性,本文利用 1990—2005 年五大城市圈面板数据进行计量分析,如果不加特殊说明,数据均来自相关年份的《中国城市统计年鉴》和各省《统计年鉴》。利用新古典增长模型,俱乐部趋同可用 Barro 和 Sala-I-Martin 的经典回归模型计算,对于一个城市圈来说,其稳态附近的的增长过程呈以下的对数线性形式:

$$\frac{1}{T-t} \times \log\left(\frac{Y_{iT}}{Y_{i0}}\right) = X_i^* + \frac{1-e^{-\beta(T-t)}}{T-t} \times \log\left(\frac{Y_{i0}^*}{Y_{i0}}\right) + U_{it}$$

式中  $i$  表示经济单位,  $t$  和  $T$  代表期初和期末时点,  $T-t$  为观察时间长度,  $Y_{i0}$  和  $Y_{iT}$  分别为期初和期末的人均产出或收入,  $X_i^*$  为稳定状态的人均产出增长率,  $Y_{i0}^*$  为每个有效工人的产出,  $Y_{i0}^*$  为稳定状态每个有效工人的产出水平, 系数  $\beta$  为趋同速率,  $U_{it}$  为误差项。因此,  $\beta$  系数表示  $Y_{i0}$  接近  $Y_{i0}^*$  的速度。  $\beta$  值越高, 则表示向稳定状态趋同的速度越快, 如果  $\beta$  值大于 0, 表示地区经济增长趋于收敛, 如果  $\beta$  值小于 0, 则表示地区经济增长趋于发散。如果假定各个地区的  $\beta$  值大体相同, 并且  $X_i^*$  和  $Y_{i0}^*$  保持不变, 那么上式就可以写成:

$$\frac{1}{T-t} \times \log\left(\frac{Y_{iT}}{Y_{i0}}\right) = B - \frac{1-e^{-\beta(T-t)}}{T-t} \times \log(Y_{i0}) + U_{it}$$

其中,  $B$  为截距项即常数。由上式可知,  $\beta$  值的大小取决于期初和期末的人均收入水平, 与其他变量无关, 用该公式所测算出来的  $\beta$  系数, 反映的是绝对趋同速率。上述公式可变形为:

$$\log(Y_{iT}) = A + e^{-\beta(T-t)} \times \log(Y_{i0}) + \xi$$

其中,  $A$  为常数项,  $\xi$  为误差项。由前面假设可知  $\beta$  系数是稳定的, 这样  $e^{-\beta(T-t)}$  也是常数。所以, 本文构造以  $\log Y_{i0}$  为自变量, 以  $\log Y_{iT}$  为因变量的一元线性回归方程, 以这个方程为基础测算五大城市圈的俱乐部  $\beta$  系数。  $\beta$  值大小表示收敛速度的快慢, 即  $\beta$  值大于零表示经济增长趋于收敛;  $\beta$  值小于零表示经济增长趋于发散。它通常可以用收敛的半生命周期来衡量。这里的半生命周期, 是指消除贫困地区与富裕地区之间差距的一半所需的时间。

本文对 1990—2005 年五大城市圈城市(市区)的人均 GDP 增长率进行回归分析, 得出五大城市圈的  $\beta$  值(回归结果见表 2), 其中  $\beta$  系数下面第一个括号内是  $t$  检验, 第二个括号内是拟合优度  $R^2$ 。由于模型为一元线性回归,  $t$  检验和  $F$  检验具有一致性,

所以本文省去  $F$  检验; 横线表示不存在明显的线性关系。

表 2 1990—2005 年五大城市圈  $\beta$  值及半生命周期

城市	长三角	珠三角	京津冀	成渝	武汉
$\beta$ 值	0.0285 (4.93)*** (0.63)	$\beta=0.0175$ (3.15)** (0.59)	$\beta=0.022$ (3.5)*** (0.61)	$\beta=0.035$ (2.45)* (0.32)	—
半生命周期	24.67	39.95	31.85	20.09	—

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示 2.5%、1%、0.5% 显著性水平下显著。

通过对五大城市圈的回归结果我们可以看出, 长三角、珠三角、京津冀和成渝城市圈都存在不同程度的俱乐部收敛, 其中以成渝城市圈收敛速度为最快, 每年以 3.5% 的速度趋同, 半生命周期为 20.09; 其次是长三角; 珠三角和京津冀的收敛速度稍慢, 分别为 39.95 年和 31.85 年。这个结论和美国在 1880—1990 年各州人均收入水平出现 1.7% 绝对趋同速率接近 (Barro 和 Sala-I-Martin, 1996)<sup>[11]</sup>。在我国, 徐现祥和李郁 (2004) 对全国 216 个地级城市(市区)进行回归分析也发现存在绝对趋同<sup>[28]</sup>。同时, 这也与一些学者发现 20 世纪 90 年代以来我国东中西部存在俱乐部趋同一致 (董先安, 2004<sup>[20]</sup>)。这些分析说明五大城市圈除武汉城市圈外确实存在着俱乐部收敛。

## 2. 稳健性检验

在进行计量分析的时候, 运用截面数据进行分析可能存在误差, 因为数据选取上仅考虑了期初和期末的变量, 这样中间数据的变化就成了“黑箱”。当然, 通过选取面板数据的方法可能对这一缺陷有所弥补。徐现祥和李郁 (2004) 在对中国地级城市的绝对  $\beta$  趋同检验中就运用了这种方法, 结果发现趋同速度有所提高, 约增加 1%<sup>[28]</sup>。但是, 这对绝对  $\beta$  趋同的检验仅仅是起到熨平波动幅度的作用, 不能从根本上检验结论的稳健性。在这里, 本文引入大多数学者常用模型对五大城市圈绝对  $\beta$  趋同进行回归来检验模型结论的稳健性:

$$\Delta Y_{it} = C + \beta \log(Y_{it}) + \xi$$

其中,  $\Delta Y_{it}$  表示在  $t$  到  $T$  的时间跨度内经济体的增长率,  $C$  为常数项, 其他字母代表含义和上述公式相同, 不过要提醒的一点是这里的  $\beta$  是个负值。其

实,这个模型只是更能反映数据的长期连贯性。很多学者在检验绝对 $\beta$ 趋同时也都用这个模型,关键在于数据的选择上。选择1990到2005时间跨度中每年GDP增长率的简单平均数 $\Delta Y_{it}$ 更接近经济增长的实际情况,所以本文就以各个城市时间跨度内每年GDP增长率的简单平均数为因变量作OLS回归分析,以检验上述结论的稳健性。用该模型通过OLS回归分析结果如表3所示。

表3 1990—2005年五大城市圈 $\beta$ 值及半生命稳健性检验

城市	长三角	珠三角	京津冀	成渝	武汉
$\beta$ 值	0.023	$\beta=0.012$	$\beta=0.020$	$\beta=0.025$	—
	(5.19)**	(2.09)*	(2.09)*	(2.03)*	
	(0.64)	(0.38)	(0.35)	(0.24)	
半生命周期	30.48	58.11	35.00	28.07	—

注: \*、\*\* 分别表示 5%、0.5% 显著性水平下显著。

通过上述的检验, 本文认为上述结论具有稳健性。但是需要注意的是, 用两个模型得出的结果虽然具有一致性, 但是除长三角城市圈外拟合度相差很大。前一模型中自变量和因变量的拟合度较高, 而后一模型的拟合度下降很多, 这说明后一模型的线性关系不是很明显, 同时, 这也说明期初人均GDP只是影响俱乐部趋同的关键因素之一, 还可能还有其他影响俱乐部趋同的重要因素我们未考虑到, 这也正是本文下一步所要分析的。

#### 四、造成俱乐部趋同的因素分析

本文认为除武汉城市圈外其他四大城市圈的经济增长具有俱乐部趋同特征, 而影响城市圈间经济增长差异的主要因素则包括初始人均收入、工业化程度等。这些因素已有学者进行尝试研究(如沈坤荣、马俊, 2002<sup>[18]</sup>; 徐现祥、李郁, 2004<sup>[28]</sup>)。由于我国处于市场经济初期。投资结构、创新能力同样会对经济增长造成很大影响, 因而本文的分析将进一步引入反映投资结构、创新能力的指标, 建立回归方程并采用逐步引入变量的方法, 分析上述因素对俱乐部趋同的影响。在指标变量的选取方面, 本文用该城市圈工业总产值占全国工业总产值的比重来反映该城市圈的工业化程度, 用港澳台及外国投资占该城市圈的投资总额的比例来反映投资结构, 用该城市圈专利授权数(件)来反映创新能力。回归方

程采取如下的形式:

$$Y = a + b \log(Y_{0,t}) + c \log(X_{0,t}) + d \log(L_{0,t}) + e \log(K_{0,t}) + \varepsilon$$

其中 $Y$ 是1990到2005年各城市圈的人均经济增长率,  $\log(Y_{0,t})$ 是各城市圈1990年的人均GDP水平,  $\log(X_{0,t})$ 是各城市圈的工业总产值占全国工业总产值的比重,  $\log(L_{0,t})$ 是各城市圈港澳台及外国投资占该城市圈的投资总额的比例,  $\log(K_{0,t})$ 是各城市圈专利授权数(件),  $\varepsilon$ 为误差项。

排除武汉城市圈, 我们的回归结果表明, 此期间内在依次引入工业化程度、产值投资结构、创新能力变量后, 回归方程的解释能力逐渐提高。在包含所有解释变量的回归方程中,  $F$ 值在95%的水平上显著, 回归方程的拟合程度令人满意。可以看出在考虑了导致不同稳态的诸多因素后, 四个城市圈表现出更为显著的条件收敛迹象, 收敛的速度约为2%; 同时工业化程度、产值投资结构、创新能力对各城市圈的经济增长具有显著的正向作用, 这说明这四大城市圈俱乐部趋同现象比较明显。

正如钱纳里等(1995)指出, 经济增长的过程伴随着工业化的推进和产业结构的变化。在相当长的一段时间内我国的经济增长还将由工业部门的扩张带动, 因而工业化进程在地区间进展步伐的差异必然会导致地区间生产率及人均GDP增长率的差异。由本文的回归分析结果可以看出, 各城市圈工业产值占全国工业总产值的比重与各省份的人均GDP增长率之间有正向的关联。因而工业发展水平较低是成渝城市圈经济发展相对落后的重要原因。要消除地区间的经济增长差异, 落后地区在工业发展水平上向发达地区的赶超是必然的。而现在政府推行的西部大开发战略正是希望通过实施诱导性的政策, 在市场引导的基础上加快中西部地区的工业化进程。

1960年, 罗斯托在《经济成长的阶段》一书中就强调利用外资实现发展中国家经济起飞的重要性。由我们的回归分析结果可知, 利用港澳台及外资对珠三角贡献最大。很显然, 出现这种情况主要是珠三角独特的地理优势所致。由于地理位置的原因, 成渝城市圈在利用外资方面对经济发展的贡献明显少于其他三个城市圈, 经济增长主要通过内资企业的拉动。通过以上分析, 各个城市圈在产业政策方面就可以根据实际情况发挥自己的独特优势。

1912年, 约瑟夫·熊彼特(Joseph A. Schumpeter)

首次在其著作《经济发展理论》中强调了创新理论。通过回归分析,我们可以看到创新在促进经济增长方面的正向作用。在创新能力上,珠三角的创新能力对经济增长的贡献较大。相反,处于西部内地的成渝城市圈由于政策、观念、经济基础和对外联系等多方面的因素,造成这方面比较薄弱。

### 五、基本结论

本文以经济趋同性理论的最新进展为理论背景,以五大城市圈为研究对象,分析了五大城市圈的俱乐部趋同问题,并得出以下结论:(1)五大城市圈中,除武汉城市圈外,其他四个城市圈均存在俱乐部趋同。这从另一个角度论证了在经济增长中我国一定经济圈范围内存在俱乐部趋同现象。(2)在经济发展过程中,工业化、投资结构、创新能力对经济增长的正向影响十分显著。

### 参考文献:

- [1] 罗伯特·J·巴罗,哈维尔萨拉伊·马丁.经济增长[M].中译本.北京:中国社会科学出版社,2000.
- [2] Solow R. A Contribution to the theory of economic growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1956, 70: 65-94.
- [3] Romer P. Increasing Returns and Long-Run Growth [J]. The Journal of Political Economy, 1986, 94(5): 1002-1037.
- [4] Romer P. Endogenous Technological Change [J]. The Journal of Political Economy, 1990, 98(5): S71-S102.
- [5] Lucas R. On the Mechanics of Economic Development [J]. Journal of Monetary Economics, 1988.
- [6] Lucas R. Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Country [J]. The American Economic Review, 1990, 80(2): 92-96.
- [7] Durlauf S. Econometric analysis and the study of growth: a skeptical perspective [M]. Department of economics, U of Wisconsin at Madison, 2000.
- [8] Baumol W. Productivity, convergence and welfare: what the long run data show [J]. The American Economic Review 1986, 76: 1072-1085.
- [9] Canova F. Testing for Convergence Clubs in Income Per Capita: A Predictive Density Approach [J]. International Economic Review, 2004, 45(1): 49-77.
- [10] De Long, Bradford, Steve Dowrick. Globalization and convergence [M]// M Bordo, A.M Taylor, J Williamson . Globalization in Historical Perspective. Chicago: Chicago University Press, 2003.
- [11] Sala-I-Martin X. The Classical Approach to Convergence Analysis [J]. Economic Journal, 1996, 106: 1019 -1036.
- [12] Barro R. J. Economic growth in a cross-section of countries [J]. Quarterly Journal of Economics, 1991, 106: 407 - 443.
- [13] Mankiw N G, Romer D, Weil D. A contribution to the empirics of economic Growth [J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 107: 407-437.
- [14] 宋学明.中国区域经济发展及其收敛性[J].经济研究,1996(9).
- [15] 刘夏明,魏英琪,李国平.收敛还是发散?——中国区域经济发展争论的文献综述[J].经济研究,2004(7).
- [16] 魏后凯.中国地区经济增长及其收敛性[J].中国工业经济,1997(3).
- [17] 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).
- [18] 沈坤荣,马俊.中国经济增长的“俱乐部收敛”特征及其成因[J].经济研究,2002(1).
- [19] 林毅夫,刘明兴.中国的经济增长收敛与收入分配[J].世界经济,2003(8).
- [20] 董先安.浅释中国地区收入差距:1952-2002[J].经济研究,2004(9).
- [21] 彭国华.中国地区收入差距、全要素生产率及其收敛分析 [J].经济研究,2005(9).
- [22] 许召元,李善同.近年来中国地区差距的变化趋势 [J].经济研究,2006(7).
- [23] 刘强.中国经济增长的收敛性分析 [J].经济研究,2001(6).
- [24] 马栓友,于红霞.转移支付与地区经济收敛 [J].经济研究,2003(3).
- [25] 王志刚.质疑中国经济增长的条件收敛性 [J].管理世界,2004(3).
- [26] 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).
- [27] 龚六堂,谢丹阳.我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析 [J].经济研究,2004(1).
- [28] 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).