

# 中国区域发展差距的趋势分析

郝寿义<sup>1</sup>, 金相郁<sup>2</sup>

(1. 南开大学 城市与区域经济研究所, 天津 300071; 2. 南开大学 中国城市与区域经济研究中心, 天津 300071)

**摘要:**首先本文利用多种衡量指标, 变异系数、赫平搭尔—赫施曼系数、泰尔熵系数等, 分析中国区域发展差距的趋势, 包括省际发展差距和东中西部地区发展差距。其次, 本文分析中国区域发展差距的趋势。就区域发展差距的格式而言, 理论界有两种观点, 就是 Williamson J. 的倒 U 字假说与 Amos O.M. 的 S 字假说。本文利用区域发展差距函数检验中国的区域发展差距符合哪种假说。再次, 本文利用回归模型、相关系数等方法分析造成区域发展差距的主要原因或因素。最后, 在前面分析的基础上, 探讨缩小区域发展差距的几点政策建议。

**关键词:** 区域发展差距; 赫平搭尔—赫施曼系数; 泰尔熵系数

**中图分类号:** F061.5

**文献标识码:** A

## 一、问题提起

从世界各国的经验来看, 区域发展差距是经济发展过程中的必然结果, 也是必要的。从空间角度来看, 经济发展是空间集中和分散的辩证过程。区域发展差距是宏观经济的主要问题之一。差距的扩大不仅造成经济问题, 还会成为社会问题的主要原因。从而, 世界各国在经济发展过程中特别注意区域发展的差距扩大问题, 尤其是国土面积较大的国家更重视其问题。中国的经济发展是令人瞩目的, 特别是在改革开放以来, 一直保持高速增长, 年平均增长率为 9% 以上。但是, 与此同时, 区域间的发展差距也不断地扩大, 2004 年贵州省的人均国内生产总值为 4125 元, 而上海市为 55307 元, 其差距为 13.4 倍, 1980 年贵州省为 219 元, 上海市为 2738 元, 其差距为 12.5 倍, 1980 年至 2004 年期间, 其绝对差距更加大了。从东中西部地区划分来看, 其发展差距更大。经济发展成果的绝对部分都在东部地区, 而且所谓的世界制造业基地也位于东部沿海地区。东部地区的发展条件良好, 无论人文环境还是自然环境都具备了相对的条件, 其结果当然是发展成果的相对集中。2004 年东部地区的国内生产总值为 98625.86 亿元, 占全国的 60.41%, 财政收入为 7695.94 亿元, 占 65.81%, 工业增加值为 37546.7 亿元, 占 68.5%, 进出口总额为 10736 亿美元, 占 93%, 亿元以上商品交易市场的成交额为 20876.7 亿元, 占 79.98%。

经济发展成果的过多集中是经济社会问题的根源, 也是发展的新动力。但是, 过大的差距可能对宏观经济发展造成不利的影响。从而, 世界各国都在努力缩小发展差距。本文主要分析中国的区域发展差距, 包括其趋势、主要原因与对策等。首先本文利用多种衡量指标, 变异系数、赫平搭尔—赫施曼系数、泰尔熵系数等, 分析中国区域发展差距的趋势, 包括省际发展差距和东中西部地区发展差距。其次, 本文分析中国区域发展差距的趋势。就区域发展差距的格式而言, 理论界有两种观点, 就是 Williamson J. 的倒 U 字假说与 Amos O.M. 的 S 字假说。本文利用区域发展差距函数检验中国的区域发展差距符合哪种假说。再次, 本文利用回归模型、相关系数等方法分析造成区域发展差距的主要原因或因素。最后, 在前面分析的基础上, 探讨缩小区域发展差距的几点政策建议。

## 二、文献回顾

中国区域发展差距是国内外学术界关注的热点问题。20 世纪 70 年代后期以来, 越来越多的学者开始研究中国区域经济差异问题。20 世纪 80 年代以后, 随着中国官方数据的公布, 更多的国内外学者开始研究这一课题。由表 1 可见, 20 世纪 90 年代后, 学术界开始采用一些新的方法对中国区域发展差距的构成

与来源进行分析。

表 1 中国区域发展差距实证分析的结果比较

实证分析	分析期间	使用资料	分析方法	分析结果
杨伟民 (1992)	1978 年~1989 年	人均 GDP	变异系数	各省间呈缩小趋势
魏后凯 (1992)	1952 年~1990 年	人均国民收入	加权变异系数	各省间呈倒“U”型轨迹 东中西部呈“S”型轨迹
魏后凯 (1996)	1985 年~1995 年	居民人均收入	加权变异系数 泰尔系数	各省间呈扩大趋势 各省间及东中西部间都呈扩大趋势
宋学明 (1996)	1978 年~1992 年	人均收入	—收敛检验	各省间呈收敛
Jian, T. et al (1996)	1952 年~1993 年	人均 GDP	—收敛检验 —收敛检验	1978 年~1990 年期间存在 —收敛 1978 年~1993 年期间存在 —收敛
Chen, J. et al. (1996)	1978 年~1993 年	人均 GDP	—收敛检验 —收敛检验	各省间存在条件收敛
魏后凯 (1997)	1978 年~1995 年	人均 GDP	—收敛检验	1978 年~1985 年期间存在收敛 1985 年~1995 年期间不存在收敛
林毅夫 (1998)	1978 年~1995 年	人均收入	基尼系数	各省间扩大
	1978 年~1995 年	人均 GDP	基尼系数	各省间扩大不明显 东中西部间扩大
黄义珏 (1998)	1952 年~1995 年	人均 GDP	基尼系数 变异系数	各省间呈下降趋势 东中西部间呈扩大趋势
白雪梅 (1998)	1978 年~1995 年	人均 GDP	基尼系数 变异系数	各省间缩小 东中西部间扩大
申海 (1999)	1978 年~1996 年	人均 GDP 人均收入	—收敛检验	各省间存在 —收敛 人均 GDP 收敛快于人均收入的收敛
张耀辉 (1999)	1953 年~1995 年	人均国民收入	变异系数	自 1978 年以来各省间缩小
		人均 GDP	变异系数	自 1978 年以来各省间缩小
王梦奎、李善同 (2000)	1952 年~1997 年	人均收入	加权变异系数	自 1978 年以来各省间呈下降趋势 1990 年以后呈上升趋势 东中西部间呈扩大趋势
蔡昉、都阳 (2000)	1978 年~1998 年	人均 GDP	泰尔系数	各省间不存在趋同趋势 东中西部内部呈趋同趋势
			—收敛检验	东部与中部内部存在趋同趋势 各省间不存在趋同趋势
刘水平、舒元 (2001)	1978 年~1997 年	经济增长数据	索罗—斯旺模型	各省间不存在绝对收敛 存在条件收敛
Zhang, Z.Y. et al. (2001)	1952 年~1997 年	人均平均收入	ADF test 基尼系数 变异系数	各省间收敛
刘强 (2001)	1981 年~1998 年	人均 GDP	—收敛检验	1981 年~1998 年期间各省间存在弱收敛 1981 年~1989 年期间各省间存在收敛 1989 年~1998 年期间并没有收敛
金相郁 (2002)	1952 年~2000 年	人均 GDP	变异系数	自 1978 年以来各省间呈下降趋势 自 1990 年初以后呈上升趋势 自 1978 年以来东中西部间呈上升趋势
	1956 年~2000 年	人均 GDP	赫平搭尔—赫施曼系数 平均对数偏差系数 泰尔系数	自 1978 年以来各省间呈下降趋势 自 1990 年初以后呈上升趋势 自 1978 年以来东中西部间呈上升趋势
沈坤荣、马俊 (2002)	1978 年~1999 年	人均 GDP	—收敛检验	东中西部内部存在显著的收敛
陈安平、李国平 (2004)	1952 年~2001 年	人均 GDP	ADF 检验 Johanson 协整检验	东部内各省间有收敛趋势 西部内各省间有收敛趋势 中部内各省间不存在收敛趋势 东中西部间不存在收敛趋势
徐建华 (2005)	1952 年~2000 年	GDP、人口	泰尔系数	1952 年~1978 年基本上呈扩大趋势 1979 年~1990 年呈缓慢的缩小趋势 1991 年~2000 年呈缓慢的扩大趋势
姚波 (2005)	1978 年~2003 年	人均 GDP	标准差 加权变异系数	省际间发散 省际间 U 型
	1952 年~2003 年	人均 GDP	ADF 检验 Johanson 协整检验	东部内部长期收敛趋势 中部不存在收敛趋势 西部存在收敛趋势 东中西部间不存在收敛趋势

### 三、区域发展差距分析方法

区域发展差距或不平衡的衡量指标有多种方法<sup>1</sup>。其中，相对平均偏差较简单。但是，相对平均偏差的最大缺陷是无法反映所得转移效应，尤其是其转移发生在平均的左右一方面，那么其转移效果是等同的。

从而，相对平均偏差无法表明发达区域和欠发达区域之间的任何转移效应。但是，分散能够表达其差距。分散表明所得从欠发达区域转移到发达区域就是不平衡的扩大；所得从发达区域转移到欠发达区域就是不平衡的缩小。值得注意的是，分散指标满足“庇古—塔耳图恩（Pigou-Dalton）条件”，但是，分散指标受到平均所得的规模影响，因此，虽然其分布比较平衡，但是平均所得高了，那么分散也大了。变异系数<sup>2</sup>（Coefficient of Variation：CV）解决平均所得规模的影响。变异系数，在任何所得水平下，使得转移效用表达明显，即不受平均所得水平的影响。变异系数的另一种特征就是所得转移效应的中立性。虽然变异系数解决了标准偏差指标的严重问题，但是又出现了新的问题，就是所得转移效应的中立性。所得资料的代数转换能够解决该问题，代数转换使低水平的转移效应比高水平的转移更多一些。

赫平塔耳—赫施曼系数<sup>3</sup>（Herfindal-Hirschman Concentration Index:HHCI）和泰尔熵系数<sup>4</sup>（Theil Entropy Coefficient:TEC）都满足“庇古—塔耳图恩转移原理”。在完全平衡的时候，两个系数等于 0，在完全不平衡的时候，其系数等于 1。值得注意的是，除了“庇古—塔耳图恩转移原理”以外，不平衡系数还具有两个特征，就是系数的函数特征以及同次性。赫平塔耳—赫施曼系数是总量份额的凸函数，泰尔熵系数是凹函数，并且，泰尔熵系数解决变异系数的中立性问题。凸函数是指该系数受到大份额变化的影响较大，凹函数是指受到小份额变化的影响较大。两个系数的比较提供了非常重要的线索。例如，泰尔熵系数相对稳定变化的同时，赫平塔耳—赫施曼系数呈上升趋势，那么，这意味着此变化主要取决于大份额之间的份额变化。赫平塔耳—赫施曼系数相对稳定变化的同时，泰尔系数呈上升趋势，那么，这意味着此变化主要取决于小份额之间的份额变化。

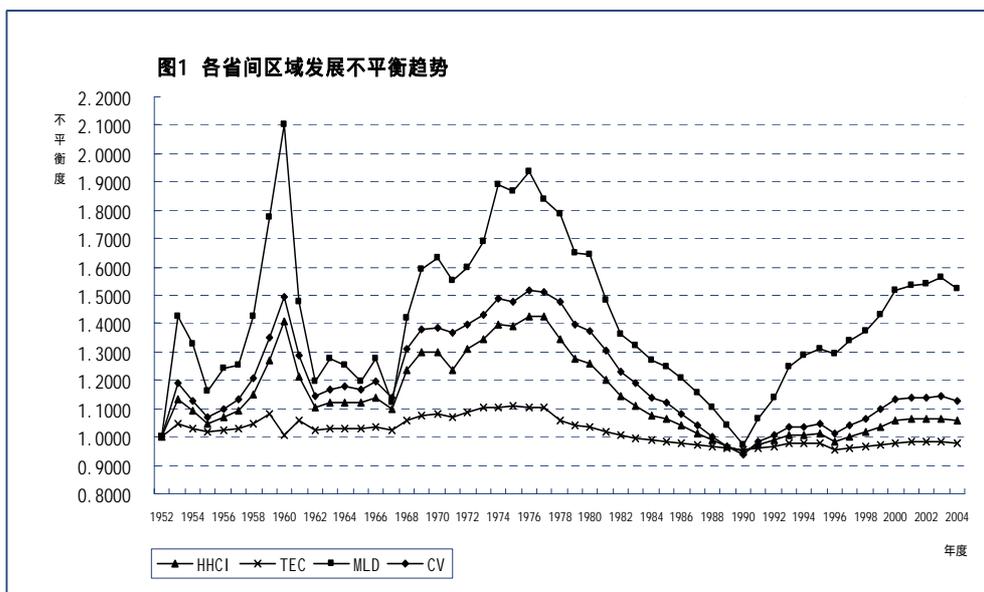
对于区域经济发展不平衡的研究，赫平塔耳—赫施曼系数和泰尔系数的比较，提供了新的分析方法。但是，赫平塔耳—赫施曼系数和泰尔系数具有非常严重的缺陷，就是衡量对象数量问题。平均代数偏差<sup>5</sup>（Mean Logarithm Deviation）系数不受衡量对象数量变化的影响。不管度量对象数量多少，只要完全平衡分配，平均代数偏差系数就等于零。值得注意的是，上述赫平塔耳—赫施曼系数、泰尔熵系数、平均代数偏差系数都具有零次同次的性质。换句话说，这些系数不受分配规模变化的影响，即如果所有的区域都增加 10% 的人均 GDP，那么，其系数值没有变化。

#### 四、中国区域发展差距趋势

本文利用人均 GDP 资料与变异系数<sup>6</sup>、赫平塔耳—赫施曼系数、泰尔系数和平均对数偏差系数，衡量 1952 年—2004 年间的中国区域发展差距趋势。由图 1 可见，各省间<sup>7</sup>发展差距的趋势。为了充分表明相对变化程度，图 1 把 1952 年为 1，总体来看，HHCI、TEC、MLD 和 CV 都呈现相似的变化趋势。变异系数表明，在 1952 年至 2004 年间，中国区域经济结构不平衡或区域发展差距并不呈现“倒 U 字”的轨迹变化。52 年的分析期间形成三个倒 U 型，1952 年—1967 年，1968 年—1990 年，1991 年—2004 年。第一倒 U 型阶段，1952 年的 CV 为 1.0000，1967 年为 1.1403，1960 年顶峰为 1.4950。第二倒 U 型阶段，1968 年的 CV 为 1.3110，1990 年为 0.9363，1976 年顶峰为 1.5150。第三倒 U 型阶段，1991 年的 CV 为 0.9828，2004 年为 1.1260，2003 年顶峰为 1.1427。值得注意的是，1991 年以来各省间的区域发展

差距呈现继续扩大，一直到 2003 年以后呈现出下降趋势。

赫平塔耳—赫施曼系数（HHCI）表明，改革开放以来，区域发展差距逐年下降，其系



数 1990 年最低为 0.9473，后来呈小幅度的上升趋势，只有 1996 年出现小的下降趋势，但其变化对总体变化影响不大，2003 年 HHCI 达到顶峰为 1.0667，2004 年有所下降为 1.0555。泰尔熵系数（TEC）与赫平塔尔—赫施曼系数的趋势基本上一致。不过，其轨迹变化幅度与赫平塔尔—赫施曼系数相比较稍小一些。在分析期间，中国经过多次区域单位的变化，赫平塔尔—赫施曼系数和泰尔系数容易受到区域单位变化的影响。平均对数偏差（MLD）系数可以解决区域单位数量的影响。从平均对数偏差系数来看，区域发展差距变化更明显。其计算结果表明，平均对数偏差系数的变化与赫平塔尔—赫施曼系数和泰尔系数的变化基本上是一致的，但是，其变化幅度很明显。改革开放以来，1990 年的平均对数偏差系数最低为 0.9693，后来 1996 年也出现小幅度的下降趋势，但总体还是上升趋势。2003 年 MLD 达到顶峰为 1.1427，2004 年有所下降为 1.1260。1991 年—2004 年间的中国区域发展差距的赫平塔尔—赫施曼系数、泰尔系数和平均对数偏差系数都呈现上升趋势，但 2004 年呈现有所下降趋势。

其原因何在？区域发展差距扩大的主要原因是在于发达区域人均国内生产总值的相对上升所造成的，还是在于不发达区域人均国内生产总值的相对下降所造成的。要是此时期不平衡扩大的主要原因在于不发达区域人均国内生产总值的相对下降，就意味着其区域（如中国西部地区）处在贫困的恶性循环中。为了分析此问题，本文重新计算三种系数的轨迹变化。由于时间序列数据经常出现年特殊波动的问题，所以本文采取五年移动平均方法，将分析期间的数据重新调整<sup>8</sup>。在泰尔系数没有变化的情况下，赫平塔尔—赫施曼系数呈现了上升趋势，这结果表明此时期差距扩大的主要原因并不在于不发达区域人均国内生产总值的相对下降，而在于发达区域人均国内生产总值的相对上升。在 1990 年—2000 年间，泰尔系数的变化是从 0.9433 到 0.9478，变化幅度很少，反而，赫平塔尔—赫施曼系数从 0.9241 上升到 0.9615，其不平衡程度上升了 4.05。从而，此时期不平衡的扩大的主要原因在于发达区域人均国内生产总值的相对上升，而不在于不发达区域国内生产总值的相对下降<sup>9</sup>。

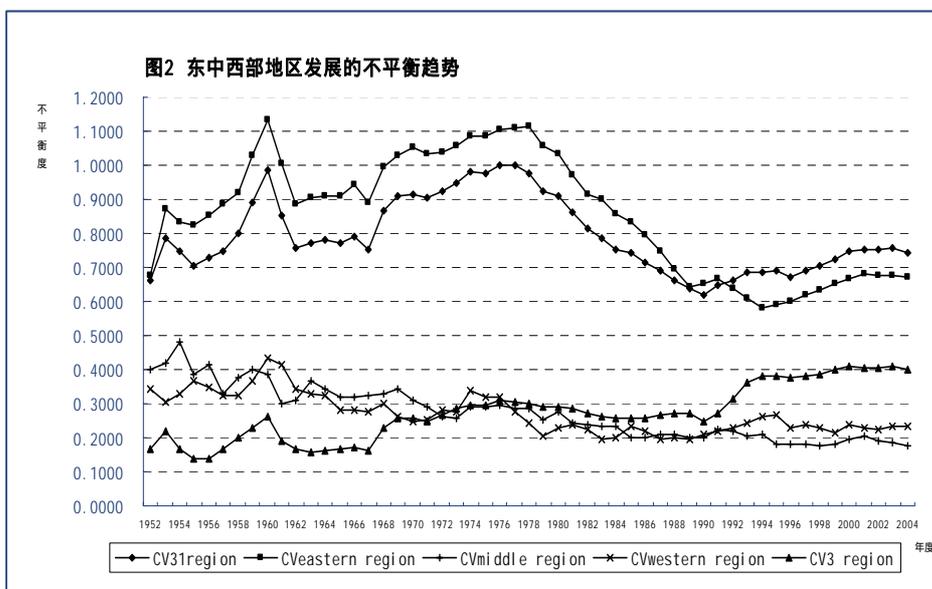
省际 CV 分析表明，在 1952 年—2004 年间，以各省为单位的中国区域发展差距发生了很大的变化。在 1952 年—1980 年间，其变化较复杂；二十世纪 50 年代，其结构越来越不平衡；60 年代初，其结构的不平衡逐步缓解，但自 60 年代中期起，其结构又呈现不平衡的加剧趋势；70 年代初期以来，其不平衡继续呈现扩大趋势，但自 70 年代中后期呈现区域发展差距的缩小趋势。在 1967 年—2004 年间，其差距变化较稳定，自 1978 年以来，其结构不平衡度一直呈现下降趋势，从 90 年代初期开始，其不平衡度又呈现扩大趋势，但 2004 年又呈现有所下降趋势。

除了省际发展差距以外，中国还重视东中西部地区间的发展差距。因此，本文利用人均 GDP 和变异系数衡量以东中西部地区为基础的区域发展差距变化，东中西部各地区内部的发展差距、东中西部间的发展差距。由图 2 可见，总体来看东部地区内部的发展差距程度高于中西部地区的差距程度。东部地区内部的差距变化相对地较大，1952 年东部地区内部的不平衡系数为 0.6754，1978 年最高达到 1.1123，后来呈现逐年下降趋势，1994 年又一次出现低谷，从 1995 年起至 2003，一直呈现上升趋势，2004 年呈现有所下降趋势，2003 年的东部地区内部的 CV 为 0.6761，2003 年为 0.6691。东部地区内部差距变化的明显特征是，在改革开放后，尤其是在 1978 年—1994 年期间，与改革开放前时期相比，其不平衡系数的变化幅度很大，意味着改革开放以来东部地区内部实现相对平衡的发展。但自 1995 年以来，东部内部地区的差距呈现上升趋势，意味着东部地区内部又出现新的经济增长点<sup>10</sup>。

与东部地区内部相比，中西部地区内部的差距变化相对地缓慢，尤其是在改革开放以来，就总体趋势而言，中西部地区内部的差距小于改革开放前时期，1952 年中部地区内部的 CV 为 0.4002，1978 年为 0.2840；1952 年西部地区内部的 CV 为 0.3447，1978 年为 0.2433。在 1990 年—2004 年期间，中部地区内部的差距有所缩小，1990 年的 CV 为 0.2015，而 2004 年为 0.1758；西部地区内部的差距有所上升，1990 年的 CV 为 0.2079，而 2004 年为 0.2330。值得注意的是，中部地区内部的发展差距从 2000 年以来呈现下降趋势，但西部地区内部的发展差距还是呈现较高的上升趋势。

从东中西部地区间的发展差距来看，图 2 表明较明显的趋势。总体来看，改革开放以后时期的差距更大于改革开放前时期的差距，前期的 CV 在 0.1—0.3 期间，后期的 CV 在 0.2—0.4 期间。换句话说，改革开

放以后东中西部地区之间的发展差距更加多大了。这个扩大趋势具有阶段特征。虽然中间出现小幅度的上升趋势,但是1978年—1990年期间的其差距呈现有所下降趋势,1978年的CV为0.3000,1990年为0.2487。从1991年至今,东中西部地区间的发展差距呈现不断的上升趋势,1991年的CV为0.2737,2004年为0.4018,尤其是在90年代初期几年的变化相当大,1990年—1993年期间CV的增长率为47.75%,之后,其差距的变化率有所下降了。值得注意的是,2004年呈现东中西部地区间的差距有所下降,2003年的CV为0.4101。这是不是新趋势的开头?有待于更深入的分析。



总之,本文的实证分析表明:在1952年—2004年间,省际发展差距呈现多个倒U型趋势;从1990年至今,省际发展差距呈现不断的上升趋势,东中西部地区间的发展差距也呈现不断的上升趋势;从90年代中期以来,东部地区和西部地区内部的发展差距呈现上升趋势,中部地区内部的发展差距呈现有所下降趋势;2004年呈现值得注意的变化,即省际发展差距与东中西部地区发展差距都呈现有所下降的趋势。那么,什么因素造成省际发展差距、东西部地区内部发展差距以及东中西部地区间发展差距的扩大?2004年所出现的各种差距的有所下降具有什么含义?是不是新趋势的开头?

## 五、中国区域发展差距趋势检验

区域发展差距究竟会怎样?这是重要的理论问题。以往的理论及实证研究把此问题归纳为两种结论,一种是长期收敛,另一种是长期扩散。但是,本文认为两种观点都不是全面的,区域发展差距是收敛和扩散的不断的过程。关于区域发展的差距,Williamson, J. (1965)曾提出了“倒U字”假说,后来,它成为所有研究区域发展差距的学者必须光顾的中心。因为它提出了两个人们一直十分关心,且十分有意义的问题:一是区域差距与差异的出现和扩大是不是规律性问题;二是它的发展前景如何,是继续扩大下去,还是会有缩小的时候。这个理论的回答令人鼓舞:肯定会有缩小的时候。从此以后,不同国家进行了实证分析并验证其规律的存在与否。但是,到目前为止,Williamson J.的观点仍然是假说,并不是被称为区域结构演变的一般规律。有些研究提出新的观点,美国的Amos O.M. (1988)指出发展水平与区域差距间的关系并不是倒U字型,而是一种S字型。Amos O.M.认为一国的发展水平进入新的发展阶段之后,就会出现新的区域发展差异和结构不平衡。国内的一些学者对这两种观点也进行了理论探索,并提出自己的观点<sup>11</sup>。

本文认为,Williamson J.的倒U字假说与Amos O.M.的S字假说都在发展的某一个阶段具有说明力,但是,发展不会停留在一个阶段,而是向前不断地发展。并且,本文认为区域发展差距存在一种演变规律。

无论发展中国家还是发达国家都存在区域结构的不平衡或平衡，其演变规律并不是长期收敛，而是收敛和扩散的周期变化。这种观点与以往新古典之类的观点并不矛盾，后者认为长期均衡能够达到长期平衡，但是，均衡和平衡是不同层次的概念，经济处在均衡状态的时候，由区域发展差距所造成的结构可以是不平衡的，也可以是平衡的。

中国区域发展差距，是不是符合“Williamson假说”，就是“倒U型”趋势，还是符合“Amos假说”，就是“倒S型”趋势。本文利用区域发展差距方程式，检验其问题。其方程式包括一次差距函数与二次差距函数。其基本形式如下：

$$Y_{\text{regionaldisparity}1} = \alpha + \beta D$$

$$Y_{\text{regionaldisparity}2} = \gamma + \delta_1 D + \delta_2 D^2$$

其中，Y为区域发展差距系数，D为发展变量， $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta_1$ 、 $\delta_2$ 为系数。要是二次函数的系数 $\delta_2$ 为负值，其差距格式就是“倒U字”。要是二次函数的系数 $\delta_2$ 为正值，其差距格式就是“U字”。如果一次函数的回归系数为负值，那么，发展与区域发展差距之间存在反比关系。如果一次函数的回归系数为正值，那么，发展与区域发展差距间存在正比关系。要是二次函数的第一项回归系数 $\delta_1$ 与第二系数 $\delta_2$ 分别为正值与负值，那么，区域发展差距格式就符合于“Williamson假说”。要是二次函数的第一项回归系数 $\delta_1$ 与第二系数 $\delta_2$ 分别为负值与正值，那么，区域发展差距格式就符合于“Amos假说”。

区域发展差距方程式需要两种变量，即发展变量与区域发展差距变量，本文利用人均GDP作为各省的发展变量，而利用图1中的变异系数作为区域发展差距变量。1952年—2000年期间的回归分析表明一次差距函数的回归系数为负值，而二次差距函数的第一项回归系数为负值，第二项回归系数为正值，“U字型”格式。但是，1952年至1980年期间的回归分析表明区域差距呈现“倒U字型”格式；1980年至2000年期间的回归分析呈现“U字型”格式；1990年至2000年期间的回归系数没有统计显著性。本文的区域发展差距方程式表明，在改革开放以前，中国区域发展差距格式符合于“Williamson假说”，而在改革开放以后，其格式符合于“Amos假说”。本文的实证分析发现中国区域差距格式并不符合Williamson格式，而符合Amos格式。那么，中国区域差距格式是不是进入空间再结构化阶段。什么因素造成这种变化？

表2 中国区域差距方程式回归结果

	1952年—2000年	1952年—1980年	1980年—2000年	1990年—2000年
$\alpha$	0.799*** (43.629)	0.875*** (12.963)	1.168*** (27.730)	0.940*** (44.747)
$\beta$	-0.00002*** (-2.833)	0.230*** (7.180)	-0.001 (-0.817)	0.004*** (7.828)
调整后的R <sup>2</sup>	0.128	0.652	-0.017	0.858
误差	0.10624	0.10659	0.12361	0.02754
F值	8.025	51.557	0.667	61.277
$\gamma$	1.370*** (39.951)	0.492** (2.550)	1.345*** (28.783)	0.980*** (17.957)
$\delta_1$	-0.023*** (-3.918)	0.620*** (3.305)	-0.024*** (-4.953)	0.001 (0.352)
$\delta_2$	0.0003*** (3.284)	-0.090** (-2.108)	0.0003*** (4.810)	0.00003 (0.793)
调整后的R <sup>2</sup>	0.278	0.693	0.530	0.852
误差	0.15741	0.10017	0.08401	0.02813
F值	10.242	31.414	12.290	29.690

注：\*\*\*，P<0.01；\*\*，P<0.05；\*，P<0.10。

## 六、中国区域发展差距趋势变化的原因

## 1. 回归模型分析

什么因素是造成区域发展差距趋势变化的主要原因。本文建立了简单的国民所得函数，利用 2004 年各省的数据来分析。模型的 Y 为国内生产总值、K 为全社会固定资产投资、L 为就业人员、GE 为财政支出、FDI 为外商直接投资、EDU 为教育经费、TRA 为客运量。为了分析变量的弹性并解决度量单位的问题，本文把全部数据换为对数。

$$\log Y = \alpha + \beta_1 \log K + \beta_2 \log L + \beta_3 \log GE + \beta_4 \log FDI + \beta_5 \log EDU + \beta_6 \log TRA$$

本文为了充分表明各变量的关系，分别建立六种模型进行回归分析，其结果见表 3。表 3 表明全社会固定资产投资、就业人数和外商直接投资对各省国内生产总值具有明显的统计显著性。全社会固定资产投资在六种模型中都具有统计显著性。不过，加上其他变量之后，全社会固定资产投资的弹性逐渐下降，就意味着它的影响力逐渐下降。但是，加上其他变量之后，就业人员的回归系数逐渐增大，意味着它的影响力逐步上升。这表明对中国区域发展差距而言劳动力还是重要的变量。教育经费可能影响劳动的质量，但是，本文的分析中教育经费对各省国内生产总值的影响并不明显。模型 5 和模型 6 中 EDU 不具有统计显著性。客运量是代表生产要素的流动程度。本文的分析中不具有明显的统计显著性。外商直接投资变量具有明显的统计显著性，是决定各省国内生产总值的主要因素之一。外商直接投资对国内生产总值的关系是正的，并且，其弹性也较高。这个结论符合中国实际。外商直接投资是一种外部因素，中央政府和地方政府只能提供引资条件，不能直接影响其规模。

表 3 回归分析结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
常数	-0.6147 (0.3258) (-1.8866)	-0.1471 (0.3745) (-0.3929)	-0.5353 (0.4564) (-1.1727)	0.1323 (0.4371) (0.3028)	0.3334 (0.4708) (0.7082)	0.6577 (0.5219) (1.2601)
ln K	1.1326*** (0.0451) (25.0869)	0.9993*** (0.0745) (13.3962)	0.8258*** (0.1413) (5.8415)	0.5310*** (0.1492) (5.85581)	0.4993*** (0.1512) (3.3017)	0.4970*** (0.1488) (3.3399)
ln L		0.1547** (0.0711) (2.1747)	0.1461** (0.0700) (2.0854)	0.1559** (0.0591) (2.6090)	0.1409** (0.0610) (2.3101)	0.2481** (0.0995) (2.4918)
ln GE			0.2472** (0.1723) (1.4349)	0.4074** (0.1544) (2.6382)	0.2429** (0.2129) (1.1408)	0.1593** (0.2184) (0.7296)
ln FDI				0.0637** (0.0190) (3.3450)	0.0559** (0.0201) (2.7733)	0.0699** (0.0224) (3.1227)
ln EDU					0.1985 (0.1777) (1.1168)	0.2396 (0.1775) (1.3498)
ln TRA						-0.0918 (0.0680) (-1.3491)
F 统计量	629.3537	357.5099	248.0415	259.0327	0.9766	0.9783
R <sup>2</sup>	0.9559	0.9623	0.9649	1.8963	209.4475	180.5683
D.W.	1.5738	1.5628	1.6021	0.9755	1.8630	1.9793

注：\*\*\*, P<0.01；\*\*, P<0.05；\*, P<0.10。

## 2. 相关系数分析

本文认为区域经济结构形成和演变的影响因素包括多方面的，既包括经济因素，也包括非经济因素。其影响因素还可区分内部力量和外部力量。我们认为，在不同的区域经济发展阶段，其内部力量和外部力量的影响都不同。我们将基本建设投资当成内部力量，并将外商直接投资当成外部力量。我们的分析表明内部力量的相关程度大于外部力量的相关程度。在 1952 年至 2000 年期间中，除了河北省，四川省，贵州省，宁夏自治区以外，其他省的基本建设投资的相关程度大于外商直接投资的相关程度，其中四川省的

分析结果不具有统计显著性。但是，在 1981 年至 2000 年期间，除了河北省，江苏省，江西省，贵州省，云南省，宁夏自治区以外，其他省的基本建设投资的相关程度大于外商直接投资的相关程度，其中江西省和云南省的分析结果不具有统计显著性。在 1952 年至 2000 年期间，外商直接投资相关程度相对高的省大部分属于西部地区，就东中部地区的大部分省而言，基础建设投资的相关程度都高于外商直接投资的相关程度。

资本投资是区域经济发展的重要因素。资本具有多种形式，我们将基本建设投资当成中央政府的区域资本投资，地方财政开支中基本建设拨款当成地方政府的区域资本投资。我们的分析表明，在 1952 年至 2000 年期间，中央政府投资的相关程度大于地方政府的相关程度的有，天津市，河北省，辽宁省，山东省，江苏省，上海市，浙江省，福建省，广东省，广西自治区，黑龙江省，吉林省，内蒙古自治区，山西省，安徽省，湖北省，湖南省，江西省，四川省，贵州省，云南省，西藏自治区，陕西省，新疆自治区；地方政府投资的相关程度大于中央政府的相关程度的有，北京市，河南省，青海省，甘肃省，宁夏自治区。从而，就东中部地区而言，对于区域经济结构的形成和演变，中央政府的力量大于地方政府的力量；就西部地区而言，地方政府的力量相对地大于中央政府的力量。

不同时期的特征有所不同。在 1952 年至 1980 年期间，中央政府投资的相关程度大于地方政府的相关程度的有，天津市，河北省，辽宁省，山东省，江苏省，上海市，浙江省，福建省，广东省，广西自治区，黑龙江省，吉林省，内蒙古自治区，山西省，安徽省，湖南省，江西省，贵州省，云南省，陕西省；地方政府投资的相关程度大于中央政府的相关程度的有，北京市，河南省，西藏自治区，青海省，甘肃省，宁夏自治区。

在 1980 年至 2000 年期间，中央政府投资的相关程度大于地方政府的相关程度的有，河北省，江苏省，上海市，浙江省，福建省，吉林省，河南省，安徽省，湖北省，陕西省，甘肃省；地方政府投资的相关程度大于中央政府的相关程度的有，云南省，西藏自治区。就大部分省区而言，中央政府的投资力量大于地方政府的投资力量。就东中西部地区而言，东中部地区的中央政府投资的相关程度相对地高，西部地区的地方政府的相关程度相对地高。

区域经济结构的影响变量可分为硬件条件和软件条件，对区域经济发展，两种条件都发挥重要的作用。在不同的发展阶段，它们的相对作用也许不同。我们将铁路和公路等交通基础设施当成区域经济发展的硬件条件，将教育水平当成区域经济发展的软件条件。我们的分析表明，在 1952 年至 2000 年期间，硬件条件的影响程度大于软件程度的有，北京市，山东省，浙江省，广东省，黑龙江省，山西省，安徽省，湖南省，江西省，贵州省，西藏自治区，陕西省，青海省，甘肃省，新疆自治区；软件条件的影响程度大于硬件条件的有，江苏省，广西自治区，内蒙古自治区，四川省，宁夏自治区。

在 1952 年至 1980 年期间，硬件条件的影响程度大于软件程度的有，北京市，河北省，山东省，浙江省，福建省，黑龙江省，山西省，安徽省，湖南省，江西省，陕西省，青海省，新疆自治区；软件条件的影响程度大于硬件条件的有，广西自治区，内蒙古自治区，宁夏自治区。在 1980 年至 2000 年期间，硬件条件的影响程度大于软件程度的有，广东省，湖北省；软件条件的影响程度大于硬件条件的有，河北省，江苏省，浙江省，河南省，江西省，宁夏自治区。就大部分省而言，硬件条件的相关程度大于软件条件的相关程度。在 1952 年至 1980 年期间，硬件条件的相关程度相对地高于软件条件的相关程度。在 1980 年至 2000 年期间，软件条件的相关程度相对地高于硬件条件的相关程度。

表 4 年增长率的相系数：1952 年—2000 年

比较内容	省份
内部力量>外部力量	北京市，天津市，辽宁省，山东省，江苏省，上海市，浙江省，福建省，广东省，广西自治区，黑龙江省，吉林省，内蒙古自治区，山西省，河南省，安徽省，湖北省，湖南省，江西省，云南省，陕西省，青海省，甘肃省，新疆自治区
内部力量<外部力量	河北省，四川省，贵州省，宁夏自治区
中央政府的力量>地方政府的力量	天津市，河北省，辽宁省，山东省，江苏省，上海市，浙江省，福建省，广东省，广西自治区，黑龙江省，吉林省，内蒙古自治区，山西省，安徽省，湖北省，湖南省，江西省，四川省，贵州省，云南省，西藏自治区，陕西省，新疆自治区

中央政府的力量<地方政府的力量	北京市, 河南省, 青海省, 甘肃省, 宁夏自治区
硬件条件>软件条件	北京市, 天津市†, 辽宁省†, 山东省, 上海市†, 浙江省, 福建省†, 广东省, 黑龙江省, 山西省, 安徽省, 湖南省, 江西省, 贵州省, 西藏自治区, 陕西省, 青海省, 甘肃省, 新疆自治区
硬件条件<软件条件	江苏省, 广西自治区, 内蒙古自治区, 河南省†, 四川省, 宁夏自治区

注：†为没有统计显著性。

表 5 年增长率的相系数：1953 年—1980 年

比较内容	省份
中央政府的力量>地方政府的力量	天津市, 河北省, 辽宁省, 山东省, 江苏省, 上海市, 浙江省, 福建省, 广东省, 广西自治区, 黑龙江省, 吉林省, 内蒙古自治区, 山西省, 安徽省, 湖南省, 江西省, 贵州省, 云南省, 陕西省
中央政府的力量<地方政府的力量	北京市, 河南省, 西藏自治区, 青海省, 甘肃省, 宁夏自治区, 新疆自治区†
硬件条件>软件条件	北京市, 河北省, 辽宁省†, 山东省, 浙江省, 福建省, 广东省†, 黑龙江省, 吉林省†, 山西省, 安徽省, 湖南省, 江西省, 贵州省†, 云南省†, 西藏自治区†, 陕西省, 青海省, 甘肃省†, 新疆自治区
硬件条件<软件条件	上海市†, 广西自治区, 内蒙古自治区, 河南省†, 宁夏自治区

注：同表 4。

表 6 年增长率的相系数：1981 年—2000 年

比较内容	省份
内部力量>外部力量	北京市†, 天津市†, 辽宁省†, 山东省†, 上海市, 浙江省, 福建省, 广东省†, 黑龙江省†, 吉林省, 内蒙古自治区†, 山西省†, 河南省, 安徽省, 湖北省, 陕西省, 甘肃省
内部力量<外部力量	河北省, 江苏省, 江西省†, 贵州省, 云南省†, 宁夏自治区
中央政府的力量>地方政府的力量	北京市†, 河北省, 山东省†, 江苏省, 上海市, 浙江省, 福建省, 广东省†, 黑龙江省†, 吉林省, 内蒙古自治区†, 山西省†, 河南省, 安徽省, 湖北省, 江西省†, 贵州省†, 陕西省, 甘肃省
中央政府的力量<地方政府的力量	天津市†, 辽宁省†, 云南省, 西藏自治区
硬件条件>软件条件	山东省†, 上海市†, 广东省, 湖北省
硬件条件<软件条件	河北省, 辽宁省†, 江苏省, 浙江省, 福建省†, 黑龙江省†, 吉林省†, 河南省, 江西省, 宁夏自治区

注：同表 4。

### 3. 变异系数分析

本文分别衡量各产业的变异系数以及它与人均 GDP 变异系数间的相关关系。1952 年—1969 年是以农业为主的国民经济发展阶段，其分析结果表明，此期间的人均 GDP 和第一产业的不平衡之间呈现正的相关关系，其相系数为 0.581，并具有统计显著性。从国内生产总值的产业结构来看，自二十世纪 70 年以后，中国国民经济进入以工业为主的发展阶段。并且，在 1970 年—2000 年间，它们之间的相关性呈现负的相关关系。至于中国区域结构不平衡，工业的影响具有阶段特征。由于改革开放前中国工业发展的重点放在重工业的发展，改革开放以后轻工业才迅速发展起来。

本文的分析表明二十世纪 70 年以来工业总产值的不平衡逐年下降，自从 80 年代初开始又呈现逐步上升趋势，并且，此时期的人均国内生产总值的区域不平衡也如此。本文认为这就是中国的特色，就是改革开放以后才形成重工业和轻工业相结合的完整的工业经济体系。由表 7 可见，在 1980 年—2000 年间，人均 GDP 的变异系数和各产业 GDP 的变异系数间的相关性很小，并没有统计显著性，但是 GDP 的变异系数和各产业 GDP 的变异系数间呈现相关关系，并且，第一产业 GDP 的相关性呈负的相关关系，而第二产业 GDP 的呈正的相关关系。在 1990 年—2000 年间，无论人均 GDP 和变异系数还是 GDP 的变异系数，它们与第二产业 GDP 的变异系数间的相关性呈强的相关关系。

表 7 人均 GDP 及 GDP 的变异系数和各产业 GDP 的变异系数之间的相系数

	1952 年-2000 年		1970 年-2000 年	
	人均 GDP 变异系数		人均 GDP 变异系数	
第一产业 GDP 变异系数	0.156	第一产业 GDP 变异系数	-0.659**	
第二产业 GDP 变异系数	-0.015	第二产业 GDP 变异系数	-0.013	

第三产业 GDP 变异系数	-0.656**	第三产业 GDP 变异系数	-0.738
工业总产值变异系数	-0.245	工业总产值变异系数	-0.252
	GDP 变异系数		GDP 变异系数
第一产业 GDP 变异系数	0.546**	第一产业 GDP 变异系数	0.592**
第二产业 GDP 变异系数	-0.071	第二产业 GDP 变异系数	0.592**
第三产业 GDP 变异系数	0.647**	第三产业 GDP 变异系数	0.985**
工业总产值变异系数	-0.129	工业总产值变异系数	0.577**
1990 年~2000 年		1980 年~2000 年	
	人均 GDP 变异系数		人均 GDP 变异系数
第一产业 GDP 变异系数	0.078	第一产业 GDP 变异系数	0.324
第二产业 GDP 变异系数	0.884**	第二产业 GDP 变异系数	0.050
第三产业 GDP 变异系数	0.875**	第三产业 GDP 变异系数	-0.414
工业总产值变异系数	0.947**	工业总产值变异系数	-0.271
	GDP 变异系数		GDP 变异系数
第一产业 GDP 变异系数	-0.096	第一产业 GDP 变异系数	-0.745**
第二产业 GDP 变异系数	0.994**	第二产业 GDP 变异系数	0.909**
第三产业 GDP 变异系数	0.975**	第三产业 GDP 变异系数	0.991**
工业总产值变异系数	0.947**	工业总产值变异系数	0.900**

注：\*\*为  $p < 0.01$ ；\*为  $p < 0.05$ 。

值得我们注意的是，各省工业总产值的变异系数与人均 GDP 的变异系数间的相关关系，在 1970 年—2000 年间，其相关系数为 -0.252 并没有统计显著性，在 1980 年—2000 年间，其相关系数为 -0.271，也没有统计显著性，在 1990 年—2000 年间，其相关系数为 0.947，并具有统计显著性。其结果表明中国区域结构在二十世纪 90 年代初才出现以工业为主的区域发展不平衡周期。

## 七、结语

本文主要分析中国区域发展差距的趋势及其原因。省际 HHCI、TEC、MLD、CV 分析表明，在 1952 年—2004 年间，以各省为单位的中国区域发展差距发生了很大的变化。在 1952 年—1980 年间，其变化较复杂；二十世纪 50 年代，其结构越来越不平衡；60 年代初，其结构的不平衡逐步缓解，但自 60 年代中期起，其结构又呈现不平衡的加剧趋势；70 年代初期以来，其不平衡继续呈现扩大趋势，但自 70 年代中后期呈现区域发展差距的缩小趋势。在 1967 年—2004 年间，其差距变化较稳定，自 1978 年以来，其结构不平衡度一直呈现下降趋势，从 90 年代初期开始，其不平衡度又呈现扩大趋势，但 2004 年又呈现有所下降趋势。

CV 分析结果表明，总体来看东部地区内部的发展差距程度高于中西部地区的差距程度。东部地区内部的差距变化相对地较大，东部地区内部差距变化的明显特征是，在改革开放后，尤其是在 1978 年—1994 年期间，与改革开放前时期相比，其不平衡系数的变化幅度很大。与东部地区相比，中西部地区内部的差距变化相对地缓慢，尤其是在改革开放以来，中西部地区内部的差距小于改革开放前时期。值得注意的是，中部地区内部的发展差距从 2000 年以来呈现下降趋势，但西部地区内部的发展差距还是呈现较高的上升趋势。从东中西部地区间的发展差距来看，改革开放以后时期的差距更大于改革开放前时期的差距，并且，从 1991 年至今，东中西部地区间的发展差距呈现不断的上升趋势，尤其是在 90 年代初期几年的变化相当大，之后，其差距的变化率有所下降。

总之，自从二十世纪 90 年代初以来，无论 31 省间还是东中西部地区间都呈现区域发展差距扩大趋势。在 1990 年—2004 年期间，中西部地区内部的发展差距较稳定，其变化幅度不大，但是，东部地区内部的发展差距变化较大，从 1994 年以来，东部地区内部的发展差距变化稳定下来，但是，同期间东中西部地区之间的发展差距还呈现继续扩大趋势。

本文建立简单的回归模型分析区域发展差距的原因。我们的分析表明全社会固定资产投资和就业人员对区域发展差距具有明显的统计显著性，而且，外商直接投资对区域发展差距也具有统计显著性。这些要素应该属于经济要素。我们的模型中教育经费和客运量不具有统计显著性，所谓的非经济要素。从中，我们可以得出两种解释：非经济要素对区域发展差距不具有说明力；中国区域经济尚未建立完善的市场经济体制，是因为教育经费和客运量对区域发展差距应该具有统计显著性，但是对中国的区域经济没有其统计

显著性。

本文计算第一、二、三产业的变异系数分析与人均国内生产总值的变异系数之间的相关系数，其结果表明在 1980 年—2000 年期间第二和第三产业与人均国内生产总值的变异系数之间呈现 0.909 和 0.991 的相关程度并具有统计显著性，而且，工业总产值与人均国内生产总值的变异系数之间也存在 0.900 的相关性。在 1990 年—2000 年期间，其相关程度更高于前期间，并且，第二产业的变异系数和人均国内生产总值的相关程度高于第三产业的变异系数和人均国内生产总值之间的相关程度，前者为 0.994，后者为 0.975。其结果意味着在 1990 年—2000 年期间人均国内生产总值的差距主要取决于第二产业的差距。这个结论对区域经济政策具有重要的意义，就是缩小区域发展差距首先要缓解第二产业的差距。并且，本文的回归分析表明全社会固定资产投资、就业人员和外商直接投资对区域发展差异具有重要的意义。

## 参考文献

- [1] 蔡昉，都阳：《中国地区经济增长的趋同与差异》[J]，《经济研究》，2000 年第 10 期。
- [2] 金相郁：《空间收敛第一规律与空间收敛第二规律》[J]，《南开经济研究》，2001 年第 3 期。
- [3] 金相郁：《空间收敛第二规律以及中国区域经济结构不平衡的研究》[D]，南开大学博士论文，2002 年。
- [4] 金相郁：《中国区域发展差距格式实证研究》[J]，《地域研究与开发》，2005 年第 24 卷第 1 期。
- [5] 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 年第 6 期。
- [6] 刘强：《中国经济增长的收敛性分析》[J]，《经济研究》，2001 年第 6 期。
- [7] 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 年第 1 期。
- [8] 杨开忠：《中国区域发展研究》，海洋出版社，1989 年。
- [9] 张敦富，覃成林：《中国区域经济差异与协调发展》[M]，北京：中国轻工业出版社，2001 年。
- [10] 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 年第 11 期。
- [11] 王小鲁，樊钢：《中国地区差距的变动趋势和影响因素》[J]，《经济研究》2004 年第 1 期。
- [12] 姚波：《我国区域经济差异的实证分析》[J]，《统计研究》，2005 年第 8 期。
- [13] 徐建华：《中国区域经济差异的时空尺度分析》[J]，《地理研究》，2005 年第 24 卷第 1 期。
- [14] 饶会林：《区域发展差距走势的理论与方法分析—对倒 U 字型观点的评价与发展》[J]，《青岛科技大学学报（社会科学版）》，2005 年第 21 卷第 1 期。
- [15] Amos, O. M. Jr., 1988, “Unbalanced regional growth and regional income inequality in the latter stages of development” [J], *Regional Science and Urban Economics*, 18: 5-16.
- [16] Byun-Byungseol, 1999, “A Comparative Study of Regional Inequality Patterns in Korea and the United States” [J], *the Journal of Korea Planners Association*, 34: 157-165.
- [17] Dan Ben-David, 1999, “Trade, Growth and Disparity among Nations” [J], *WTO Special Studies* 5.
- [18] Low, P., Olarreaga, M., Suarez, J., 1998, “Does Globalization Cause a Higher Concentration of International Trade and Investment Flows” [J], *WTO Economic Research and Analysis Division Staff Working Paper* 98-08.
- [19] Sala-i-Martin, X., 2002, “The Disturbing Rise of Global Income Inequality” [J], *National Bureau of Economic*

Research Working Paper 8904.

- [20] Tian Lun Jian & Sacks, J. D. & Warner, A. M., 1996, "Trends in Regional Inequality in China" [J], *National Bureau of Economic Research Working Paper* 5412.
- [21] Tsionas, E. G., 2002, "Another Look at Regional Convergence in Greece" [J], *Regional Studies*, 36: 603-609.
- [22] Williamson, J., 1995, "Globalization, Convergence and History" [J], *National Bureau of Economic Research Working Paper* 5259.

## Trends of Regional Development Disparity in China

Hao Shou-yi<sup>1</sup>, Jin Xiang-yu<sup>2</sup>

(1. The Institute for Studies of Urban and Regional Economy, Nankai University, Tianjin 300071, P. R., China; 2. the Research Center of Urban and Region in China, Nankai University, Tianjin 300071, P. R., China)

**Abstract:** This paper uses four measurements—coefficient of variance, Herfindal-Hirschman concentration index, Theil entropy coefficient, and mean logarithm deviation—to analyze regional development disparity in China, including cross-provincial development disparities and development disparity of three regions. We find cross-provincial development disparities and development disparity of three regions trended to expand in 1990-2003, and exhibit little downward trend in 2004. This paper analyzes the patterns of regional development disparity in China, using regional development disparity function to test its accordance with Williamson hypothesis or Amos hypothesis. This paper also uses regression model and correlation coefficient to analyze the important factor in regional development disparity in China. We find the secondary industry is an important cause in regional disparity, from 1990 to 2000. And we find that total investment in fixed assets, number of employed persons, foreign direct investment, and education expenditure are important factors in regional disparity. Finally, we suggest some policy implications.

**Key words:** regional development disparity; Herfindal-Hirschman concentration index; theil entropy coefficient

收稿日期：2005-11-12；

作者简介：郝寿义，南开大学城市与区域经济研究所教授；金相郁，南开大学中国城市与区域经济研究中心副教授。

---

<sup>1</sup> 更详细的内容参见 Low, P., Olarreaga, M., Suarez, J. (1998)

<sup>2</sup>  $CV = \frac{\sigma}{\mu}$ ,  $\sigma = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_i x_i^2 - \bar{x}^2}$ ,  $\mu = \bar{x}$

<sup>3</sup>  $HHCI = \sum_i s_i^2$ ,  $s_i = \frac{f_i}{F}$ ,  $F = \sum_i f_i$

---

$$^4 TEC = \sum_i s_i \log(s_i)$$

$$^5 MLD = \log\left(\frac{1}{n} \sum_i f_i\right) - \frac{1}{n} \sum_i \log(f_i)$$

<sup>6</sup> 从其他的实证研究表明变异系数和加权变异系数的结果基本上是一致的，尤其是其趋势，从而本文就利用变异系数。

<sup>7</sup> 不包括香港、澳门和台湾地区；由于统计资料的缺乏和行政区的变化，1952年—1977年期间不包括海南省、西藏自治区和重庆，共28个省市自治区，1978年—1995年期间不包括重庆市，共30个省市自治区，1996年—2004年期间共31个省市自治区。

<sup>8</sup> 详细的计算结果请与作者联系。

<sup>9</sup> 就是发达地区之间的份额移动所造成的结果。从全国来看，人均国内生产总值较高的省集团内部发展差距的扩大造成了全国各省间发展差距的扩大。

<sup>10</sup> 区域发展差距的扩大是新的经济增长点的出现，区域发展差距的缩小是新的经济增长点的成果向外扩散。

<sup>11</sup> 金相郁（2002），饶会林（2005）。