

doi: 10. 3969/j. issn. 1672-0598. 2009. 05. 010

# 东西部公共服务与经济发展关系的实证研究<sup>\*</sup>

张明玖

(重庆大学 贸易与行政学院,重庆 400044)

[摘要]基本公共服务均等化和区域经济协调发展,必须首先厘清区域之公共服务供给与经济发展关系的差异。基于中国东部和西部的省级数据,运用面板数据单位根检验、协整检验,对东部和西部基本建设支出和科教文卫支出与经济增长的长期关系进行了比较研究。结果显示,东部和西部基本建设支出和科教文卫支出与经济增长关系具有明显差异:西部地区基本建设支出对经济增长的贡献明显高于东部地区;而东部地区科教文卫支出对经济增长的贡献远高于西部地区。因此,在不同的区域条件约束下,区域公共服务供给与经济增长之间的相互关系并不稳定一致。在此基础上,提出了中国经济体制和财政体制改革的相关政策建议。

[关键词]公共服务供给;面板数据;单位根检验;协整检验

[中图分类号]F124 [文献标志码]A [文章编号]1672-0598(2009)05-0050-07

## 一、引言

基本公共服务均等化和经济的协调发展对于全面建设小康社会和构建社会主义和谐社会具有特别重要的意义。不少学者对于这个问题进行了一定的研究,但对于公共服务均等化与区域经济发展关系差异的研究并不多见。Grier和Tullock(1989)利用第二次世界大战后115个国家的截面—时间序列数据进行的经验分析表明,GDP的实际增长率与政府消费性支出比率是显著负相关,相反,政府的投资性支出(基础设施建设等)为经济增长提供了必要环境。Barro(1990)在AK模型的基础上,构造公共支出的内生增长模型,指出其中公共支出与私人投资是互补的,公共支出的规模会显著地影响经济增长率。Barro(1991)明确区分了财政支出中的非生产性政府消费和生产性公共投资,并对98个国家1960—1985年间的人均GDP增长率进行了若干回归分析,得出的结论是:公共消费对人均GDP产生显著的负面影响,而公共投资对人均GDP有正的影响,但统计上不显著。Devarajan, Swaroop and Zou(1996)通过对43个发展中国家近20年的统计分析表明,政府生产性支出占总支出中的比例对经济增长有副作用,而政府的

非生产性支出占总支出的比重与经济增长正相关,这说明发展中国家的政府在基本建设上投资比例太大,而忽视了经常性的公共支出。Zhang and Zou(1998)等实证检验了财政分权与宏观经济增长之间的关系,普遍认为发达国家20世纪中后期以来地方政府支出权力和份额的加大促进了经济增长,而发展中国家经济增长与财政分权程度不一定成正向关系。

在国内,公共支出与经济增长的研究也是热门问题。庄子银和邹薇(2003)对中国公共支出与经济增长展开了时间序列和横截面的经验分析。马拴友和于红霞(2003)利用1995—2000年我国的分省数据,采用Barro(1991)根据新古典增长模型构建的增长方程,估计了则政转移支付对地区经济收敛的影响。陈秀山和徐瑛(2004)对转移支付的区域经济协调效应进行了研究。付文林和沈坤荣(2006)利用我国分省数据了地方政府财政和中央政府财政支出对经济增长的影响。张明喜(2006)利用1995—2004年我国的分省数据,采用与马拴友和于红霞(2003)相似的方法进行了相关研究并得出与之相似的结论。朱之鑫(2006)认为,缩小地区差距的内涵不是指经济总量上的差距,重要的

<sup>\*</sup> [收稿日期]2009-03-17

[作者简介]张明玖,男,重庆大学贸易与行政学院。

是要缩小各地区在公共服务和生活水平方面的差距。刘寒波、王贞、刘婷婷(2007)在不考虑本地交易成本的前提下,运用空间分析方法,研究讨论两对称区域政府公共服务供给对要素流动、聚集的影响。安体富、蒋震(2008)分析了我国当前区域经济发展不协调的种种表现,揭示了导致这些问题存在的财税政策因素。张明喜(2008)运用聚类分析方法了地方财政支出结构与地方经济发展的关系。赵佳佳(2008)用东北三省的面板数据来验证公共服务结构对区域经济的影响。另外,由于赵佳佳(2008)所用的时间序列较短,这会使分析结果的信度大大降低。总体来说,在当前的研究中,通过对基本公共服务供给与经济协调发展的研究还有待深入。

改革开放以来,我国实行不平衡的经济发展战略,使我国城乡“二元经济”明显、东西部差距较大。在东西部差距中,不光是经济总量的差距上,基本公共服务的供给亦是差距明显。根据 2007 年中国统计年鉴,2006 年,东部地区人均 GDP 达到 27 172.95 元,上海最高达 57 695 元。而西部人均 GDP 为 10 936.54 元,贵州的最低为 5 787 元,仅有上海的十分之一。在基本公共服务供给方面,东部人均科教文卫支出为 660.7306 元。北京最高为 1 996.192 元。西部人均科教文卫支出为 463.2554 元。最低为川渝 356.4048 元。我国东、西部的这种差距,使我们能较为方便地研究基本公共服务供给与经济发展的关系。Barro 对 98 个国家 1960—1985 年间的人均 GDP 增长率进行了若干回归分析,得出的结论是:公共消费对人均 GDP 产生显著的负面影响,而公共投资对人均 GDP 有正的影响,但统计上不显著。由此可推测,东、西部差距扩大的一个可能的重要原因是东、西部公共服务水平上的差异。基于此,弄清东、西部公共服务供给与经济的现实发展关系及其差异所在,对于协调区域经济社会发展和全面建设小康社会有重要意义。

为了检验公共服务与经济增长关系的区域差异是否存在以及存在的形式,本文从公共服务的内容角度定义公共服务为:由一国或一地区公共服务组织通过财政提供的纯公共和准公共的产品和劳务等,主要包括文教科卫、基本建设、就业、社会保障、国防、司法行政、生态环境等纯公共服务或准公共服务。考虑到选取的指标与统计资料之间的关联性,本研究将主要选取基本建设、文教科卫为研究对象。本文针对中国东部和西部,先分别进行基

本建设供给、科教文卫供给与经济增长关系的检验,然后进行比较分析。由于受统计资料的制约,在计量分析中仅用时间序列资料不能满足大样本的要求,这样会降低实证分析结论的可信度。本文采用软件 Eview s6.0 作为分析工具,运用面板数据来解决小样本的问题,并结合面板数据单位根检验、协整检验来增强数据的使用效率,从而使实证结果更有说服力。论文以下结构安排:第二部分是公共服务供给与经济发展关系的实证模型和数据,并介绍面板数据单位根检验方法、协整检验方法;第三部分给出实证结果;第四部分是研究结论与政策建议。

## 二、模型推导、研究方法与数据采集

### (一)实证模型及数据

在研究区域公共支出和区域经济发展关系的文章中,所用的模型都是基于经济学理论的相关模型。不同支出在于具体指标和变量的选择。根据我国的具体情况,在本文中,我们建立以下实证模型:

$$Y_{it} = CS_{it} + KJWW_{it} + F_{it} + P_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中  $Y$  取各省市人均 GDP 的对数,代表经济增长变量, $CS$  (人均基本建设支出的对数)代表基本建设供给, $KJWW$  (人均科教文卫支出的对数)表示科教文卫供给, $F$  代表财政支出规模(财政支出占地区 GDP 比例), $P$  为通货膨胀(为 GDP 缩减指数减去 1)反映政府的行为, $F$  和  $P$  为控制变量。 $t$  和  $i$  分别代表时间和省别。由于科教文卫支出和基本建设支出与经济增长关系还未确定,所以同时建立以科教文卫支出和基本建设支出为应变量的模型:

$$CS_{it} = Y_{it} + F_{it} + P_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$KJWW_{it} = Y_{it} + F_{it} + P_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

根据国家统计局的统计口径,西部地区包括重庆市、四川、贵州、云南、广西、西藏、新疆、青海、甘肃、宁夏、陕西、内蒙古 12 省市。由于重庆在 1997 年直辖,之前的资料是与四川没有分开的,所以我们对重庆市和四川的资料合并为川渝处理。同时,由于西藏地区的资料也不全且几乎所有研究都认为西藏地区有其自有的特点,所以本研究中西部只有除西藏和重庆外的 10 个省市。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东 10 个省市。我们将时间跨度定为 1979 年至 2006 年,1979—1995 年的数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》(中国统计出版社 1996

年版), 1996—2006 年数据来源于《中国统计年鉴》。

(二) 计量方法

在本研究中, 我们运用面板数据协整检验来考察公共服务供给与经济增长的长期因果关系。Engle and Granger(1987)指出, 变量间协整的前提是各变量同阶单整。因此在进行面板数据协整检验前首先要进行面板数据单位根检验。考虑存在长期因果关系的条件下, 我们建立面板数据误差纠正模型进行短期因果关系的检验。本研究采用四种单位根检验法, LLC 检验、IPS 检验 (Im, Pesaran and Shin, 2003)、PP-Fisher Chi-square 检验、ADF-Fisher Chi-square 检验。下面分别介绍 LLC 检验、IPS 检验方法、MW 检验法。

Levin 和 Lin (1992) 运用 Quah 提出的模型, 允许面板单位根检验式中含有漂移项、时间趋势项, 即

$$y_{it} = p_i + y_{i,t-1} + \epsilon_{it} \quad \epsilon_{it} \sim ID(0, \sigma^2) \quad (4)$$

其中,  $p = (p_i)$ 、或  $p = (1 \quad t)$ 。

Levin, Lin 和 Chu (2002) 允许漂移项和趋势项进入检验方程, 他们假定  $N$  和  $T$  同时趋于无穷大, 但是,  $T$  的增长速度要大于  $N$ , 也就是说, 当  $N, T$  同时趋于无穷时,  $N/T$  趋于零。LLC 检验基于 ADF 检验的原理。但是使用代理变量  $y_{it}$  和  $y_{it}$ 。基于如下假设:

$$H_0: \rho = 1, \quad H_1: \rho < 1$$

该检验方法的具体步骤是首先给定各截面成员的滞后阶数  $k_i$ , 然后用  $y_{it}$ ,  $y_{i,t-j}$  和  $X_{it}$  的 OLS 残差, 用 ADF 检验式 (4) 估计标准差, 通过标准化得到代理变量。

$$y_{it} = y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} y_{i,t-j} - X_{it}^{prime} + \epsilon_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T, \quad (5)$$

代理变量通过下面两个公式表示:

$$s_{ij}^* = \frac{y_{it} - \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} y_{i,t-j} - X_{it} u}{s_i}, \quad s_i, i = 1, 2, \dots, N \quad (6)$$

$$s_{ij}^* = \frac{y_{it} - \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} y_{i,t-j} - X_{it}}{s_i}, \quad s_i, i = 1, 2, \dots, N \quad (7)$$

然后用代理变量  $s_{ij}^*$  和  $s_{ij}^*$  作如下回归:

$$s_{ij}^* = \beta_{ij}^* + v_{it} \quad (8)$$

但是, LLC 检验假设各纵剖面时间序列一阶滞后项的回归系数在零假设和备择假设下都是相同的。于是, 所有纵剖面时间序列或者都含有单位根, 或者所有纵剖面时间序列都是平稳序列。这使得备择假设与实际相距甚远。针对 LLC 检验的这一缺陷, Im, Pesaran Shin (Im, Pesaran and Shin, 1997, 2002) 提出了异质面板数据 (Heterogenous panel data) 的单位根检验, 简称 IPS 检验。IPS 检验允许面板中不同个体 (序列) 的  $\rho_i$  不同。其检验式为:

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{k_i} \beta_{ij} y_{i,t-j} + X_{it} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

其中,  $i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T, \epsilon_{it} \sim ID(0, \sigma^2)$ 。

检验面板单位根的原假设和备择假设分别为:

$$H_0: \begin{cases} \rho_i = 0, & i = 1, \dots, n_1 \\ \rho_i < 0, & i = n_1 + 1, n_1 + 2, \dots, N \end{cases}$$

利用式 (9) 对  $N$  个个体估计  $N$  个  $\rho_i$  及对应的  $t_{i(\rho)}$ 。计算平均值:

$$\bar{t}_{(\rho)} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{i(\rho)} \quad (10)$$

再用  $\bar{t}_{(\rho)}$  构造面板 IPS 检验统计量:

$$Z_{\bar{t}_{(\rho)}} = \frac{[\bar{t}_{(\rho)} - E(\bar{t}_{(\rho)})]}{\sqrt{Var(\bar{t}_{(\rho)})}}, \quad \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{i(\rho)}^2 - \bar{t}_{(\rho)}^2}$$

$Z_{\bar{t}_{(\rho)}}$  渐近服从于  $N(0, 1)$  分布。 (11)

Maddala 和 Wu (Maddala and Wu, 1997) 针对面板单位根检验式 (8), 基于 Fisher (1932) 的组合统计量, 利用相互独立的各时间序列的 ADF 检验的显著性水平, 综合每个截面单位统计量的  $P$ -值来进行单位根检验。Maddala 和 Wu 构造的  $P$  统计量为:

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \sim \chi^2(2N) \quad (12)$$

其中,  $p_i$  是个体的 ADF 检验的  $P$ -值。

传统上对协整关系的检验与估计, 主要有两种方法: Engle 和 Granger (1987) 提出的两部检验法和 Johansen (1991) 最大似然方法检验。实践证明, 这些检验方法检验短时间序列是低效的。在本文中, 我们仍然运用 Engle 和 Granger (1987) 提出的两部检验法来进行相关检验。在检验财政支出规模

(F)、科教文卫支出 (KJWW) 基本建设支出 (CS) 是否是经济增长 (GDP) 的长期原因时, 如果经济增长 (GDP)、财政支出规模 (F)、通货膨胀 (P)、科教文卫支出 (KJWW)、基本建设支出 (CS) 都是同阶单整, 则对 (1) 式运用 OLS 法进行回归 (在检验经济增长是否是科教文卫、基本建设的原因, 则对 (2) 式和 (3) 运用 OLS 法进行回归), 得到残差序列  $w_{it}$ , 再建立回归方程:

$$w_{it} = \alpha_i w_{i,t-1} + \beta_i F_{it} + \gamma_i P_{it} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

然后对 (13) 式运用 OLS 法进行回归得到回归系数  $\alpha_i$  的估计值  $\hat{\alpha}_i$ 。在得到残差序列  $w_{it}$  后, 再对其进行单位根检验。检验的实质是检验残差序列的平稳性, 如果  $w_{it}$  是平稳的, 说明长期关系成立。

### 三、实证结果分析

#### (一) 面板数据单位根检验

我们对经济增长 (Y)、财政支出规模 (F)、基本建设支出 (CS)、通货膨胀 (P) 和科教文卫支出 (KJWW) 五变量分别进 LLC 检验、IPS 检验、ADF-Fisher Chi-square 检验和 PP-Fisher Chi-square 检验。通过检验发现, 经济增长 (Y)、财政支出规模 (F)、基本建设支出 (CS)、通货膨胀 (P) 和科教文卫支出 (KJWW) 有时间趋势, 所以对这个变量进行单位根检验时选用固定效应且具有时间趋势的面板模型。通过对几个变量单位根的检验, 四种检验方法都拒绝存在单位根的零假设。由此可以判断各个序列都是一阶单整的 I(1)。即人均 GDP 的对数与人均 KJWW 支出的对数、人均基本建设支出的对数 (CS) 和省市财政支出规模、通货膨胀为一阶协整。东部地区的检验结果见表一, 西部地区的检验结果见表二。

表一 东部地区面板数据单位根检验结果

变量	水平值				一阶差分			
	LLC 检验	PP-Fisher Chi-square	ADF-Fisher Chi-square	IPS 检验	LLC 检验	PP-Fisher Chi-square	ADF-Fisher Chi-square	IPS 检验
Y	- 1. 7355 (0. 0413)	1. 97136 (1. 0000)	5. 07283 (0. 997)	2. 8172 (0. 9975)	- 6. 2581 (0. 0000)	66. 7857 (0. 0000)	85. 2922 (0. 0000)	- 6. 9134 (0. 0000)
CS	3. 40513 (0. 9997)	1. 76368 (1. 0000)	2. 15176 (1. 0000)	5. 8234 (1. 0000)	- 10. 357 (0. 0000)	143. 216 (0. 0000)	137. 711 (0. 0000)	- 10. 967 (0. 0000)
F	- 2. 6847 (0. 0036)	53. 4977 (0. 0001)	49. 3161 (0. 0003)	- 3. 145 (0. 0008)	- 11. 741 (0. 0000)	157. 181 (0. 0000)	156. 267 (0. 0000)	- 12. 451 (0. 0000)
KJWW	1. 38414 (0. 9168)	1. 06272 (1. 0000)	1. 1709 (1. 0000)	5. 8736 (1. 0000)	- 16. 282 (0. 0000)	277. 922 (0. 0000)	209. 152 (0. 0000)	- 16. 105 (0. 0000)
P	- 4. 0459 (0. 000)	63. 0623 (0. 0000)	61. 7415 (0. 0000)	- 5. 014 (0. 0000)	- 14. 7 (0. 0000)	205. 527 (0. 0000)	187. 439 (0. 0000)	- 14. 851 (0. 0000)

注: 括号内为 P 值, 以下同。

#### (二) 面板数据协整分析及长期因果关系检验

通过面板数据单位根检验, 西部和东部地区的经济增长 (Y)、财政支出规模 (F)、基本建设支出 (CS)、通货膨胀 (P) 和科教文卫支出 (KJWW) 五变量均表现为一阶单整 I(1), 因此五变量间存在协整关系的可能。但是由于面板数据的不稳定性, 应用最小二乘法可能导致伪回归, 所以必须要分析相

关变量的协整关系, 进而分析理论模型的长期关系。根据前边建立的方法, 首先对基本建设支出 (CS) 和科教文卫支出 (KJWW) 是否是经济增长 (Y) 的长期原因进行检验。由于残差  $w_{it}$  序列无时间趋势, 此处的回归模型仅含固定效应。再根据 LLC 检验、PP-Fisher 检验、ADF-Fisher 检验来判断残差序列  $w_{it}$  的平稳性, 检验结果见表三。

表二 西部地区面板数据单位根检验结果

变量	水平值				一阶差分			
	LLC 检验	PP-Fisher Chi-square	ADF-Fisher Chi-square	IPS检验	LLC检验	PP-Fisher Chi-square	ADF-Fisher Chi-square	IPS检验
Y	1.10435 (0.8653)	1.49604 (1.0000)	2.19635 (1.0000)	5.8059 (1.0000)	-6.4437 (0.0000)	72.6251 (0.0000)	72.1651 (0.0000)	-6.07 (0.0000)
CS	4.6839 (1.0000)	1.72818 (1.0000)	0.91338 (1.0000)	6.6391 (1.0000)	-8.4392 (0.0000)	113.013 (0.0000)	111.588 (0.0000)	-13.479 (0.0000)
F	-0.6142 (0.2696)	46.4889 (0.0007)	31.5315 (0.0486)	-1.494 (0.0676)	-9.4347 (0.0000)	125.312 (0.0000)	125.827 (0.0000)	-10.177 (0.0000)
KJWW	3.6446 (0.9999)	9.22288 (1.0000)	0.84397 (1.0000)	8.5221 (0.9802)	-15.299 (0.0000)	208.067 (0.0000)	189.614 (0.0000)	-14.721 (0.0000)
P	-3.465 (0.0003)	54.4581 (0.0000)	53.6527 (0.0000)	-4.498 (0.0001)	-16.49 (0.0000)	211.885 (0.0000)	203.156 (0.0000)	-15.813 (0.0000)

表三 西部和东部协整检验结果

变量	西部			东部		
	LLC	ADF-Fisher	PP-Fisher	LLC	ADF-Fisher	PP-Fisher
(y)为因变量	-4.35524 (0.0000)	52.3863 (0.0001)	87.1603 (0.0000)	-6.13965 (0.0000)	67.136 (0.0000)	97.7599 (0.0000)
(cs)为因变量	-6.05249 (0.0000)	64.6311 (0.0000)	111.366 (0.0000)	-2.65756 (0.0039)	36.6494 (0.0129)	43.0187 (0.0020)
(kjww)为因变量	-3.35735 (0.0004)	41.6757 (0.0030)	137.474 (0.0000)	-3.74395 (0.0001)	43.8144 (0.0016)	56.3217 (0.0000)

LLC检验、PP - Fisher检验、ADF - Fisher检验都说明了西部和东部地区基本建设支出和科教文卫支出是经济增长的长期原因。

西部地区得到三个协整方程：

$$Y_i = 0.6468kjww + 0.2485cs - 4.0368f + 0.2567p + c_i \quad (14)$$

$$cs_i = 1.2574y + 6.8158f - 0.8811p + c_i \quad (15)$$

$$kjww_i = 0.8186y + 3.8056f + 0.089p + c_i \quad (16)$$

东部地区的协整方程为：

$$Y_i = 0.9397kjww + 0.1011cs - 6.5005f - 0.6289p + c_i \quad (17)$$

$$cs_i = 1.4562y + 14.1825f - 0.1513p + c_i \quad (18)$$

$$kjww_i = 0.8289y + 5.8582f + 0.5604p + c_i \quad (19)$$

#### 四 研究结论及政策建议

##### (一)研究结论

本研究基于东部和西部的省级数据,运用面板数据单位根检验和协整检验对东部和西部基本建设供给和科教文卫供给与经济增长的长期关系进行了分析。结果显示东西部地区基本建设供给和科教文卫供给与经济增长成双向长期因果关系:东

模型中  $c_i$  为固定效应模型截距,由于各省的数据不同,故未给出。

部地区和西部地区的通货膨胀控制变量与经济增长关系相反,西部地区通货膨胀与经济增长呈现一定的正相关关系,而东部地区则成负相关关系;同时,东部地区科教文卫支出对经济增长的贡献显著,而西部地区则不显著;东西部财政支出规模都与经济的增长负相关;基本建设的支出在东西部对经济增长的贡献都不如科教文卫明显。在将科教文卫和基本建设作为因变量的情况下,东西部之间经济增长与科教文卫和基本建设的关系成正相关关系,但东部要强于西部。

我国东西部基本建设供给和科教文卫供给与经济增长的关系存在差异的原因可能是,东部地区的市场机制相对西部较完善,政府职能划分比西部更加科学,市场机制在配置资源中的优势强于西部,东部地区的产业布局比西部更加合理,投资环境比西部优良。西部地区由于地理位置差、自然环境相对恶劣、生产技术比较落后、人力资源匮乏、基础设施薄弱、非公有制经济不发达和财政自给能力较差等原因。导致西部地区公共服务供给成本高于东部,因而公共服务供给严重不足;产业布局不合理可又没有完善的机制促进产业的优化升级和吸引外来投资;科教文卫对经济的长期增长作用重大,可是西部在科教文卫的投入上严重落后东部,使西部经济缺乏持续发展的动力,同时还有大量的人才流向东部地区,使人力资源环境进一步恶化。同时西部地区经济的增长又没有能极大的带动公共服务供给的优化,并且仍然落后于东部,这必然进一步加大东西部之间经济社会发展的差距。研究的结论表明:财政支出的规模和财政支出结构对经济增长作用关系明显。

## (二)政策建议

我国东西部经济与基本建设供给和科教文卫供给关系存在明显区域差异。这必然会影响到全面建设小康社会和构建社会主义和谐社会的进程。基于本文研究结论,针对促进东西部经济社会的区域协调发展,提出如下政策建议:

1. 国家加大财政转移支付的力度,重点构建西部地区区域经济发展的基础设施建设。由于西部地区地理位置和自然条件的原因,加上西部地区本来财政自给能力就弱,发展优越的基础设施环境难度相当大。如果东西部都按照差不多的财政支出结构,这必然会导致西部的资源优势进一步被剥夺和加大东西之间经济社会发展的差距。

2 实行横向转移支付,加强东部对西部的对口

支援。实行横向转移支付,强化东部对西部的对口支援也是我国优先发展东部战略的题中之意。但是关键在于将具体的对口支援事项予以落实和进行考核。

3. 加大对西部地区科教文卫的投入和设施人才回流政策。科教文卫对经济增长的贡献明显高于其他投入,是经济可持续发展的长期动力。西部地区科教文卫投入明显不足,同时存在大量的人才外流现象。只有不断加强对西部科教文卫的投入,优化人力资源培养环境,才能为西部的经济社会可持续发展打下坚实基础;菜单但毕竟人力资源环境的优化是个长期的过程,所以当前只有鼓励更多人才到西部就业、服务西部,才能解决短期的西部人力资源的瓶颈。

4. 对东西部实行有差别的税收制度。东西部的各种资源条件和产业布局各不相同,所以实行全国一刀切的税收政策必然会扼杀东西部各自的特点。林毅夫教授认为:一个国家(地区)的最优产业和技术结构是由这个国家的要素禀赋结构内生决定的,所以产业选择应该基于当地的要素禀赋结构,违背基于要素禀赋结构比较优势的地区,其GDP增长将受负面影响。西部地区自然资源丰富。通过对资源密集型和劳动密集型产业在东部地区提高税收,而在西部地区实行低税收政策。可以促进这些产业转移,同时优化东部产业布局并使西部的资源优势得以发挥。

## 【参考文献】

- [1] Alicia H. Munnell, Infrastructure Investment and Economic Growth [J]. Journal of Econometric Perspectives, 1992(4)
- [2] Arrow, K & M · Kurz Public Investment, the Rate of Return and Optional Fiscal Policy [M]. John Hopkin Press, 1970.
- [3] Breitung, L. . The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, Discussion Paper[Z]. Humboldt University Berlin, 1999.
- [4] Barro, R, "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". Journal of Political Economy, 1990.
- [5] Baorr, R, "Economic Growth in a Cossr Section of Countries, Quaertrly Journal of Eeonomies, " 1991(106).
- [6] Grier, K & G, Tullock, " an Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1950 - 1980 ". Journal of Monetary Economics, 1987(24).
- [7] Devarajan, V, Swaroop & H, Zou, " the Composiotin of Public Expendituer and Ecomomic Gorwth ", Journal of

- Monetary Economics, 1996(37).
- [8] Engle, R. F. and Granger, C. W. J., Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and testing *Econometrica* 1987(55).
- [9] Levin A. and C. F. Lin, Unit Root Tests in Panel Data, Asymptotic and Finite - sample Properties[J]. *Journal of Econometrics*, 2002(108).
- [10] Hulten. C, Schwab B. Public Capital Formation and the Growth of Regional Manufacturing Industries[J]. *National Tax Journal*, 1991(44).
- [11] Zhang, T and H. Zou, "Fiscal decentralization, public spending, and economic growth in China", *Journal of Public Economics*, 1998(67).
- [12] 安体富. 完善公共财政体制, 逐步实现公共服务均等化[J]. *财经问题研究*, 2007(7).
- [13] 郭庆旺. 等财政支出结构与经济增长[J]. *经济理论与经济管理*, 2003(11).
- [14] 林毅夫. 董先安. 殷韦. 《技术选择、技术扩散与经济收敛》, 资料来源: <http://jilin.ccer.edu.cn/article/article.asp?id=175>, 2002.
- [15] 姜洪. 公共基础实施投资与长期经济增长[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 2003.
- [16] 马拴友. 于红霞. 转移支付与地区经济收敛[J]. *经济研究*, 2003(3).
- [17] 马骏. 中央向地方的财政转移支付——一个均等化公式和模拟结果[J]. *经济研究*, 1997(3).
- [18] 平新乔. 白洁. 中国财政分权和地方公共物品的供给[J]. *财贸经济*, 2006(2).
- [19] 魏后凯. 中国地区发展 - 经济增长、制度变迁与地区差异[M]. 北京: 经济管理出版社, 1997.
- [20] 翁君奕. 徐华. 非均衡增长与协调发展[M]. 北京: 中国统计出版社, 1996.
- [21] 王梦奎. 李善同等. 中国地区经济社会发展不平衡问题研究[M]. 北京: 商务印书馆, 2000.
- [22] 王绍光. 胡鞍钢. 中国: 不平衡发展的政治经济学[M] (中文版). 北京: 中国计划出版社, 1999.
- [23] 袁义才. 公共经济学新论[M]. 北京: 经济科学出版社, 2007.
- [24] 曾娟红. 赵福军. 促进我国经济增长的最优财政支出结构研究[J]. *中南财经政法大学学报*, 2005(4).
- [25] 张晏. 龚六堂. 分税制改革、财政分权与中国经济增长[J]. *经济学(季刊)*. 2005.
- [26] 张晏. 龚六堂. 地区差异、要素流动与财政分权[J]. *经济研究*, 2004, (7).
- [27] 庄子银. 邹薇. 公共支出能否促进经济增长[J]. *管理世界*, 2003(7).
- [28] 张晓峒. *Eviews使用指南与案例* [M]. 北京: 机械工业出版社, 2007.

(责任编辑: 朱德东)

## Empirical study of the relation differences of public service and economic development in east areas and west areas

ZHANG Ming-jiu

(College of Trade and Administration, Chongqing University; Chongqing 400030, China)

**Abstract:** The basic public services' equalization and regional economies coordinated development are necessarily to rationalize the regional difference of the relation of public services supplying and economic development. This study is based on China's eastern and western provinces data, uses panel unit root test and cointegration test to study long-term relations of the capital construction expenditure and science, education, culture, hygiene expenditure with economic growth between eastern and western areas. The results show that the relation of eastern and western capital construction expenditure and the science, education, culture, and hygiene expenditure with the economic growth has the obvious difference: the western capital construction expenditure has higher contribution than the eastern; But the eastern science, education, culture, and hygiene expenditure has higher contribution than the western. Therefore, in different regional restriction conditions, the relationship of regional public service supplying with the economic growth is not stable. Based on the result of study, we propose suggestion for Chinese economic system reform and the financial policy.

**Keywords:** public service supply; panel data; panel unit root test; cointegration test