

· 中国区域经济研究 ·

我国地方财政支出结构与地方经济增长关系的实证研究

张 钢, 段 澈

(浙江大学 管理学院, 浙江 杭州 310058)

[摘 要] 地方财政支出在我国地方经济增长中有着非常重要的作用,对地方财政支出结构与地方经济增长关系的研究有助于更好地理解地方财政支出的经济增长效应。利用省际面板数据(Panel Data)对我国地方财政支出结构与地方经济增长关系的实证分析表明,东部、中部和西部地区的财政支出结构存在着不同的经济增长效应;我国地方财政支出结构的不合理在一定程度上制约着地方财政支出经济增长效应的发挥。

[关键词] 地方财政支出结构; 地方经济增长; 实证研究

[中图分类号] F810.45 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1008-942X(2006)02-0088-07

随着经济高速发展,我国财政支出规模也呈逐步扩大趋势,尤其地方财政支出稳步攀升,已占总财政支出的 70%。这使人们越来越关注财政支出,特别是地方财政支出的经济增长效应。一般而言,为了促进经济增长,政府除了采取适当的财政总量政策外,更重要的是保持微观财政政策的恰当性,也即财政支出结构的合理性。不同的公共支出以及不同的支出结构调整政策都会具有不同的经济增长效应^[1]。因此,仅从地方财政支出规模来分析财政支出的经济增长效应是不够的,只有深入分析我国地方财政支出结构与经济增长的关系,才能更清楚地理解地方财政支出的经济增长效应,也才能更有效地运用财政杠杆促进经济增长。

19 世纪末学者们就开始研究财政支出与经济增长的关系,但关于财政支出结构的研究并不多。学术界越来越重视财政支出结构与经济增长关系的研究还是近几十年的事,主要原因是实践急需理论指导^{[2]5}。近几十年来,面对自由资本主义经济思潮的兴起,各国政府纷纷开始严格控制财政支出规模,调整财政支出结构,而在进行财政调整时,则面临着一个如何削减财政支出的选择;同时,很多发展中国家受到财政约束的限制也面临着艰难的选择——是削减教育支出、基础建设支出,还是行政管理支出、国防支出^{[3]221}。

关于财政支出结构与经济增长的关系,Devarajan, Swaroop 和 Zou(1996)在理论上把财政支出分为生产性公共支出和非生产性公共支出,并把生产性公共支出占总支出的比重、非生产性公共支出占总支出的比重纳入到 CES 生产函数,探讨公共支出结构与经济增长关系,指出生产性公共支出与非生产性公共支出的比值取决于这两项支出的产出弹性^{[3]225-230}。我国学者郭庆旺、吕冰洋和张德勇(2003)则从社会总

[收稿日期] 2005-09-29

[本刊网址] 在线杂志 <http://www.journals.zju.edu.cn/soc>

[作者简介] 1. 张钢(1966-),男,山东蓬莱人,浙江大学管理学院企业管理系教授,博士生导师,研究方向为组织理论与组织创新、知识理论与知识管理、技术创新管理、公共组织及治理; 2. 段澈(1981-),男,湖北英山人,浙江大学管理学院行政管理专业硕士研究生,研究方向为公共财政。

产品的供需平衡方程出发, 构建起财政支出结构与经济增长关系的理论模型, 探讨了物质资本投资支出占总财政购买支出的比重、人力资本投资支出占总财政购买支出的比重对必要增长率的影响^{[2]611}。

对于财政支出结构与经济增长关系的检验研究, 不同学者所得出的结论可以归为三类: 第一类认为经济增长与非生产性财政支出负相关、与生产性支出正相关, 典型的如 Grier 和 Tullock (1989) 的经验分析所表明的, GDP 的实际增长率与政府消费性支出比率显著负相关, 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^{[4]259-276}; A schauer (1989) 强调要区分政府消费支出和政府资本积累 (如基础设施建设) 的不同作用, 他的经验分析表明, 政府资本存量对生产率的增长具有正效应, 但是政府消费对经济增长的作用就要小得多^{[5]177-200}; 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, 其分析结果表明公共消费对人均 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^{[6]103-125}。第二类认为经济增长与生产性支出的关系不确定, 如 Hulten 和 Schwab (1991) 的研究指出, 没有证据表明公共基础设施对生产率的替代有正的效应^{[7]112-134}; Munnell (1992) 和 Gramlich (1994) 的研究认为公共投资中基础设施的生产性效应并不确定^[8-9]。第三类认为经济增长与非生产性财政支出正相关、与生产性支出负相关, 如 Devarajan, Swaroop 和 Zou (1996) 对 43 个发展中国家 20 年的统计数据进行分析, 结果表明传统的生产性支出在总支出中的比例与经济增长负相关, 发展中国家大量的生产性公共支出并没有带来预期的经济增长效应^{[3]226-240}。

虽然国内关于财政支出与经济增长关系的研究较多, 但针对财政支出结构与经济增长关系的检验研究则相对缺乏, 关于地方财政支出结构与经济增长关系的实证研究更是没有涉及。针对国内已有相关研究的不足, 本文拟就我国地方财政支出结构与地方经济增长关系展开研究, 并用省际横截面数据对我国地方财政支出结构的经济增长效应进行实证分析。

一、理论模型

在进行模型分析时, Arrow 和 Kurz (1970) 将公共资本存量纳入宏观生产函数, 对公共支出与经济增长的关系进行模型分析, 但均衡状态的不稳定性使得这一模型并没有得到太多的应用^[10]。与 Arrow 和 Kurz (1970) 不同, Barro (1990) 将公共资本流量纳入宏观生产函数, 并构建了一个内生的经济增长模型, 这一模型得到较广泛应用^{[6]103-125}。在这些理论基础上, Devarajan, Swaroop 和 Zou (1996) 将公共支出分成两类, 并把这两类支出都纳入到总生产函数^{[3]222-225}。基于他们的理论框架, 本文将财政支出分成生产性支出与非生产性支出, 纳入到柯布—道格拉斯生产函数中进行模型分析, 并假设生产函数有三个生产要素: 私人资本存量 k , 第一类财政支出 g_1 , 第二类财政支出 g_2 。 $y = f(k, g_1, g_2) = k^\alpha g_1^\beta g_2^\gamma$ (1.1)。这里, α, β, γ 分别是 k, g_1, g_2 关于产出量的弹性。若对国民收入的征税比率为 τ (总税率), 总财政支出为 g , 两类财政支出所占总支出的比重分别为 α_1, α_2 ($\alpha_1 + \alpha_2 = 1$), 且假设财政收支平衡, 我们可以求出长期经济增长率: $g = \frac{1}{\alpha} [(1 - \tau)^{1-\alpha} \alpha_1^\beta \alpha_2^\gamma - 1]$ (1.2)。在 $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ 的

生产性支出与非生产性支出的划分存在着争论, 不同学者有不同划分方法。Barro (1990) 认为国防支出有助于保护产权, 教育支出属于人力资本投资, 因而在实证分析时, 把国防和教育支出看作是生产性支出; Grier 和 Tullock (1989) 等学者则把国防和教育支出看作是非生产性支出。

Devarajan, Swaroop, Zou (1996) 重新对生产性支出作出界定, 认为生产性支出是在财政总支出中比例上升会提高稳定状态经济增长率的那部分支出 (如行政管理费用若有正的经济增长效应, 同样也可以称之为生产性支出), 因而, 他们将人们习惯上所说的生产性支出称之为传统的生产性支出。

当一国经济中有剩余劳动, 劳动便不构成约束, 这时在生产函数中便可以省去劳动要素, 或让资本要素同时反映人力资本和物质资本 (Devarajan, Swaroop 和 Zou, 1996)。Barro (1990) 和 Devarajan, Swaroop 和 Zou (1996) 在生产函数中都省去了劳动投入生产要素。

条件下,最大化式(1.2),我们可以求出当经济增长速度 g 取最大值时, β_1 、 β_2 要满足条件:

$$\beta_1^* = \frac{1}{1+\beta_2}, \beta_2^* = \frac{\beta_1}{1+\beta_1} \quad (1.3)$$

1.3式表明各项财政支出要与产出弹性相适应达到最优,只要财政支出结构与各项财政支出的产出弹性相适应,就可以通过优化财政支出结构而不需改变财政支出规模来促进经济增长。因而,要充分利用财政支出促进经济增长,就应该优化财政支出结构。该模型也可以扩展到包含多种财政支出的情况。

二、经验分析

(一) 计量模型

本文计量模型的基本框架为上述柯布—道格拉斯生产函数。考虑到劳动力、人力资本和对外开放程度等均影响到地方经济增长,所以在进行实证分析时,本文在计量模型中加入了这些变量。

本文的回归分析方程为: $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln(G_{kit}/TE_{it}) + \beta_2 I_{it} + \beta_3 L_{it} + \beta_4 O_{it} + u_{it} \quad (2.1)$

2.1式中,下标 i 为省份, t 为时间。 y_{it} 为人均实际GDP的增长率,财政支出的经济增长效应会有一个时滞过程,如果只对当年的财政支出与当年的人均实际GDP的增长率进行回归分析,就不能较好地反映财政支出与经济增长的关系,同时考虑到我国地方财政支出“往往较为偏好短期项目”^{[11]39},因而采取的因变量为包括本年和其后三年的人均实际GDP的4年滑动平均值,这样不仅能更好反映财政支出的经济增长效应,还能解决计量分析中的逆向因果问题; G_{kit}/TE_{it} 表示 t 年 i 省财政支出结构,即各类财政支出占总支出的比重,由于统计资料的限制,这里分别选取 G_{1it}/TE_{it} 、 G_{2it}/TE_{it} 、 G_{3it}/TE_{it} 、 G_{4it}/TE_{it} 、 G_{5it}/TE_{it} 分别表示基本建设支出、企业挖潜改造支出、支持农业生产和事业支出、文教科学卫生事业支出、行政管理支出占总支出的比重; I_{it} 为 t 年 i 省投资增长率,由于受到统计资料的限制,本文用固定资产投资增长率来代替投资增长率; L_{it} 为 t 年 i 省劳动力增长率,本文采用的数据为城乡从业者总人数的增长率; O_{it} 为 t 年 i 省对外开放程度,本文采用的数据为外贸进出口总额与GDP之比; u_{it} 为随机误差项。

(二) 计量结果和解释

考虑我国地区经济发展不平衡,同时也是为了比较不同地区之间财政支出结构经济效应时方便,本文将选取的样本分为东、中、西三大地带。

表1是对东部地区数据的计量分析结果。表1中6个回归方程的Hausman检验W值都显著,因而这6个回归方程均采用固定影响变截距模型。回归结果显示,地方基本建设支出占总财政支出的比重(G_1/TE)与地方经济增长率负相关,但在统计上不显著;地方企业挖潜改造支出占总财政支出的比重(G_2/TE)在回归1.2中与地方经济增长率正相关,在回归方程1.6中与经济增长率负相关,两者在统计上都不显著;地方支持农业生产和事业支出占总财政支出的比重(G_3/TE)与地方经济增长率正相关,但在统计上不显著;地方文教科学卫生事业支出占总财政支出的比重(G_4/TE)与地方经济增长率正相关,其中在回归1.6中有很强的显著性;地方行政管理支出占总财政支出的比重在回归1.5中与地方经济增长率正相关,在回归1.6中与地方经济增长负相关,两者在统计上都不显著。在进行回归分析时,仅仅考虑某一类支出占总财政支出的比重与综合考虑多类财政支出占总财政支出的比重呈现不同的回归结果,这主要是因为本文考察的是财政支出结构与经济增长关系,单独考虑某一类财政支出时,因其有正的边际产出,增加这类支出会促进经济增长,但若将几类财政支出同时考虑时,在总支出不变的情况下,增加某一类财政支出会减少其他类财政支出,

若增加的这类财政支出的产出弹性低于其他类财政支出的产出弹性, 这样就会出现与经济增长负相关的问题。从表 1 中还可以看出, 固定资产投资增长率、城乡从业者总人数的增长率、外贸进出口总额与 GDP 之比与经济增长率之间是正相关的, 特别是固定资产投资增长率对地方经济增长的影响很大, 在统计上也是显著的。

表 1 我国地方财政支出结构与我国地方经济增长关系的检验结果——东部地区 (因变量 y_{it})

自变量	1. 1	1. 2	1. 3	1. 4	1. 5	1. 6
I	2. 98 (1. 80*)	3. 24 (1. 99**)	2. 89 (1. 77*)	3. 10 (1. 92*)	3. 24 (1. 99**)	2. 53 (2. 52**)
L	1. 45 (0. 15)	2. 03 (0. 22)	1. 06 (0. 48)	2. 92 (0. 31)	1. 07 (0. 22)	3. 61 (0. 58)
O	0. 07 (0. 17)	0. 07 (0. 19)	0. 15 (0. 39)	0. 04 (0. 12)	0. 08 (0. 20)	0. 13 (2. 36**)
G_1/TE	- 1. 38 (- 0. 85)					- 0. 84 (- 0. 51)
G_2/TE		0. 01 (0. 03)				- 0. 06 (- 0. 13)
G_3/TE			2. 76 (1. 44)			3. 52 (1. 60)
G_4/TE				1. 62 (1. 50)		1. 82 (2. 64***)
G_5/TE					0. 84 (0. 16)	0. 167567 (- 0. 07)
W	39. 55	30. 21	35. 36	30. 23	20. 87	35. 42
Adj R ² -sq	0. 45	0. 42	0. 47	0. 48	0. 47	0. 52
F-stat	42. 22	16. 68	15. 61	15. 69	14. 70	7. 52
D. W	0. 74	0. 73	0. 74	0. 77	0. 74	0. 77

注: 各列中与自变量相对应的数字上面一个是回归系数, 下面的括号里的是 t 值, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的水平上显著。W 为 Hausman 检验 W 值。模型所用原始数据来自《新中国 50 年统计资料汇编》(中国统计出版社 1999 年版) 和《中国统计年鉴 (1999—2004)》(中国统计出版社, 1999—2004 年出版)。

表 2 是对中部地区数据的计量分析结果。表 2 中, 除了回归 1. 4 没有通过 Hausman 检验外, 其他的五个回归方程都通过 Hausman 检验, 因而回归 1. 1、1. 2、1. 3、1. 5、1. 6 均采用固定影响变截距模型, 回归 1. 4 采用随机影响变截距模型。回归结果显示, 地方基本建设支出占总财政支出的比重 (G_1/TE) 与地方经济增长率负相关, 但在统计上不显著; 地方企业挖潜改造支出占总财政支出的比重 (G_2/TE) 与地方经济增长率正相关, 在回归 1. 2 中呈现统计上的显著性; 地方支持农业生产和事业支出占总财政支出的比重 (G_3/TE) 与地方经济增长率正相关, 但在统计上不显著; 地方文教科学卫生事业支出占总财政支出的比重 (G_4/TE) 与地方经济增长率正相关, 其中在回归 1. 4 中是显著相关的; 地方行政管理支出占总财政支出的比重与地方经济增长率正相关, 且呈现很强的显著性。固定资产投资增长率、外贸进出口总额与 GDP 之比与经济增长率之间是正相关的, 但在统计上不显著。城乡从业者总人数的增长率反而与地方经济增长呈现显著的负相关, 这可能与我们所选用的城乡从业者总人数的增长率并不能反映所有的就业情况有关。

表 2 我国地方财政支出结构与我国地方经济增长关系的检验结果——中部地区(因变量 y_{it})

自变量	1. 1	1. 2	1. 3	1. 4	1. 5	1. 6
I	0. 16 (1. 74 *)	0. 14 (1. 25)	0. 21 (0. 77)	0. 43 (1. 76 *)	0. 44 (1. 41)	0. 01 (0. 79)
L	- 0. 23 (2. 11 **)	- 0. 17 (- 1. 65)	- 0. 12 (- 1. 27)	- 0. 16 (- 1. 44)	0. 14 (- 1. 36)	- 0. 23 (- 2. 28 * *)
O	0. 08 (0. 93)	0. 10 (1. 15)	0. 14 (1. 69 *)	0. 08 (0. 84)	0. 02 (0. 17)	0. 02 (0. 24)
G_1 / TE	- 0. 21 (- 2. 85 ***)					- 0. 07 (- 0. 73)
G_2 / TE		0. 22 (2. 94 ***)				0. 08 (1. 14)
G_3 / TE			- 0. 50 (- 4. 89 ***)			- 0. 52 (- 1. 07)
G_4 / TE				0. 21 (2. 95 ***)	0. 02 (0. 15)	
G_5 / TE					0. 35 (2. 75 ***)	0. 33 (2. 17 **)
W	19. 62	19. 55	22. 34	2. 74	20. 87	20. 73
Adj R ² sq	0. 49	0. 46	0. 52	0. 47	0. 47	0. 47
F ⁻ stat	14. 78	14. 98	21. 57	12. 49	14. 70	12. 94
D. W	0. 51	0. 45	0. 55	0. 45	0. 74	0. 64

注:各列中与自变量相对应的数字上面一个是回归系数,下面的括号里的是 t 值,*、**、***分别表示 10%、5%、1%的水平上显著。W 为 Hausman 检验 W 值。回归方程中方程 1. 4 为随机效应模型。模型所用原始数据来自《新中国 50 年统计资料汇编》(中国统计出版社 1999 年版)和《中国统计年鉴(1999—2004)》(中国统计出版社 1999—2004 年出版)。

表 3 是对西部地区数据的计量分析结果。表 3 中 6 个回归方程的 Hausman 检验 W 值都显著,因而这 6 个回归方程均采用固定影响变截距模型。回归结果显示,地方基本建设支出占总财政支出的比重 (G_1 / TE) 与地方经济增长率正相关,但在统计上不显著;地方企业挖潜改造支出占总财政支出的比重 (G_2 / TE) 与地方经济增长率正相关,在回归 1. 6 中呈现统计上的显著性;地方支持农业生产和事业支出占总财政支出的比重 (G_3 / TE) 与地方经济增长率负相关,但在统计上不显著;地方文教科学卫生事业支出占总财政支出的比重 (G_4 / TE) 与地方经济增长率负相关,但在统计上不显著;地方行政管理支出占总财政支出的比重与地方经济增长率正相关,且在回归 1. 6 中是显著相关的。同时,固定资产投资增长率、外贸进出口总额与 GDP 之比与经济增长率之间是正相关的。与中部数据的计量回归结果一样,城乡从业者总人数的增长率与地方经济增长负相关,但统计上不显著。

在对我国地方财政支出结构与地方经济增长关系的模型分析和经验分析基础上,本文得出以下基本结论:

1. 财政支出结构对经济增长具有重要的影响,我国地方财政支出结构是影响我国地方经济增长的一种重要因素,要充分发挥地方财政政策的经济效应,就要进行地方财政支出的结构调整和优化。在我国,地方财政支出结构还不尽合理,基本建设支出、企业挖潜改造支出等在广大经济落后的地区偏低,而在经济较发达的地区偏高;行政管理支出在东部地区过高,对地方经济增长产生了负面影响,但在中部、西部地区有积极作用;支持农业生产和事业性支出以及文教科学卫生事业支出在经济落后的地区没有发挥出其应有作用。不合理的地方财政支出结构制约着财政支出的经济增长效应,特别是在我国财政支出占 GDP 的比率比大多数国家都低的情况下,优化财政支出结构

显得更加迫切。

表 3 我国地方财政支出结构与我国地方经济增长关系的检验结果——西部地区 (因变量 y_{it})

自变量	1. 1	1. 2	1. 3	1. 4	1. 5	1. 6
I	0. 03 (2. 06 **)	0. 02 (1. 89 *)	0. 02 (2. 28 **)	0. 02 (2. 14 **)	0. 02 (2. 03 **)	0. 01 (0. 56)
L	0. 03 (0. 41)	0. 02 (0. 34)	0. 04 (0. 65)	0. 03 (0. 39)	0. 03 (0. 41)	0. 03 (0. 42)
O	0. 07 (2. 13 **)	0. 07 (0. 95)	0. 05 (1. 54)	0. 07 (1. 97 **)	0. 07 (1. 92 *)	0. 05 (1. 48)
G_1 / TE	0. 09 (2. 59 ***)					0. 16 (3. 59 ***)
G_2 / TE		0. 03 (0. 31)				0. 17 (2. 64 ***)
G_3 / TE			- 0. 14 (- 1. 47)			- 0. 13 (- 1. 21)
G_4 / TE				- 0. 05 (- 1. 12)		- 0. 02 (- 0. 37)
G_5 / TE					0. 04 (0. 70)	0. 22 (3. 23 ***)
W	29. 03	34. 61	28. 46	35. 97	20. 99	37. 85
Adj R ² sq	0. 47	0. 39	0. 38	0. 37	0. 39	0. 57
F ⁻ stat	10. 77	10. 15	12. 97	10. 61	10. 31	6. 78
D. W	0. 74	0. 38	0. 39	0. 40	0. 38	0. 51

注: 各列中与自变量相对应的数字上面一个是回归系数, 下面的括号里的是 t 值, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的水平上显著。W 为 Hausman 检验 W 值。模型所用原始数据来自《新中国 50 年统计资料汇编》(中国统计出版社 1999 年版) 和《中国统计年鉴 (1999—2004)》(中国统计出版社 1999—2004 年出版)。

2. 我国地方财政支出结构的经济增长效应具有比较鲜明的地区差异性, 不同地区的各项财政支出的产出弹性差异性较大, 因而, 在优化我国地方财政支出结构时, 一定要注意与地方经济发展水平及各项地方财政支出的产出弹性相适应。在经济较发达的东部地区及中部地区要适当降低地方财政支出中的经济建设比重, 在西部地区要保持一定量的经济建设支出比例; 在广大的中部、西部地区, 随着社会经济的发展, 行政管理费的增长是必要的, 而且行政管理支出的适当扩展对地方经济增长是有利的, 而在经济较发达的东部地区, 行政管理费用的过快增长已经对地方经济增长产生了负面影响, 因而, 要严格控制地方财政支出中的行政管理费用支出, 加强行政管理费用管理, 提高政府运作效率和公共服务水平; 同时, 文教科学卫生事业支出和支持农业生产和事业性支出在东部地区对地方经济增长是有利的, 需要加大支出力度。

[参 考 文 献]

- [1] 马拴友. 财政政策与经济增长 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2003.
- [2] 郭庆旺, 吕冰洋, 张德勇. 财政支出结构与经济增长 [J]. 经济理论与经济管理, 2003, (11): 5 - 12
- [3] DEVRARAJAN S, SWAROOP V, ZOU H, The Composition of Public Expenditure and Economic Growth [J]. Journal of Public Economics, 1996, 67: 221 - 240.
- [4] GR IER K, TULLOCK G. An Empirical Analysis of Cross-national Economic Growth, 1951—1980 [J]. Journal of Monetary Economics, 1989, (24): 259 - 276.

- [5] ASCHAUER D. Is Government Spending Productive? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1989, (23): 177- 200
- [6] BARRO R J. Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1990, (98): 103- 125
- [7] HULTEN C, Schwab B. Public Capital Formation and the Growth of Regional Manufacturing Industries [J]. *National Tax Journal*, 1991, (44): 121- 134
- [8] GRAMLICH E. Infrastructure Investment: A Review Essay [J]. *Journal of Economic Literature*, 1994, (32): 1176- 1196
- [9] MUNNELL A. Infrastructure Investment and Economic Growth [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1992, (6): 189- 198
- [10] ARROW K J, KURZM. Public Investment, The Rate of Return and Optimal Fiscal Policy [M]. Baltimore: The John Hopkins Press, 1970
- [11] 沈坤荣,付文林. 中国的财政分权制度与地区经济增长 [J]. *管理世界*, 2005, (1): 31- 39

Positive Analysis on Local Fiscal Expenditure Structures and Local Economic Growth in China

ZHANG Gang, DUAN Che

(College of Management, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China)

Abstract: Along with the reform of the fiscal system in China, local fiscal expenditure has largely augmented with an increasing effect on local economic growth. To understand the effect of local fiscal expenditures on economic growth is becoming urgent. Positive analysis on the relationship between local fiscal expenditure structure and local economic growth will be conducive to the understanding of the effect of local fiscal expenditure on economic growth. However, existing researches mostly focus on the total amount and little is known about how the composition of fiscal expenditure affects economic growth. The total amount of fiscal expenditure has only offered the possibility for economic growth, and it is not equal to the economic growth itself. Turning local fiscal expenditure into local economic growth depends not only on the magnitude and growth of this figure but also on keeping the reasonable structure of local fiscal expenditure that optimizes the distribution of local fiscal expenditure. Linking the composition of fiscal expenditure with economic growth by postulating an aggregate production function in which there are two types of government expenditure, the results of our study indicate that optimizing the composition of fiscal expenditure can lead to a higher steady growth rate of the economy without changing the total amount of fiscal expenditure. Based on the analytical model, the empirical analysis further uses panel data from 1985 to 2003 to examine the linkage between Chinese local fiscal expenditure structures and local economic growth. Considering the unbalanced development in China, the data is divided into three parts: the data of eastern China, middle China and western China. The empirical analysis indicates that the composition of local fiscal expenditure has an important effect on local economic growth and the local fiscal expenditure structures of different regions have different effects on the local economic growth. But generally speaking, the composition of Chinese local fiscal expenditure is not rational and not compatible to the changing economic growth environment. It restricts the effects of local fiscal expenditure on the local economic growth. Therefore, in order to promote local economic growth, the effect of local fiscal expenditure structures and its difference in different regions deserve more attention. Under the situation of very limited local resources in today's China, it is more important to optimize the structure of local fiscal expenditure.

Key words: local fiscal expenditure structure; local economic growth; positive analysis