

¹财政分权、政府行为与经济增长

金成晓 朱培金

(吉林大学数量经济研究中心 吉林大学商学院 130012)

内容提要: 本文从财政分权这一事实出发, 遵循分权影响政府行为, 进而影响产出这样的研究思路, 通过建立 VAR 模型, 分析了财政分权、经济增长、第二产业产值比重和全要素生产率相互之间的关系。分析表明, 预算内财政分权指标和综合财政分权指标对经济增长效果并不十分明显; 根据脉冲响应函数, 发现其中存在负的冲击; 财政分权对全要素生产率效果并不显著, 但对第二产业产值比重有较大影响。根据实证分析结果, 提出了加快转变政府职能等六点政策建议。

关键词: 财政分权; 地方政府行为; 经济增长; VAR 模型; 脉冲响应函数

引言

自 1978 年改革开放以来, 中国无论在经济上还是在政治上都取得了巨大的成就。年均近 10% 的经济增长率, 不但造就了新的世界奇迹, 同时也让中国人民过上了小康生活, 并正向全面小康进军。纵观中国的改革历史, 中国经济的发展与分权化运动密不可分。在改革伊始, 政府管理体制改革的财政改革是以渐进方式展开的。1979 年到 1994 年这段时间对中国而言具有特别意义, 这段时间是财政分权改革的第一阶段, 主要以改变统收统支的财政方式特点, 变过去“一灶吃饭”为“分灶吃饭”, 中央推行一系列的改革措施, 主要是调动地方财政创收和发展地方经济的积极性, 以此中国政府间纵向财政分权进入了新阶段。1994 年以后主要以分税制改革为特点, 由于此前改革中地方政府被赋予了更多的权力, 导致中央力量被过分削减, 因此此次财政改革加强了中央预算内的集权, 也就改变了地方政府行为, 从而影响了地方经济的增长。

财政分权导致权力的重新分配会影响到政府的行为, 但是财政分权对经济增长的影响效果如何, 学术界一直存在争论。主要存在三种意见: 财政分权对经济增长影响不明显、财政分权促进了经济增长和财政分权阻碍了经济增长。本文就从中国财政分权这一事实出发, 从分权导致政府行为改变, 并从提供的公共物品产生持续作用的内生增长角度, 来分析政府行为对长期经济增长的影响。考虑到现实经济中各个变量的相互关系, 经济变量的内、外生性不容易区别, 因此用 VAR 模型来建模, 从宏观的视角定量分析改革开放以来, 财政分权对政府行为的影响以及对经济增长的作用。本文分为以下四个部分, 第二部分为财政分权、政府行为和经济增长的文献综述, 第三部分为财政分权模型和政府行为分析, 第四部分为实

【作者简介】: 金成晓, 男, 1966 年生, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师。电话: 13500813066 邮箱: jcx666@sina.com. 通信地址: 吉林省长春市前进大街 2699 号吉林大学数量经济研究中心。邮编: 130012; 朱培金, 男, 1982 年生, 吉林大学商学院 2010 级博士研究生。电话: 15948320168 邮箱: 2778642@163.com. 通信地址: 吉林省长春市前进大街 2699 号吉林大学数量经济研究中心。邮编: 130012

证分析，第五部分为结论和政策建议。

1 文献综述

早在 1956 年，Charles Tiebout 发表了《地方支出的一个纯理论》一文，开启了财政分权研究的先河。此后财政分权的重要性逐渐开始受到经济学家的关注。Charles Tiebout 认为地方分权可以解决中央政府信息缺失问题，因为居民可以自由迁徙，他们的偏好可通过“用脚投票”机制显示出来，而地方政府的收入与“逃离”的居民成反比，那么地方政府之间的竞争就是不可避免的，从而影响公共支出模式。Bardhan (2002) 曾经评论说，在 Tiebout 理论中，内含有居民的完全自由流动和政府为居民负责这两个重要假设。而这两个假设对于不发达国家和地区而言显然过于苛刻，当然也不容易得到满足。但是经过他们的努力和发展，逐步形成了中央和地方分权的财政联邦主义的基本思想。然而早期一代的财政联邦制思想局限在公共财政范畴，并没有涉及到地方政府的激励模式和分权对经济增长的关系等问题。Wallace Oates 在 1972 年的《财政联邦主义》一书中提出了“分权有利于增长”的观点，但是该理论总是受到各种挑战。随后出现的苏东剧变事件，早期财政联邦思想也再次得到关注。许成钢和钱颖一(1993)发表了《中国的经济改革为什么与众不同？M 型的层级制和非国有部门的进入与扩张》一文，认为中国在改革开放以前就与前苏联不同。前苏联计划经济的管理是纵向的、垂直的，呈现出 U 型的组织结构，而中国的计划体制是多层次和多地区的管理层次，呈现出 M 型的组织结构，而 M 型的组织结构更有利于经济的发展。钱颖一和 Weingast 在《中国特色的维护市场的经济联邦制》一文中，分析了中国分权在改革中起到的关键作用，并提出中国特色的维护市场的经济联邦制思想。在后来一篇基于中国经验现象的研究论文中，许成钢、Eric Maskin 和钱颖一联合发表的《激励、信息与组织的形式》一文，开始把财政分权的思想更多地与地方政府的激励、经济转型和经济增长联系起来。他们的研究视角与方法与早期的公共财政理论已经不同，把公共经济学引向更前沿的领域，形成了财政联邦制的基本理论或叫第二代财政分权理论。

在检验分权与增长之间的关系方面，由于影响经济增长的因素很多，各种因素对其的影响十分复杂且难以量化，所以准确衡量分权对经济增长的影响同样不容易，也往往由于指标选取的不同而产生争议，因此要找到合适的变量指标反应分权与增长之间的关系往往不容易做到。Wallace Oates 在 1993 年的论文《财政分权与经济发展》中对这些问题做了较为细致的讨论和说明。1998 年张涛和邹恒甫在《公共经济学》杂志上发表了用中国数据系统检验财政分权与经济增长之间关系的《财政分权、公共开支与中国的经济增长》一文。他们使用 1978-1992 年的省级数据检验了财政分权与经济增长的关系，发现财政分权对于中国经济增长影响的检验并没有得到证实。

国内同样有很多关于财政分权的研究成果，主要有两种观点：一是财政分权促进了经济增长。林毅夫和刘志强(2000)使用 1970-1993 年 28 个省市的面板数据证实中国的财政分权改善了经济效率，促进了经济增长。他们的财政分权指标采用的是省级政府提留的财政收入的增加额作为省级政府在本省预算收入中的“边际分成率”。但是他们的这个指标很容易把经济发展程度完全不同的省份以及前后不同的时期都处理成相同的分权程度，而且没有包含 1994 年后的财政分税制经验数据。张宴和龚六堂(2005)在《分税制改革、财政分权与中国经

经济增长》中运用包括转移支付和预算外资金等四类分权指标，检验了 1986-2002 年 28 个省级之间的分权与增长的关系，估计的结果表明中国的财政分权与经济增长存在明显的跨期差异现象，财政分权对经济增长在 1994-2002 年间显著为正，而在 1986-1993 年则为负，因此他们认为分税制促进了财政分权对经济增长的影响。张军等(2007)认为分权导致地方政府之间的竞争从而增加了对于基础设施的建设，同时政府间在“招商引资”上的竞争也加剧了对基础设施的投资，而基础设施恰恰具有正的外部性。另一种观点则相反，认为财政分权对经济增长并不有利，王永钦等(2007)认为，不计成本而只看到收益的分权是不合理的，地方政府倾向于对中央政府负责，而对民众的相对忽视是一种普遍现象。周黎安(2004、2007)就中国官员晋升模式研究了近年来主要依靠 GDP 为单一政治指标的现象。傅勇、张宴(2007)研究了为适应经济增长而导致经济结构的偏离问题。王永钦等(2007)列举了众多关于分权的负面影响，如地区间差异的扩大，地区市场分割、重复建设与效率损失，市场改革中的群分效应与动态效率损失等问题研究。

现有文献很少涉及关于财政分权与经济增长之间的 VAR 模型，从总量角度研究财政分权与全要素生产率(TFP)之间的 VAR 模型则更少。因此本文使用财政分权指标、GDP 增长率、全要素生产率和第二产业产值比重四个变量来建立 VAR 模型进行实证研究。在财政分权刻画上，使用地方预算内支出占全部预算的比重和地方预算内外支出占全部预算内外的比重两个指标。

2 财政分权模型与政府行为分析

中国的财政分权早在社会主义建立初期就开始了。1957 年召开的中国共产党八届三中全会做出了改善工业管理和中央与地方财政关系的三个决定，后由于“大跃进”运动出现偏离，到七十年代中期的中央收权，实际上中国财政分权一直存在。改革开放之前，所有的分权都是计划经济下的产物。改革开放之后，中国才真正在市场经济条件下实施了财政分权。

中国的改革实际上伴随着市场化和财政体制双重分权的过程，资源由中央统一调度到以市场配置为主，这是一个市场化的分权，而政府管理体制内部体现为财政分权。我国的财政分权还不是完整意义上的分权：一方面这种分权没有赋予地方独立的税权；另一方面也没有在地方层次上形成制衡。这是与财政联邦制的主要区别。地方的财政分权所导致的地区间竞争在起到促进经济增长的同时，负面影响也日益浮现，比如恶性竞争，低水平的重复建设问题等等²，因此有人提出了地方财政分权应该适度的建议³。财政分权的争议性为本文提供了一个很好的研究背景。

财政分权是部分权力从中央政府下放到地方政府的过程，即权力的重新分配，权力的分配必然影响地方政府行为。从信息角度而言，中央政府对地方信息的掌握与地方政府相比不存在优势。因此，地方财政分权会使地方政府在资源配置方面存在帕累托改进，有利于促进经济增长。由于现阶段的中国处于经济转轨时期，政府的作用并不专注于提供公共物品，还直接参与了社会生产与投资，因此把政府纳入内生增长理论中是合理的，政府提供的公共服务使经济产生持续内生增长。同时，政府使用资源效率的相对低下，加之由于恶性竞争等

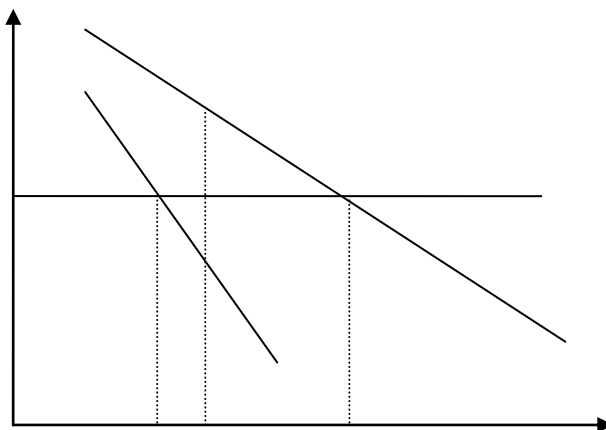
² 参考了武京闽，《财政分权与中国经济增长》一文，载于《社会科学报》2008 年 7 月 10 日第 004 版

³ 邹恒甫，《地方财政分权应该适度》，中国税务报，2005 年 01 月 26 日

原因，分权也产生了一定的负面效应。

2.1 分权对公共物品提供的分析

对于地方性公共物品的提供，地方政府比中央政府更了解当地居民的偏好，对地方的情况也比中央政府更为熟悉，因此，当中央政府与地方政府对某种公共物品提供具有相同成本或成本差别不大时，地方性公共物品更适合于由地方进行提供，图一对此进行了说明。假设经济体中有两个地方政府和一个中央政府，两个地方政府与中央政府提供一种公共物品具有相同的成本，地方一居民对这种公共物品的需求为 D_1 ，地方二居民对这种公共物品的需求曲线为 D_2 ，根据边际成本与边际收益相等原则，因此地方一公共物品的最佳提供数量为 Q_1 ，地方二公共物品的最佳提供数量为 Q_2 ，现由中央为两个地方提供公共物品，由于中央政府不了解两个地区居民的偏好，则会根据统一标准为每个地区的居民提供公共物品数量都为 Q_3 。由图可知，中央政府对地方一提供了过多的公共物品，而地方二产生了公共物品短缺。因此如果实行分权，让地方政府自身根据需要提供相应的公共物品，则可以增进全社会福利从而实现帕累托改进。这种公共物品供给过剩与短缺并存的现象在中国一直存在，中国实施的统收统支的财政政策便可以通过这个简单的图示来说明。1978 年的改革，不但实施了市场分权，同时也实施了财政分权，使中国经济实现了高速的增长，其中财政分权就起了很大的作用。

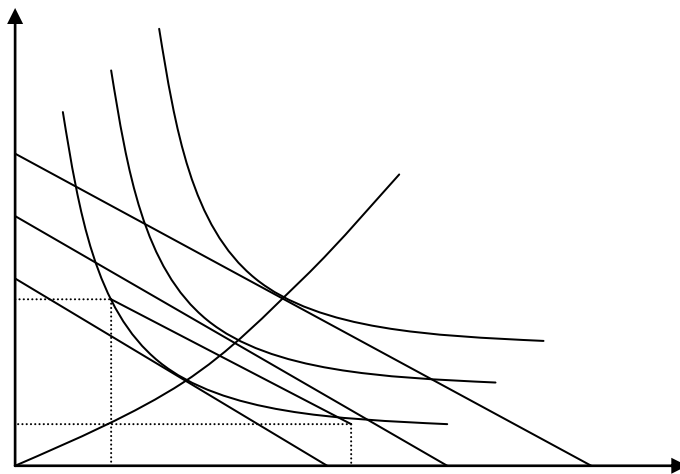


2.2 公共物品的最优财政分权

政府不但提供了公共物品，产生了正外部性，使经济产生了持续增长动力，而且政府还通过直接的投资拉动了经济的增长，在中国三十余年的经济增长过程中，这两方面的作用是明显的。中央政府和地方政府的支出规模共同决定了国内生产总值，两者的合理支出规模能最大限度地促进经济增长。在此，我们借用微观经济学中的等产量曲线来说明(见图二)。假设三条等产量曲线 A,B,C,B 曲线比 A 曲线产值高，C 曲线比 B 产值高， $f(\bullet)$ 为它的生产函数，而且假定产量曲线是凹函数，即边际替代率是负的且递减的，横轴代表地方政府提供的公共物品数量，纵轴代表中央政府提供的公共物品数量。假设在 X_1 点地方政府提供的公共物品大于中央政府提供的数量，而 X_2 相反，对于 $\lambda \in [0,1]$ ，存在 $X' = \lambda X_1 + (1 - \lambda) X_2$ ，

而 $f(X') \geq \lambda f(X_1) + (1 - \lambda)f(X_2)$ ，这表明，相对极端的政府支出与合理的财政分权相比处于劣势，因为投入 X' 数量的公共物品，产出大于 A ，因此合理的分权有助于产出增长。由于中央政府和地方政府提供产品的种类不同，而一年的财政支出是有限，因此存在 $P_1X_1 + P_2X_2 = a$ 的约束， P_1 、 P_2 和 a 分别代表地方政府公共物品、中央政府公共物品价格和一定的财政支出，因此约束曲线与等产出曲线相切点便是公共物品提供的最佳点， P_1X_1 / P_2X_2 的值便是最优财政分权。由于公共物品提供产生了持续的经济增长动力，导致下一期产出增加，同时财政收入也增加，以此政府提供的物品也增加，以此下去，可以产生一条最优财政分权曲线 OD 。孙长清和李晖⁴(2006)根据中国情况研究表明中国的最优财政中央比重为 22-24% 之间，该研究结果可以从上述简单的图形中得到理论上的解释。

财政分权会导致政府行为的改变。如在中国改革开放初期的 1978 年，中央财政收入占总财政收入比重为 15.52%，而支出占总支出的 47.42%。一方面长期实施的计划经济使人民的积极性不高，财政收入减少，而政府支出规模的日益扩大，导致财政无法承受，因此中央为了提高地方激励性，开始了财政分权，纷纷下放权力到地方。两年后的 1985 中央财政收支占全部财政收支比为 38.39% 和 39.68%，到 2008 年两者的比例变为 53.29% 和 21.31%。从这一点看分权产生的激励是有效的。然而财政分权是否有利经济增长存有争议，本文便是在前人研究的基础上对改革开放以来我国财政分权与经济增长的关系进行实证分析。



2.3 财政分权对经济增长的作用

对财政分权通过影响全要素和外部制度环境进而影响经济增长的作用机制考察，可以较为全面地分析财政分权对经济增长的作用。为了分析财政分权对经济增长的影响，本文把社会总生产分为三个产业部分：第一产业(Y_1)产值、第二产业(Y_2)产值和第三产业(Y_3)产值。根据会计恒等式可以得出：

$$Y_t = Y_{1t} + Y_{2t} + Y_{3t}$$

并假设每个产业的生产函数并不相同，这也符合各个产值间技术的差异，生产函数为：

$$Y_{it} = Y_i(K_{it}, L_{it}, A_{it}, Z_{it}) = Y_i(K_{it}, L_{it}, A_{it}(DE_t), Z_{it}(DE_t)) \quad i = 1, 2, 3$$

⁴ 孙长清、李晖，基于经济增长的财政支出最优化，中国经济出版社，2006

上述生产函数包含了各个产业中的资本存量(K)、劳动人口数量(L)、技术(A)和其他制度性环境(Z)变量, DE 表示分权变量, 它通过影响技术和其他制度性环境变量, 并不引起资本存量和劳动人口数量的变化, 上述 t 表示时期。

总产出函数对时期 t 求导, 经济增长也来自三个产业部门:

$$\frac{\partial Y}{\partial t} = \frac{\partial Y_1}{\partial t} + \frac{\partial Y_2}{\partial t} + \frac{\partial Y_3}{\partial t}$$

根据微分的链式公式可以得出:

$$\frac{\partial Y_i}{\partial t} = \frac{\partial Y_i}{\partial K_i} \times \frac{\partial K_i}{\partial t} + \frac{\partial Y_i}{\partial L_i} \times \frac{\partial L_i}{\partial t} + \frac{\partial Y_i}{\partial A_i} \times \frac{\partial A_i}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} + \frac{\partial Y_i}{\partial Z_i} \times \frac{\partial Z_i}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} \quad i = 1, 2, 3$$

经济增长不仅跟资本存量和劳动数量相关, 还与财政分权条件下技术和制度环境增量有关, 由于假设财政分权对资本存在和劳动数量不产生影响, 因此财政分权对经济增长的作用体现在:

$$\begin{aligned} & \frac{\partial Y_1}{\partial A_1} \times \frac{\partial A_1}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} + \frac{\partial Y_1}{\partial Z_1} \times \frac{\partial Z_1}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} + \frac{\partial Y_2}{\partial A_2} \times \frac{\partial A_2}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} + \frac{\partial Y_2}{\partial Z_2} \times \frac{\partial Z_2}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} + \\ & \frac{\partial Y_3}{\partial A_3} \times \frac{\partial A_3}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} + \frac{\partial Y_3}{\partial Z_3} \times \frac{\partial Z_3}{\partial DE} \times \frac{\partial DE}{\partial t} \end{aligned}$$

为了讨论的简单而不失原本的经济意义, 令上式为 DEI。因此:

若 $DEI > 0$, 表明财政分权会促进经济增长;

若 $DEI = 0$, 表明财政分权对经济增长无影响;

若 $DEI < 0$, 表明财政分权会阻碍经济增长。

确定 DEI 的符号并不容易, 但是从理论上很容易得出财政分权对经济增长的倒 U 曲线, 这表明具有一个最优的财政分权。因为 $\partial Y_i / \partial A_i > 0$, 即技术对产出有促进作用, $\partial Y_i / \partial Z_i > 0$, 即外部制度环境对产出具有促进作用, $\partial A_i / \partial DE$ 和 $\partial Z_i / \partial DE$ 的符号并不确定, 根据长期的历史和经验的判断, 它们的符号随着财政分权的增大呈现由正变负的过程, 即财政分权的增大在起初对技术和外部制度环境有促进和改善作用, 但是一旦超过某个限度, 反而起到阻碍作用。尽管 $\partial A_i / \partial DE$ 和 $\partial Z_i / \partial DE$ 的正负转折点并不相同, 但是它们的合力一定会使 DEI 随着财政分权的增大呈现由正变负的过程, 因此一定存在某个财政分权度使得 $DEI = 0$, 而这个财政分权就是最有财政分权。很多文献对此进行了讨论, 本文在三个产业部门的角度从理论上论证了倒 U 曲线的存在, 这和图二进行的简单分析相吻合。

财政分权对技术具有作用, 同时中国第二产业部门在经济中的比重相对比较稳定, 而财政分权使中央把一部分权力交付地方政府, 地方政府出于政绩的考虑, 一般也会优先考虑第二产业, 因此具有较高人均资本的第二产业就天然会是财政分权的宠儿。所以本文分析财政分权对技术即全要素(TFP)和第二产业的影响。

3 实证分析

3.1 数据描述

本文主要考察财政分权对经济增长、第二产业产值和全要素生产率的影响。因为分权导致地方政府加大投入, 而中国正处于工业化时期, 加之地方政府的官员晋升与地区 GDP

增长挂钩，现时期第二产业对于拉动经济增长具有不可替代的作用。经济发展既要关注短期也要着眼于长期，因此对全要素生产率的作用也是本文的关注点，第二产业产值比重(SI)，实际经济增长率(GDPI)，财政分权指标使用地方财政支出占总财政支出的比重，考虑到中国预算外支出明显，因此使用预算内地方财政支出比重(FI)和综合财政支出比重(预算内外财政支出占总预算内外的比重，ZFI)，预算外支出在统计年鉴上从1982年才开始统计，而2010年的统计年鉴中还没有2009年的预算外收支，故数据期间为1978-2008年，数据来自中国统计年鉴。数据(全要素生产率计算见4.2)如下：

表1 财政分析数据

年份	GDPI(%)	SI(%)	FI(%)	ZFI(%)	TFP(%)
1978	11.67	47.88	52.58		-0.081
1979	7.57	47.1	48.89		-5.917
1980	7.84	48.22	45.74		-4.125
1981	5.18	46.11	45.04		-5.599
1982	9.25	44.77	47.01	55.26	-3.069
1983	11.13	44.38	46.11	53.62	-2.158
1984	15.3	43.09	47.48	53.35	1.299
1985	13.22	42.89	60.32	59.89	-2.108
1986	8.54	43.72	62.07	60.95	-5.677
1987	11.52	43.55	62.62	61.31	-0.991
1988	11.31	43.79	66.08	63.60	0.018
1989	4.16	42.83	68.53	65.00	-2.979
1990	4.07	41.34	67.43	64.73	-5.823
1991	9.11	41.78	67.79	63.67	2.823
1992	14.07	43.44	68.72	62.62	6.339
1993	13.67	46.57	71.74	74.63	4.222
1994	13.11	46.57	69.71	73.62	2.684
1995	9.33	47.18	70.76	74.37	0.846
1996	10.19	47.54	72.90	72.94	0.187
1997	9.63	47.54	72.57	77.55	0.134
1998	7.31	46.21	71.05	76.19	-1.587
1999	7.94	45.76	68.51	73.56	-1.026
2000	8.55	45.92	65.30	70.48	0.028
2001	8.06	45.05	69.50	73.51	-0.384
2002	9.55	44.79	69.29	72.84	-0.143
2003	10.64	45.97	69.90	73.10	-0.695
2004	10.41	46.23	72.29	74.77	-1.449
2005	12.04	47.37	74.14	76.43	-1.373
2006	12.77	47.95	75.28	77.60	-0.784
2007	14.36	47.34	77.00	78.72	0.315
2008	9.59	47.45	78.7	80.06	-3.828

3.2 全要素生产率的计算

全要素生产率(TFP)是宏观经济学中的一个重要概念,是研究分析一国或一个地区除了资本和劳动投资之外对经济增长率的贡献指标,因此是反映经济质量和经济效率的一个关键指标,同时也是反映技术进步、劳动人员素质提高和经济结构调整和生产规模变化等的参数。因此,关于估计中国 TFP 的相关文献很多,本文估计的模型同样基于柯布道格拉斯(C-D)生产函数估计得出:

$$Y_t = A(t)K_t^\alpha L_t^\beta, \quad A_t = A_0(1+r)^t$$

产出函数包含资本存量(K)、劳动数量(L)和技术进步(A)三个参数,而技术进步函数是时间趋势的函数,其中 r 表示技术的年进步率。这表明技术进步随着时间的推进呈现一定的趋势, $r > 0$ 表明技术是进步的,反之表明技术是退步的。首先对上述产出函数取对数处理:

$$\ln(Y_t) = \ln(A_0) + t \ln(1+r) + \alpha \ln(K_t) + \beta \ln(L_t)$$

在估计之前,本文先利用 Wald 检验方法来检验规模不变 $\alpha + \beta = 1$ 的假设。Wald 检验是利用无约束回归方程 $\ln(Y_t) = \ln(A_0) + \alpha \ln(K_t) + \beta \ln(L_t) + \varepsilon_t$ 的回归结果,此处估计系数 $\ln(1+r)$ 并不显著,表明中国改革开放以来技术进步并不呈现时间趋势,对 α 和 β 进行线性约束检验,结果如下表:

表 2 Wald 检验结果

原假设	F 统计量	P 值
$\alpha + \beta = 1$	2.913	0.1008

$P > 0.1$ 表明在 10% 的显著性水平下,我们是不能拒绝原假设的,即认为我国在 1978-2008 年间的产出函数是规模报酬不变的。

其次,在验证规模报酬不变条件下,我们对已经取对数后的产出函数两边同时减去 $\ln(L)$, 利用 $\alpha + \beta = 1$, 得到:

$$\ln(Y_t / L_t) = \ln(A_0) + \alpha \ln(K_t / L_t)$$

对上述模型进行最小二乘估计(OLS),就得到了资本劳动的产出弹性,于是就可以根据以下公式得到 TFP 增长率:

$$g_{TFP_t} = g_{Y_t} - \alpha g_{K_t} - (1-\alpha)g_{L_t}$$

其中 g 表示增长率。

本文中资本存量是通过永续盘存法计算而得,即:

$$K_t = K_{t-1} + (1-\delta)I_t$$

时间 t 以 1978 年为基期,基期的资本存量为郭庆旺、贾俊雪(2005)的论文中估算的资本存量, I_t 表示 t 期经过固定投资价格指数折算的实际固定资产投资, δ 表示折旧率,本文以 5% 折旧。固定投资价格指数在 1991 年前由于在统计年鉴中还没有统计,本文同样使用郭庆旺、贾俊雪在论文中的数据,1991 年后使用统计年鉴中的固定投资价格指数,产出(Y)是经过 GDP 平减指数折算后得到的实际值。利用经过整理过的数据,通过利用普通最小二乘法(OLS)进行拟合回归,结果为:

$$\ln(Y_t / L_t) = -0.83 + 0.66 \ln(K_t / L_t) + 1.25AR(1) - 0.43AR(2)$$

$$(0.0248) \quad (0.0264) \quad (0.183) \quad (0.158)$$

$$[-33.463][28.886] \quad [6.854] \quad [-2.748]$$

$$R^2 = 0.999 \quad Adjusted R^2 = 0.998 \quad F = 8924.531 \quad DW = 1.655$$

上式小括号内的数值是标准差，中括号内的数值是 t 统计量，上述各个参数均在 1% 显著性水平下得到满足，拟合优度更是达到了 99.9%，甚至调整的拟合优度也为 99.8%，F 统计量也表明系统总的参数在 1% 显著性水平下是显著的。所以方程拟合的较好，资本产出弹性为 0.66，表明资本在产出中占的比重为 66%，反之，劳动产出比为 0.34，暗示着中国与西方发达国家相比劳动收入占总产出的比重较低。同时，时间序列的自相关性也得以体现，所以上述拟合方程中，加入了滞后一期和二期的残差自回归项，两者的综合系数为 0.83(1.25-0.43) 小于 1，表明系统是收敛的，不存在发散趋势，经过残差自回归的修正，DW 统计量为 1.655，表明方程中的自相关问题得到了解决。然而经过计算发现 TFP 在改革中的 31 年没有明显的增长，呈现出正负交替的现象，从另一个侧面也表明中国改革开放以来粗放式的经济发展模式向集约型的经济发展模式转变效果并不理想，因此发展方式的转变仍将要长期而不懈的努力。TFP 的计算结果见表一。

3.3 模型选择

经济变量相互间的联系是错综复杂的，如何区分变量之间的内生和外生性便具有困难。为了更好地分析财政分权对经济的影响，本文使用向量自回归模型(VAR)模型，这种方法一定程度上能够对变量的内外生性同等对待。在建立模型之前，首先需要进行模型设定检验，包括单位根检验和协整检验。本文检验方法为 ADF 单位根检验和 JJ 协整检验，检验结果为表三。

表 3 变量平稳性检验结果

变量	ADF 值	AEG 临界值(5%)	检验形式(C,T,N)	单整阶数
FI	-1.523	-1.952	(0,0,0)	1
ΔFI	-4.347	-1.952	(0,0,0)	0
ZFI	1.405	-1.954	(0,0,0)	1
ΔZFI	-5.304	-1.955	(0,0,0)	0
GDPI	-3.987	-2.967	(c,0,1)	0
SI	-0.139	-1.952	(0,0,0)	1
ΔSI	-4.139	-1.953	(0,0,0)	0
TPF	-2.069	-1.953	(0,0,2)	0

注：(C,T,N)分别表示常数项、时间趋势项和滞后阶数

由检验结果可知，预算内地方财政支出占总预算内财政支出比例(FI)、综合财政指标(ZFI)和第二产业产值比重(SI)三个变量是一阶单整 I(1)的，经济增长率(GDPI)和全要素生产率(TFP)是原序列平稳 I(0)的。由于本文涉及多个变量，那么变量之间可能存在协整关系，因此进行约翰森(JJ)检验，结果为表四。

表 4 变量协整性检验结果

变量	最大特征值	似然比	5%临界值	1%临界值	假设的协整方程
FI GDPI SI TPF	0.619	58.126	47.856	54.682	无**
	0.496	30.158	29.797	35.458	至少存在一个协整方程*
	0.256	10.299	15.494	19.937	至少存在两个协整方程
	0.057	1.710	3.841	6.635	至少存在三个协整方程
Δ ZFI GDPI SI TPF	0.758	70.775	47.856	54.682	无**
	0.599	35.284	29.797	35.458	至少存在一个协整方程*
	0.332	12.381	15.495	19.937	至少存在两个协整方程
	0.088	2.300	3.841	6.635	至少存在三个协整方程

**代表 1% 检验水平, *代表 5% 检验水平

由检验结果可知, 各变量之间均在 5% 的显著性水平上至少存在一个协整方程, 说明各变量之间存在长期稳定的关系, 可以直接建立 VAR 模型。根据 AIC 与 SC 最小准则, 以预算支出比例为财政分权指标的 VAR 模型选择一期滞后, 包含预算外支出的综合财政指标的 VAR 选择二期滞后。模型回归结果为表五和表六。

表 5 以预算内支出比例为财政分权指标的 VAR 模型回归结果

变量	FI	GDPI	TFP	SI
FI(-1)	0.961 (0.055) [17.495]	0.001 (0.057) [0.005]	0.050 (0.051) [0.986]	0.029 (0.020) [1.433]
GDPI(-1)	0.591 (0.231) [2.559]	0.496 (0.238) [0.67283]	-0.275 (0.214) [-1.283]	0.083 (0.085) [0.987]
TFP(-1)	-0.068 (0.255) [-0.266]	0.017 (0.263) [0.063]	0.614 (0.237) [2.593]	0.064 (0.093) [0.680]
SI(-1)	-0.645 (0.250) [-2.576]	-0.305 (0.258) [-1.181]	-0.443 (0.232) [-1.906]	0.803 (0.092) [8.759]
C	26.705 (11.335) [2.356]	18.849 (11.689) [1.613]	19.175 (10.512) [1.824]	6.308 (4.148) [1.521]
R ²	0.945	0.271	0.425	0.798
调整 R ²	0.937	0.155	0.333	0.766
F	107.956	2.643	4.614	24.766
对数似然比	-68.065	-68.987	-65.804	-37.908
AIC	4.871	4.932	4.720	2.861
SC	5.104	5.166	4.954	3.094

注: 小括号内的数为标准差, 中括号内的数为 t 统计量

表 6 包含预算外支出的综合财政分权指标的 VAR 模型回归结果

变量	ZFI	GDPI	TFP	SI	变量	ZFI	GDPI	SI	TFP
ZFI(-1)	0.455 (0.223) [2.044]	-0.139 (0.218) [-0.638]	-0.117 (0.172) [-0.679]	-0.034 (0.059) [-0.580]	TFP (-2)	0.495 (0.366) [1.354]	0.009 (0.357) [0.026]	0.200 (0.283) [0.707]	0.165 (0.097) [1.690]
ZFI(-2)	0.474 (0.233) [2.038]	0.010 (0.227) [0.045]	0.057 (0.180) [0.314]	0.182 (0.095) [2.946]	SI(-1)	0.149 (0.796) [0.188]	1.611 (0.778) [-1.833]	1.299 (0.616) [2.109]	0.687 (0.212) [3.243]

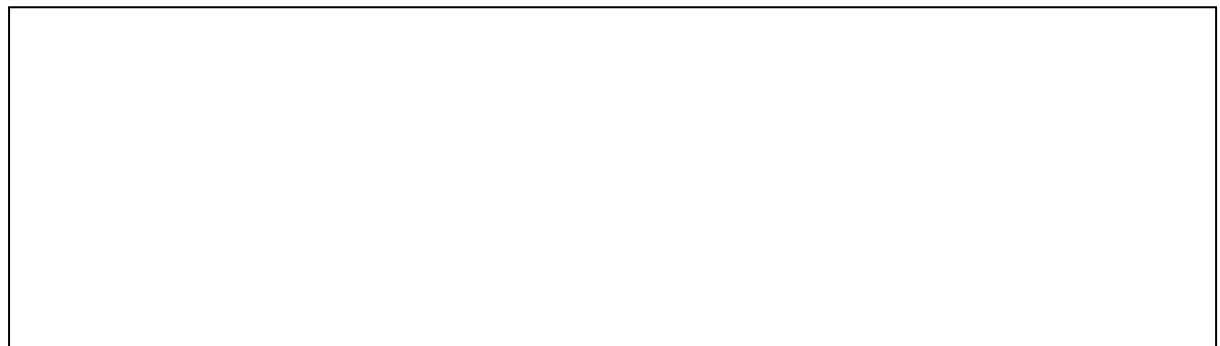
GDPI(-1)	0.743 (0.356) [2.087]	0.717 (0.348) [2.061]	0.086 (0.276) [0.311]	0.324 (0.095) [3.417]	SI(-2)	-0.595 (0.665) [-0.895]	-1.191 (0.650) [-1.833]	1.229 (0.515) [-2.388]	-0.445 (0.177) [-2.516]
GDPI(-2)	-0.259 (0.383) [-0.677]	-6.55 (0.375) [-1.748]	-0.810 (0.0297) [-2.732]	-0.106 (0.102) [-1.036]	C	21.564 (17.763) [1.214]	-0.735 (17.364) [-0.042]	8.040 (13.748) [0.585]	-22.015 (4.728) [4.657]
TFP (-1)	-0.097 (0.377) [-0.257]	-0.343 (0.368) [-0.931]	0.143 (0.291) [0.492]	-0.107 (0.100) [-1.069]					
R2	0.922	0.549	0.676	0.930	对数似然比	-52.169	-51.600	-45.764	-19.077
调整 R ²	0.883	0.323	0.514	0.895	AIC	4.894	4.848	4.381	2.246
F	23.741	2.432	4.170	26.490	SC	5.332	5.287	4.820	2.685

注：小括号内的数为标准差，中括号内的数为 t 统计量

上述模型中小括号内的数值为标准差，中括号内的数值为 t 统计量。从模型各个方程参数检验来看，总体解释显著，模型总体的似然比值较大，整体方程的 AIC 值与 SC 值较小，表明模型建立较为合适。表五数值显示，财政分权出了对自身作用效果明显外，对其他三个变量作用并不明显，参数检验中 t 统计量最大的第二产值比重也只有 1.433，在 10% 显著性水平下也不显著。表六数值显示，综合财政分权指标对经济增长率和全要素生产率并不显著，滞后二期的综合财政分权对第二产值比重的 t 统计量显著。由于 VAR 模型估计的参数过多，而且往往有个别参数不显著，这也是 VAR 模型所固有的不足和饱受批判的地方。所以现有的文献通常是观察方差分解和脉冲响应函数图来分析和研究各个变量之间的相互影响，本文就从脉冲响应函数图来分析和解释财政分权对于其经济增长率、第二产业比重和全要素生产率三者的影响效应。

3.4 预算内财政分权对其他变量的效应

本文要研究财政分权对其他经济变量的影响，因此预算内财政分权对经济增长率、第二产业产值比重和全要素生产率的脉冲响应函数图如下(图三)，其中图中实线为脉冲响应函数曲线，虚线是置信水平为 5% 的置信区间曲线。



由图可以看出，财政分权的地方政府支出比例指标发生一个冲击后，经济增长率先出现正的反应，后由正转为负，然后逐渐收敛于零。分权指标提高 1 个百分点，经济增长率上升 0.24 个百分点，此后冲击力开始减弱，大概 4 期后经济增长出现由正向负变化，然后大概在

17 期后收敛于零。财政分权对第二产业产值比重的脉冲响应曲线是个幅度不大的驼峰波，当财政分权指标受到 1 个百分点冲击后，第二产值比重先有一个 0.05 个百分点的正冲击，然后随时间先上升后下降的过程，大概第 3 期出现转折点，然后冲击力开始逐渐减弱并收敛于零，10 年后冲击力几乎消退。而财政分权对全要素生产率的冲击曲线则是个典型的驼峰波，1 个百分点的财政分权提高首先使全要素生产率有个负 0.17 个百分点的冲击，此后的第 3 期冲击由负转正，在第 8 期达到最大值，然后逐渐减弱，大概在第 18 期收敛于零。财政分权对三者中的第二产业比重影响最为明显，这也同现实相符合：地方政府为了拉动当地经济，在财权力下放过程中优先照顾第二产业，甚至可能以保护本地产业为由而变相地实行地方保护主义，同时为了升级产业，不断加强当地重工业的比重，重大项目在没有得到充分可行性论证的条件下也开工上马，从而导致了某些行业产能严重过剩。这从上述的脉冲响应冲击函数可以从一个侧面得到印证。

3.5 综合财政分权对其他变量的效应

上述分析是通过预算内地方政府支出占总预算支出的比重，而现实中，无论中央政府还是地方政府，预算外的资金使用不容忽视，特别是财政分权后，地方政府的预算外资金数目有明显增多的趋势，因此考虑综合财政分权对其他经济变量的效应是有必要的。因此综合财政分权对经济增长率、第二产业产值比重和全要素生产率的脉冲响应函数图如下(图四)，图中实线为脉冲响应函数曲线，虚线则是置信水平为 5%的置信区间曲线。



由图四可以看出，综合财政分权指标对经济增加率的脉冲响应曲线是一个类似阻尼正弦波，周期约为 6 年。综合财政指标提高 1 个百分点，经济增长率先出现-0.52 个百分点冲击，大约 3 期间后冲击由负转为正，第 4 期间上升到顶点的 0.41 个百分点，然后冲击力减弱，第 6 期间又由正转为负，第 8 期出现谷底，此后逐渐收敛于零。综合财政分权指标对全要素生产率的冲击响应曲线类似对经济增长率的冲击，1 个百分点的综合财政分权指标增长，首先引起-0.83 个百分点的全要素冲击，以后冲击在第 3 期由负转为正，第 4 期达到顶点的 0.48 个百分点，然后冲击减弱，在第 6 期转为负，此后逐渐收敛于零，大概 10 期后冲击几乎消失。综合财政分权指标对第二产值比重的脉冲响应曲线经历了由正转负然后又转为正直至收敛的过程，综合财政分权指标 1 个百分点的提高，使第二产值比重的冲击第 1 期出现 0.05 个百分点，第 2 期转为负，不过负的冲击持续时间很短，第 3 期又转为正，并在第 6 期达到最大 0.32 个百分点后冲击减弱，大约在第 16 期后冲击几乎消失。同时也可以得出综合财政指标对第二产业的冲击最为持久，只有出现短暂的一期负冲击，其他时期的冲击均为正。

综合上述,无论是是否包含预算外的财政支出的财政分权指标对各经济变量的影响是明显的,对经济增长率的冲击并不强烈,表明财政分权对经济增长率的长期作用并不十分明显,对全要素生产率的冲击同样不是很强烈,而对第二产业的冲击则较为明显,不但幅度比较大,而且都出现了持续的正冲击。在考虑了预算内的财政分权指标和综合财政指标后发现,预算内的财政指标对各经济变量的冲击作用幅度较大,而作用的方向变化不大,但是在考虑了包含预算外支出的综合财政分权指标对其他变量脉冲响应函数冲击的反应在方向具有明显地不同,预算内财政分权指标的一个百分点增长,引起经济增长率和全要素生产率先出现正的冲击,第二产业比重出现负的冲击,而包含预算外支出的综合财政分权指标的一个百分点的增长,则引起经济增长率和全要素生产率首先负的冲击,第二产业比重首先出现正的冲击。因此在考虑预算外支出时,财政分权对经济变量的作用更为扑朔迷离。

4 结论与政策建议

本文以我国 1978-2008 年的年度数据为基础,利用向量自回归模型和脉冲响应函数分析了我国财政分权、经济增长率、第二产业产值比重和全要素生产率之间的动态关系。分析表明,财政分权对各个变量效应并不十分明显,但是加入预算外部分的指标,对各经济变量的作用效应有所不同。未加入预算外支出的财政指标对经济增长率的冲击有先正后负,最后收敛于零的趋势;对全要素生产率的冲击也有类似的冲击效应,而对第二产业产值比重的效应比较明显,这或许跟政府为了追求短期政绩的目标有关,因为我国现在仍处于工业化时期,第二产业对于推动经济增长的作用是不容忽视的。对于考虑预算外支出的综合财政指标对各变量的效应时,发现效应与前者不同,而且在脉冲响应函数曲线中体现出正负交替的作用,这从另一方面表明,一旦考虑政府的预算外支出,财政分权对各经济变量的影响将产生微妙的变化。这种定量的分析对于我国财政分权制度的安排和实施具有重要现实意义。

由于改革开放以来我国财政分权也经历了好几个阶段,1994 年实施分税制改革以来,尽管财政分权已经较先前有了较大的完善,但是还存在诸多问题,仍旧有待进一步改善。

首先,中国政府职能转变较为滞后。中国自改革开放以来,从计划经济体制向市场经济体制转轨,在建立市场经济体制的同时,相应地也要求政府的职能进行转变。然而出于种种原因,政府职能转变相对滞后,特别是地方政府机构膨胀,制约了财政支出的优化。在市场经济条件下,政府提供公共物品,但由于政府职能未能完全转化,仍然做着不该做的事情,导致增加了财政负担,同时政府支出还存在效率低下的问题,因此政府职能的转变有助于实现经济的帕累托改进。

其次,各级政府间事权和财政不匹配问题的存在。总体上讲,1994 年中国实行了分税制改革,但是中央政府与地方政府的事权划分并不很清楚,过分笼统的事权划分,容易造成事权与财权划分的脱节。从上述模型可以发现,考虑预算外的综合财政指标对各变量效应就减弱了,这从另一个侧面说明了事权与财权不匹配产生的消极作用。因此,加速财政改革,明确事权财权,这样有助于中国经济的进一步发展。

第三,优化财政支出方面的改革有待进一步深化。中国财政支出结构并不合理,转移支付制度也不完善。对公共物品的提供往往着眼于眼前利益,比如教育体制上,2001 年以前农村义务教育完全是由乡镇承担,尽管 2001 年推行了“以县为主”的教育投入体制,而县

区财政资金收入并不宽裕，导致地方财政不断出现拖欠教工工资现象，而本应该由国家提供的最具公共物品特征的农村义务教育得不到满足。相反，中央财政把大部分教育资金用于边际不高的大学建设上，这种中央财政支出缺位有待改进。

第四，需要合理规范预算外财政收支情况。中国政府的预算约束力仍旧不强，纵观各年数据，预算外支出连年增加，特别是地方政府的预算外支出数目庞大，2007年为5659.08亿元，而且还存在很多游离于预算内外的政府资金，这些资金无法统计，因此要规范政府的财政预算内外资本，同时要加大对地方政府支资金收支的监管和审计。

第五，要防范财政分权过程中地方政府财政风险问题。中国地方政府是不能发行地方债券的，而地方政府一方面要实施原本是中央政府的某些职能，另一方面地方又要为了政绩加大对地方公共物品的投入，出于对入不敷出现象的应对，各地方政府纷纷成立地方信托投资机构，通过这些机构进行融资，如国债转贷、向银行贷款、财政周转金贷款、经济担保等等，产生了很多地方债务。观察地方政府支出结构，可以发现很多投入资金都去向了建设周期长，回报收益不高的项目，因此还款风险一旦成为现实，那中央政府和全国纳税人将是最后的债务承担者。所以加大地方政府风险控制防范不但是必要，而且对中国经济长期增长也是有益的。

第六，改革地方政府官员晋升指标考察体系。根据现有的地方官员晋升体制，地方官员的升迁和地方政府的经济增长指标具有极大关系，而地方官员的在任期限一般不长，因此政府官员为了晋升，就会以短期经济增长为目标，这样导致了政府的短视行为，对于具有长期经济增长动力的投资就会相对减少，比如教育事业，中国政府教育投入占GDP的比重低于发达国家，甚至低于发展中国家的平均水平。地方政府官员注重硬件投入的倾向，也导致了我国粗放式的经济增长，环境问题、生态问题、民生问题等频出，从前述模型也可以看出，这种投入对于全要素生产率的作用微小，甚至出现了财政分权对全要素生产率的负面冲击。因此改革地方政府官员晋升指标体系很迫切、很有必要。

参考文献:

- [1] Baltagi, B.H. (1981), Pooling, An experimental study of alternative testing and estimation procedures in a two-way error components model, *Journal of Econometrics*, Vol.17, 189-200.
- [2] Baltagi, B.H. and Q. Li (1992), Variance component estimation under misspecification, *Econometric Theory*, Vol.8, 430-433.
- [3] Breusch, T.S. and A.R. Pagan (1980), The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, Vol.47, 239-253.
- [4] Charles Tiebout (1956), A Pure Theory of Local Expenditures, *Journal of Political Economy*, 64, 416-424
- [5] 傅勇、张宴. 中国式分权与财政支出结构偏向——为增长而竞争的代价[J]. 《管理世界》, 2007(3)
- [6] 郭庆旺、贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979-2004[J]. 《经济研究》, 2005(6)
- [7] 林毅夫、刘志强. 中国的财政分权与经济增长[J]. 《北京大学学报(哲学社会科学版)》, 2000(4)
- [8] 钱颖一、B.R. Weingast. 中国特色的维护市场的经济联邦制[J]. 1995, 原文收入于《现在经济学与中国经济改革》(钱颖一著, 中国人民大学出版社 2003 版), 原连载于《经济学消息报》, 1995 年 7 月 8 日至 10 月 27 日, 共 14 期。原名为《分权化: 有中国特色的市场保护联邦制》. 王五一译自英文
- [9] 钱颖一、许成钢.(1993)中国的经济改革为什么与众不同 - M 型的层级制和非国有部门的进入与扩张[J]. 原文收入于《现在经济学与中国经济改革》(钱颖一著, 中国人民大学出版社 2003 版), 原载《经济社会体制比较》, 1993 年 11 月。董彦彬译英文
- [10] 王永钦、张宴、章元、陈钊、陆铭. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J]. 《经济研究》, 2007(1)
- [11] 张军、周黎安/编. 为增长而竞争 - 中国增长的政治经济学[M]. 格致出版社、上海人民出版社, 2008
- [12] 张军. 分权与增长: 中国的故事[J]. 《经济学(季刊)》, 2007(1)
- [13] 张军、高远、傅勇、张弘. 中国为什么拥有了良好的基础设施? ——分权竞争、政府治理与基础设施的投资决定[J]. 《经济研究》, 2007(3)
- [14] 张宴、龚六堂. 分税制改革、财政分权和中国经济增长[J]. 《经济学(季刊)》, 2005(1)
- [15] 张宴、龚六堂. 分权制改革、财政分权与经济增长[J]. 《经济学(季刊)》, 2005(1)
- [16] 周彩云、毛慧晓. 我国 1953 年-2007 年 TFP 增长率的估计[J]. 《当代经济管理》, 2010(3)
- [17] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 《经济研究》, 2007(7)
- [18] 周黎安、李宏彬、陈烨. 相对绩效考核: 中国地方官员晋升机制的一项经验研究[J]. 《经济学报》, 2005(1)

Fiscal Decentralization, Government Behavior and Economic Growth in China

Abstract: This paper studies on how fiscal decentralization affects government behavior and output. By establishing VAR model, paper analyses the relationship of fiscal decentralization, economic growth, the second industrial output value proportion and total factor productivity (TFP). Analysis shows that the indexes of the budget fiscal decentralization and comprehensive fiscal decentralization have less effect on economic growth. According to the impulse response function, we found that there are negative impacts, and fiscal decentralization has no significant effect on

TFP. However, fiscal decentralization greatly influenced the second industry. Finally, according to the empirical results, we put forward six Suggestions.

Keywords: Fiscal decentralization; Government Behavior; Economic growth; VAR model; Impulse response function