财政规模决定:一个经验模型

汤玉刚1,范方志2

- (1. 复旦大学 中国经济研究中心,上海 200433;
- 2. 浙江师范大学 财政金融研究所,浙江 金华 321004)

摘 要:在借鉴国外财政规模实证分析建模方法的基础上,我们重新澄清了研究中国财政规模决定的逻辑起点和理论建模方向。文章认为,工业化、城市化、人口结构等市场内生变量不能较好地解释 20 世纪 70 年代末以来我国财政规模的演变;相反,揭示我国经济社会转型的外生制度变量——经济分权和财政分权,连同显示市场交易总规模的国民收入变量,能够较好地解释这种变化。在理论上,作者所构建的简单计量模型分离出了市场与政府之间的替代效应和互补效应,前者反映了市场边界与政府边界的重新界定,后者反映了财政学中广为人知的"瓦格纳定律"。诚然,沿着这一基本思路还有大量的工作要做。

关键词:财政规模;分权:瓦格纳定律;实证分析

中图分类号:F810;F224.0 文献标识码:A 文章编号:1001-9952(2005)10-0077-09

一、前言

财政规模决定问题是西方经济学界探讨的热点问题之一。理论上,我们要寻找财政规模决定的内生或外生变量,从而更好地理解财政规模决定的机制。在实践中,我们需要评价财政规模大小的合理性,从而为财政规模的变动趋势提供价值判断。本文的目的不是在于对所有相关方面给出一个圆满的结论,而是在于澄清研究中国财政规模决定的逻辑起点和理论建模方向,并利用协整分析和误差修正技术构建一个简单的计量经济模型来描述这一过程,为将来的进一步研究提供一条可供选择的路径。

二、财政规模实证分析的国际经验

国际层面上对财政规模^①的实证分析主要集中在对瓦格纳定律以及种种需求引致论和财政能力假说的验证上。瓦格纳定律是一个关于财政支出与收人水平正相关的粗略经验描述,在进行精确的计量分析时经济学家对变量指标的选择呈现出很大的差异。对于财政支出的变量选择有:各级政府总支出、

收稿日期:2005-05-28

作者简介:汤玉刚(1976-),男,山东兖州人,复旦大学中国经济研究中心博士生; 范方志(1972-),男,湖南隆回人,浙江师范大学财政金融研究所副教授。

中央政府支出、政府消费支出、转移性支出与非转移性支出、国防支出与非国防支出等等,以及与之对应的相对规模指标(占 GDP 的比重)。而收入方面的变量指标有:国内生产总值、人均国内生产总值、人均收入水平等。

Ram(1987)利用世界上 115 个国家 1950~1980 年间的可比数据对瓦格纳定律进行了时间序列检验和面板数据检验,模型采取两种形式,一种是以实际人均收入(人均 GDP)解释财政支出相对规模(财政支出/GDP),另一种是以实际 GDP 解释实际财政支出绝对规模。来自时间序列分析的结论是,收入与财政支出之间的关系因国而异,大约 60%的国家支持瓦格纳定律,而 40%的国家拒绝这一假说。来自面板数据的结论似乎否定了瓦格纳定律,财政支出相对规模对人均 GDP 的弹性总体为负(即随收入增长,政府相对规模减小),同时,财政支出绝对规模的 GDP 弹性大多数情况下小于 1。Ram 检验的主要问题是他仅用单一变量解释财政规模,但财政规模的决定因素可能不止于收入,当其他变量在国与国之间存在很大差异的情况下,这些差异导致的财政规模变化就反映不出来了,参数估计的符号和大小就会失真。

Bairam(1995)利用 1972~1991 年美国政府财政支出的数据,不仅对全部 财政支出与 GDP 的关系进行了验证,而且将财政支出分拆为联邦支出、州政 府支出、国防支出、非国防支出,并依次利用它们进行瓦格纳定律的检验。结 果发现只有美国联邦非国防支出相对于 GDP 的增长弹性大于 1,也就是说具 有瓦格纳定律的特征,其他各类财政规模指标都不具有这种特征。

Dudley 和 Montmar quette (1992)利用 50 个国家 1970 年、1975 年、1980 年的面板数据检验财政规模决定的两种假说——选民需求假说(通过投票显示公共需求),政府的财政收入能力假说。作为 50 个国家的整个样本而言,三个年度的面板数据印证了选民需求假说,22 个中等发达国家的子样本更多地支持了财政能力假说,而剩下的 11 个国家大多属于欠发达国家,它们经历了两种假说之间的转换。

Ferris 和 West (1996)认为政府非转移性支出对资源配置效率的影响更加直接,所以他们以政府非转移性支出占 GDP 的比重作为衡量财政规模的指标,并称之为实际财政规模。为找出实际财政规模的决定因素,他们从对政府劳务的需求和供给两个方面构筑方程组,外加一个政府公务人员需求决定方程,利用三阶段最小二乘估计方法和美国 1959~1989 年的相关数据进行计量分析。结论是:在需求方面,持久收入对财政规模的反应并不敏感,没有得出瓦格纳式的大于1的需求弹性。在供给方面,政府部门相对于生产部门的劳动生产率越低,政府劳务的价格越高,政府供给的规模就越大。同时,影响税收缴缴本的因素也非常显著地影响政府的财政规模,这一点与 Becker 和Mulli gan(1998)得出的税收收缴效率和税制本身的效率越高,政府动员社会资源能力越强,政府支出规模也越高的结论相一致。Ferris 和 West 将对政府

劳务的需求与供给融入到一个均衡体系中,体现了局部均衡的思想,但在计量分析中运用太多的变量往往会让人抓不住问题的主要方面。同时,发达国家转移性支出占总支出的比重很高,而影响转移性支出规模的变量显然与影响非转移性支出的变量有所不同。最后,微观主体对政府所提供产品或劳务的需求以及政府供给函数都不像市场中的供给、需求函数那样可清晰地得以定义,因为跟市场过程不同,这里包含了大量的强制,而非自愿交易。

Kau 和 Rubin(2002)发展了其自身的财政规模决定的供给观点(Kau 和 Rubin,1981),将需求因素融合到一起,形成了一个统一的分析框架。与 Ferris 和 West 不同,他们所指的供给是财政资金的供给,也即政府的征税能力。在 Kau 和 Rubin 看来政府征税能力是税收超额负担和个人隐匿收入能力的函数,这一点体现在模型的变量选择上。除人均财政支出外,城市化率(需求因素)、农业占整个经济的比重(需求因素)、妇女就业率(供给因素)、自我就业率(供给因素)也作为内生变量,再加上收入等其他外生变量(一个重要的外生变量是议员的思想意识形态变量,它被作为需求因素而引入),从而形成五个同时决定的方程,并运用两阶段最小二乘法估计各回归方程中变量的系数。结果是美国 1930~1993 年的数据表明,政府税收能力的提高能够解释美国政府增长的很大部分,尤其是仅仅妇女就业率的提高就说明了政府规模增长的 60%。同时,意识形态变量在模型中也很显著,但只能解释政府增长的一小部分。

国际层面上的实证分析主要来自发达国家,对发展中国家的研究很少,我国在这方面的研究也刚刚处于起步阶段,对财政规模演变动因的研究和最适度财政规模的研究对我国的经济转型、政府转型有着重要的理论和实践意义。

三、对我国 70 年代末以来财政规模决定的实证分析

我们认为,财政规模的变化要分离出两种效应:一是无论西方的市场经济国家还是我国的社会主义市场经济下都成立的对公共品的需求法则(弹性大小先置之不谈),即收入效应;二是与我国经济转轨密切相关的分权效应。如果将这两种效应反映到政府与市场的关系上,前者反映为政府与市场的互补性,即随着市场的发展(以国民收入总量和人均收入水平为指标),保障和便利私人交易的制度和设施相应要不断扩大,政府应作为增进市场效率和矫正市场缺陷的工具而存在,特别地,经济由计划向市场转轨过程中支付的各项转轨成本,如出于政治稳定目的而对国有企业的救助,出于社会公平正义要求而对弱势群体的资助等,我们都可称之为政府与市场的互补效应。后者反映为经济转轨过程中,市场不断发育健全,政府由全能政府转变为职能有限的政府,政府职能和市场功能各归其位,这一转轨过程表现为市场对政府的替代,可称之为替代效应,这一效应在经济转型国家表现得尤为突出。收入效应对应互补效应,分权效应对应替代效应,替代效应大于互补效应则财政规模趋于缩

小,反之则趋于增大[©]。构建模型时,如果因变量是财政支出绝对规模,那么 互补效应与国民收入或国内生产总值密切相关,替代效应与政府向社会分权 的程度和政府内分权的程度密切相关。这里我们将利用总量规模指标建模, 解释我国 20 世纪 70 年代末以来财政规模的变化。

1. 变量、数据和方法。变量及其含义如下:

LnRPE:预算内实际财政支出规模[®](各级政府)的自然对数,以 1952 年 为不变价格,表示财政规模的大小。

LnGDP:实际国内生产总值的自然对数,以 1952 年为不变价格,表示一国经济总规模。

FISDEC:财政分权指标,地方本级政府支出占财政总支出的比重×100。

DECE:经济分权指标,以基本建设投资中非财政资金所占比重×100 表示政府与市场之间的替代关系。

数据[®]:1976~2002年的相关数据。之所以从1976年开始,而没有采用传统的以1978年为界是鉴于如下三点考虑。首先,因为我们考察的是一个分权过程,有必要将计划经济下的相关信息纳入其中,以显示由集权到分权的路径变化,但又没必要将时间推后太长,所以我们选择1976年开始。其次,出于技术上的考虑,由于计量模型中要运用到滞后2期,实际模型中的样本空间是从1978年开始的,但利用了滞后2年的相关信息。最后,经过10年动乱的1976年财政经济跌到谷底,以此作为起点也能够反映一个完整的恢复、变革过程。

模型和方法。基本模型为:

 $LnRPE_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnGDP_t + \alpha_2 FISDEC_t + \alpha_3 DECE_t + \varepsilon_t$

估计方法为普通最小二乘法,协整分析技术,误差修正模型的 E-G(恩格尔-格兰杰)两步法,以及建立在最大似然估计基础上的 Johansen 协整检验和误差修正。所用软件为 EVIEWS3.0。

根据相关经济理论,我们对模型中变量系数做出如下预期。如果瓦格纳定律的一个版本成立(经济总量与政府规模的瓦格纳关系),那么 \(\alpha_1\) 的预期符号应该大于 \(\0,\n) 即财政支出的收入弹性大于 \(\1\) 。如果布坎南的"利维坦"假说成立,那么财政分权将提高地方性公共品的供给效率,增强地方社区对所属政府的监督、约束,因此将导致较小的政府规模,即 \(\alpha_2\) 小于 \(\0.\n) 考虑我国的实际情况,财政分权程度越高,地方政府越容易将财政收入变相转化为预算外收入或制度外收入,从而使以预算内财政支出衡量的政府规模相对缩小。因此,无论出于哪种考虑,我们预期财政分权指标的系数 \(\alpha_2\) 都将小于 \(\0.\n) 最后,经济分权指标的预期符号也应该为负,因为它反映了市场对政府的替代关系,尽管如前所述,这里的市场并不是纯粹的私人市场。

2. 数据平稳性检验。大多数宏观经济数据都是非平稳的,为防止"伪回归"的出现,第一步当检验各变量数据的平稳性。我们利用 ADF 检验方法检

验数据的平稳性,检验过程从略。结果是各变量的水平值都是非平稳的,但一阶差分以后,在 90%的概率水平上都存在某种结构的平稳性,即所有数据都是一阶平稳的, $X\sim I(1)$ 。

水平数据是非平稳的,直接利用最小二乘法进行回归的结果很可能是虚假回归,而它们的一阶差分都是平稳的,如果这些水平变量之间存在协整关系(即它们分别来看是不平稳的,而它们的某种线形组合却是平稳的),那么表明这些变量之间存在稳定的长期函数关系,最小二乘法的估计仍然有效。我们据此分别用 E-G 两步法和 Johansen 方法检验变量之间的协整关系,并做出相应的误差修正模型以反映变量间的长期均衡关系和短期调整关系。

3. 协整分析和误差修正。第一步,首先我们直接对各变量进行最小二乘回归,得到如下关系式。

$$LnRPE_{\tau} = -2.2190 + 1.25131LnGDP_{\tau} - 0.0141FISDEC_{\tau} - 0.0125DECE_{\tau} + \varepsilon_{\tau}$$

$$[-4.08] [15.93] [-3.35] [-5.84]$$

对应变量下面[]内是 T 检验值。

R²=0.96 SE=0.105 F检验=185.3 DW=0.73 t=1976,1977,······,2002。

然后对上述回归方程的残差进行单位根检验,如果残差序列是平稳的,说明回归方程中各变量之间存在稳定的线性关系。如果残差序列存在单位根,说明方程中各变量之间的关系是虚假的,不存在长期稳定的函数关系。

零假设是残差有一个单位根。根据 AIC 信息标准选择滞后期为零,不含趋势和常数项的验证结构。检验结果如表 1。我们可以 95%的概率说残差序列不含有单位根,也就是说残差序列是平稳的。与此同时可以得出结论:回归方程(1)中各变量之间存在协整关系,最小二乘法回归的结果有效,反映了某种长期均衡关系。我们定义残差序列为 e,它反映了变量在短期波动中偏离长期均衡关系的程度,称为均衡误差。

ADF 检验		<i>−</i> 2. 261668	
临界值	1%	-2.656915	
	5%	-1.954414	
	10%	— 1. 609329	

表 1 残差单位根(平稳)的 ADF 检验

第二步,将实际财政支出对数的变化作为因变量,均衡误差项 e,与各水平变量的一阶差分滞后项放到一起进行回归,得出误差修正模型(2)。根据前面的分析很容易知道模型(2)中各变量数据都是平稳的。

$$\Delta$$
LnRPE_t=0.1437-0.6479e_{t-1}-1.4413 Δ LnGDP_{t-1}+0.6031 Δ LnRPE_{t-1}

[2. 85] [-3. 8] [-2. 32] [3. 26]
+0.
$$0126\Delta FISDEC_{t-1} + 0.0009\Delta DECE_{t-1} + \varepsilon_t$$
 (2)
[2. 66] [0. 29]

其中: $e_{t-1} = LnRPE_{t-1} - 1$. 2513 $LnGDP_{t-1} + 0$. 0141FISDEC $_{t-1} + 1$

0. $0125DECE_{t-1} + 2.2190$

R²=0.63 SE=0.063 F检验=6.46 DW=1.33 t=1978,1979,······,2002。

为进一步完善模型, 去掉模型(2)中不显著的解释变量 Δ DECE, 并重新回归得到回归方程(3)。

$$\Delta LnRPE_{t} = 0. 1445 - 0. 6285e_{t-1} - 1. 3939 \Delta LnGDP_{t-1} + 0. 57041 \Delta LnRPE_{t-1}$$

$$[2. 94] [-4. 1] [-2. 38] [4. 0]$$

$$+ 0. 01258 \Delta FISDEC_{t-1} + \varepsilon_{t}$$

$$[2. 7]$$
(3)

其中: e_{t-1} = $LnRPE_{t-1}$ - 1. 25131 $LnGDP_{t-1}$ + 0. 0141 $FISDEC_{t-1}$ + 0. 0125 $DECE_{t-1}$ + 2. 2190

R²=0.63 SE=0.061 F检验=8.44 DW=1.37 t=1978,1979,······,2002。

由于回归模型中含有滞后变量,所以 DW 值检验失效。我们用 Breusch-Godfrey 方法来检验。由表 2 我们可知不能拒绝零假设,残差不具有序列相关。同时表 3 显示了异方差检验的相关结果,White 检验表明残差序列是同方差的。所以模型(3)的各项性质都很好。

表 2 序列相关检验:B-G 检验(滞后一期); 零假设:残差序列不具有序列相关

F-statistic	1.014859	Probability	0.326400	
Obs * R-squared	s * R-squared 1. 267632		0. 260211	

表 3 异方差检验: White 检验: 零假设: 残差序列不具有异方差

F-statistic	0.756743	Probability	0.643996
Obs * R-squared	6.862653	Probability	0. 551521

下面我们把重点转向模型的经济含义。回归方程(1)反映了诸变量之间的长期均衡关系。从方程(1)中可以观察到,GDP的增长是财政支出规模增长的促进因素,并且财政支出规模的增长弹性大于1,这符合瓦格纳定律的基本推断。财政分权与经济分权都是财政支出规模的削减因素,回归系数的符号与我们先前预期的相同。在财政分权和经济分权水平不变的前提下,GDP每增长1%,财政支出规模将增长1.25%,这里分权指标实际上起到控制变量的作用,如果缺少了这些控制变量我们将得出财政支出规模缺乏弹性的结论。改革初期非公经济的发展在模型中表现为经济分权指标的迅速上升,市场交易开始替代全能政府,政府相对规模和活动范围缩小。而这一时期的财政分权意味着中央政府的财权、事权相对下放,地方政府更有激励利用自己的信息优势将财政收入更多地转移到预算外或制度外,从而形成庞大的非预算收支,这在模型中表现为预算内财政规模的相对下降。⑤ GDP 增长的收入效应虽然也使政府规模变大,但分权所造成的替代效应更大,净效应表现为政府相对规模的下降趋势,这部分解释了20世纪70年代末到90年代中期财政规模的变化趋势。当90年代中期,两个分权指标相对稳定下来之时,也就是市场取向

的经济改革遇到的阻力越来越大之时,维持既定的经济增长目标变得越来越困难,财政支出规模被迫更快地增长,其背后的动因除了瓦格纳定律所揭示的种种需求因素外,还包括政府要为经济转轨过程中的受损集团支付改革成本,为资源配置方式的转换支付制度调整费用,为市场化过程中地区之间、个人之间收入差距的过分悬殊支付社会稳定成本。以上这些随中国改革进程推进而日益显性化的公共需求将是较长时期内财政支出规模增长的推动因素。

从误差修正模型(3)来看,均衡误差项的系数为一0.6285,这说明前一期 财政支出规模对均衡路径的偏离将在本期得以调整。如果 e_{t-1}大于0,即前一 期财政支出规模高出均衡路径,那么本期将迫使财政支出规模向均衡路径调整,调整系数为一0.6285。反之,如果 e_{t-1}小于0,即前一期财政支出规模低于 均衡路径,那么负的调整系数将促使本期财政支出规模调整回均衡路径。模型(3)中其他变量前的系数表现了变量间的短期调整关系,我们这里关注的主要是变量间的长期均衡关系。

最后为进一步证实我们运用最小二乘法得出的结论,我们再利用建立在最大似然估计基础之上的 Johansen 协整检验,检验上述变量间存在的协整关系(即长期均衡)。简要结果如表 4。表 4 中的迹检验和相伴概率告诉我们在95%的概率水平上拒绝没有协整关系的原假设,但不能拒绝至多存在一个协整关系的原假设,模型 1 中的各变量之间仅存在一个协整关系。

原假设	秩	迹检验	临界值(0.05)	相伴概率*
没有协整关系	0.706186	55. 66 2 86	47. 85613	0.0078
至多存在一个协整关系	0.420351	25. 04 2 69	29. 79707	0.1599
至多存在两个协整关系	0.280874	11. 40939	15. 49471	0. 1875
至多存在三个协整关系	0.118964	3. 166406	3.841466	0.0752

表 4 变量间的 Johansen 协整检验结果

同时我们可得到变量间的长期均衡关系,见模型(4)[©]。各变量系数符号与前面模型(1)中的完全相同,财政支出规模的收入弹性也大于 1,但系数的大小与普通最小二乘法得到的结果有所差异,但总体上与模型(1)相吻合。这再一次印证了模型的设定是基本合理的,具有逻辑上的一致性。

LNRPE_t = 1. 5468LNGDP_t - 0. 0103FISDEC_t - 0. 0236DECE_t - 4. 3635 +
$$\varepsilon_t$$

[15, 9996] [-3, 08560] [-9, 50364] (4)

四、结论与启示

改革开放以来我国财政支出规模的演变很难以解释西方国家财政规模的惯常因素——工业化、城市化、人口结构等——来加以描述。这种困难引导我们发现了我国经济市场化过程中决定政府财政规模的更加重要的因素,这些因素包括;经济总量(GDP),市场化程度或经济分权程度(DECE),财政分权

^{*} MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

程度(FISDEC)。这反过来说明,与西方市场经济国家相比,我国财政规模的变化更多地是由政府主导的制度变迁诱导的,市场化进程和财政分权在很大程度上可被视为由政府(尤其是中央政府)控制的外生变量,这一判断至少基本与经济转轨 20 多年来的经历相符合,尽管市场自发的力量对市场化进程本身,财政分权,乃至财政规模的影响越来越重要。

就模型的结果而言,与传统理论预言相一致,经济增长是财政支出规模不断增长的原因,并且增长弹性大于 1(在另外两个分权变量保持不变的情况下),这一结论与国内的相关实证论断截然相反。经济分权和财政分权是财政支出规模增长的削减因素,经济分权指标反映了市场对政府职能的替代作用,而财政分权指标则反映了政府职能在不同级次政府间的重新配置,财政分权程度的上升使制度内的财政规模(也就是本文中所采用的预算内财政支出)受到有效约束,但这并不能说明地方财政对地方经济的控制和干预程度降低了,因为财政分权容易导致地方政府将预算内收入转向预算外,甚至转化为预算体系之外的非财政资源,当然这一理论推断还需要作进一步的实证检验。本文的遗憾之处在于对财政规模的界定只限于预算内财政支出,如果能够对预算内、预算外,以及游离于预算内和预算外的政府资金分别进行考察并比较,可能会得出更具内涵的结论。

注释:

- ①预算平衡约束下财政收支大体相当,这里我们以财政支出来反映财政规模。
- ②注意这里的收入不能理解为个人货币收入水平,而应解释为国民收入,因为在计划经济下个人收入水平被人为压低。
- ③由于没有统一的 GDP 平减指数,我们通过这样的方法获得:根据中国统计年鉴公布的 历年名义 GDP 计算出 GDP 的名义增长率,再减去年鉴中公布的实际 GDP 增长率,这一 差值表现为历年总体的价格变化,最后将名义财政支出按此价格变化折算成 1952 年的 不变价格。
- ④中国统计年鉴(1996,2003),中国财政年鉴(2002,2003)。
- ⑤这里由于财政分权所导致的政府相对规模缩小看来并非证实了布坎南的"利维坦"假说。从这里的分析也可以看得出,仅仅分析预算内财政规模是不够的,实际生活中政府活动的范围远远超出了财政预算所能控制的范围。
- ⑥模型(4)残差具有同方差,序列不相关的性质,此处省略了相关检验。

参考文献:

- [1]布坎南,马斯格雷夫. 公共财政与公共选择——两种截然对立的国家观[M]. 北京:中国财政经济出版社,2000.
- [2]陈君. 财政支出理论述评[J]. 浙江社会科学,2000,(3):37~42.
- [3]丹尼斯 C·缪勒. 公共选择理论[M]. 北京:中国社会科学出版社,1999.
- [4]王传纶,高培勇. 当代西方财政经济理论——上册[M]. 北京:商务印书馆,1998.
- [5] Bairam. Level of aggregation, variable elasticity and Wagner's law[J]. Economics Let-

- ters, 1995, 48:341~344.
- [6] Dudley, Montmarquette. Is public spending determined by voter choice or fiscal capacity [J]. Review of Economics and Statistics, 1992, 4(3):522~529.
- [7] David Friedman. A theory of the size and shape of nations[J]. The Journal of Political Economy, 1977, 85(1):59~77.
- [8] Engle, Granger. Co-integration and error correction; Representation, estimation and testing[J]. Econometrica, 1987, 55(2):251~276.
- [9] Ferris J S, West E G. Testing theories of real government size: U. S. experience, 1959~1989[J]. Southern Economic Journal, 1996, (62):537~553.
- [10] Gary S Backer, Casey B Mulligan. Deadweight costs and the size of government [R]. NBER Working Paper, 1998, No. 6789.
- [11] Ghate, Zak. Growth of government and the politics of fiscal policy[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2000, 13:435~455.
- [12] Kau, Rubin. The growth of government; Sources and limits[J]. Public Choice, 2002, 113;389~402.
- [13] Rati Ram, Wagner's hypothesis in time-series and cross-section perspectives; Evidence from "Real" data for 115 Countries [J]. The Review of Economics and Statistics, 1987, 69 (2):194~204.

The Determination of Fiscal Size: An Empirical Model

TANG Yu-gang¹, FAN Fang-zhi²

- (1. China Center for Economic Studies, Fudan University, Shanghai 200433, China;
- 2. Fiscal and Financial Institute, Zhejiang Normal University, Jinhua 321004, China)

Abstract: We describe the dynamic evolution of China's fiscal size with a simple econometric model. Two effects are included in the model, substituting effect and complementary effect. The first effect deals with such exogenous institutional variables as economic and fiscal decentralization. The second effect links with the famous Wagner's law. In transition economy, variables derived from Wagner's law, such as income, industrialization and urbanization, cannot explain the change of fiscal size. We can explain it better by emphasizing the substituting effect between government and market.

Key words: fiscal size; decentralization; Wagner's law; co-integration analysis (责任编辑 许 柏)