

财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模^{*}

郭庆旺 贾俊雪

内容提要: 本文构建一个最优地方政府支出规模的理论模型, 探寻财政分权和政府组织结构对地方政府支出规模的影响机理, 并据此构建计量模型, 利用1997—2005年间我国县级面板数据进行实证分析。研究表明, 纵向政府级次减少和辖区政府数量增加对县级地方政府支出规模均具有显著的负效应, “撤乡并镇”改革对县级地方政府支出规模具有显著的滞后负效应。财政支出分权对县级地方政府支出规模具有显著的正效应, 财政收入分权则具有显著的负效应。财政收支分权对县级地方政府支出规模的非对称性影响自2002年所得税分享改革以来以及在东部地区均相对较弱。进一步的研究还表明, 财政分权特别是财政收入分权对县级地方政府支出规模的影响在一定程度上取决于政府组织结构特点。

关键词: 财政分权 政府组织结构 地方政府支出规模

一、引言

财政分权对政府支出规模的影响一直是公共经济学的一个重要研究主题。一般认为, 地方政府具有信息优势, 更了解本地区居民偏好和公共服务提供成本, 且赋予地方政府更大的财政自主权也有助于强化地区间竞争和公众政治参与从而有助于约束地方政府行为, 因此财政分权可以促使地方政府提高效率, 有效遏制支出规模膨胀(Tiebout, 1956; Oates, 1972; Brennan & Buchanan, 1980)。另一方面, 政府效率提高会导致公共服务需求增加, 且公共服务若具有较大的规模经济效应, 或地方政府更加依赖于公共池资源(commoir pool resource)如政府间转移支付, 那么财政分权也会导致政府支出规模增加(Oates, 1985; Stein, 1999; Rodden, 2003)。就实证层面而言, 自Oates(1985)以来, 学术界对这一问题进行了大量研究, 但尚未给出一致结论。在最近的研究中, Stein(1999)发现对于20个拉美国家而言, 财政分权对政府支出规模具有显著的扩张效应。Jin & Zou(2002)以及Fiva(2006)发现财政支出分权对政府支出规模具有显著的正效应, 财政收入分权则具有显著的负效应。Rodden(2003)则指出财政分权对政府支出规模的影响在很大程度上取决于财政分权的特点, 若地方政府更加依赖于公共池资源, 财政分权将导致政府支出规模增加, 相反, 财政分权将会遏制政府支出规模膨胀。^①

不过, 上述研究普遍暗含着政府组织结构(包括辖区数量和政府级次)是一成不变的假设, 从而忽略了行政性分权的影响。事实上, 过去的数十年间, 在俄罗斯和中国这样的经济转型国家, 政府组织结构作为一项重要的制度改革均发生了显著变化。一个突出的做法是遵循财政联邦主义的基

^{*} 郭庆旺、贾俊雪, 中国人民大学中国财政金融政策研究中心、财政金融学院, 邮政编码: 100872, 电子信箱: guoqw@ruc.edu.cn, jiajunx@ruc.edu.cn。本文是国家自然科学基金项目(70750002)、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(08JZD0012)、国家社会科学基金重点项目(10AJY012)、高等学校全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目(200904)和中国人民大学科学研究基金项目(10XN1001)的阶段性成果。非常感谢匿名评审专家提出的宝贵意见。

^① 关于财政分权对政府支出规模影响的理论和实证研究的详细介绍, 请参阅Jin & Zou(2002)。

本主张,强调地方政府的多样性(Oates, 1972)。但正如Hochman et al(1995)指出的,不同类型的地方公共物品覆盖的区域往往存在着很大的重叠性,因此地理空间构成了地方政府一个独特的制度环境,减少辖区政府数量有助于更好地实现地方公共服务优化。此外,大量关于政府支出的政治经济学文献认为,由于存在着公共池问题(即公共物品提供成本可以通过公共池渠道转嫁给其他辖区居民),辖区政府数量增加将导致政府支出规模过度膨胀,因此也主张减少辖区政府数量(Weingast et al., 1981)。

本文旨在系统考察财政分权与政府组织结构(包括辖区数量和政府级次)对地方政府支出规模的影响。我们首先构建一个不完全信息条件下的最优地方政府支出规模理论模型,探究财政分权与政府组织结构对地方政府支出规模的影响机理。我们的模型与Gilbert & Pichard(1996)的最优辖区分权模型较为接近。不过, Gilbert & Pichard(1996)仅仅考察了辖区数量的影响,并假设地方政府是仁慈的;本文则特别考虑了政府级次和地方政府寻租行为的影响。在一个多级政府框架下,中央政府给予基层政府的转移支付通常要经过更高级次地方政府的再分配,而这些更高级次地方政府与中央政府往往具有不同的政策目标,从而导致转移支付分配政策偏差,进而通过公共池渠道对地方政府支出行为产生额外的扭曲性影响。^①显然,这种分配政策偏差及其扭曲性影响取决于政府级次的多少和基层地方政府财政分权水平。因此,我们不仅考虑了Gilbert & Pichard(1996)强调的外溢效应和成本信息机制,还引入了公共池机制,从而有助于更好地揭示财政分权和政府组织结构对地方政府支出规模的影响机理。与以往文献主要致力于考察地方民主政治体制对公共池问题的影响不同,本文通过强调不同级次政府间分配政策差异的重要性,为深入认识公共池效应提供了一个新的视角。

在构建了地方政府支出规模决定模型的基础上,本文进一步以我国县级面板数据为基础进行实证分析。改革开放以来,伴随着市场化经济改革的逐步深化,我国政府间财政关系发生了巨大变化,中央集权式的财政管理模式被打破。与此同时,政府组织结构也发生了较为明显的变化——一些县级行政单位被撤并,同时也涌现出一批新的县级行政单位。这为我们的实证研究提供了良好基础,且大样本县级面板数据的应用也有助于得到更为丰富可靠的结论。^②具体而言,我们不仅估算了一个静态面板数据模型,且考虑到县级地方政府支出规模变化很可能具有很强的持续性,因此还特别估算了一个动态面板数据模型。为了更好地校正内生性问题,我们利用2SLS以及异方差和自相关有效的两步广义矩估计(HAC-GMM)估算了静态面板数据模型,利用系统广义矩估计(System GMM)估算了动态面板数据模型。

二、理论模型

本节构建一个不完全信息条件下的最优地方政府支出规模理论模型。考虑一个多级政府架构,即包括一个中央政府和 $n-1$ 级地方政府,每个上级政府均管辖着 m 个辖区地方政府,因此整个国家共包含 m^{n-1} 个基层地方政府(即第 n 级地方政府)。

(一) 基本框架

假设基层地方政府辖区内居民的效用函数为 $U_n^i(Q_n, \alpha_n)$,其中 Q_n 为地方公共物品数量, $\alpha_n >$

^① 例如,在我国现行的政府间转移支付制度下,尽管大部分中央财政转移支付已经测算到县,但首先是拨付给省级政府,然后再由省级政府甚至是地市级政府进行再分配,这使得省和地市级政府有很大空间改变转移支付的规模与用途。关于我国财政转移支付制度的详细介绍,请参阅谢旭人(2008)。

^② 基于相似的县级面板数据,Tsui(2005)考察了地区间财政差异,Zhang(2006)探究了财政分权的经济影响。

0 为偏好参数。为了简化起见,我们采取二次多项式效用函数: $U_n^f(Q_n, \alpha_n) = -\frac{1}{2}Q_n^2 + \alpha_n Q_n$ 。辖区居民缴纳的税收 τ_n 包括地方税 τ_n^l 和中央税 τ_n^c , 即有 $\tau_n = \tau_n^l + \tau_n^c$ 。假设税收是扭曲性的, 导致的无谓损失为 $\lambda \tau_n$, $\lambda > 0$ 刻画了税收的扭曲性。这样, 扭曲性税收给辖区居民带来的总成本为 $(1 + \lambda)\tau_n$ 。因此, 消费者剩余为: $S_n = U_n^f(Q_n, \alpha_n) - (1 + \lambda)\tau_n$ 。地方政府将公共物品委托给地方企业进行生产, 企业的边际生产成本为 θ_n 。此外, 企业为了获取生产合同, 还需要向地方政府提供租金, η_n 为边际租金成本。因此, 企业的总成本为: $C_n = (\theta_n + \eta_n)Q_n$ 。企业将生产的公共物品出售给地方政府, 收入等于地方政府支出 G_n 。因此, 企业利润为: $\Pi_n = G_n - (\theta_n + \eta_n)Q_n$ 。

地方政府利用自有税收收入 τ_n^l 和中央转移支付 ξ_n 为支出 G_n 筹措资金, 其中中央转移支付 ξ_n 的资金来源于中央税收入。令 $\xi_n = \xi_n^c - \tau_n^c$ 为中央净转移支付, 取决于地方公共物品数量, 并为线性函数即 $\xi_n = \gamma_n Q_n$ 。在多级政府架构下, 中央转移支付通常并非直接拨付给基层地方政府, 而要经过具有不同政策目标的更高级次地方政府的再分配, 这使得更高级次地方政府有很大空间改变中央转移支付的用途。假设地方政府实际获得的中央转移支付为 $[1 - \phi(n)]\xi_n$, $\phi(n)$ 为损失函数, 是政府级次 n 的增函数, 即满足 $\phi'(n) > 0$ 。显然, $\phi(n)$ 度量了不同级次政府分配政策的差异程度。地方政府预算约束方程为:

$$G_n = \tau_n^l + [1 - \phi(n)]\xi_n = [1 - (1 - \mu_n)\phi(n)]\tau_n + [1 - \phi(n)]\gamma_n Q_n \quad (1)$$

其中, $\mu_n = \tau_n^l / \tau_n$ 度量了地方政府的税收分权水平。

传统公共经济学认为政府是仁慈的, 追求的是公共利益最大化。公共选择学派则认为政府是利己的, 追求的是自身利益最大化(Buchanan and Musgrave, 1999)。现实经济生活中, 政府的目标往往较为复杂, 需要在公共利益和自身利益之间做出权衡, 因此我们假设地方政府的目标函数为:

$$U_n^j = (1 - \omega_n)\eta_n Q_n + \omega_n W_n \quad (2)$$

其中, $\eta_n Q_n$ 为总租金, $W_n = S_n + \Pi_n$ 为辖区福利函数。 $\omega_n \in [0, 1]$ 为权重参数, 刻画了地方政府的类型: $\omega_n = 0$ 意味地方政府只关注自身利益最大化, $\omega_n = 1$ 表明地方政府只追求公共利益最大化。^①

假设中央政府追求的是社会福利 W 最大化。社会福利 W 与辖区福利 W_n 并不相同, 造成这种差异的原因主要有两个: 一是地方公共物品存在辖区外溢效应, 导致辖区居民对公共物品效用评价出现偏差, 即辖区居民偏好参数 α_n 与社会偏好参数 α 不同, 而 $\alpha - \alpha_n$ 度量了地方公共物品的外溢效应; 二是地方公共物品融资带来的外部成本, 即地方政府获取的中央净转移支付资金来源于中央政府在其他辖区征收的中央税, 因而会给其他辖区居民带来社会成本 $(1 + \lambda)\xi_n$ 。因此, 社会福利 W 为:

$$W = W_n + (\alpha - \alpha_n)Q_n - (1 + \lambda)\xi_n \quad (3)$$

最后, 我们考虑两类不完全信息, 即关于公共物品生产成本和居民偏好的信息不对称问题。假设企业完全了解边际生产成本 θ_n , 但中央政府和地方政府都无法真实掌握这一信息。比较而言, 地方政府具有一定的信息优势。因此, 不妨假设中央政府只知道 θ_n 的概率分布, 地方政府则可以得到 θ_n 的一个信号 σ_n 。假定 $\theta_n \in [\frac{k}{h}, \frac{k+1}{h})$, 则不妨令 $\sigma_n = \frac{k}{h}$, $k \in \{0, 1, \dots, h-1\}$ 。因此, h 度量了信号 σ_n 的精准性: h 越大, 信号 σ_n 越接近于真实信息 θ_n 。显然, 辖区面积进而地方政府数量

^① 这一点可以这样加以理解: 地方政府是由不同类型的官员组成, 既包括追求自身利益最大化的官员, 也包括那些追求公共利益最大化的官员, 因此 ω_n 可视为地方政府中追求公共利益最大化官员的份额。在缺乏中央政府有效监管的情况下, 地方政府首脑为了获得不同类型官员代表的政治力量的最大支持, 需要选择不同官员的比重即 ω_n 以平衡各种政治势力。

m^{n-1} 是影响信号 α_n 精准性的一个重要因素： m^{n-1} 越大，地方政府越有可能准确地了解到企业真实生产成本。因此，我们假设 $h = \varphi(m^{n-1})$ 且满足 $\varphi'(m^{n-1}) > 0$ 。其次，我们假设偏好参数 α_n 为随机变量且概率分布属于共同知识。地方政府可以通过考察辖区居民对公共物品的使用和评价情况，了解到居民真实偏好，即地方政府可以观测到随机变量 α_n 的一个实现。但中央政府却无法掌握 α_n 的真实信息，因而也无法准确得知外溢效应 ($\alpha - \alpha_n$) 的大小。此外，考虑到辖区面积越大越有可能产生规模经济，因此，我们假设预期外溢效应 $E(\alpha - \alpha_n)$ 是 m^{n-1} 的非递减函数，即随着地方政府数量增加，外溢效应倾向于增加。

(二) 最优地方政府支出规模

在公共物品生产方面，地方政府和企业之间形成了一种契约关系。因此，在不完全信息条件下，地方政府面临的是一个机制设计问题，即如何设计一个最优激励机制以诱使企业显示其真实成本信息，从而确定最优公共物品提供数量和政府支出规模。定义一个机制为 $\{Q_n(\theta_n), G(\theta_n)\}$ ，则它必须满足激励相容和个体理性约束。令 $\pi(\theta_n, \tilde{\theta}_n) = G(\tilde{\theta}_n) - (\theta_n + \eta_n) Q_n(\tilde{\theta}_n)$ 是企业将 θ_n 谎报为 $\tilde{\theta}_n$ 获取的利润， $\Pi_n(\theta_n) = \pi(\theta_n, \theta_n)$ 是企业显示真实成本信息获取的利润。企业选择 $\tilde{\theta}_n$ 以实现利润 $\pi(\theta_n, \tilde{\theta}_n)$ 最大化，则有一阶最优条件： $G'(\tilde{\theta}_n^*) - (\theta_n + \eta_n) Q'_n(\tilde{\theta}_n^*) = 0$ 。激励相容约束要求， $\pi(\theta_n, \theta_n) \geq \pi(\theta_n, \tilde{\theta}_n)$ ， $\forall \theta_n, \tilde{\theta}_n \in [\sigma_n, \sigma_n + 1/\varphi(m^{n-1})]$ 。这意味着，企业的最优决策是真实显示其边际成本信息（即 $\tilde{\theta}_n^* = \theta_n$ ），故有 $G'(\theta_n) - (\theta_n + \eta_n) Q'_n(\theta_n) = 0$ 。进而考虑(1)式，则可得满足激励相容约束的预期辖区福利函数为：

$$E_{\theta_n}(W_n | \alpha_n, \alpha_n) = \varphi(m^{n-1}) \int_{\sigma_n}^{\sigma_n + 1/\varphi(m^{n-1})} \left[-\frac{1}{2} Q_n(\theta_n)^2 + \Phi_n(\theta_n) Q_n(\theta_n) \right] d\theta_n - (\beta_n - 1) \Pi_n^* \quad (4)$$

其中， $\Phi_n(\theta_n) = \alpha_n - \beta_n [\theta_n + \eta_n - (1 - \phi(n)) \gamma_n] - (\beta_n - 1)(\theta_n - \alpha_n)$ ， $\beta_n = (1 + \lambda)/[1 - (1 - \mu_n)\phi(n)]$ 度量了不同级次政府分配政策差异带来的扭曲性影响， $\Pi_n^* = \Pi_n(\sigma_n + 1/\varphi(m^{n-1}))$ 为边界条件。

地方政府在个体理性约束 ($\Pi_n = G_n - (\theta_n + \eta_n) Q_n(\theta_n) \geq 0$) 下追求(2)式的最大化，求解上述优化问题，可得如下—阶最优条件：

$$Q_n^*(\theta_n | \alpha_n, \alpha_n) = \alpha_n - \beta_n [\theta_n - (1 - \phi(n)) \gamma_n] - (\beta_n - 1)(\theta_n - \alpha_n) \quad (5)$$

$$\omega_n^* = 1/(1 + \beta_n) \quad (6)$$

$$\eta_n^*(\theta_n | \alpha_n, \alpha_n) = [\alpha_n - \beta_n [\theta_n - (1 - \phi(n)) \gamma_n] - (\beta_n - 1)(\theta_n - \alpha_n)]/2(1 + \beta_n) \quad (7)$$

(5)式表明，由于生产成本可以通过公共池渠道转嫁给其他辖区居民，因而地方政府会额外增加数量为 $\beta_n(1 - \phi(n)) \gamma_n$ 的公共物品。分配政策差异带来了额外的扭曲性影响从而使地方政府更加关注自身利益，因此尽管地方政府实际获取的公共池资源即中央净转移支付有所减少，但仍会强化公共池效应。另一方面，不完全信息将导致地方公共物品数量较少，减少幅度为 $(\beta_n - 1)(\theta_n - \alpha_n)$ 。究其原因，在于为了使企业能够真实显示其成本信息，地方政府需要提供额外的信息租金，这需要借助扭曲性税收加以融资从而带来额外的效率损失，而不同级次政府分配政策差异也会强化这种扭曲。进一步，由(5)和(6)式可知，税收分权有助于减少分配政策差异的扭曲性影响，从而有助于增强地方政府的责任心 ($\partial \omega^* / \partial \mu_n > 0$)，进而有助于减少与生产成本、信息租金和公共池资源有关的扭曲。前两种影响更为突出，因此税收分权对地方公共物品提供数量具有直接的正效应。不过，由于税收分权将导致中央转移支付减少进而对地方公共物品提供数量具有间接的负效应，因

而最终的影响并不清晰。相反,政府级次 n 增加会强化分配政策差异及其扭曲性影响,从而削弱地方政府的责任性($\partial \omega^* / \partial n < 0$),进而导致与生产成本、信息租金和公共池资源相关的扭曲增加,因此对地方公共物品提供数量具有直接的负效应。但由于政府级次 n 增加对中央转移支付政策的影响并不确定,因此其对地方公共物品提供数量的总效应是不确定的。

在不完全信息条件下,中央政府选择转移支付力度以实现预期社会福利的最大化。由(3)式两遍取 $E_{\theta_n}(\cdot | \sigma_n, \alpha_n, \alpha)$, 并将(4)、(6)和(7)式代入,且考虑到 $\Pi_n^* = 0$, 以及 $EW = E_{\alpha, \alpha_n} \left\{ \frac{1}{h} \sum_{k=0}^{h-1} E_{\theta_n} \left(W | \frac{k}{h}, \alpha_n, \alpha \right) \right\}$ (σ_n 是 $\{0, 1/h, \dots, (h-1)/h\}$ 上的一致分布且与 α 不相关), 可得预期社会福利函数为:

$$EW = E_{\alpha, \alpha_n} \left\{ \tilde{\alpha}_n \alpha - \frac{(2\beta_n + 1)}{2(1 + \beta_n)} \tilde{\alpha}_n^2 - \beta_n \mu_n \phi(n) \gamma_n \tilde{\alpha}_n \right\} + \frac{[\beta_n \varphi(m^{n-1}) + \beta_n - 1]}{2 \varphi(m^{n-1})} E_{\alpha, \alpha_n} \left[\frac{\beta_n \tilde{\alpha}_n}{(1 + \beta_n)} - \alpha + \beta_n \mu_n \phi(n) \gamma_n \right] + \frac{\beta_n^2}{6(1 + \beta_n)} + \frac{\beta_n(\beta_n - 1)}{4(1 + \beta_n) \varphi(m^{n-1})} + \frac{(3\beta_n^2 - 5\beta_n + 2)}{12(1 + \beta_n) \varphi(m^{n-1})^2} \quad (8)$$

其中, $\gamma_n = (2\beta_n - 1)\theta_n - (\beta_n - 1)\sigma_n$, $\tilde{\alpha}_n = \alpha_n + \beta_n[1 - \phi(n)]\gamma_n$ 和 $\phi_n = (2\beta_n - 1)/\varphi(m^{n-1})$ 。由 $\partial EW / \partial \gamma_n = 0$ 可得最优中央财政转移支付为:

$$\gamma_n^* = \frac{(1 + \beta_n)}{\beta_n \theta_n} \left[E(\alpha - \alpha_n) - \left[\frac{\beta_n}{1 + \beta_n} + \frac{\mu_n \phi(n)}{1 - \phi(n)} \right] E(\alpha_n) \right] + \frac{[\beta_n \varphi(m^{n-1}) + \beta_n - 1][\beta_n(1 - \phi(n)) + (1 + \beta_n)\mu_n \phi(n)]}{2\beta_n \varphi(m^{n-1})[1 - \phi(n)]\theta_n} \quad (9)$$

其中, $\theta_n = (2\beta_n + 1)(1 - \phi(n)) + 2(1 + \beta_n)\mu_n \phi(n)$ 。由最优时企业利润为零,可得最优地方政府支出规模为:

$$G_n^* = (\theta_n + \eta_n^*) Q_n^*(\theta_n | \sigma_n, \alpha_n) = \theta_n Q_n^*(\theta_n | \sigma_n, \alpha_n) + \frac{Q_n^*(\theta_n | \sigma_n, \alpha_n)^2}{2(1 + \beta_n)} \quad (10)$$

将(7)式和(9)式代入(10)式,且考虑到预期外溢效应 $E(\alpha - \alpha_n)$ 为 m^{n-1} 的函数,可得:

$$G_n^* = G_n(\lambda, \theta_n, \mu_n, n, Q_n^*(\lambda, \alpha_n, \theta_n, \mu_n, n, \gamma_n^*(\lambda, \alpha_n, \mu_n, n, m))) \quad (11)$$

由(9)和(11)式可知,辖区数量 m 主要通过两种机制即外溢效应和成本信息机制对地方政府支出产生影响。由于辖区数量 m 增加将会导致外溢效应增加从而需要更多的中央转移支付加以矫正,因而会对地方政府支出产生正效应。另一方面,辖区数量 m 增加将会提高成本信息的精准性,有助于减少信息租金,致使中央转移支付和地方政府支出减少(见(9)式)。但信息租金减少也会导致地方公共物品提供数量进而地方政府支出增加(见(5)式),因此成本信息效应并不确定。如果地方政府在获取成本信息方面的表现较差,辖区数量的成本信息效应进而对地方政府支出的总影响将倾向为正。^① 与辖区数量 m 的影响相似,地方政府在获取成本信息方面表现较差时,政府级次 n 通过外溢效应和成本信息机制对地方政府支出将产生正效应。但正如前文所述,分配政策偏差通过公共池渠道产生了额外的扭曲性影响,这增加了政府级次 n 对地方政府支出影响的复杂

① 令 $\theta_n - \sigma_n = dk / \varphi(m^{n-1})$, 由(11)式可得: $\partial G_n^* / \partial m = [\theta_n + Q_n^* / (1 + \beta_n)][\beta_n(1 - \phi(n)) \partial \gamma_n^* / \partial m + (dk(\beta_n - 1)(n - 1)m^{n-2} \varphi(m^{n-1})) / \varphi(m^{n-1})^2] = X_1 \partial E(\alpha - \alpha_n) / \partial n + X_2 \varphi(m^{n-1})$, 其中 $X_1 > 0$, dk 度量了地方政府获取成本信息方面的表现。若 dk 较大即地方政府在获取成本信息方面表现较差,可得 $X_2 > 0$ 。

性。事实上,我们无法从理论上给出政府级次 n 对地方政府支出影响的确切判定。^① 另一方面,由(9)式可知,税收分权对中央转移支付进而对地方政府支出具有负效应。但税收分权也有助于减少分配政策偏差的扭曲性影响,增强地方政府的责任性从而对地方公共物品提供数量和地方政府支出产生正效应。因此,税收分权对地方政府支出的总影响也不明晰。^② 因此,本文以中国现实数据为基础对财政分权和政府组织结构对地方政府支出规模的影响作进一步实证分析。

三、计量模型

依据本文理论分析给出的地方政府支出规模决定模型,我们以1997—2005年间我国县级面板数据为基础,就财政分权和政府组织结构对地方政府支出规模的影响作实证分析。本节首先依据前文的理论分析以及中国现实情况选择变量并给出计量模型设定。

(一) 政府组织结构变量

本文在理论分析中关注的政府组织结构包括政府级次和辖区政府数量。对于政府级次而言,目前,我国主要采取的是5级政府架构,县级地方政府一般而言处于第5级。不过,北京等4个直辖市的所有县级地方政府、海南省三亚市和海口市所辖县级行政单位以外的所有县和县级市以及河南省济源市、湖北省仙桃等市和新疆自治区石河子市一直采取的是省直辖行政管理体制,即对这些县级地方政府而言,政府总级次为4级。因此,我们引入省直辖行政管理体制哑变量(即采取省直辖行政管理体制的县级地方政府取值为1,其余取值为0),以捕捉政府级次对地方政府支出规模的影响。对于辖区地方政府数量,我们用隶属于同一上级政府的辖区县级地方政府数量加以度量。此外,由于本文考察的县级地方政府支出包含了乡镇政府支出在内,因此我们引入万人拥有的乡镇数量以捕捉1997年以来“撤乡并镇”改革的影响。

(二) 财政分权变量

本文在理论分析中只关注了财政收入分权的影响,但大量研究表明区分财政支出分权和财政收入分权对于更好地揭示财政分权对政府支出规模的影响机理是非常重要的(Stein, 1999; Jim & Zou, 2002; Fiva, 2006),因此,我们在实证研究中同时引入财政收入分权和财政支出分权。^③ 此外,正如本文理论分析所指出的,公共池效应是财政分权影响地方政府支出规模的一个重要机制。因此,结合我国财政分权的具体实践,我们构造变量以检验公共池效应。2002年,我国实施了所得税分享改革,所得税收入由中央与地方按统一比例分享,同时建立了所得税基数返还制度,将中央财政因所得税分享改革增加的收入用于增加一般性转移支付。省以下各级政府也采取类似的做法。这使得县级地方政府自2002年以来对转移支付的依赖程度大幅增加:转移支付占县级地方政府支出的比重在1997—2001年间平均为48.4%,2002—2005年间大幅提高到68.7%。另一方面,相对于其他地区,东部地区的县级地方政府的自有财力较强,对转移支付的依赖程度较低:转移支付占

① 由(11)式可得: $\partial G_n^*/\partial n = (\theta_n + Q_n^*/(1 + \beta_n))[\beta_n(1 - \phi(n))\partial v_n^*/\partial n + (\beta_n - 1)m^{n-1}\ln(m)dk/\varphi(m^{n-1})^2] - \Omega_n \phi'(n) = \Delta_1 \partial E(\alpha - \alpha_n)/\partial n + \Delta_2 \phi'(m^{n-1}) + \Delta_3 \phi'(n)$,其中 $\Omega_n = \beta_n^2/(1 + \lambda)[(\theta_n + Q_n^*/(1 + \beta_n))[(1 - \mu_n)(2\theta_n - \sigma_n) + \mu_n v_n] + (1 - \mu_n)Q_n^2/2(1 + \beta_n)^2] > 0$, $\Delta_1 > 0$ 。同样地,当 dk 较大即地方政府在获取成本信息方面表现较差时,可得 $\Delta_2 > 0$, $\Delta_3 = \Delta_{31}E(\alpha - \alpha_n) + \Delta_{32}E(\alpha_n) + \Delta_{33}/\varphi(m^{n-1}) - \Omega_n$, $\Delta_{31} < 0$, $\Delta_{32} < 0$ 和 $\Delta_{33} > 0$ 。

② 由(11)式可得: $\partial G_n/\partial \mu_n = -[(\theta_n + Q_n^*/(1 + \beta_n))(2\theta_n - \sigma_n - (1 - \phi(n))v_n) + (Q_n^*)^2/2(1 + \beta_n)^2]\partial \beta_n/\partial \mu_n + \beta_n(\theta_n + Q_n^*/(1 + \beta_n))(1 - \phi(n))\partial v_n/\partial \mu_n$,其中 $\partial \beta_n/\partial \mu_n < 0$, $\partial v_n/\partial \mu_n < 0$ 。

③ 对于财政收支分权,借鉴已有文献的普遍做法(贾俊雪、郭庆旺,2008),并考虑到县级财政管理体制上的差异,我们分别利用人均县级财政收入(支出)/(人均县级财政收入(支出) + 人均中央财政收入(支出) + 人均省份本级财政收入(支出) + 人均地市级财政收入(支出))和人均县级财政收入(支出)/(人均县级财政收入(支出) + 人均中央财政收入(支出) + 人均省份本级财政收入(支出))来测度地市县管和省管县财政管理体制下各个县级地方政府的财政收支分权水平。

东部地区县级地方政府支出的比重平均为 51.2%，其他地区为 60.4%。^① 因此，我们引入财政收支分权 2002 年哑变量（即 2002 年以前为财政收支分权乘以 0，2002 年及其后乘以 1），以及财政收支分权东部地区哑变量（即东部地区财政收支分权乘以 1，其他地区乘以 0）来检验公共池效应。

1994 年分税制改革从制度上规范了中央与地方财政关系，但并没有明确规定省以下财政管理体制。县级地方政府主要采取的是地市管县体制，即财政收支责任划分、省以下财政转移支付和预算资金调度首先由省级政府直接对地市级政府，县级财政由地市级财政直接管理。2002 年，我国在全国逐步推行了“省直管县”财政管理体制，将县级地方政府的财政收支责任划分、转移支付分配和预算资金调度，完全交由省级财政直接负责。截止到 2005 年，浙江、安徽和湖北等 9 个省区的全部县级地方政府以及河北、山西、江西和河南等 4 个省份的部分县级地方政府都已实行了“省直管县”财政管理体制。为了捕捉这一影响，我们引入省直管财政管理体制哑变量（即采取省直管县财政管理体制的取值为 1，其余取值为 0）。^②

（三）控制变量

由本文理论分析可知，影响地方政府支出规模的重要因素还包括居民偏好 α_n 、公共物品生产成本 θ_n 和税收扭曲程度 λ （见 (11) 式）。因此，我们在实证分析中需要控制这些变量的影响，以确保主要结论的稳健性。但这些变量均为非观测变量，无法直接给出度量。为此，我们借助其他观测变量来间接捕捉它们的影响。假设 α_{it} 、 θ_{it} 和 λ_{it} 可表示为： $\alpha_{it} = a_1 y_{it} + \rho_{1i} + \nu_{1t} + \varepsilon_{1it}$ 、 $\theta_{it} = a_2 z_{it} + \rho_{2i} + \nu_{2t} + \varepsilon_{2it}$ 和 $\lambda_{it} = a_3 d_{it} + \rho_{3i} + \nu_{3t} + \varepsilon_{3it}$ 。其中， y_{it} 、 z_{it} 和 d_{it} 分别为影响 α_n 、 θ_n 和 λ 的可观测变量， a_k ($k = 1, 2, 3$) 为系数。 ρ_{ki} ($k = 1, 2, 3$) 为个体效应，用以捕捉地理环境、资源禀赋和风俗习惯等地区异质性因素对 α_n 、 θ_n 和 λ 的影响。 ν_{kt} ($k = 1, 2, 3$) 为时间效应，用以捕捉共同冲击对 α_n 、 θ_n 和 λ 的影响。 ε_{kit} ($k = 1, 2, 3$) 为误差项。

对于 y_{it} ，我们主要考虑人均实际 GDP（以县级人口和省份商品价格指数将县级名义 GDP 折算为以 1978 年为基期的人均实际值）及其平方项和城镇化水平（用城镇人口占总人口的比重度量），以反映经济发展水平和城镇化进程对居民偏好的影响。对于 z_{it} ，我们主要考虑人口规模和密度，以捕捉规模经济效应对公共物品生产成本的影响；同时因财政供养人口也是影响公共服务提供成本的一个重要因素，故也考虑了财政供养人口规模（用财政供养人口占总人口的比重度量）。对于 d_{it} ，因税收扭曲程度在很大程度上与税负水平有关，故在 d_{it} 中包含了财政收入比率即财政收入占 GDP 的比值；又因 2000 年以来，我国逐步实施了农村税费改革，^③ 通过规范农业税费以及农业税减免，有助于降低税收扭曲程度 λ ，故在 d_{it} 中还包含了农村税费改革哑变量（即进行税费改革的当年和此后取值为 1，其余的取值为 0）。当然，财政收入比率和农村税费改革哑变量也捕捉了财政收入变化对县级地方政府支出规模的影响。显然，上述变量无法囊括 α_n 、 θ_n 和 λ 的所有影响因素，因此模型可能存在着遗漏变量引发的内生性问题。在下面的计量分析中，我们将对这一问题进行仔细校正。

（四）计量模型设定

这样，基于本文理论分析给出的地方政府支出规模决定方程 (11)，并结合我国具体实践，我们构建如下形式的固定效应面板数据模型：

① 下文将详细介绍本文所使用的数据。东部省份包括北京、天津、辽宁、河北、山东、江苏、浙江、福建、广东和河南。

② 那些采取省直辖行政管理体制的县级地方政府在财政管理体制上也属于省直管，但我们已经引入省直辖行政管理体制哑变量，因此这里没有包括这些县级地方政府。关于“省直管县”财政管理体制改革的详细介绍，请参阅谢旭人（2008）。

③ 关于农村税费改革的详细介绍，请参见谢旭人（2008）。

$$Gov_{it} = \beta Ds_{it} + \gamma Gns_{it} + \eta X_{it} + \rho_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, Gov_{it} 为县级地方政府支出规模, 用县级地方政府财政支出比率即占财政支出 GDP 的比值度量。 Gns_{it} 和 Ds_{it} 为本文的核心解释变量, Gns_{it} 为政府组织结构变量包括省直辖行政管理体制哑变量、辖区县级地方政府数量和万人拥有的乡镇数量, Ds_{it} 为财政分权变量包括财政收支分权、财政收支分权东部地区哑变量和 2002 时间哑变量以及省直管财政管理体制哑变量。 X_{it} 为控制变量, 包括人均实际 GDP 及其平方项、城镇化水平、人口规模、人口密度、财政供养人口规模、财政收入比率和农村税费改革哑变量。 $\rho_i = \sum_{k=1}^3 \rho_{ki}$ 和 $\nu_t = \sum_{k=1}^3 \nu_{kt}$ 分别为个体效应和时间效应, $\varepsilon_{it} = \sum_{k=1}^3 \varepsilon_{kit}$ 为误差项。

(12) 式给出的固定效应面板数据模型是一个静态模型(记作模型 1), 但县级地方政府支出变化很可能具有很强的持续性。在理论分析中, 我们假设地方政府可以在当期观测到居民偏好, 但在现实生活中, 地方政府对居民偏好的了解往往需要一个过程。另外, 一些政府支出如行政管理费也具有很强刚性, 而且我国县级地方政府支出预算采用的是基数法编制(即以上年度支出数额为基数来确定本年度支出数额)。这些都意味着, 在计量分析中考虑县级地方政府支出规模的动态变化是十分必要的。因此, 我们还考虑如下形式的动态面板数据模型(记作模型 2):

$$Gov_{it} = \sum_{j=1}^M \alpha_j Gov_{it-j} + \beta Ds_{it} + \gamma Gns_{it} + \eta X_{it} + \rho_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中, Gov_{it-j} 为县级地方政府支出规模的滞后项, M 为最大滞后阶数。

四、数据

本文使用的是全国县级面板数据, 数据主要来源于《全国地市县财政统计资料》。该数据集涵盖了全国 31 个省、自治区和直辖市 2800 多个县、县级市和市辖区 1993—2005 年间的经济和财政统计数据。但该数据集缺少 1997 年以前的 GDP 数据, 因此我们选取的样本期为 1997—2005 年间。由于数据问题, 我们没有考虑西藏自治区的情况。鉴于市辖区与县和县级市的可比性较差, 因此我们没有考虑市辖区(Shih & Zhang, 2004; Zhang, 2006)。此外, 在样本期内, 我国县级地方政府的行政区划发生了较大变化。为此, 我们以 2005 年行政区划为标准剔除那些业已变更为市辖区的县和县级市, 并依据各地区行政区划沿革资料, 对各个县和县级市的行政隶属关系进行调整。同时, 我们还依据《中国区域经济统计年鉴》和各省《统计年鉴》补充了辖区面积、人口和乡镇数量等数据。最终, 我们使用的是全国 30 个省、自治区和直辖市 1938 个县和县级市 1997—2005 年间的非平衡面板数据。^①

就地方政府支出规模而言, 第一, 1997—2005 年间我国县级地方政府财政支出比率均值为 12.81%, 标准差为 11.21, 表明县级地方政府支出规模存在着较为显著的差异性。第二, 1997 年以来, 我国县级地方政府支出规模及其差异性均呈现出持续增加的态势, 其中以 1997—2001 年间表现得尤为突出(如图 1 所示)。^②

就政府的组织结构而言, 样本期内, 我国政府组织结构也呈现出较为明显的变化, 且存在着较大差异性。第一, 1997—2005 年间, 辖区县级地方政府数量均值为 10.79, 标准差为 5.89, 万人拥有的乡镇数量均值为 0.61, 标准差为 0.67。第二, 辖区县级地方政府数量从 1997 年的 10.14 增加到 2005 年的 11.05, 万人拥有的乡镇数量从 0.67 减少到 0.54。不过, 省直辖县级地方政府数量始终为 53 个。

① 限于篇幅, 我们省略了主要经济变量的统计描述表, 感兴趣者可向作者索取。

② 为了使核密度图更清晰地捕捉到县级地方政府支出规模演变特点, 我们将财政支出比率限定在区间[0, 0.6]内。

就财政分权状况而言,第一,样本期内,我国县级地方政府拥有的财权和事权呈现出明显的 mismatch 状态——县级地方政府平均承担了 35.1% 的公共支出事务,但拥有财政收入份额仅仅为 18.2%,财政收支分权二者的相关系数仅为 0.55。第二,从县级地方政府财政收支分权的核密度图(图 2 和图 3)看出,1997—2001 年间县级地方政府的财政支出分权水平出现较为明显的下降,2002 年以来则呈现出明显增加的态势,2005 年的财政支出分权基本上达到了 1997 年的水平。与此形成鲜明对照的是,1997—2005 年间,县级地方政府的财政收入分权水平则一直呈现出持续下降的态势,其中 1997—2001 年间表现得尤为突出。

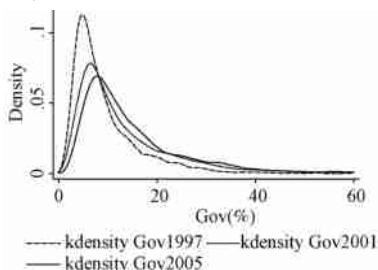


图 1 县级地方政府支出规模的核密度图

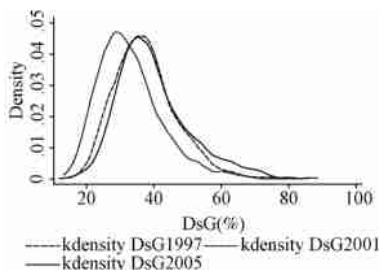


图 2 县级地方政府财政支出分权的核密度图

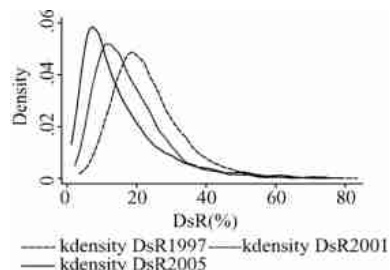


图 3 县级地方政府财政收入分权的核密度图

五、实证结果

我们首先给出静态模型的估算结果,然后给出动态面板数据模型的估算结果,并依据这些结果考察财政分权和政府组织结构对我国县级地方政府支出规模的影响。

(一) 静态模型估算结果

表 1 给出了静态模型的估算结果,其中模型 1a 和 1b 分别给出了 OLS 和固定效应面板数据模型的估算结果。正如前文所指出的,居民偏好、公共物品生产成本进而地方政府支出规模会受到地理环境等地区异质性因素和一些共同冲击的影响,这将导致 OLS 估算是偏和非一致的。事实上,对比模型 1a 和 1b 可以看出,当我们控制了个体和时间固定效应后,估算结果出现了较大变化。不过,个体和时间固定效应的引入并不能完全解决内生性问题。原因在于,样本期内一些地区异质性因素也会发生明显改变,因此固定效应模型的估算结果会因遗漏变量问题而存在着明显偏差。为此,我们采用工具变量法进一步校正内生性问题。模型 1c 和 1d 分别给出了 2SLS 和 HAC-GMM 估算结果。在这两个模型中,我们将财政收支分权、人均 GDP 及其平方项、城镇化水平、人口规模、人口密度和财政供养人口设为内生变量,并以这些变量的滞后 1—2 期作为工具变量。这两个模型也包含了个体和时间固定效应,而且考虑到隶属于同一上级政府的各个县级地方政府之间可能存在着显著的相互影响从而导致估算偏差,我们也进行了 Cluster 校正。^①

由 Hansen 过度识别检验可知,模型 1c 构造的工具变量总体上是有效的。辖区县级地方政府数量的回归系数为正,且具有很好的统计显著性。既然地方政府在短期内不可能很好地获取成本信息,因此这一结果总体上符合我们的理论预期。省直辖行政管理体制哑变量具有显著的负系数,表明相对于地市级政府管辖的县级地方政府而言,省直辖的县级地方政府总体上具有较小的支出规模。换言之,政府级次对县级地方政府支出规模具有显著的扩张效应。依据我们的理论分析,这

^① 我们也尝试利用对数线性模型来捕捉政府组织结构和财政分权的非线性影响,得到基本结论是一致的。此外,我们在财政分权度量时考虑了省直管县财政管理体制对财政分权水平的影响,但考虑到这可能无法完全捕捉到省直管县财政管理体制的全部影响,我们也尝试在回归方程中引入省直管县财政管理体制变量与财政分权变量的乘积项,得到的基本结论是一致的。

一结果表明政府级次增加通过加剧分配政策偏差及其扭曲性影响, 以及通过外溢效应和成本信息机制对地方政府支出规模产生的正效应表现更为突出。万人拥有的乡镇数量对县级地方政府支出规模具有显著的负效应, 表明 1997 年以来的“撤乡并镇”改革在控制政府支出规模方面并未充分发挥作用。

表 1 静态模型估算结果

解释变量	模型 1a (OLS)	模型 1b (Fixed Effects)	模型 1c (2SLS)	模型 1d (HAG GMM)	模型 1e (HAG GMM)
常数项	- 2.426(0.29)***	0.862(0.85)			
辖区县级地方政府数量	- 0.095(0.01)***	0.120(0.03)***	0.071(0.04)*	0.078(0.04)**	0.078(0.04)**
省直辖行政管理体制哑变量	0.804(0.30)**	- 2.116(3.37)	- 1.367(0.28)***	- 1.272(0.28)***	- 1.277(0.28)***
乡镇数量	3.360(0.09)***	- 2.628(0.25)**	- 2.490(0.57)***	- 2.530(0.56)***	- 2.577(0.58)***
财政支出分权	0.616(0.01)**	0.503(0.01)***	0.400(0.06)***	0.397(0.06)***	0.404(0.06)***
财政收入分权	- 0.905(0.01)***	- 0.625(0.01)**	- 0.467(0.03)***	- 0.456(0.03)***	- 0.458(0.03)***
财政支出分权 2002 年时间哑变量	0.168(0.01)***	0.170(0.00)***	0.119(0.02)***	0.122(0.02)***	0.121(0.02)***
财政收入分权 2002 年时间哑变量	- 0.263(0.01)***	- 0.231(0.01)**	- 0.150(0.02)***	- 0.154(0.02)***	- 0.152(0.02)***
财政支出分权东部地区哑变量	- 0.342(0.01)***	- 0.237(0.01)**	- 0.078(0.02)***	- 0.081(0.02)***	- 0.087(0.02)***
财政收入分权东部地区哑变量	0.576(0.01)**	0.357(0.01)***	0.236(0.01)**	0.231(0.01)**	0.233(0.01)***
省直管县财政管理体制哑变量	- 4.548(0.23)***	- 3.606(0.16)***	- 2.419(0.35)***	- 2.396(0.32)***	- 2.441(0.32)***
人均 GDP	- 0.001(0.00)***	- 0.001(0.00)**	- 0.002(0.00)***	- 0.002(0.00)***	- 0.002(0.00)***
人均 GDP 平方项	0.730(0.05)***	0.635(0.04)***	0.621(0.14)***	0.685(0.13)***	0.688(0.13)***
城镇化进程	0.023(0.00)***	- 0.034(0.01)***	- 0.074(0.03)***	- 0.061(0.02)**	- 0.060(0.02)**
人口规模	- 0.008(0.00)***	0.090(0.02)***	0.044(0.03)	0.042(0.03)	0.042(0.03)
人口密度	- 0.000(0.00)**	- 0.013(0.00)***	- 0.013(0.01)**	- 0.013(0.01)**	- 0.012(0.01)**
财政供养人口规模	0.297(0.04)***	0.084(0.05)*	- 0.316(0.41)	- 0.135(0.40)	- 0.119(0.40)
财政收入比率	2.134(0.03)***	1.746(0.03)***	1.330(0.10)***	1.340(0.09)***	1.354(0.10)***
农村税费改革哑变量	- 2.077(0.17)***	- 1.345(0.11)***	- 0.803(0.12)***	- 0.776(0.11)***	- 0.779(0.11)***
Hansen 过度识别检验			13.63	13.63	13.32
样本数	16915	16915	12905	12905	12689
R ²	0.769	0.506	0.520	0.523	0.524

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信度上显著, 小括号中的数值为标准差, 模型 1c—1e 中的标准差为 cluster 校正后的 Robust 标准差。实际人均 GDP 平方项的回归系数和标准差均 $\times 10^{-7}$ 。限于篇幅, 略去了一步回归结果。

财政支出分权对县级地方政府支出规模具有显著的正效应, 财政收入分权则具有显著的负效应, 这与已有研究结论保持了较好的一致性。已有研究通常将财政收支分权对地方政府支出规模的非对称性影响归因于财政纵向失衡带来的公共池问题 (Fiva, 2006; Jin and Zou, 2002; Rodden, 2003; Stein, 1999)。这一论断可以从财政收支分权 2002 年时间哑变量和财政收支分权东部地区哑变量的估算结果得到进一步证实。财政支出分权 2002 年时间哑变量具有显著的正系数, 财政收入分权 2002 年时间哑变量则具有显著的负系数, 表明 2002 年以来财政分权的非对称性影响变得更为突出。另一方面, 由财政收支分权东部地区哑变量的回归系数可知, 财政分权的非对称性影响在东部地区明显较弱。既然 2002 年以来我国县级地方政府对转移支付的依赖程度明显增强 (即财政纵向失衡明显加剧), 而东部地区县级地方政府对转移支付的依赖程度较其他地区而言明显较弱, 因此这些结论很好地验证了公共池假设。

省直管县财政管理体制哑变量的回归系数为负且具有很好的统计显著性,表明2002年以来实施的省直管县财政管理体制改革有助于遏制县级地方政府支出规模的过度膨胀。显然,削减财政级次也有助于减少不同级次政府分配政策偏差及其带来的扭曲性影响,这与减少政府级次的作用是一致的。因此,省直管县财政管理体制哑变量与省直辖行政管理体制哑变量的回归结果相符也从一个侧面表明,不同级次政府分配政策偏差及其扭曲性影响是政府级次影响地方政府支出规模的一个重要机制。

对于控制变量,模型1c的估算结果表明,人均GDP和城镇化进程对县级地方政府支出规模具有显著的负效应,这一结论与Wagner法则并不相符。人口密度的回归系数为负且具有很好的统计显著性,表明县级地方政府支出呈现出较为明显的规模经济效应。与我们的预期相符,财政收入比率对县级地方政府支出规模具有显著的正效应,农村税费改革则具有显著的负效应。对于模型1d,由Hansen过度识别检验可知,工具变量总体上是有效的。对比模型1c和1d可以看出,估算结果并不存在明显差异。最后,考虑到直辖市的县级地方政府具有一定特殊性,我们也尝试剔除北京等4个直辖市的所有县级地方政府数据,并在模型1e给出相应的HAC-GMM估算结果。可以看出,估算结果对于这样的处理总体上是稳健的。

(二) 动态模型估算结果

表2给出了动态面板数据模型的估算结果。由于引入因变量时间滞后项,模型(13)式产生新的内生性问题。为此,我们采用Arellano & Bover(1995)以及Blundell & Bond(1998)提出的系统GMM进行估算。模型包含了滞后1期因变量、当期和滞后1期的解释变量以及个体和时间固定效应。我们同样将财政收支分权、人均GDP及其平方项、城镇化水平、人口规模、人口密度和财政供养人口设为内生变量,并进行了Cluster校正。表2中的模型2d给出这种情况的具体估算结果。为了便于对比,我们也给出了其他设定情况下的估算结果。模型2a、2b和2c分别将所有解释变量设定为外生、前定和内生变量。由Arellano Bond 1阶和2阶自相关检验可知,各模型残差项均存在显著的1阶自相关,但不存在显著的2阶自相关。进一步,由Hansen过度识别检验可以看出,模型2a、2b和2c存在着较为明显的设定偏误,意味着我们并不能将所有解释变量均视为外生、前定和内生变量。相反,Arellano Bond 1阶和2阶自相关检验以及Hansen过度识别检验表明,模型2d的设定总体较好。

模型2d的估算结果显示,滞后1期因变量的回归系数具有很好的统计显著性,表明我国县级地方政府支出规模存在明显的路径依赖。0.905的回归系数也较为合理,处于组内回归和OLS回归结果之间。^① 省直辖行政管理体制哑变量的回归系数为负,且具有很好的统计显著性,这与静态模型的估算结果保持了较好的一致性。与静态模型不同,辖区县级地方政府数量对县级地方政府支出规模具有显著的负效应。从动态视角来看,地方政府获取成本信息的表现显然会有所改善,因此这一结果表明相对于外溢效应机制,成本信息机制对于认识辖区数量对地方政府支出规模的影响更为重要。^② 万人拥有的乡镇数量的回归系数并不显著,但滞后1期的回归系数为正且具有很好的统计显著性,表明“撤乡并镇”改革对县级地方政府支出规模具有显著的滞后负效应。

省直管县财政管理体制哑变量具有显著的负系数,财政收支分权对县级地方政府支出规模具有显著的非对称性影响,且这种非对称性影响在东部地区表现得较弱,这些结论与静态模型的估算

^① Bond(2002)指出由于存在着内生性,因变量滞后1期影响系数的真实值应介于组内估算和OLS估算之间。对于模型(13)式,因变量滞后1期系数的OLS估算和组内估算分别为0.930和0.649。

^② 依据财政竞争文献的观点,辖区数量增加将有助于强化辖区间竞争,从而对地方政府支出规模产生向下压力。不过,由于我国县级地方政府拥有的财政自主权较为有限,因此财政竞争机制较弱。而且,我们也利用Cluster技术控制了那些隶属于同一上级政府的县级地方政府之间的相互影响,从而在很大程度上控制了财政竞争的影响。

表 2 动态模型的估算结果(System GMM)

解释变量	模型 2a	模型 2b	模型 2c	模型 2d	模型 2e
常数项	- 0.459(0.41)	- 0.261(0.30)	1.082(0.58)*	0.218(0.73)	0.163(0.75)
L1. 因变量	0.865(0.05)***	0.903(0.02)***	0.893(0.04)***	0.905(0.03)***	0.906(0.03)***
辖区县级地方政府数量	- 0.045(0.03)	- 0.018(0.03)	0.068(0.07)	- 0.078(0.04)**	- 0.084(0.04)**
L1. 辖区县级地方政府数量	0.033(0.03)	0.011(0.03)	- 0.123(0.08)	0.046(0.04)	0.058(0.04)
省直行政管理体制哑变量	- 0.457(0.17)***	- 0.659(0.11)***	104.0(104.0)	- 0.633(0.24)***	- 0.594(0.27)**
L1. 省直行政管理体制哑变量	0.534(0.26)**	0.726(0.24)***	- 103.0(104.0)	1.121(0.46)**	1.252(0.46)***
乡镇数量	- 0.227(0.57)	0.487(0.50)	0.473(1.13)	- 0.636(0.68)	- 0.630(0.69)
L1. 乡镇数量	1.303(0.62)**	0.529(0.44)	1.405(1.14)	1.916(0.72)***	1.907(0.74)**
财政支出分权	0.720(0.07)***	0.683(0.06)***	0.636(0.09)***	0.713(0.09)***	0.725(0.09)***
L1. 财政支出分权	- 0.543(0.04)***	- 0.537(0.05)***	- 0.491(0.06)***	- 0.529(0.05)***	- 0.541(0.05)***
财政收入分权	- 0.532(0.07)***	- 0.538(0.06)***	- 0.321(0.11)***	- 0.279(0.12)**	- 0.285(0.12)**
L1. 财政收入分权	0.319(0.05)***	0.353(0.04)***	0.155(0.08)*	0.108(0.09)	0.113(0.09)
财政支出分权 2002 年时间哑变量	- 0.053(0.02)***	- 0.049(0.02)***	- 0.057(0.02)**	- 0.064(0.03)**	- 0.066(0.03)***
L1. 财政支出分权 2002 年时间哑变量	- 0.003(0.03)	- 0.009(0.02)	- 0.006(0.02)	- 0.009(0.02)	- 0.007(0.02)
财政收入分权 2002 年时间哑变量	0.078(0.03)***	0.050(0.03)*	0.063(0.04)*	0.071(0.04)*	0.074(0.04)*
L1. 财政收入分权 2002 年时间哑变量	- 0.017(0.04)	0.004(0.04)	- 0.007(0.03)	- 0.004(0.03)	- 0.006(0.03)
财政支出分权东部地区哑变量	- 0.325(0.05)***	- 0.254(0.04)***	- 0.173(0.04)***	- 0.321(0.06)***	- 0.333(0.06)***
L1. 财政支出分权东部地区哑变量	0.274(0.04)***	0.212(0.04)***	0.158(0.04)***	0.291(0.05)***	0.302(0.05)***
财政收入分权东部地区哑变量	0.235(0.05)***	0.230(0.04)***	0.142(0.05)***	0.132(0.06)***	0.139(0.06)**
L1. 财政收入分权东部地区哑变量	- 0.150(0.04)***	- 0.159(0.03)***	- 0.139(0.04)***	- 0.119(0.05)***	- 0.126(0.05)**
省直管县财政管理体制哑变量	- 2.548(0.40)***	- 2.441(0.33)***	- 2.707(0.48)***	- 2.860(0.43)***	- 2.900(0.44)***
L1. 省直管县财政管理体制哑变量	1.801(0.26)***	2.028(0.24)***	2.180(0.41)***	1.939(0.36)***	1.963(0.35)***
人均 GDP	- 0.005(0.00)***	- 0.004(0.00)**	- 0.004(0.00)***	- 0.005(0.00)***	- 0.005(0.00)***
L1. 人均 GDP	0.005(0.00)***	0.004(0.00)***	0.005(0.00)***	0.006(0.00)***	0.006(0.00)***
人均 GDP 的平方项	2.820(0.50)***	2.160(0.43)***	1.930(0.46)***	2.090(0.55)***	2.090(0.54)***
L1. 人均 GDP 的平方项	- 3.790(0.60)***	- 2.870(0.52)***	- 2.650(0.64)***	- 2.920(0.75)***	- 2.900(0.73)***
城镇化进程	0.011(0.01)	0.011(0.01)	- 0.038(0.02)*	- 0.050(0.02)**	- 0.049(0.02)**
L1. 城镇化进程	- 0.013(0.01)	- 0.011(0.01)	0.003(0.02)	0.010(0.02)	0.010(0.02)
人口规模	0.017(0.02)	0.044(0.02)**	- 0.144(0.11)	- 0.207(0.14)	- 0.211(0.14)
L1. 人口规模	- 0.019(0.02)	- 0.045(0.02)**	0.136(0.11)	0.205(0.14)	0.208(0.14)
人口密度	- 0.004(0.00)*	- 0.005(0.00)***	0.003(0.01)	0.004(0.01)	0.004(0.01)
L1. 人口密度	0.004(0.00)*	0.005(0.00)**	- 0.003(0.01)	- 0.004(0.01)	- 0.004(0.01)
财政供养人口规模	- 0.239(0.15)	- 0.206(0.17)	- 0.473(0.22)**	- 0.717(0.25)***	- 0.727(0.26)***
L1. 财政供养人口规模	0.081(0.15)	0.049(0.17)	0.081(0.21)	0.264(0.19)	0.272(0.19)
财政收入比率	1.307(0.16)***	1.338(0.14)***	0.457(0.20)**	0.303(0.23)	0.311(0.22)
L1. 财政收入比率	- 1.008(0.16)***	- 1.080(0.13)***	- 0.219(0.22)	- 0.098(0.23)	- 0.097(0.23)
农村税费改革哑变量	- 0.458(0.22)**	- 0.555(0.20)***	- 0.520(0.29)*	- 0.465(0.20)**	- 0.484(0.20)**
L1. 农村税费改革哑变量	- 0.336(0.16)**	- 0.203(0.13)	- 0.267(0.15)*	- 0.412(0.20)***	- 0.419(0.1)***
Arellano Bond AR(1) 检验	- 6.53***	- 7.21***	- 7.22***	- 7.12***	- 7.07***
Arellano Bond AR(2) 检验	0.06	0.17	0.40	0.32	0.34
Hansen 过度识别检验	104.0***	52000***	47723.7***	303.9	301.3
样本数	14905	14905	14905	14905	14658

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信度上显著, 小括号中的数值为经过 cluster 校正后的 robust 标准差, 实际人均 GDP 平方项的回归系数和标准差均 $\times 10^{-7}$ 。L1 为 1 阶滞后算子。

结果保持了较好的一致性。值得注意的是,当我们控制了县级地方政府支出规模的路径依赖后,财政分权的非对称性影响在2002年以来出现了一定程度上的弱化。鉴于2002年所得税分享改革以来,我国县级地方政府对转移支付的依赖性明显增强,这一结果多少有些令人奇怪。不过,正如本文理论分析中所指出的,财政分权有助于减少分配政策差异的扭曲性影响,增强地方政府的责任性,从而通过公共池渠道对地方政府支出规模具有正向影响。因此,这一结果表明,在考虑了县级地方政府支出规模动态调整后,财政分权通过公共池渠道产生的正效应明显有所增强。

人均GDP及其平方项、城镇化水平和农村税费改革的估算结果与静态模型相似,但影响力度明显有所减弱。财政供养人口规模对县级地方政府支出规模负效应的显著性明显有所增强,表明我国县级地方政府的财政供养人口总体上呈现出显著的规模经济效应。^①与静态模型相比,另一个较为明显的不同表现在财政收入比率对县级地方政府支出规模的影响并不显著。究其原因,很可能在于样本期内我国县级地方政府支出主要依赖于转移支付,自有财政收入占总支出的比重仅仅是44.7%。最后,我们同样尝试剔除北京等直辖市的县级地方政府数据,并在模型2e给出相应估算结果。不过,估算结果并没有什么明显变化。

本文的理论分析指出,财政分权对地方政府支出规模的影响在一定程度上与不同级次政府分配政策偏差及其扭曲性影响进而与政府级次有关。为此,我们通过在基准模型的基础上引入财政收支分权与省直辖行政管理体制哑变量的交互项,以及财政收支分权与辖区县级地方政府数量的交互项,来简要考察政府组织结构对财政分权的地方政府支出规模效应的影响。除了前文所考虑的内生变量外,我们将财政收支分权与辖区县级地方政府数量的交互项也设为内生变量。^②估算结果表明,财政收支分权与省直辖行政管理体制哑变量的回归系数均为负值,意味着政府级次减少有助于强化财政分权对地方政府支出规模膨胀的遏制作用,不过,这些影响并不具有统计显著性。当我们剔除了北京等直辖市的数据后,政府级次减少对财政收入分权的负效应具有显著强化作用。这与本文的理论分析相符,表明财政分权化改革应与政府的扁平化改革协调推进,这有利于更好地发挥财政分权特别是财政收入分权对地方政府支出行为的约束作用。另一方面,财政收入分权与辖区县级地方政府数量的交互项具有显著的正系数,表明辖区政府数量增加有助于强化财政收入分权对地方政府支出规模的正影响。换言之,当辖区政府数量较多时,财政收入分权对地方政府支出行为的约束作用较弱。这并不符合财政竞争文献的观点(即辖区政府数量增加有助于增强辖区间竞争从而强化财政分权对地方政府行为的约束作用)。但正如前文指出的,我国县级地方政府拥有的财政自主权较为有限,因此辖区间财政竞争机制较弱。而且,我们也利用Cluster技术控制了那些隶属于同一上级政府的县级地方政府之间的相互影响,从而在很大程度上控制了财政竞争的影响。不过,当我们将北京等直辖市县级地方政府数据剔除后,这一影响变得不再显著。

六、结论及政策建议

我们的研究表明,纵向政府级次减少和辖区政府数量增加对县级地方政府支出规模均具有显著的负效应,“撤乡并镇”改革对县级地方政府支出规模具有显著的滞后负效应。财政支出分权对县级地方政府支出规模具有显著的正效应,财政收入分权则具有显著的负效应。财政收支分权对县级地方政府支出规模的非对称性影响在2002年所得税分享改革以来以及在东部地区均相对较

^① 这一估算结果与我们的直观预期(财政供养人口增加会加重县级地方政府财政负担从而导致支出规模膨胀)并不相符。原因很可能在于我国县级财政供养人口是由上级政府甚至是中央政府严格控制,而且近年来我国进行了力度较大的行政和事业单位改革,使得样本期内县级财政供养人口规模并未出现明显增长,但承担的支出事务大幅增加,从而使县级财政供养人口呈现出明显的规模经济效应。

^② 限于篇幅,我们省略了具体估算结果,感兴趣者可向作者索取。

弱。进一步的研究还表明，财政分权特别是财政收入分权对县级地方政府支出规模的影响在一定程度上与政府组织结构有关。

本文侧重于探讨不同级次政府分配政策偏差及其扭曲性影响的重要性，从而对已有文献进行了有益补充。同时，由于近年来我国县乡基层政府普遍存在着较为严重的财政困难，学术界主张通过完善我国省以下财政管理体制、合理划分政府间财政收支责任以及减少政府级次和辖区政府数量来有效化解县乡财政困难(贾康、白景明, 2002; 王小龙, 2006)，本文的研究有助于从支出层面评判这些措施的有效性。本文的研究结果表明，为了有效地约束地方政府支出行为和控制地方政府支出规模，更好地化解县乡财政困难，中央政府应着力做好如下三方面的工作：第一，继续有序推进我国政府组织结构改革，适当增加县级行政单位数量，大力推行以减少分配政策偏差及其扭曲性影响为核心内容的省直辖行政管理体制和省直管县财政管理体制。第二，进一步理顺省以下各级政府间财政关系，在财力分配上更多地向县乡基层政府倾斜，特别应采取有效措施增强县乡基层政府的财政自给能力，同时也应努力改变目前公共支出事务过多依赖于县乡基层政府的局面。第三，政府组织结构改革应与财政分权化改革统筹规划、协调推进，促使地方政府提高支出效率，避免支出规模的过度膨胀。

参考文献

- 贾俊雪、郭庆旺, 2008:《政府间收支责任安排的地区经济增长效应: 实证研究》,《经济研究》第6期。
- 贾康、白景明, 2002:《县乡财政解困与财政体制创新》,《经济研究》第2期。
- 王小龙, 2006:《县乡财政解困与政府改革: 目标兼容与路径设计》,《财贸经济》第7期。
- 谢旭人, 2008:《中国财政改革三十年》, 中国财政经济出版社。
- Arellano M., and O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics* 68, 29—51.
- Blundell, R., and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* 87, 115—143.
- Bond, S., 2002, "Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice", Working Paper 09/02, Institute for Fiscal Studies, London.
- Brennan, G., and J. Buchanan, 1980, *The Power to Tax: Analytical Foundations of a Fiscal Constriction*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Buchanan, J., and R. Musgrave, 1999, *Public Finance and Public Choice: Two Contrasting Visions of the State*, Cambridge: MIT Press.
- Fiva, J. H., 2006, "New Evidence on the Impact of Fiscal Decentralization on the Size and Composition of Government Spending", *Public Finance Analysis* 62, 250—280.
- Gilbert, G., and P. Picard, 1996, "Incentives and Optimal Size of Local Jurisdictions", *European Economic Review* 40, 19—41.
- Homan, O., D. Pines and J.F. Thisse, 1995, "On the Optimal Structure of Local Governments", *American Economic Review* 85.
- Jin, J., and Zou, Heng fu, 2002, "How Does Fiscal Decentralization Affect Aggregate, National, and Subnational Government Size?", *Journal of Urban Economics* 52, 270—293.
- Oates, W. E., 1972, *Fiscal Federalism*, Harcourt, New York.
- Oates, W. E., 1985, "Searching for Leviathan: An Empirical Study", *American Economic Review* 75, 748—757.
- Rodden, J., 2003, "Reviving Leviathan: Fiscal Federalism and the Growth of Government", *International Organization* 57, 695—729.
- Stein, E., 1999, "Fiscal Decentralization and Government Size in Latin America", *Journal of Applied Economics* 2, 357—391.
- Tiebout, C., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy* 64, 416—424.
- Tsui Kai yuen, 2005, "Local Tax System, Intergovernmental Transfers and China's Local Fiscal Disparities", *Journal of Comparative Economics* 33, 173—196.
- Weingast, B., S. Kenneth, and J. Christopher, 1981, "The Political Economy of Benefits and Costs: A Neoclassical Approach to Distributive Politics", *Journal of Political Economy* 89, 642—664.
- Zhang, Xiaobo, 2006, "Fiscal Decentralization and Political Centralization in China: Implications for Growth and Inequality", *Journal of Comparative Economics* 34, 713—726.

(下转第87页)

Managerial Power, Private Income and Compensation Rigging

Quan Xiaofeng, Wu Shinong and Wen Fang

(School of Management, Xiamen University)

Abstract: Since the outbreak of the global financial crisis, the debate about coexistence of “astronomical salaries” and “zero pay” in China’s state owned enterprises has led to a wide public concern. Based on the background of state owned enterprises reform, by selecting the data of state owned enterprises from 2004 to 2007, this paper studies the compensation rigging behavior of top managers of the state owned enterprises and their value effect. We find that: (1) More managerial power of top managers of state owned enterprises leads to higher private benefits, the top managers of state owned enterprise controlled by the central government prefer to hidden non monetary private benefits, while the top managers controlled by local governments prefer to explicit monetary private benefits. (2) From the pay performance sensitivity point of view, the greater power of top managers, the higher sensitivity between pay and rigging performance. This indicates that top managers with stronger power tend to use earning rigging to entrench performance compensation. (3) Through the decomposition of the actual salary, we find that incentive compensation has significant positive value effect, but rigging compensation has significant negative value effect. Finally, this paper also examines the role of internal and external of governance mechanisms, we find the compensation rigging problem could be suppressed by multi incentive channel, matrix control strategy, higher quality audit service and higher institutional investor ownership.

Key Words: Managerial Power; State owned Enterprises; Private Income; Rigging Compensation

JEL Classification: L320, M120

(责任编辑: 晓 喻) (校对: 晓 鸥)

(上接第 72 页)

Fiscal Decentralization, Government Structure and Local Government's Expenditure Size

Guo Qingwang and Jia Junxue

(China Financial Policy Research Center, School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Base on a theoretical model of optimal local government expenditure size, this paper studies the effects of the government structure and fiscal decentralization on local government expenditure size by utilizing Chinese county level panel data for the period 1997—2005. We estimate both a static fixed effects panel model and a dynamic panel model with accounting for possible endogeneity of the explanatory variables. The dynamic panel model shows that the hierarchical levels of governments have an expanding effect on local government expenditure size, while the number of jurisdictions has a constraining effect on it. We also find that expenditure decentralization leads to a larger local government, and revenue decentralization is associated with a smaller local government. It is further found that the effects of the two types of decentralization on local government expenditure size are to a certain extent conditioned by the features of fiscal decentralization and the government structure.

Key Words: Fiscal Decentralization; Government Structure; Local Government Expenditure Size

JEL Classification: H70, H72

(责任编辑: 唐寿宁) (校对: 晓 鸥)