

# 政府官员理性行为与民生性财政预算<sup>\*</sup>

汪利钺 李延均

**内容提要:** 本文根据激励相容原理构建了一个政府官员在民生性财政预算过程中理性行为及其效应模型,研究表明政府官员理性选择是把民生性财政预算维持在一个较低水平上且在财政年度预算既定下,政府官员理性行为将会对民生性财政预算产生“挤出”效应。利用2003、2008和2013年我国25省第9、10和11届人大代表和民生性财政预算面板数据,以政府官员兼任人大代表比重作为政府官员理性行为的代理变量进行的实证检验支持了理论模型的结论。在地区异质性检验中也得到相同结果。据此,本文提出建议是,提高财政预算透明度,调整财政预算历年制为跨年制,实行职业代表制度。

**关键词:** 政府官员 理性行为 预算程序 民生性财政预算 挤出效应

## 一、引言

中国社会科学院2013年发布的《公共服务蓝皮书》暨《中国城市基本公共服务满意度评价(2012~2013)》最新研究表明,2013年公共服务总体满意度为58.71分(总分为100分),2012年公共服务满意度为59.70分,相较于2011年54.03分有明显提升,但公共服务总体满意度较低。与民生性财政预算不足和满意度较低形成对照的是,中国财政供养人口规模在不断膨胀,行政管理成本不断上升<sup>①</sup>。新增长理论研究表明,人力资本和技术创新能促进经济可持续增长。在影响人力资本和技术创新的各种因素中,民生性财政预算对人力资本积累和“平抑”技术创新风险具有较大影响。这一点对于目前处于新常态下的中国显得弥足珍贵,因此研究中国民生性财政预算相对不足有着比较重要的意义。

目前研究中国民生性财政预算相对不足主要遵循三个路径。一是财政竞争,如乔宝云等(2005)对比了中西方国家财政分权对小学义务教育的影响,发现财政分权并没有像西方国家一样增加小学义务教育的有效供给,相反,却减少了中国小学义务教育

的有效供给。他们认为“各地区激烈的财政竞争挤占了义务教育等外部性较强的准公共产品性质的财政预算”。二是财政分权,如傅勇、张晏(2007)认为“财政分权以及基于政绩考核下的政府竞争,造就了地方政府公共预算‘重基本建设、轻人力资本投资和公共服务’的明显扭曲”。与前两种路径不同,付文林、沈坤荣(2012)提出了第三种路径。他们从转移支付视角认为,中国民生性财政预算相对不足的原因是我国目前的转移支付制度不仅会带来地方财政预算的粘蝇纸效应,而且地方政府的财力改善后,还可能通过调整现有的财政预算结构,偏离转移支付的基本公共服务均等化目标,即存在地方财政预算的可替换效应,越是经济欠发达的财政资金净流入地区,地方政府对基本建设、行政管理预算项目的诉求越强烈。

上述三种路径丰富了我们对于民生性财政预算问题的认识,但这些文献忽视了一个影响民生性财政预算的重要变量:参与财政预算人的理性行为。参与财政预算的人是财政预算结果的内生变量。无论是财政竞争,还是财政分权,抑或转移支付,均需要通过参与财政预算的人来实现。这些参与财政预算

<sup>\*</sup> 汪利钺,上海立信会计学院财税学院,邮政编码:201620,电子邮箱:wlt2011@lixin.edu.cn;李延均,上海立信会计学院,邮政编码:201620,电子邮箱:yjli@lixin.edu.cn。感谢国家留学基金委员会留学基金(2011208420)和国家社科基金项目(13BGL144)的资助。本文在上海交通大学中国发展研究中心(Center for China Development studies, CCDS)和复旦大学主办的“当代中国经济与社会工作室”暨上海青年经济学者沙龙第三期以及同济大学首届经济学国际学术会议上报告过,感谢陆铭、陈钊、郑世林、张牧扬等的建设性意见。非常感谢匿名审稿人富有建设性的意见,文责自负。

人的行为由制度环境决定,从这一角度对我国民生性财政预算进行研究的文献相对较少。

## 二、文献评论

从已有研究民生性财政预算的国内文献看,大部分文献集中在财政分权对民生性财政预算的影响上。来自陈思霞、卢盛峰(2014)一项最新研究表明,深化分权改革并给予基层政府更大的自主决策权,将显著提高基础建设预算比重,降低教育等民生性服务预算占比。财政分权引致的“重基建、轻民生性公共服务”的预算倾向在贫困地区更为明显。此前龚锋、卢洪友(2009)也发现随着政府公共资源配置权力的扩大,地方政府具有不顾居民实际需求偏好而膨胀行政成本和扩张基建预算的双重倾向。这意味着政府财政预算的软约束和财政分权制度是“扩张偏向的财政政策”的一个结果(方红生、张军,2009)。当中央政府对地方政府的监察力度增加,这会限制地方政府财政预算总量并改变财政预算结构,导致各省固定资产投资和经济增速双双下降;当监察力度下降,在晋升激励下,地方政府财政预算总额和偏向于投资建设的财政预算增加(梅冬州等,2014)。上述文献表明,除了财政分权是导致我国民生性财政预算不足的原因外,党代会对地方政府监察的力度和政府财政预算软约束也可能是影响财政预算结构的因素。

就国外文献而言,布坎南认为政治市场如同经济市场,政府官员作为参与者,也作为理性经济人参与交易过程。如果把参与市场关系的个人当作效用最大化者,那么,当个人在非市场内行动时,似乎没有理由假定个人的动机发生了变化。至少存在一个有用的假定,即当人由市场中的买者或卖者转变为政治过程中的投票人、纳税人、受益人、政治家或官员时,他的品行不会发生变化。因此,政治是一个完全类似于市场的复杂的交易过程(布坎南,1989)。选民通过投票来表明自己对政治候选人和公共政策的偏好,以期获得最能够满足自己利益需求的公共政策,而政治家则通过制定和执行政策来争取选票,在给定的制度和非制度约束下,最大限度追求自己的收入、名望和权力(唐斯,2005)。政治家为了争取选票,他们为本选区争取财政预算份额(Pork Barrel Projects)。因此,理性政治家在财政预算收益和融资成本分散承担条件下激烈争取财政预算份额,甚至有时对公共服务和公共物品产生过度需求(Weingast et al, 1981)。

Maria et al(2002)在此基础上利用 OECD 和拉丁美洲国家截面数据做了进一步研究,研究表明在比例制下议员(纳税人)更倾向于转移支付预算,在多数制下议员(纳税人)更倾向于公共品和公共服务的供给预算,由此可预测在比例制(多数制)下总预算越高(低),转移支付预算份额也将会越高(低)。来自 Pande (2003)的经验研究支持 Weingast et al (1981)的观点,他利用 1960—1992 年印度 16 个邦面板数据证明了增加劣势少数族裔的议员代表能增加他们在公共政策决策中的影响,并因此增加该少数族裔的转移支付预算。代表少数族裔的立法议员会增加财政转移支付预算份额给本族裔。这些转移支付预算通常包括教育奖学金、高等教育研究机构经费和政府工作机会等(Dushkin, 1972; Barbara, 1982)。甚至在行政管理机构中那些拥有行政自由裁量权的少数族裔也会通过司法解释来满足少数族裔偏好(Jessica & Sally, 2003)。Trebbi et al (2008)利用 1980、1990 和 2000 年全美 51 个州(含华盛顿特区)证明了在少数族裔人口规模较少情况下,多数族裔通常通过操纵选举规则,如“赢者通吃”的整体性选举规则(at-large election),来剥夺少数族裔进入立法机构的可能性,进而增加多数族裔在财政预算中的份额和满足偏好的概率。

上述文献正如 Alesina & Perotti(1999)指出的一样,财政预算制度(投票规则)是财政预算结果的一个内生变量,不同预算制度将会产生不同的财政预算结果以及财政绩效。在中国横向问责机制不健全和纵向问责机制存在局限的现实情况下,财政收益最大化逐渐成为支配地方政府行为的主导逻辑,并最终导致了政府选择性履行职能的局面(郁建兴、高翔,2012)。

## 三、理论模型

借鉴 Laffont & Tirole(1986)、拉丰和梯若尔(2004)激励理论框架,本文构建一个简单的激励相容模型来检视政府官员在财政预算过程中的理性行为及其效应。

### (一)模型相关假设

现假设一项价值总额为  $S$  的预算项目由政府官员完成,该预算项目可大致分为两类财政预算,一类是有利于政府官员的建设性财政预算,另一类是有利于纳税人的民生性财政预算<sup>②</sup>,两类财政预算价值之和等于  $S$ 。政府官员安排民生性财政预算有两种方案:  $\{\bar{b}, \underline{b}\}$ , 且令  $\Delta b = \bar{b} - \underline{b} > 0$ , 一种是民生性财政预算水平较高的预算额  $\bar{b}$ (下同),也可以采用民

生性财政预算较低的预算额  $\underline{b}$  (下同), 对应于民生性财政预算水平较高方案  $\bar{b}$  的成本为  $\bar{C}$ , 而对应于民生性财政预算水平较低方案  $\underline{b}$  的成本为  $\underline{C}$ 。因此, 纳税人最终得到民生性财政预算额  $\omega$  等于民生性财政预算额  $b$  减去政府官员因为安排民生性财政预算而发生的成本  $C$ 。政府官员数  $\eta$  越多, 安排民生性财政预算的成本将会越高, 所以有:

$$\bar{\omega} = b - C(\eta) \quad (1)$$

假定人大代表对政府官员安排最终的民生性财政预算额  $\omega$  进行监督, 人大代表完全观察到民生性财政预算额  $\omega$  的概率为  $\delta$ , 且  $\delta \in [0, 1]$ , 相对于人大代表没有完全观察到民生性财政预算额  $\omega$  的概率为  $(1-\delta)$ 。当政府官员安排的民生性财政预算额  $\omega$  下降被发现后, 人大代表将对其进行惩罚, 但惩罚额度不超过政府官员薪酬  $t$  (机会收益)。

政府官员采取民生财政预算水平较低方案时, 在价值总额既定为  $S$  情况下, 建设性财政预算水平较高, 政府官员因此受益。人大代表观察到政府官员采取水平较低的民生性财政预算时, 人大代表对其问责。当民生性财政预算水平越低, 纳税人最终得到的民生性财政预算额度 ( $\omega$ ) 越低, 人大代表对其惩罚程度越高。因此, 当政府官员采用民生性财政预算时, 政府官员的负效用函数为  $\varphi(\omega)$ <sup>③</sup>。我们用  $U(b) = t(b) - \varphi(b - C(\eta))$  表示政府官员选择民生性财政预算水平  $b$  时获得的效用。

另外政府官员在采用水平较高和较低的民生性财政预算策略空间中, 可以根据人大代表监督程度和成本收益进行转换。当人大代表监督政府程度提高时, 政府官员面临成本收益将发生变化。当政府官员每降低一单位民生性财政预算获得的收益大于因此付出的一单位负效用时, 政府官员会采用水平较低的民生性财政预算 ( $\bar{\omega}$ ), 说明政府官员降低民生性财政预算份额是利可图的; 反则反之。因此有:

$$\bar{\omega} = \begin{cases} \bar{\omega}, & \varphi'(\bar{\omega}) > 1 \\ \underline{\omega}, & \varphi'(\bar{\omega}) \leq 1 \end{cases} \quad (2)$$

## (二) 模型最大化框架

人大代表可以观察到政府官员以往财政预算安排  $b$  值的先验概率分布为  $\nu = \Pr(b = \underline{b})$ , 没有观察到的概率为  $1 - \nu$ 。根据先验概率人大代表向政府官员提供两份报酬契约, 一份是  $(\underline{t}, \underline{C})$ ; 一份是  $(\bar{t}, \bar{C})$ 。其中,  $\underline{t}$  是表示政府官员采用民生性财政预算水平较低方案时向人大代表索取的薪酬,  $\bar{t}$  则表示政府官员采用民生性财政预算水平较高时, 人大代表向其支付的薪酬。

根据激励相容原理可得下式(2C):

$$\begin{aligned} \underline{U} &= \underline{t} - \varphi(\underline{b} - \underline{C}) \\ &\geq (1 - \delta)[\bar{t} - \varphi(\underline{b} - \bar{C})] - \delta\varphi(\underline{b} - \bar{C}) \end{aligned} \quad (3)$$

从(3)中我们可看出, 如果政府官员采用水平较低的民生性财政预算, 将可能面临最大负效应。因此, 约束是紧的。政府官员采用民生性财政预算值  $b$  后的社会福利函数应等于  $S$  减去公共资金管理成本, 再加上政府官员获得的收益, 所以有:

$$\begin{aligned} W(b) &= S - (1 + \lambda)[t(b) + C(b)] + t(b) \\ &\quad - \varphi(b - C(b)) \\ &= S - (1 + \lambda)[\varphi(b - C(b)) + C(b)] - \lambda U(b) \end{aligned} \quad (4)$$

其中,  $(1 + \lambda)$  为公共资金的机会成本。对于政府官员来说, 不管是采取水平较低或较高的民生性财政预算, 都要服从在采用较高水平的民生性财政预算时获得薪酬大于因此付出成本 (负效用)。因此, 政府官员服从如下约束 (IR):

$$\bar{U} = \bar{t} - \varphi(\bar{b} - \bar{C}) \geq 0 \quad (5)$$

假设人大代表目标是代表纳税人在激励相容和政府官员个体理性约束下<sup>④</sup>, 选择使社会福利  $W \equiv \nu W(\underline{b}) + (1 - \nu)W(\bar{b})$  最大化, 所以得:

$$\begin{aligned} \max_{(\underline{C}, \bar{C}, \underline{U}, \bar{U})} W &= \nu \{ S - (1 + \lambda)[\underline{C} + \varphi(\underline{b} - \underline{C})] \\ &\quad - \lambda[(1 - \delta)\varphi(\bar{b} - \bar{C}) - \varphi(\underline{b} - \bar{C})] \} \\ &\quad + (1 - \nu) \{ S - (1 + \lambda)[\bar{C} + \varphi(\bar{b} - \bar{C})] \} \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)左边为纳税人的社会福利, 右式包括两个部分: 第一部分是人大代表完全观察到纳税人最终获得的民生性财政预算概率下社会福利, 第二部分是人大代表没有完全观察到纳税人最终获得民生性财政预算概率下的社会福利。因此, 根据式(6), 在 IC、IR 条件下, 求  $\max_{\bar{t}, \underline{t}} W$  (由于版面限制, 具体解析过程可向作者索取), 得到:

$$\begin{aligned} \varphi'(\bar{\omega}) &= \varphi'(\bar{b} - \bar{C}) \\ &= 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{\nu}{1 - \nu} [\Pi'(\bar{\omega}) - \delta\varphi'(\bar{\omega})] \end{aligned} \quad (7)$$

$$\varphi'(\underline{\omega}) = \varphi'(\underline{b} - \underline{C}) = 1 \quad (8)$$

其中,  $\Pi'(\bar{\omega}) = \varphi'(\bar{\omega}) - \varphi'[\bar{\omega} - (\bar{b} - \underline{b})] > 0$ 。我们注意到(7)中  $\delta$  与  $\varphi'(\bar{\omega})$  呈正向关系, 即随着  $\delta$  增加,  $\varphi'(\bar{\omega})$  也增加, 说明随着人大代表对政府官员民生性财政预算监督概率提高, 政府官员采用较高份额的民生性财政预算负效用也在增加。

## (三) 嵌入政府官员兼任人大代表的情形

假设人大代表有三个监督策略空间:  $\{\delta = 0,$

$0 < \delta < 1, \delta = 1$ 。当  $\delta = 1$  时, 政府官员与人大代表相互独立, 即人大代表能完全监督政府官员的民生性财政预算, 并对政府官员给出相应的问责; 当  $0 < \delta < 1$  时, 政府官员与人大代表不完全相互独立, 即人大代表不能完全监督政府安排的民生性财政预算; 当  $\delta = 0$  时, 政府官员兼任人大代表, 即政府官员自行安排民生性财政预算。

1. 人大代表与政府官员之间保持着介于完全独立和政府官员兼任人大代表下的民生性财政预算。此时, 二者存在合谋的可能, 即当  $0 < \delta < 1$  时, 有方程式(7):

$$\begin{aligned} \varphi'(\bar{\omega}) &= \varphi'(\bar{b} - \bar{C}) \\ &= 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{\nu}{1 - \nu} [\Pi'(\bar{\omega}) - \delta \varphi'(\bar{\omega})] \end{aligned} \quad (7)$$

方程式(7)说明了政府官员把民生性财政预算份额维持在一个较高水平上, 但政府官员的负效用函数受到人大代表监管力度  $\delta$  影响。随着人大代表监管政府预算力度逐渐增强, 政府官员的边际负效用将会逐渐增加。此时如果政府官员可以向人大代表支付, 以换取人大代表降低对政府官员的监督, 可以降低政府官员的边际负效用。因此, 这种情形下的民生性财政预算随着人大代表对政府官员监督程度与合谋程度决定, 这种情形处于非稳态。

2. 政府官员与人大代表相互独立下的民生性财政预算。当  $\delta = 1$  时, 政府官员与人大代表相互独立, 方程式(7)变为(7a)。

$$\begin{aligned} \varphi'(\bar{\omega}) &= \varphi'(\bar{b} - \bar{C}) \\ &= 1 + \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{\nu}{1 - \nu} [\varphi'[\bar{\omega} - (\bar{b} - \underline{b})]] \end{aligned} \quad (7a)$$

(7a)说明政府官员采用较高水平的民生性财政预算, 他们的边际负效用将会大于1。这意味着采用比重较高的民生性财政预算时, 每降低一单位民生性财政预算, 政府官员得到的收益小于其承担的负效用。按照(2)式, 政府官员的理性选择保持现有的民生性财政预算比重。政府官员与人大代表均没有改变现状的动力。因此, 这种情形处于稳态。

3. 政府官员兼任人大代表下的民生性财政预算。当  $\delta = 0$  时, 方程式(7)演变为(7b)。

$$\varphi'(\bar{\omega}) = \varphi'(\bar{b} - \bar{C}) = 1 - \frac{\lambda}{1 + \lambda} \frac{\nu}{1 - \nu} \Pi'(\bar{\omega}) \quad (7b)$$

由方程式(7b), 可知  $\varphi'(\bar{\omega}) < 1$ , 政府官员兼任人大代表时, 每降低一单位民生性财政预算, 政府官

员的边际收益大于边际负效应, 政府官员理性选择是降低民生性财政预算水平。这意味着在财政年度预算既定情况下, 政府官员降低民生性财政预算, 增加建设性和行政管理财政预算, 可以供养更多政府官员。反过来, 越多的政府官员需要越多的建设性和行政管理财政预算, 以实现个人理性行为效应最大化。这样我们根据(7b)初步得到: 政府官员越多, 所需行政管理和建设性财政预算越多, 民生性财政预算将可能会越少。

#### 四、数据描述

由于政府官员理性行为发生在财政预算过程中, 所以本文以政府官员兼任人大代表比重作为衡量政府官员理性行为的代理变量。由于不同城市的人大代表人数不同, 不同城市的财政预算规模不同, 如果检验不同城市人大代表和财政预算规模绝对值, 将可能会在结论上产生偏误。因此, 借鉴 Trebbi et al(2008)的方法以政府官员兼任人大代表比例作为参与财政预算政府官员数的解释变量; 以民生性财政预算占总财政预算的比例作为衡量民生性财政预算的被解释变量。这样检验命题转换为, 政府官员兼任人大代表比例越高, 民生性财政预算占总财政预算的比例将会越高。<sup>⑤</sup> 基于此, 构建检验模型(9)式:

$$P_{i,t} = B_{i,t} \cdot \beta_1 + \sum_{j=1}^n X_{i,t} \cdot \beta_j + \sigma_i + \tau_t + \zeta_{i,t} \quad (9)$$

其中,  $P_{i,t}$  为民生性财政预算占总财政预算比重,  $B_{i,t}$  为政府官员兼任人大代表的比重, 是本文检验的核心变量,  $X_{i,t}$  包括人均GDP、人均转移支付、税收收入、财政供养人口数、民营经济等控制变量,  $\tau_t$  为时间效应, 用于控制政府换届等因素的影响,  $\sigma_i$  为不随时间变化的不可观测异质性因素,  $\zeta_{i,t}$  为误差项。

(9)式为典型的面板数据模型, 为避免实证结果依赖于某种特定计量模型, 本文尝试利用两种方法估计: 面板混合模型(OLS)和一般广义矩模型(GMM)。这里需要指出的是由于政府官员越多, 将会挤出越多的民生性财政预算, 在既定财政预算总额下, 行政管理财政预算和生产性财政预算将会越多, 进而可以供养越多的政府官员。因此, 解释变量  $B_{i,t}$  与被解释变量  $P_{i,t}$  之间可能会存在序列自相关问题。为此, 本文使用动态面板估计方法, 估计模型为:

$$\begin{aligned} P_{i,t} &= B_{i,t} \cdot \beta_1 + P_{i,t-1} \cdot \alpha + \sum_{j=1}^n X_{i,t} \cdot \beta_j + \sigma_i \\ &\quad + \tau_t + \zeta_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

(10)式中,等式右边增加了民生性财政预算占总财政预算比重的一阶滞后项  $P_{i,t-1}$ ,  $\alpha$  为待估参数。本文采用差分广义矩估计方法(difference-GMM 或 Arellano-Bond GMM)和系统广义矩估计方法(system-GMM 或 Blundell-Bond GMM)两种模型。

为了检验方程一致性和降低检验内在扰动性,将上述控制变量也转换为比值。根据文献部分分析,民生性财政预算可能还取决于一系列其他因素。结合中国实际情况,本文控制以下一系列变量。财政分权(FD)是一个重要的控制变量,表征了地方政府财政自主程度大小,但分权指标一直存在争议。龚锋、卢洪友(2009)认为财政分权应该从财政收入角度来进行衡量,他们采用了地区本级财政收入占地区财政总收入的比重。但林毅夫、刘志强(2000)认为影响省及省以下各级政府行为的是边际分成率,因此他们提出边际分成率作为财政分权指标。傅勇、张晏(2007)则从财政预算角度提出衡量财政分权的指标。采用各省预算内人均本级财政预算占中央预算内人均本级财政预算比重作为财政分权的指标。相比较于总量指标,人均指标优势在于能较好地剔除人口规模对本级政府预算和收入的影响,其中人口规模用本地区年底在籍人口数量来表示。鉴于此,本文拟采用傅勇、张晏(2007)的财政分权指标作为控制变量,预期该变量对民生性财政预算产生负向影响,即估计系数为负值。

范子英、张军(2011)研究发现,转移支付资金被用于“养人”,这意味着转移支付本用于民生性财政预算,现在可能被“挪作他用”。因此,财政供养人口增加可能会“挤出”民生性财政预算。所以,财政供养人口应被视作影响民生性财政预算的一个变量。为了保持方程变量一致,本文引入财政供养人口数比重作为控制变量,该变量等于财政供养人口数除以本地区总人口数。高琳(2012)研究表明财政自主权增强在概率上增加了居民满意公共服务的可能性,说明地方政府自主性税收收入对民生性财政预算水平可能产生影响。因此,自主性税收收入是影响民生性财政预算不可忽视的原因。本文采用自主性税收收入比重作为影响民生性财政预算的控制变量,自主性税收收入比重是自主税收除以地方财政一般预算收入。经济增长对地区民生性财政预算会产生影响,因此,本文引入人均 GDP 作为经济增长对民生性财政预算的控制变量,具体指标为人均 GDP 比重,即本地人均 GDP 除以全国人均 GDP。在中国,虽然转移支付制度不够完善,但中央政府的转

移支付对地方政府财政收入影响不容忽视。财政收入受到转移支付的影响,那么民生性财政预算也将可能受到转移支付的影响。因此,转移支付将进入(10)式作为控制变量。具体指标为人均转移支付比重,即人均转移支付额除以地方财政一般预算收入<sup>⑥</sup>。

本文数据主要来自两类数据,一类是财政结构数据,如人均转移支付比重、自主税收收入比重、财政供养人口比重;另一类是社会与经济结构数据,如人均 GDP、政府官员兼任人大代表比重。财政数据主要来自《中国财政统计年鉴》,人均 GDP 数据来自相应年份《中国统计年鉴》。人大代表数据均来自各省人大常委会,这些人大代表是参与省级财政预算审议过程的政治当事人。政府官员占人大代表比重计算是按照划分标准计算所得,<sup>⑦</sup>划分官员身份是以财政预算功能分类法和是否是预算直接受益人以及是否担任政府职位作为标准。如果人大代表担任政府行政职务,我们称之为政府官员,再利用这些政府官员数除以人大代表总数得到政府官员兼任人大代表比重。此外,考虑到行政体制和经济结构差异以及极端值,我们没有将西藏、新疆和 4 个直辖市纳入分析,最终得到 25 个省份的数据。此外,为了消除地区间价格水平差异造成的财政预算成本差异和生活成本差异,对 25 个省份 2003、2008 和 2013 年三个样本期内名义变量进行平减。<sup>⑧</sup>表 1 给出了相关变量的统计描述。

表 1 主要变量统计描述

变量名	省份	均值	标准差
民生性财政支出比重	25	0.308	0.069
财政分权度	25	0.125	0.021
官员数占总人大代表数比重	25	0.811	0.192
人均 GDP 占全国人均 GDP 比重	25	0.679	0.202
人均转移支付占人均财政收入比重	25	0.583	0.122
自主性税收收入占预算内收入比重	25	0.158	0.073
财政供养人口比重	25	0.035	0.019

注:均值是指 2003、2008 和 2013 年三省省级人大代表算术平均值。

## 五、检验结果与分析

表 2 报告了检验结果。在所有回归方程中,民生性财政预算  $P_{i,t}$  在统计和经济上通过双尾 10% 以上显著性检验,与假说一致。在(a1 和 a2)回归中,解释变量系数为负值,且通过双尾 1% 显著性水平检验,这说明随着政府官员兼任人大代表比重  $B_{i,t}$  越高,民生性财政预算比重越小。动态面板数据检验结果 b1、b2、c1 和 c2 也支持了理论分析结果。虽然回归系

数稍微有点差异,但均通过了双尾 1%显著性水平检验。被解释变量和解释变量回归结果表明,政府官员

兼任人大代表对民生性财政预算产生了挤出效应(Crowd out),支持了文章的假说。

表 2 动态面板数据检验

解释变量	OLS	OLS	差分 GMM	差分 GMM	系统 GMM	系统 GMM	系统 GMM (Robust)
	a1	a2	b1	b2	c1	c2	c2
$B_{i,t}$	-0.1638*** (0.0119)	-0.1638*** (0.0121)	-0.1594*** (0.0197)	-0.1594*** (0.0210)	-0.1583*** (0.0225)	-0.1583*** (0.0228)	-0.1583*** (0.0221)
$P_{i,t-1}$		0.5278*** (0.1019)		0.5340*** (0.1112)		0.5256*** (0.1215)	0.5256*** (0.1213)
$Trf_{i,t}$		0.0647* (0.0321)		0.0650* (0.0323)		0.0643* (0.0313)	0.0643* (0.0309)
$pGDP_{i,t}$		0.0220* (0.0109)		0.0218* (0.0107)		0.0218* (0.0108)	0.0218* (0.0105)
$pGDP_{i,t-1}$		0.0208 (0.0139)		0.0201 (0.0128)		0.0202 (0.0129)	0.0202 (0.0130)
$Tax_{i,t}$		0.0089** (0.0043)		0.0090** (0.0042)		0.0091** (0.0043)	0.0091** (0.0042)
$Tax_{i,t-1}$		0.0095** (0.0047)		0.0096** (0.0048)		0.0099** (0.0048)	0.0099** (0.0046)
常数项	0.4923*** (0.1006)	0.4929*** (0.0998)					
$R^2$	0.6056	0.5903					
Abond test(m2)			0.2189	0.3212	0.1903	0.1908	0.1907
Sargan test			0.2007	0.9087	0.5005	0.5018	0.5019
diffSargan test					0.8045	0.9106	0.9108
观测值个数	375	375	375	375	375	375	375

注:括号内为回归系数的标准差;\*\*\*、\*\*和\*分别为 1%、5%和 10%的显著性水平。

控制变量人均转移支付( $Trf_{i,t}$ )、人均 GDP( $pGDP_{i,t}$ )、财政分权度( $Fd_{i,t}$ )、自主性税收收入( $Tax_{i,t}$ )<sup>⑥</sup>、财政供养人口比重( $R_{i,t}$ )的系数和符号基本与本文预期一致,也与类似研究结果基本相同。从数据检验结果看,来自上级政府的财政转移支付改善了地方政府的民生性财政预算。同时,我们也应看到政府间财政转移支付对地方政府民生性财政预算影响的显著性水平仅通过 10%双尾检验,说明来自上级政府财政转移支付对地方政府民生性财政预算影响有限,这可能是由于我国政府间财政转移支付结构造成的。现行我国财政转移支付结构是由专项转移支付为主,一般转移支付为辅。在地方财政“保运转”“保吃饭”时,地方政府可能把没有限定用途的一般转移支付用于“保运转”“保吃饭”,民生性财政预算可能被忽视或挤出,由此产生了“粘蝇纸”效应,所以上级政府的财政转移支付在统计上没有通过 1%显著性水平检验。人均 GDP 对民生性财政预算影响显著,系数为正,且通过 1%显著水平检验,说明人均 GDP 是

影响民生性财政预算的重要变量。当人均 GDP 水平提高时,地方政府获得自主性税收收入能力将可能会增强,在概率上提高了地方政府财政自主度,可激励地方政府提供社会合意的公共服务(高琳,2012)。财政分权对民生性财政预算系数为正值,且通过 5%显著水平检验,说明财政分权并没有提高民生性财政预算水平,相反降低了民生性财政预算水平。这与乔宝云等(2005)、傅勇和张晏(2007)检验结果一致。地方政府接受来自上级政府的财政转移支付,以便改善地方政府在提供公共服务上的资金短缺问题。财政供养人口比重对民生性财政预算比重影响的检验结果与实际观察结果一致,财政供养人口比重越大,财政负担越重,居民直接和间接税负越重。这不仅抑制了居民消费(刘小川、汪利钺,2014),影响经济可持续增长,而且严重挤出了民生性财政预算。事实上,无论出于社会地位,还是薪水角度,政府官员都有激励最大化他们的财政预算额度(Niskanen, 1971; Mueller, 1978)。官员在财政预算中表现为理性经济人行为本

质上是在财政预算规则下集体理性基础上的个体决策行为。

### (一) 敏感性分析

为了从解释变量和控制变量中找出对民生性财政预算比重有重要影响的敏感性因素,本文采用多因

素敏感性分析法,将官员兼任人大代表比重、自主性税收收入和财政供养人口比重逐步引入检验方程。根据表3,说明民生性财政预算比重对政府官员兼任人大代表比重、自主性税收收入和财政供养人口份额( $R_{i,t}$ )三个因素比较敏感。

表3 调整核心解释变量组合

核心解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$B_{i,t}$	0.1580*** (0.0228)		0.1588*** (0.0228)	0.1587*** (0.0228)
$Tax_{i,t}$		0.0087*** (0.0021)	0.0082*** (0.0023)	0.0088*** (0.0025)
$R_{i,t}$	0.2592*** (0.0509)	0.2595*** (0.0509)		0.2594*** (0.0509)
是否控制时间	是	是	是	是
样本个数	375	375	375	375

注:括号内为回归系数的标准差;\*\*\*、\*\*和\*分别为1%、5%和10%的显著性水平。

### (二) 地区间异质性检验

由于我国地区经济发展不平衡,这种地区性差异是否对民生性财政预算产生异质性影响呢?为

此,本文分东部、中部和西部检验政府官员兼任人大代表比重对当地民生性财政预算的影响,结果如表4所示。

表4 地区间异质性动态面板检验

解释变量	东部		中部		西部	
	系统 GMM		系统 GMM		系统 GMM	
	c1	c2	c1	c2	c1	c2
$B_{i,t}$	-0.1512*** (0.0277)	-0.1539*** (0.0272)	-0.1498*** (0.0469)	-0.1501*** (0.0465)	-0.1528 (0.0962)	-0.1519 (0.0968)
$Fd_{i,t}$		-0.0034** (0.0016)		-0.0037** (0.0019)		-0.0038** (0.0016)
$P_{i,t-1}$		0.5265** (0.2581)		0.5263** (0.2585)		0.5260** (0.2583)
$Trf_{i,t}$		0.0587 (0.0396)		0.0590* (0.0327)		0.0889*** (0.0301)
$pGDP_{i,t}$		0.0336*** (0.0131)		0.0222** (0.0105)		0.0135* (0.0080)
$pGDP_{i,t-1}$		0.0354 (0.0198)		0.0263 (0.0186)		0.0129 (0.0110)
$Tax_{i,t}$		0.0180** (0.0089)		0.0116* (0.0069)		0.0076 (0.0059)
$Tax_{i,t-1}$		0.0179* (0.0107)		0.0101 (0.0088)		0.0069 (0.0044)
$R_{i,t}$		-0.1776*** (0.0658)		-0.2587*** (0.0998)		-0.2826*** (0.0974)
Abond test(m2)	0.2001	0.2013	0.2007	0.2011	0.2010	0.2002
Sargan test	0.4998	0.4889	0.4996	0.4987	0.4995	0.4992
diffSargan test	0.8152	0.9730	0.8155	0.9686	0.8159	0.9731
样本个数	150	150	90	90	135	135

注:括号内为回归系数的标准差;\*\*\*、\*\*和\*分别为1%、5%和10%的显著性水平。

表 4 给出了东部、中部和西部的系统 GMM 检验结果,结果表明东部和中部政府官员兼任人大代表比重系数均为负值,说明政府官员兼任人大代表比重越高,民生性财政预算比重越少,且通过了双尾 1%显著性水平检验。西部地区政府官员兼任人大代表比重系数为负值,但没有通过双尾 10%显著水平检验,说明政府官员兼任人大代表比重增加不能促使民生性财政预算比重下降。可能的解释是西部地区接受了来自中央政府较多的政府间转移支付,使得民生性财政预算比重在政府官员兼任人大代表比重增加情况下变化不大。控制变量转移支付对民生性财政预算比重影响十分显著,且通过双尾 1%显著性水平检验,说明在 1998—2012 年期间西部地区接受的转移支付确实影响了民生性财政预算。西部地区政府官员兼任人大代表比重总体水平较中部、东部要高,对于经济欠发达的西部地区,所需行

政管理预算比重会相应增加,对来自上级政府的转移支付也将会增加。因此,政府官员兼任人大代表比重与人均转移支付比重两个变量之间存在一定的联系。这种联系可能掩盖了政府官员兼任人大代表对民生性财政预算的真正影响。为此有必要在上述检验方程中加入政府官员兼任人大代表比重与人均转移支付比重的交互项、重新检验西部地区政府官员兼任人大代表比重对民生性财政预算比重的影响。通过引入交互项剔除由于上级政府转移支付对民生性财政预算的影响。方程式(10)变换为(11)式。

$$P_{i,t} = B_{i,t} \cdot \beta_1 + (B_{i,t} \cdot Trf_{i,t}) \cdot \beta_2 + \alpha \cdot P_{i,t-1} + X_{i,t} \cdot \beta_3 + \sigma_i + \tau_i + \zeta_{i,t} \quad (11)$$

其中  $B_{i,t} \cdot Trf_{i,t}$  为交互项,  $X_{i,t}$  表示其他余下控制变量,与(9)相同。基于方程式(11)的检验结果如表 5 所示。

表 5 加入交互项的东部、中部和西部动态检验

解释变量	东部		中部		西部	
	系统 GMM		系统 GMM		系统 GMM	
	c1	c2	c1	c2	c1	c2
$B_{i,t}$	-0.1512*** (0.0268)	-0.1539*** (0.0269)	-0.1498*** (0.0467)	-0.1501*** (0.0470)	-0.1528*** (0.0465)	-0.1519*** (0.0466)
$B_{i,t} * Trf_{i,t}$		0.0067 (0.0054)		0.0058 (0.0039)		0.0069** (0.0029)
$Fd_{i,t}$		-0.0034** (0.0017)		-0.0037** (0.0018)		-0.0038** (0.0019)
$P_{i,t-1}$		0.5265** (0.2579)		0.5263** (0.2577)		0.5260** (0.2580)
$Trf_{i,t}$		0.0587 (0.0391)		0.0590* (0.0333)		0.0889*** (0.0321)
pGDP $_{i,t}$		0.0336*** (0.0129)		0.0222** (0.0108)		0.0135* (0.0068)
pGDP $_{i,t-1}$		0.0354 (0.0201)		0.0263 (0.0199)		0.0129 (0.0108)
Tax $_{i,t}$		0.0180** (0.0091)		0.0116* (0.0069)		0.0076 (0.0063)
Tax $_{i,t-1}$		0.0179* (0.0103)		0.0101 (0.0096)		0.0069 (0.0047)
$R_{i,t}$		-0.1776*** (0.0652)		-0.2587*** (0.0965)		-0.2826*** (0.0969)
Abond test(m2)	0.2000	0.2011	0.2003	0.2005	0.2009	0.2002
Sargan test	0.4997	0.4890	0.4995	0.4988	0.4996	0.4999



解释变量	东部		中部		西部	
	系统 GMM		系统 GMM		系统 GMM	
	c1	c2	c1	c2	c1	c2
diffSargan test	0.8148	0.9728	0.8156	0.9687	0.8160	0.9730
观测值个数	150	150	90	90	135	135

注:东部、中部和西部地区的敏感性分析和稳定性分析方法与上文相同,东部敏感性分析结果表明民生性财政预算比重对政府官员兼任人大代表比重( $B_{i,t}$ )、民营经济份额( $Pe_{i,t}$ )和财政供养人口份额( $R_{i,t}$ )三个因素比较敏感;中部民生性财政预算对民生性财政预算比重对政府官员兼任人大代表比重( $B_{i,t}$ )和财政供养人口份额( $R_{i,t}$ )两个因素比较敏感;民生性财政预算比重对政府官员兼任人大代表比重( $B_{i,t}$ )、转移支付( $Trf_{i,t}$ )和财政供养人口份额( $R_{i,t}$ )比较敏感。稳定性分析结果表明各个新解释变量估计值的最大值、基准值和最小值,均通过10%以上显著性水平检验,说明检验结果是稳定的。为了节省空间,这里略去了该部分敏感性分析和稳定性分析。括弧内为回归系数的标准差;\*\*\*、\*\*和\*分别为1%、5%和10%的显著性水平。

在加入政府官员兼任人大代表比重和人均转移支付比重交互项后,解释变量和所有其他控制变量除了标准差发生变化以外,其系数和符号均未发生变化。东部、中部和西部交互项的系数均为正值,说明东部、中部和西部地区的政府官员兼任人大代表比重越大,所需转移支付也将越大,证明上文中怀疑是正确的。从三个地区检验显著水平看,只有西部地区通过显著水平5%检验,说明西部地区政府官员兼任人大代表比重越大,所需转移支付也将越大,两者关系比较显著。

如何估计西部地区政府官员兼任人大代表对民生性财政预算的偏效应呢?为了直观,我们写出西部地区的检验方程c2,即(10)式:

$$\begin{aligned} \hat{P}_{it} = & -0.1519 B_{it} + 0.0069(B_{it} \cdot Trf_{it}) \\ & (0.0466) \quad (0.0029) \\ & -0.0038 \cdot Fd_{it} + 0.5260P_{it-1} + 0.0889Trf_{it} \\ & (0.0019) \quad (0.2580) \quad (0.0321) \\ & + 0.0135pGDP_{it} + 0.0129pGDP_{it-1} + 0.0076Tax_{it} \\ & (0.0068) \quad (0.0108) \quad (0.0063) \\ & + 0.0069Tax_{it-1} - 0.2826R_{it} \\ & (0.0047) \quad (0.0969) \quad (12) \end{aligned}$$

由(12)可得,西部地区政府官员兼任人大代表对民生性财政预算的偏效应计算式,

$$\frac{\Delta \hat{P}_{it}}{\Delta B_{it}} = -0.1519 + 0.0069Trf_{it}。表1中为$$

我们提供了转移支付的均值,为0.583,带入偏效应计算式,得 $\frac{\Delta \hat{P}_{it}}{\Delta B_{it}} \approx -0.1479$ ,所以在转移支付均值上,政府官员兼任人大代表对民生性财政预算的影响是0.1479。由于政府官员兼任人大代表比重是百分比度量的,所以意味着政府官员兼任人大代表的比重提高10个百分点,使得民生性财政预算比重

比西部地区民生性财政预算比重均值降低1.479个标准差。

估计值0.1479在统计上是否显著异于零呢?为此构造一个新的检验方程,检验出0.1479的标准误差,具体是用 $B_{it}(Trf_{it} - 0.583)$ 代替 $B_{it} \cdot Trf_{it}$ ,进行了新的回归,此时方程将得到在 $Trf_{it} = 0.583$ 时 $B_{it}$ 的系数,同时给出标准误,为0.032,从而得到 $t = 0.1479 / 0.032 = 4.622 > 2.576$ 。因此,我们认为在转移支付均值上西部地区官员兼任人大代表对民生性财政预算的负效应在统计上通过显著水平为1%双尾检验。

地区异质性检验结果说明东部、中部和西部地区的政府官员兼任人大代表对本地区民生性财政预算均有显著的负效应影响,这与本文假说是一致的。说明了在考虑西部大开发和中央政府对少数民族地区专项转移支付因素后,政府官员兼任人大代表比重自东向西逐步增大,民生性财政预算显著减少。从另外一个角度看,说明了中、西部地区把更多财政预算用于生产性财政或行政管理预算上。用于生产性财政预算,地方政府官员可以通过在短期内实现经济增长,在晋升过程中能拿出一份漂亮的“统计报表”,以获得晋升机会最大化(Qian & Gerard, 1998; Li & Zhou, 2005)。对于那些经济禀赋相对稀缺的地区,地方政府官员有可能把更多财政预算用于行政管理预算上,实现自身消费效应的最大化(楼国强,2010)<sup>⑩</sup>。政府官员之所以能配置财政预算,是因为政府官员兼任人大代表,所以我认为改革中国现行财政预算制度是解决中国财政预算失衡问题的根本途径。

## 六、结论与政策建议

我国居民对政府提供的公共服务满意度评价较

低,其原因之一是中国政府提供的民生性财政预算相对不足。要提高民生性财政预算水平和居民对公共服务评价,限制政府官员在财政预算过程中的行为。

首先,提高财政预算透明度。为了确保公民对公共权力机关的知情权、监督权,应采取多种媒体手段公开人大行使职权的全部活动程序,使公民对人大会议的全部内容进行观察、监督。同时,应公开人大通过的预算案和执行案以及审计案,这样公民及人大代表才能有“案”可“监”。如西尔沃曼强调的一样,“监督是建立一个更加多样化的信息来源基础之上,也为现实立法部门专门化创造更多的机会。当然,监督更需要选择更加合理的时间决策”(杰克·瑞宾、托马斯·林奇,1990)。

其次,调整历年制为跨年制,以消除时间差,使人大审批时间与预算年度相一致,增加政府预算编制时间和人大审计时间以及将预算科目细化到“款”、“项”和“目”,同时还应附注相应的解释文本。因此,构建一个好的公权管理程序,需要一个多样化的信息渠道、充足时间以及明晰的契约关系。财政预算也不例外,正如艾伦·S·鲁宾强调,“预算的实质是分配稀缺资源,因而它意味着在可能的预算对象之间进行选择。预算必须保持平衡,并需要某种程序”,这个“程序”正是解决诸如“将X美元分配给纳税人A而不是纳税人B的标准是什么?”等问题(Key, 1940)。

最后,实行职业代表制度。逐步减少政府官员担任人大代表比例,直到完全不担任为止。通过减少政府官员兼任人大代表比重,减少政府官员理性经济人的机会,把财政预算结构失衡可能性降低到最低限度。实行职业代表制度,改变代表的身份结构,避免由于兼职人大代表扮演多种角色而违反社会分工原则,降低议政质量(蒋洪,2008)。为了更好地提高议政质量,还需改变现行人大代表大会的议事程序和议事方式,延长会期,以便让人大代表有充分时间讨论和决定预算问题。

通过设立专职人大代表,使政府官员代表比重下降,其他各阶层的人大代表比重上升,“一降一升”实现人大代表真正对政府财政预算结构起到监督的作用,通过事前、事中、事后监督优化财政预算结构。这种制度有利于把人大代表性经济人行为限定在一定范围内,从而回答了“作为公民又处于政府中的理性经济人将做什么”的问题(安东尼·唐斯,2005),确保纳税人偏好顺利在政府财政预算过程和

结果中得以显示。只要专职人大代表对政府预算进行事前、事中和事后的审查、监督,不论是政府官员出于自身消费效应(行政管理预算),还是出于晋升机会最大化(生产性财政预算),抑或财政预算竞争目的,都将可能得到有效遏制,发生财政预算失衡的概率也将会降低。

#### 注:

- ①在财政支出项目中“其他支出”没有指明支出,但该项支出占预算内财政支出占一定比例,如2010年“其他支出”额占预算内财政支出总额达到了3.06%,与2013年教育支出非常接近,所以中国政府的实际行政管理支出可能超过30%。诚然,不同国家对民生性财政有不同的偏好,不同的国家发展程度对民生性财政也可能会有不同的偏好。民生性财政占总财政比重多少为合理,每个国家可能会给出自己的答案。这是一个规范的政治学问题,限于篇幅我们这里不再讨论。
- ②这里民生性财政预算主要是指环境保护、房屋与社区设施、健康门诊、医疗服务、公共保健服务、娱乐文化与信仰、教育(初等、中等和高等)。
- ③其性质为凹的, $\varphi'(\omega) \geq 0$ ,  $\varphi''(\omega) < 0$ 。这里负效用是指政府官员在安排一项民生性财政预算时可能承担的一部分税负和执行这项民生性财政预算所花费的时间和精力。
- ④此时 $\overline{U(b)} = 0$ 。
- ⑤基于数据可得性和在保持文章基本逻辑和观点不变基础上,利用预算内财政数据,下文同。
- ⑥一般下一年度财政预算 = 本年度基本财政预算 + 本年度基本财政预算 · x%。
- ⑦人大代表数据来自全国人大常委会,如第11届全国人大代表由各省、自治区、直辖市、香港特别行政区、澳门特别行政区和中国人民解放军等35个选举单位,根据选举法等有关法律和规定于2008年1月分别选举产生,共2987名。2008年2月28日,10届全国人大常委会第32次会议表决通过了十届全国人大常委会代表资格审查委员会关于11届全国人大代表的代表资格的审查报告,确认2987名代表的代表资格全部有效。剔除西藏、新疆和四个直辖市以及港澳台、解放军共528个样本,最后样本数为2459。在2008年至2012年期间,由于代表补选,逝世,罢免,辞职,截至2013年2月27日,第11届全国人民代表大会实有代表2968人。
- ⑧为了消除地区间价格水平差异造成的生活成本差异,本文借鉴Brandt & Holz(2006)的方法构建了地区间平减指数对样本期内名义变量进行平减。
- ⑨地方财政一般预算收入包括增值税、营业税、企业所得税、个人所得税、资源税、城市维护建设税、房产税、印花税、城镇土地使用税、土地增值税、车船税、耕地占用税、契税、烟草税、其他各项税收等税收收入和专项收入、行政事业性收费收入、罚没收入、国有资本经营收入、国有资源(资产)有偿使用收入、其他收入等非税收收入。

⑩蔡洪斌等(Cai & Treisman, 2005)描述了一个机制,如果资源禀赋差距过大,若是地区可能不加入竞争,反而破罐破摔、放弃竞争。

#### 参考文献:

安东尼·唐斯,2005:《民主的经济理论》,中译本,上海世纪出版社。

陈思霞 卢盛峰,2014:《分权增加了民生性财政支出吗?——来自中国“省直管县”的自然实验》,《经济学(季刊)》第4期。

范子英 张军,2010:《粘蝇纸效应:对地方政府规模膨胀的一种解释》,《中国工业经济》第2期。

方红生 张军,2009:《中国地方政府竞争、预算软约束与扩张偏向的财政行为》,《经济研究》第2期。

傅勇 张晏,2007:《中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价》,《管理世界》第3期。

付文林 沈坤荣,2012:《均等化转移支付与地方财政支出结构》,《经济研究》第5期。

高琳,2012:《分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究》,《经济研究》第7期。

龚锋 卢洪友,2009:《公共支出结构、偏好匹配与财政分权》,《管理世界》第1期。

詹姆斯·布坎南,1989:《自由、市场与国家》,中译本,上海三联出版社。

杰克·瑞宾 托马斯·林奇,1990:《国家预算与财政管理》,中译本,中国财政经济出版社。

蒋洪,2008:《公共财政决策与监督制度研究》,中国财政经济出版社。

林毅夫 刘志强,2000:《中国分权与经济增长》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第4期。

刘小川 汪利钺,2014:《居民消费与最优政府支出:理论与证据》,《财贸经济》第7期。

楼国强,2010:《竞争何时能有效约束政府?》,《经济研究》第12期。

梅冬州 王子健 雷文妮,2014:《党代会召开、监察力度变化与中国经济波动》,《经济研究》第3期。

乔宝云 范剑勇 冯兴元,2005:《中国的财政分权与小学义务教育》,《中国社会科学》第6期。

让-雅克·拉丰 让·梯若尔,2004:《政府采购与规制中的激励理论》,中译本,格致出版社。

郁建兴 高翔,2012:《地方发展型政府的行为逻辑及制度基础》,《中国社会科学》第5期。

Alesina, A. & R. Perotti(1999), “Budget deficits and budget institutions”, in: J. M. Poterba & J. von Hagen(eds), *Fiscal Institution and Fiscal Performance*, The University of Chicago Press.

Barbara, J. (1982), *Democracy in Search of Equality: Un-*

*touchable Politics and Indian Social Change*, New Delhi: Hindustan Publishing Company.

Brandt, L., & C. A. Holz(2006), “Spatial price differences in China: Estimates and implications”, *Economic Development and Cultural Change* 55(1):43—86.

Cai, Hongbin & D. Treisman(2005), “Does competition for capital discipline governments? Decentralization, globalization, and public policy”, *American Economic Review* 95(3):817—830.

Dushkin, L. (1972), “Scheduled caste politics”, in: J. M. Mahar(eds.), *The Untouchable in Contemporary India*, University of Arizona Press.

Laffont, J-J. & J. Tirole(1986), “Using cost observation to regulate firms”, *Journal of Political Economy* 94(3):614—641.

Li, H. B. & L. A. Zhou(2005), “Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China”, *Journal of Public Economics* 89(9—10):1743—1762.

Jessica, S. E. & S. C. Sally(2003), “Administrative discretion and active representation: An expansion of the theory of representative bureaucracy”, *Public Administration Review* 63(6):700—710.

Key, V. O. (1940), “The lack of a budgetary theory”, *American Political Science Review* 34(6):1137—1144.

Maria, M. F., G. R. Perotti & R. Massimo(2002), “Electoral systems and public spending”, *Quarterly Journal of Economics* 117(2):609—657.

Mueller, D. (1978), *Public Choice*, Cambridge University Press.

Niskanen, W. (1971), *Bureaucracy and Representative Government*, Chicago: Aldine Atherton.

Pande, R. (2003), “Can mandated political representation increase policy influence for disadvantaged minorities? Theory and evidence from India”, *American Economic Review* 93(4):1132—1151.

Qian, Y. Y. & G. Roland(1998), “Federalism and the soft budget constraint”, *American Economic Review* 88(5):1143—1162.

Trebbi, F., P. Aghion & A. Alesina (2008), “Electoral rules and minority representation in U. S. cities”, *Quarterly Journal of Economics* 123(1):325—357.

Weingast, B. R., K. A. Shepsle & C. Johnsen(1981), “The political economy of benefits and costs: A neoclassical approach to distributive politics”, *Journal of Political Economy* 89(4):642—664.

(责任编辑:谭易)