

# 公共支出结构、偏好匹配与财政分权

□ 龚 锋 卢洪友

**摘要** 本文利用 1999~2005 年中国内地地区 28 个省(自治区、直辖市)的面板数据,联立估计了教育支出等 7 类公共支出的需求函数,并据此构建 7 类公共支出的供需匹配指数,进而运用多选项 Logit 模型实证检验财政分权程度与公共支出供需匹配指数的相互关系。结果显示:(1)财政分权程度与教育支出以及抚恤与社会福利救济费供给不足指数正相关。随着财政分权程度的提高,政府供给的消费型公共服务低于居民实际偏好的需求水平的可能性将增大;(2)财政分权程度与行政管理费以及基本建设支出过度供给指数正相关。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支出的双重倾向。本文的政策含义是,中国目前尚不具备使财政分权正向激励效应得以有效发挥的制度基础,应在保持适度财政分权的同时,加大力度推动基层民主建设,同时改革现有的政府绩效考评机制,引导地方政府有效配置公共资源,更好地满足民众对公共服务的需求。

**关键词** 公共支出需求函数 偏好匹配 财政分权 多选项 Logit 模型

## 一、问题的提出

长期以来,公共部门效率与财政分权的关系一直备受关注。一般认为,公共部门效率由公共资源配置效率和公共品生产效率构成(吴俊培,2005)。而公共部门资源配置效率又包括三个层次的含义,其中政府内部不同支出项目之间的资源配置效率是公共部门资源配置效率的核心内容。由于公共资源是有限的,公共资源在不同支出项目之间的配置便存在竞争关系,如果配置到某一类公共品上的资源过多,则用于其他项目的公共资源势必会受到影响,由此可能会导致政府内部公共资源配置的无效率状态(卢洪友,2006)。

值得注意的是,上述公共部门配置效率的评价标准是帕累托最优准则,但在实践层面,这一准则缺乏可操作性,因此很难据此断定政府在某一支出项目上是投入过多还是投入不足。国外提出了比帕累托最优准则更具操作性的“回应性”(responsiveness)标准(Shah,1998),即如果政府供给的公共品能有效满足居民的需求偏好,则公共部门的资源配置便处于偏好匹配(preference-matching)的均衡状态。依据这一标准,只要与民众的需求偏好相一致,无论政府在某一支出项目上投入多少都是合理的。

那么,财政分权能否提高地方政府的回应性呢?经典财政分权理论认为,基于一系列较为严格的假定,财政分权在更好地满足选民对公共品的需求方面要优于集权(Inman and Rubinfield,1997;Oates,1999,2005);在实证研究方面,Bruelckner(1982)证实,如果政府的目标是最大化辖区居民的财产价值,则在财政联邦体制下,州一级(美国的 Massachusetts 州)不存在系统的公共支出过度或不足的倾向;Faguet(2004)运用玻利维亚分权前后的数据,证实了财政分权有利于政府更好地满足民众对公共人力资本和社会服务的需求;而 Zhurarskaya(2000)的研究结果却表明,由于地方政府财政激励不足,俄罗斯的分权体制严重影响到地方公共品的供给效率。既有实证研究并未给出财政分权与地方政府“回应性”关系的一致结论,针对这一情况,Shah(2004)指出,分权能否提高地方公共部门的配置效率或增进地方政府的

回应性,关键在于,在实行财政分权体制的同时,政府本身的制度建设(政府能力、透明度和地方民主等)是否完善;Tsui(2008)也进一步指出,就发展中国家而言,要使政府更贴近民众,必须设定特定的制度,以保证官僚和政治家是负责任的(accountable)。

我们关注的问题是,中国式财政分权对地方政府公共品供给行为会产生何种影响。1994年分税制改革以来,中国地方政府公共支出结构发生了较为明显的变化。如图1所示,基本建设支出占地方财政总支出的比重(JIJIANZHICHU)由1994年的8.46%上升到2005年的10.64%;行政管理费占地方财政总支出的比重(GOVERNFEE)从1994年的13%提高到2005年的16.68%;而事关民生的教科文卫支出的比重(WENJIAOKEWEI)却逐年下降,由1994年的27.19%降为2005年的21.93%,抚恤与社会福利救济费的比重(FUXUJIUJI)10多年来基本上维持在2.38%左右,未发生明显的变动。中国地方公共支出结构的变动趋势,到底是由民众的需求偏好拉动的,还是由政府的供给行为推动的呢?中国式财政分权体制下,地方政府的回应性或公共部门的资源配置效率是否得到提高?

国内学者侧重于从规范的角度来回答上述问题。王小龙(2004)从激励和机制设计的角度,探讨了中国财政分权模式下地方政府治理结构的激励不相容性,以及由此而引致的地方政府支出行为的扭曲;张召娣(2006)则从财政效率的角度,对公共品的集权式供给和分权式供给的效率状况进行比较,并据此提出了中国地方公共品分权供给的机制和模式;张恒龙和康艺凡(2007)则指出,在中国现

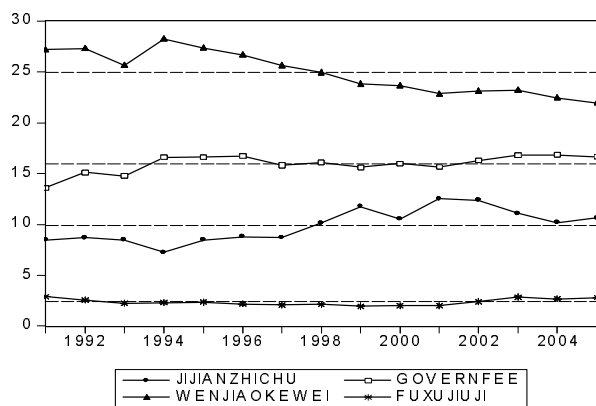


图1 1991~2005年中国地方财政支出比重的变动趋势  
注:图中虚线标示的是1991~2005年各类公共支出比重的算术平均值。

数据来源:根据历年《中国财政年鉴》的数据计算整理得出。

有财政分权框架下,官员的委任制和政绩考核机制将导致地方政府的无序竞争和地方财政支出结构的扭曲。既有的规范性研究虽然得到了许多深刻的见解和结论,但由于缺乏实证证据的支持,其结论的说服力受到一定影响。国内对这一问题的实证研究则并不多见。平新乔和白洁(2006)实证检验了中国分税制改革以来,地方公共支出结构对经济发展水平等外生变量的敏感性,发现在财政分权的背景下,财政激励导致了地方公共支出结构的扭曲和“偏差”;傅勇和张晏(2007)的实证研究则表明,财政分权与基建支出比重正相关,与教科文卫支出比重负相关。他们据此认为,财政分权扭曲了政府支出结构。上述两项实证研究的共同点是,二者在构建实证回归模型时,都是以某类公共支出(或公共支出的比重)为被解释变量,以财政分权、人均GDP等外生变量为解释变量直接进行估计,并依据自变量系数的符号来判断外生变量是否造成了公共支出结构的扭曲。这一实证方法的缺陷在于,仅仅考虑了财政分权等外生变量对公共服务供给的影响,没有将居民的公共服务需求纳入分析框架。可能存在的情况是,虽然财政分权与基建支出比重正相关,但是由于居民对基建支出的需求也大幅提高,财政分权推动基建支出的扩张不仅没有扭曲财政支出结构,反而可能优化了财政支出结构。

与既有研究不同的是,本文同时将公共服务的供给和需求纳入实证分析框架,通过构建公共服务供需匹配指数和多选项Logit回归(Multinomial Logit)模型,直接检验财政分权与地方政府回应性的关系。基本思路是:首先,根据效应最大化原则,推导出辖区居民的公共服务需求函数,并对其进行估计;其次,将估计得到的公共支出拟合值,视为辖区居民对该类公共服务的需求量,将公共支出实际值视为政府的供给量,进而,以二者的差距来衡量公共服务供给水平与居民偏好水平之间的不匹配程度<sup>①</sup>;最后,以供需匹配指数为被解释变量,财政分权程度为解释变量,在控制其他影响政府行为的外生变量的情况下,建立多选项Logit回归模型,实证检验财政分权对公共支出供需匹配状况的影响。

本文的结构安排如下:第一部分,提出问题;第二部分估计7类公共支出的需求函数;第三部分构建公共支出偏好匹配指数;第四部分构建多选项Logit模型,实证检验公共支出偏好匹配指数与财政分权程度的关系;第五部分是基本结论。

## 二、公共支出需求函数的估计：偏好显示

1.基本模型。根据上述思路,首先必须对公共支出需求函数进行估计。本文沿用 Borchering 和 Deacon (1972)、Bergstrom 和 Goodman (1973)、Means 和 Mehay (1995) 以及 Turnbull 和 Mitias(1995) 基于中位投票人假设而开发的公共支出需求函数模型,推导出待估的实证需求函数方程。

模型的前提假定是:(1) 辖区公共服务的单位供给成本不变;(2) 消费者支付的税收份额与地方公共服务总成本成比例;(3) 辖区公共服务具有集体消费和统一提供的特征;(4) 消费者了解自己的“税收价格”,给定这一价格,消费者能够确定为整个辖区选择的公共服务水平;(5) 辖区公共服务的供给量等于居民的中位需求量;(6) 辖区公共服务的中位需求量与具有中位收入居民的需求量相一致(Bergstrom and Goodman, 1973)。

基于上述假定,如果辖区的公共服务总量为  $G$ ,则中位收入居民的消费量为  $G_m=G/N$ ,其中,  $N$  为辖区总人口; $r$  为公共服务的消费拥挤系数。如果  $r=1$ , 则公共服务具有纯私人品的特征;如果  $r=0$ ,则公共服务为纯公共品; $0<r<1$  表明公共服务为混合公共品。中位收入居民的偏好由如下一般效用函数表示:

$$U_m=U_m(X_m, G_m) \quad (1)$$

其中,  $X_m$  为中位收入居民消费的私人品数量。假定公共服务的单位成本为常数  $q$ , 私人品的单位成本标量化为 1, 中位收入居民的税收份额为  $\tau_m$ , 则中位收入居民的最大化问题为:

$$\text{Max}_{(X_m, G_m)} U_m = U_m(X_m, G_m)$$

$$\text{s.t. } X_m + \tau_m \cdot q \cdot G_m \cdot N^\gamma \leq Y_m \quad (2)$$

其中,  $Y_m$  为中位收入居民的收入。上述最大化问题产生一个可微的需求函数:

$$G_m^* = G^*(\tau_m q N^\gamma, Y_m) \quad (3)$$

即中位收入居民的公共服务需求量是其支付的税收价格和收入水平的函数。根据公共支出需求函数实证文献的通常做法 (Bergstrom and Goodman, 1973; Denzau and Mackay, 1976; Gramlich and Rubinfeld, 1982), 假定中位收入居民的需求函数具有不变收入和价格弹性的 C-D 函数形式, 则中位收入居民的最优需求量可表示为:

$$G_m^* = c (\tau_m q N^\gamma)^\alpha Y_m^\beta \quad (4)$$

中位收入居民通过最大化程序确定  $G_m^*$ , 从而通过  $G = N^\gamma G_m$ , 可以间接确定整个辖区最优的公共服务需求量  $G^*$ 。

$$G^* = c q^\alpha \tau_m^\alpha N^{\gamma(1+\alpha)} Y_m^\beta \quad (5)$$

对(5)式两边取对数,并加入干扰项,则得到待估计的公共支出需求方程:

$$\ln(G) = C + \alpha \ln \tau_m + \beta \ln Y_m + \gamma(1+\alpha) \ln N + \varepsilon \quad (6)$$

将该模型运用到中国,还需要根据实际情况做出如下调整:(1) 由于无法获得居民收入和税收份额的微观数据,本文不

得不采用省一级的宏观数据对模型进行估计。为获得各省中位居民的收入和税收数据,本文的做法是,将省辖的地级市视为“居民”,把中位地级市居民的平均收入及其税收份额,看作是全省中位居民的收入和税收份额。(2) 按现有统计口径,在地级市一级只有城镇居民可支配收入和农村居民纯收入的数据,而且由于无法获得城乡人口数据,将二者加权平均以获得居民平均收入的做法也不可行;本文选取人均 GDP 作为人均收入的替代指标,将人均 GDP 分别与城镇居民可支配收入以及农村居民纯收入作包含常数项的回归,结果表明,人均 GDP 与二者都存在极其优良的线性关系,因此,本文的替代做法具有相当的合理性。(3) 国外在运用中位投票人模型进行实证分析时,一个重要的假设是,投票人的收入服从正态分布,因而在民主政体下,中位收入投票人合意的公共服务水平,将获得最大的选票支持,从而在选举中得以

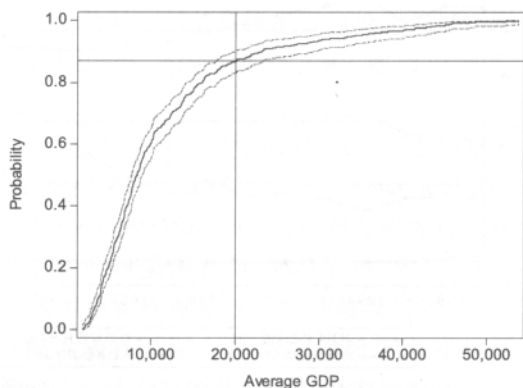
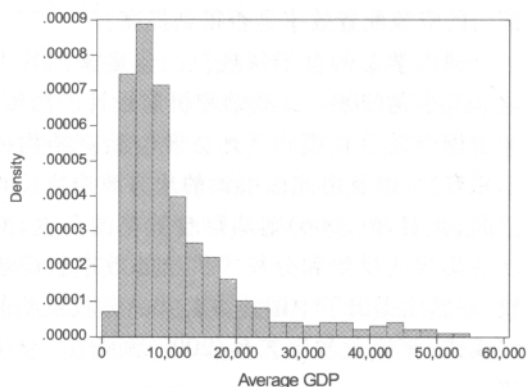


图 2 1999~2005 年地级市人均 GDP 的平均值的实证概率密度函数和累积概率分布函数  
数据来源:历年《中国区域经济统计年鉴》。

通过并成为辖区的共同需求量。本文分析了中国各省份共 392 个地级市 1999~2005 年人均 GDP 的平均值的实证概率密度函数,发现中国地级市人均 GDP 的分布是不对称的。如图 2 所示,直方图表明,地级市的人均 GDP 主要集中在 6000~12000 元的范围。累积概率分布函数表明,人均 GDP 在 20000 元(0.25 分位)以内的地级市占总数的 85%。因此,在中国,如果政府的政策目标是最大化多数人的福利,那么就不能以中位收入居民的偏好为标准。根据图 2,本文选择各省份的 0.25 分位地级市的人均 GDP 作为标准。(4)由于没有中位居民税收份额的数据,Bergstrom 和 Goodman (1973)、Gramlich 和 Rubinfeld (1982)、Berstrom 等 (1982) 将中位居民财产价值占辖区财产价值总额的比重,视为其负担的税收份额比例;Borcherding 和 Deacon (1972) 则以辖区公务员工资作为税收价格的替代变量。本文是将地级市看作“居民”,故可以直接获得 0.25 分位的地级市承担的税收份额:

$$\tau_{0.25} = \frac{0.25 \text{ 分位地级市的财政收入}}{\text{省财政收入总额}} \quad (7)$$

(5) 遵循通常的做法,本文还在模型中引入其他影响居民偏好的人口特征变量,控制其对公共支出需求的影响。最终的估计方程为:

$$\ln(G) = C' + \alpha \ln \tau_{0.25} + \beta \ln Y_{0.25} + \gamma(1 + \alpha) \ln N + \Phi Z + \varepsilon \quad (8)$$

其中, $G$  为某类公共支出; $Y_{0.25}$  和  $\tau_{0.25}$  分别为 0.25 分位地级市的人均 GDP 及该市承担的税收份额; $Z$  为人口特征变量向量; $C'$  为常数项; $\varepsilon$  为干扰项;其余为待估系数。

2. 估计方法与数据。本文对 7 类公共支出的需求函数进行估计。这 7 类公共支出分别是:教育支出、医疗卫生支出、抚恤与社会福利救济费、社会保障补助支出、行政管理费、税务等部门事业费和基本建设支出。前 4 项支出提供的是事关民生的消费型公共服务;行政管理费和税务等部门事业费可看作是政府的运作成本;基建支出则属于公共投资型支出。这 7 类支出基本上涵盖了政府行为的各个方面。

(1) 估计方法。由于每一年的财政资源总量是既定的,而各类预算支出的安排又是同时确定的,因此各个方程干扰项之间很有可能存

在着相关性。在这种情况下,对各类公共支出需求函数采取单方程估计就不合适。我们采用联立方程组似不相关回归技术(SUR)对 7 个公共支出需求方程进行估计。

我们收集的数据是 1999~2005 年 28 个省份(不含西藏、海南和宁夏)的面板数据。根据伍德里奇(2007,第 481 页)的观点,在采用宏观总量数据的面板数据模型中,不能把样本视为一个大总体中的随机样本,因而,固定效应(FE)比随机效应(RE)更令人信服。在对各模型分别进行单方程估计时,我们也发现,豪斯曼检验总能显著地拒绝 RE 更合适的原假设。据此,在进行联立估计时,我们接受固定效应模型。由于在面板数据中采用联立方程估计的特殊性,我们沿用 Ayres 和 Levitt (1998) 的估计程序,首先使用固定效应变换,对原始数据作除时间均值处理,随后运用 SUR 对 Pooling 数据进行估计。原始方程为:

$$\ln G_{it}^j = C^j + f_i^j + \alpha \ln \tau_{0.25,it}^j + \beta \ln Y_{0.25,it}^j + \gamma(1 + \alpha) \ln N_{it}^j + \Phi Z_{it}^j + \varepsilon_{it}^j \quad (9)$$

( $j=1, \dots, 7; i=1, \dots, 28; t=1, \dots, 7$ )

其中, $f_i^j$  为第  $j$  个方程中不随时间变动的截面固定效应。对上式作除时间均值处理之后,估计方程为:

$$\begin{aligned} \left[ \overline{(\ln G_{it}^j)} - \overline{(\ln G_{it}^j)} \right] = & \alpha \left[ \overline{(\ln \tau_{0.25,it}^j)} - \overline{(\ln \tau_{0.25,it}^j)} \right] + \beta \left[ \overline{(\ln Y_{0.25,it}^j)} - \overline{(\ln Y_{0.25,it}^j)} \right] \\ & + \gamma(1 + \alpha) \left[ \overline{(\ln N_{it}^j)} - \overline{(\ln N_{it}^j)} \right] + \Phi \left[ \overline{(\ln Z_{it}^j)} - \overline{(\ln Z_{it}^j)} \right] + \varepsilon_{it}^j - \overline{(\ln \varepsilon_{it}^j)} \end{aligned} \quad (10)$$

( $j=1, \dots, 7; i=1, \dots, 28; t=1, \dots, 7$ )

其中, $\overline{(\ln G_{it}^j)} = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\ln G_{it}^j)$ ,其他依此类推。

(2) 人口特征变量。除 0.25 分位地级市人均 GDP (gdp25) 和税收份额 (tax25),以及总人口变量 (grosspop) 外,我们依据下述 3 个标准,选择影响居民公共需求偏好的人口特征变量:一是对既有研究成果的总结;二是中国的实际情况;三是数据的可获得性。选择的变量包括:pop65: 各省份 65 岁及以上人口占总人口的比重;pop15: 各省份 15 岁以下人口占总人口的比重;eduyear: 各省份人口的平均受教育年数。计算方法:令文盲人口的受教育年数为 0 年,小学程度人口的受教育年数为 6 年;初中程度人口的受教育年数为 9 年;高中程度人口的受教育年数为 12 年;大学及以上学历人口的受教育年数为 18 年。根据各学历程度人口占总人口的比重,将各教育年数进行加权平均,结果即为人口的平均受教育年数;popurban: 各省份城镇人口比例;employ: 各省份从业人口占总人口的比重;stateworker: 各省份国有职工占职工总人数的比例;second: 各省份第二产业从业人员占从业人员总数的比例。

(3) 数据来源。各省份公共支出数据和财政收入数据来源于 2000~2006 年《中国财政年鉴》;地级市人均 GDP 和财政收入数据来源于 2000~2006 年《中国区域经济统

计年鉴》; 各省份 65 岁及以上人口和 15 岁以下人口比重数据来源于 2000~2006 年《中国统计年鉴》, 其中 2000 年的数据来源于 2001 年《中国人口统计年鉴》; 各省份城镇人口数据来源于《新中国五十五年统计资料汇编》, 个别地区和个别年份的缺失数据来源于相应年份的《中国人口统计年鉴》; 各省份从业人员数、国有职工人数和第二产业就业人员数来源于 2000~2006 年《中国统计年鉴》。所有以货币计值的数据都以 GDP 平减指数进行消胀处理, 剔除价格波动的影响。

3. 估计结果。在考虑估计方程经济含义的基础上, 我们对各个公共支出需求函数采取单方程“逐步回归”法, 以确定各个方程中包含的外生人口特征变量。进而, 将各类支出的“有效”方程合并在一起, 运用似不相关回归(SUR)技术对其进行联立估计。估计结果如表 1 所示。总体上看, 7 类公共支出需求函数的估计效果都相当不错。除基建支出需求方程回归的拟合优度(调整后的  $R^2$ )为 0.5065, 其余支出方程的拟合优度都达到 0.8 左右; 各个方程的 Wald 检验都显著地拒绝了所有系数联合为 0 的原假设, 表明各个方程的系数都是联合显著的。

表 1 公共支出需求函数联立方程组模型(SUR)估计结果

被解释变量	edu	fuxujiuji	health	security	governfee	taxsector	jjjian
解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
gdp25	0.5785 (10.64)***	0.7774 (8.47)***	0.5766 (10.70)***	0.652 (4.84)***	0.6296 (11.25)***	0.5043 (6.64)***	0.7658 (6.44)***
taxprice25	-0.0525 (-2.02)**	-0.045 (-1.05)	-0.0535 (-2.14)**	-0.089 (-1.5)	-0.0226 (-0.87)	-0.0581 (-1.68)*	0.0284 (0.51)
grosspop	0.6125 (1.70)*	0.0518 (0.09)	0.4165 (1.19)	1.4819 (1.78)*	0.106 (0.29)	0.7224 (1.41)	0.0734 (0.09)
eduyear	1.6736 (5.26)***	1.7247 (3.22)***	0.8265 (2.67)***	4.0344 (5.43)***	0.9333 (2.95)***	1.2667 (2.97)***	1.9254 (3.07)***
pop65	0.0966 (2.76)***	0.1575 (2.45)**	0.0903 (2.23)**	0.0734 (0.84)	0.0653 (1.89)**	-	-
pop15	-0.6914 (-4.41)***	-1.9051 (-6.82)***	-0.6546 (-4.17)***	-2.0355 (-5.39)***	-1.1238 (-7.02)***	-1.1223 (-4.84)***	-
popurban	0.2161 (5.46)***	0.2947 (4.33)***	0.2129 (4.86)***	0.04941 (0.53)	0.1241 (3.07)***	-	0.2381 (2.23)**
empoly	-	-	-	1.1578 (2.76)***	-0.1494 (-1.05)	-0.052 (-0.20)	-1.2018 (-2.65)**
stateworker	-	-	-	-	-0.5648 (-5.03)***	-0.32 (-3.11)***	-0.144 (-0.41)
second	-	-	-	-	-	1.0658 (2.29)**	-0.3183 (-1.37)
$\gamma$	0.6465 (1.69)*	0.0542 (0.09)	0.44 (1.19)	1.6266 (1.76)*	0.1085 (0.29)	0.767 (1.41)	0.0714 (0.086)
RMSE	0.1154	0.1895	0.1104	0.262	0.1173	0.1555	0.248
Adj-R <sup>2</sup>	0.8545	0.8398	0.8324	0.7649	0.8821	0.7995	0.5065
Chi <sup>2</sup> (k)	1209.03	1071.46	1014.24	673.14	1639.82	844.35	221.98
P值	0	0	0	0	0	0	0

注: (1)括号中为 Z 统计量, \*\*\*, \*\*\*, \* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著; (2) $\gamma$  为拥挤系数; (3)k 为待估系数个数; (4)edu 为教育支出, fuxujiuji 为抚恤与社会福利救济费, health 为医疗卫生支出, security 为社保补助支出, governfee 为行政管理费, taxsector 为税务等部门事业费, jjjian 为基本建设支出。

具体而言, 各省份 0.25 分位地级市的人均 GDP 对 7 类公共支出都具有显著影响, 如回归(1)~(7)所示, 所有系数都在 1%的水平上显著, 且系数都为正, 表明居民的收入水平越高, 对公共支出的需求就越大, 公共服务需求具有明显的收入效应; 基建支出需求方程中, 税收份额变量的系数为正, 并未通过显著性检验, 而其余 6 个方程中, 税收份额变量的系数都为负, 这与需求理论是一致的, 即公共服务的价格越高, 居民对公共服务的偏好就越小。教育支出和医疗卫生支出两个方程中税收份额的系数最为显著, 表明教育和医疗服务的消费具有明显的价格效应; 在 7 类支出的估计方程中, 人口规模都与公共支出正相关, 但只有教育支出和社保补助支出两个方程中人口规模变量的系数是显著的。采用非线性最小二乘估计得到的消费拥挤系数也只在上述两个方程中才是显著的, 其中, 教育支出的拥挤系数为 0.6465, 表明教育服务属于更接近私人品的混合公共品, 而社保补助支出的拥挤系数为 1.6266, 表明在目前中国的社会保障体制下, 社会保障服务基本上可以视为私人品。抚恤和社会福利救济费、行政管理费和基建支出的拥挤系数都在 0.1 左右, 表明这三类支出提供的公共服务更接近于纯公共品。

再看外生人口特征变量的影响。平均受教育年数对 7 类公共支出的影响都为正, 且都在 1%的水平上显著, 表明各省份人口素质越高, 对公共服务的需求就越大, 这与通常的直觉是一致的, 学历高的人往往对政府提供的教育、医疗、社保等服务具有更高的要求; 65 岁及以上人口越多, 对教育、医疗卫生和社会保障补助支出以及抚恤和社会福利救济费和行政管理费的需求就越大, 表明人口的老龄化对社会管理和服务提出了更高的要求。15 岁以下人口越多, 对上述 5 类支出和税务等部门事业费的需求就越低, 唯一意外的是教育支出也与 15 岁以下人口比重负相关, 可能的解释是, 15 岁以下人口的比例越大, 15 岁以上就读于初中、高中和大学的人口比例相对而言就越小, 因而就降低了整体对教育服务的需求; 城镇人口与教育支出等 6 类支出正相关(社会保障补助支出方程中该变量的系数不显著), 表明城镇人口比重越高, 对公共服务的需求偏好就越大, 这也符合通常的直觉; 从业人口比重与社会保障补助支出正相关, 而与基建支出负相

关,这表明在中国劳动力与公共投资之间可能存在替代关系;国有职工比例越高的地区,对行政管理费和税务等部门事业费的需求越低,可能的解释是,国有企业本身承担了一定的社会职能,再加上国有企业职工个人所得税的代扣代缴制度,这就在一定程度上降低了对政府行政管理和税收管理等服务的需求;第二产业从业人员比重与税务等部门事业费呈负相关关系,这表明第二产业从业人员比重高的地区,工业的发展程度就越高,税务、财政和审计等部门更多是企业打交道,居民对税务等部门管理服务的需求相对就会偏低。表2是各个方程残差项的相关系数矩阵。可以看到各方程干扰项之间存在较大相关性,Breusch-Pagan 独立性检验的卡方统计量为 1557.481,P 值为 0,显著地拒绝了方程干扰项不相关的原假设。这表明采用 SUR 对各个公共支出需求方程进行联立估计是必要的。

### 三、偏好匹配指数的构建

我们将公共支出的拟合值视为根据收入、税收价格、消费拥挤系数以及其他人口特征变量决定的居民偏好的公共服务需求水平;同时,将政府预算安排的公共支出实际值看作是公共服务的供给水平。这样,二者的残差便可以作为居民公共服务供求偏好匹配与否的衡量指标。如前所述,这一思路与国外构建税收努力程度指数(tax effort index)的做法是一致的(参看注释①);Llavador 和 Roemer(2001)在对国际援助的机会平等问题进行研究时,也是通过估计相应的多元回归方程得到预算赤字、通胀率和开放度 3 个变量的系数,并以上述 3 个变量乘以相应的系数并加总,得到了控制外部环境因素影响之后的各国政府的努力程度。这一做

法与本文的思路实质上也是一致的。

与既有研究不同的是,我们在构建偏好匹配指数时,并没有直接将实际值与方程拟合值的差视为偏好不匹配的程度,而是通过设定特定的临界值,构建“多值”离散

表 3 历年各省(自治区、直辖市)公共支出供需平衡、供给不足和供给过度比例(%)

年份	匹配状态	教育经费	抚恤救济支出	医疗卫生支出	社保补助支出	行政管理费	税务等部门事业费	基建支出
1999	供需平衡	46.43	60.71	67.86	46.43	53.57	50	46.43
	供给不足	46.43	32.14	21.43	53.57	42.86	42.86	39.29
	过度供给	7.14	7.14	10.71	0	3.57	7.14	14.29
2000	供需平衡	60.71	67.86	57.14	71.43	67.86	57.14	71.43
	供给不足	32.14	25	32.14	17.86	25	35.71	21.43
	过度供给	7.14	7.14	10.71	10.71	7.14	7.14	7.14
2001	供需平衡	89.29	89.29	96.43	71.43	82.14	67.86	67.86
	供给不足	0	7.14	0	3.57	0	3.57	3.57
	过度供给	10.71	3.57	3.57	25	17.86	28.57	28.57
2002	供需平衡	64.29	78.57	89.29	75	89.29	57.14	67.86
	供给不足	0	0	3.57	0	0	0	0
	过度供给	35.71	21.43	7.14	25	10.71	42.86	32.14
2003	供需平衡	89.29	71.43	67.86	89.29	85.71	71.43	96.43
	供给不足	3.57	3.57	3.57	0	10.71	7.14	3.57
	过度供给	7.14	25	28.57	10.71	3.57	21.43	0
2004	供需平衡	82.14	82.14	82.14	75	71.43	75	78.57
	供给不足	10.71	17.86	17.86	21.43	21.43	25	21.43
	过度供给	7.14	0	0	3.57	7.14	0	0
2005	供需平衡	64.29	67.86	57.14	60.71	50	64.29	71.43
	供给不足	7.14	10.71	10.71	17.86	14.29	21.43	7.14
	过度供给	28.57	21.43	32.14	21.43	35.71	14.29	21.43
1999-2005	供需平衡	70.92	73.97	73.98	69.89	71.43	63.27	71.43
	供给不足	14.29	13.78	12.76	16.33	16.33	19.39	13.78
	过度供给	14.8	12.24	13.27	13.78	12.24	17.35	14.8

型的偏好匹配指数。我们的考虑是,导致回归的实际值与拟合值发生偏差的原因是多方面的,比如抽样误差和遗漏变量的影响,没有理由将残差项的出现都归因于政府政策偏差导致的公共服务供需不匹配。因此,我们只将那些绝对值足够大的残差项看作是供需不匹配,否则就视其为由随机冲击等引致的“正常”偏差。这样做将随机冲击和遗漏变量等不可控因素的影响予以考虑,因而具有一定的合理性。那么,选择什么标准来衡量残差是否足够大呢?我们选择回归方程的均方根误(RMSE)作为临界值,原因在于,如果残差的绝对值大于 RMSE,则拟合值将落在置信水平为 95%的预测区间之外,从而可以在 5%的显著水平上,认定拟合值对实际值的偏差是显著的。偏好匹配指数的公式为:

$$E_{it}^{sp,j} = \begin{cases} 0 & \text{如果 } |Ln(E_{it}^j) - Ln(E_{it}^{j*})| < RMSE^j \quad (\text{供需均衡}) \\ 1 & \text{如果 } |Ln(E_{it}^j) - Ln(E_{it}^{j*})| \geq RMSE^j, \text{ 且 } [Ln(E_{it}^j) - Ln(E_{it}^{j*})] < 0 \quad (\text{供给不足}) \\ 2 & \text{如果 } |Ln(E_{it}^j) - Ln(E_{it}^{j*})| \geq RMSE^j, \text{ 且 } [Ln(E_{it}^j) - Ln(E_{it}^{j*})] > 0 \quad (\text{过度供给}) \end{cases} \quad (11)$$

其中,  $E_{it}^{sp,j}$  为第  $j$  种公共支出的偏好匹配指数;  $Ln(E_{it}^j)$  为第  $j$  种公共支出的自然对数;  $Ln(E_{it}^{j*})$  为第  $j$  种公共支出对数的拟合值;  $RMSE^j$  为第  $j$  种公共支出需求函数回归方程的均方根误。根据(11)式对公共支出偏好匹配的界定,我们对 1999~2005 年中国内地地区 28 个省

表 2 方程残差项相关系数矩阵

	edu	fuxujuji	health	security	governfee	taxsector	jijian
edu	1						
fuxujuji	0.783	1					
health	0.7561	0.6872	1				
security	0.6153	0.4946	0.4088	1			
govern	0.8495	0.6899	0.6787	0.5872	1		
taxsector	0.6859	0.6369	0.4939	0.6398	0.6806	1	
jijian	0.5592	0.3729	0.4738	0.4677	0.58	0.5217	1

Breusch-Pagan test of independence:  $\chi^2(21)=1557.481$ ;  $P$ 值=0

行统计。结果见表3。

从各个年度看,1999年和2000年各地区主要表现为公共支出供需平衡和供给不足两种状态,供给过度省份的比例较低。1999年社会保障补助支出供给不足省份的比例甚至要高于供需平衡地区的比例,表明这一年大多数地区居民对社会保障服务的需求并未得到有效的满足;2001~2003年,除2001年抚恤与社会福利救济费、2003年税务等部门事业费和基建支出供给不足地区的比例高于供给过度地区的比例,其他情况下,公共支出供给过度地区的比重都要高于供给不足地区的比重;到2004年,供给不足的比例又普遍上升,7类支出供给不足地区的比重都要高于供给过度地区的比重;2005年则发生相反变动,相比于2004年,7类支出供需平衡和供给不足地区的比重都显著降低,而供给过度地区的比重则明显上升。

虽然各个具体年份供需匹配状况的波动比较大,但根据1999~2005年汇总数据(pooling data)的计算结果,我们发现,7类支出供需平衡地区的比重基本都维持在70%左右,而供给不足和供给过度地区的比重则在12%~20%之间波动,但两种状态比重的区别并不明显。总体上看,教育、医疗卫生和基建支出供给过度地区的比重略高于供给不足地区的比重;而抚恤和社会福利救济费和社会保障补助支出,以及行政管理费和税务等部门事业费供给不足地区的比重要略高于供给过度地区的比重。

#### 四、偏好匹配与财政分权:基于多选项Logit回归的实证分析

我们以(11)式构建的偏好匹配指数为被解释变量,以财政分权程度为解释变量,在控制其他影响政府行为的外生变量的情况下,建立回归模型,实证检验财政分权对公共支出供需匹配状况的影响。然而,由(11)式得到的偏好匹配指数,属于“多值”离散变量(Polytomous data或Multinomial data),以此类变量为被解释变量建立的回归模型,采用OLS估计是不合意的。如果将公共支出供需匹配状况视为政府选择的结果,

比如某一年某地区的匹配指数等1,则表明这一年该地区的政府因种种原因选择使公共服务供给水平低于居民偏好的水平,那么,就可以采用多选项Logit模型(Multinomial Logit model)对偏好匹配与财政分权程度的关系进行估计。

##### (一)实证模型

令 $\pi_{il}$ 为第*i*个地区政府选择第*l*种供需匹配状态的概率,即 $\pi_{il} \equiv \Pr(Y_i=l)$ , $l=0,1,2$ 。假定包括财政分权程度在内,共有*k*个解释变量对 $\pi_{il}$ 产生影响,则可以采用如下多元Logistic分布模型化被解释变量和解释变量之间的关系(Fox,1997)。

$$\pi_{il} = \frac{\exp(\beta_{0l} + \beta_{1l}X_{i1} + \dots + \beta_{kl}X_{ik})}{1 + \sum_{h=1}^2 \exp(\beta_{0h} + \beta_{1h}X_{i1} + \dots + \beta_{kh}X_{ik})} \quad l=1,2$$

$$\pi_{i0} = 1 - \sum_{l=1}^2 \pi_{il} \quad (\text{选择}=0 \text{ 的概率}) \quad (12)$$

由于施加了概率和为1的约束,所以确定*l*个概率,只需要估计*l*-1个参数。(12)式是以选择=0为基准类别(baseline category),从而避免了因概率和为1带来的参数过度识别问题。对(12)式进行代数运算,得到如下结果:

$$\ln\left(\frac{\pi_{il}}{\pi_{i0}}\right) = \beta_{0l} + \beta_{1l}X_{i1} + \dots + \beta_{kl}X_{ik} \quad l=1,2 \quad (13)$$

由于 $\pi_{il}$ 和 $\pi_{i0}$ 是未知的,而且它们都取决于待估参数 $\beta$ ,因此,无法对(13)式进行直接估计,必须采用极大似然估计法。注意到每个 $Y_i$ 分别以 $\pi_{i0}$ 、 $\pi_{i1}$ 和 $\pi_{i2}$ 的概率取值0、1和2;而第*i*个地区选择基准类别的概率为:

$$\Pr(Y_i = 0) = 1 - \sum_{l=1}^2 \pi_{il}$$

根据(11)式定义的偏好匹配指数,我们令 $Y_i=l$ 时, $E_{il}=1$ ,否则 $E_{il}=0$ ,则对于第*i*个地区,有且只有一个 $E_{il}=1$ 。这样, $Y_i$ 所作选择的概率为:

$$p(y_i) = \pi_{i0}^{E_{i0}} \cdot \pi_{i1}^{E_{i1}} \cdot \pi_{i2}^{E_{i2}} \quad (14)$$

如果各地区观测值的抽样是独立的,则*N*个地区的联合概率分布为:

$$p(y_1, \dots, y_N) = p(y_1) \times \dots \times p(y_N) = \prod_{i=1}^N \prod_{l=0}^2 \pi_{il}^{E_{il}} \quad (15)$$

施加概率和为1的约束,并以选择=0为基准类别,则运用(12)式,可以将(15)式重写为:

$$p(y_1, \dots, y_N | X) = \prod_{i=1}^N \prod_{l=0}^2 \left[ \frac{\exp(\beta_{0l} + \beta_{1l}X_{i1} + \dots + \beta_{kl}X_{ik})}{1 + \sum_{h=1}^2 \exp(\beta_{0h} + \beta_{1h}X_{i1} + \dots + \beta_{kh}X_{ik})} \right]^{E_{il}} \quad (16)$$

(16)式的对数似然函数为:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{l=0}^2 E_{il} \left[ (\beta_{0l} + \beta_{1l}X_{i1} + \dots + \beta_{kl}X_{ik}) - \ln \left( 1 + \sum_{h=1}^2 \exp(\beta_{0h} + \beta_{1h}X_{i1} + \dots + \beta_{kh}X_{ik}) \right) \right] \quad (17)$$

令  $X_i' \equiv (1, X_{i1}, \dots, X_{ik}), \beta_i \equiv (\beta_{0i}, \beta_{1i}, \dots, \beta_{ki})'$ , 将(17)式改写为矩阵形式:

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{l=0}^2 E_{il} X_i' \beta_l - \sum_{i=1}^N \ln \left( 1 + \sum_{h=1}^2 \exp(X_i' \beta_h) \right) \quad (18)$$

对(18)式求偏微分,得到:

$$\frac{d(\ln L)}{d\beta_l} = \sum_{i=1}^N \left[ E_{il} - \frac{\exp(X_i' \beta_l)}{1 + \sum_{h=1}^2 \exp(X_i' \beta_h)} \right] \cdot X_i', \quad l=1, 2 \quad (19)$$

令(19)式等于0,可以求得参数的极大似然估计量  $\hat{\beta}_l$ , 以及拟合的选择概率:

$$\hat{\pi}_{il} = \frac{\exp(X_i' \hat{\beta}_l)}{1 + \sum_{h=1}^2 \exp(X_i' \hat{\beta}_h)}, \quad l=1, 2 \quad (20)$$

但是,这个模型中的系数难以解释。对(12)式求微分,可以求出第  $m$  个解释变量的边际效应:

$$\delta_m = \frac{\partial \pi_l}{\partial x_m} = \pi_l \left[ \beta_l - \sum_{h=0}^2 \pi_h \beta_h \right], \quad l=1, 2 \quad (21)$$

可以看到,特定外生变量的边际效应是全部解释变量和参数的函数,而不像线性回归模型那样,边际效应是个常数。因而,对一个特定的  $x_m$ ,  $\frac{\partial \pi_l}{\partial x_m}$  不一定与  $\beta_{lm}$  有相同的符号(格林,2007)。

必须强调的是,共有7类公共支出供需匹配指数,因此,我们要采用上述估计程序对7个方程进行估计,基于与前文相似的理由,我们采用SUR技术对7个方程进行联立估计。

## (二)变量与数据来源

我们确认了包括财政分权程度在内的8个外生变量,可能会对政府公共服务供给行为产生影响。具体外生变量的名称和含义,如表4所示。我们认为,考虑到数据的可获得性,所选择的8个变量能够较好地涵盖可能影响政府公共支出行为的内外部因素。就政府内部的因素而言,财政分权程度对政府公共品供给决策的影响在本文的引言部分已有论述,傅勇和张晏(2007)也认为,财政分权程度越高,赋予地方政府的自主权就越大,地方政府

表4 外生变量的描述性统计量

	变量名	含义	均值	标准差
decen	财政分权程度	本级财政收入/财政总收入	0.506	0.151
fissurplus	财政节余率	上年财政节余收入/财政总收入	0.091	0.042
fisburden	财政负担率	本级财政收入/GDP	0.069	0.019
density	人口密度(人/平方公里)	总人口/辖区面积	403.66	512.05
avggdp	人均实际GDP(万元)	剔除价格影响后的人均GDP	1.12	0.839
openness	对外开放度	进出口总额/GDP	0.306	0.371
marktrate	市场化程度(%)	第三产业产值/GDP	38.481	6.062
urbanrate	城镇化率	城镇人口/总人口	0.341	0.177

就越有可能按激励方向调整自身的公共决策。政府收入占经济总量的比重(财政负担率)和政府财政收入的宽裕程度(财政节余率)则反映了地方政府面对资源约束时的自主程度,因此,可能也会对政府公共品供给决策产生影响,进而影响到公共品供需匹配的状况;就政府外部的因素而言,一系列经济社会条件的不同,对政府公共决策施加的外部约束也不同,从而对政府的公共支出行为模式也会带来不同的影响。比如,经济发达程度不同的地区对政府公共服务的结构、数量和质量都有不同的要求,这可能会影响到政府的公共决策。人口密度的差异可能也会影响政府提供公共服务的方式。而对外开放度、市场化程度和城镇化率则是国内在研究公共品供给方面通常所选择的外生变量(平新乔、白洁,2006;傅勇、张晏,2007)。

财政总收入、本级财政收入和上年财政节余收入数据来源于2000~2006年《中国财政年鉴》;城镇人口数据来源于《新中国五十五年统计资料汇编》;其余数据来源于2000~2006年《中国统计年鉴》。此外,每年的进出口总额数据根据当年的平均汇率折算成人民币计值。除了人均GDP为剔除价格波动因素后的实际值之外,其余变量都为比值数据,故不需要对名义值进行消胀处理。

## (三)实证结果

表5~表11汇报的是7类公共支出供需匹配指数方程多选项Logit模型联立估计(SUR)的结果。可以看到,在每一类偏好匹配指数方程中,多选项Logit回归给出了两个“子方程”的估计结果。这是因为,多选项Logit模型本质上可以看作是,在施加了概率和为1的约束下,其余选择类别(匹配状态=2和匹配状态=1)分别与基准类别(比如匹配状态=0)两两比较的“二值”Logit模型联立估计的结果。我们选取匹配状态=0(供需平衡)为基准类别,所以在每个被解释变量下,给出的是两个“子方程”的估计结果(分别是:匹配状态1 V.S.匹配状态0;匹配状态2 V.S.匹配状态0)。

我们根据Wald系数检验的结果,确定各个方程中应包含的解释变量个数。具体方法是,首先将上述8个可能对政府行为产生影响的变量全部引入模型,对单方程多选项Logit模型进行估计;其后,对各个被解释变量“子方程”中的外生解释变量系数的联合显著性进行检验,原假设是:解释变量的系



表5 教育支出偏好匹配指数方程估计结果  
(联立方程组 SUR 估计)

因变量	教育支出偏好匹配指数			
	匹配指数=1 (子方程1)		匹配指数=2 (子方程2)	
自变量	系数	边际效应	系数	边际效应
C	-3.775 (-2.63)***	—	-1.45 (-1.09)	—
decen	5.071 (1.83)*	0.559 (2.15)**	-3.133 (-1.25)	-0.464 (-1.68)*
fissurplus	-6.652 (-1.06)	-0.824 (-1.4)	9.698 (1.99)**	1.29 (2.22)**
avegdp	-3.154 (-2.8)***	-0.31 (-3.88)***	-0.392 (-0.51)	0.003 (0.04)
openness	3.461 (3.55)***	0.306 (2.57)***	2.561 (2.55)**	0.257 (1.93)*
urbanrate	7.051 (2.75)***	0.701 (3.29)***	0.4424 (-0.17)	-0.06 (-0.22)
marketrate	—	—	—	—

匹配指数=0 is the base category

Pseudo R<sup>2</sup>=0.0999; LR chi<sup>2</sup>(10)=31.5; Prob>chi<sup>2</sup>=0.0005

注:(1)括号中为Z统计量,\*\*\* \*\* \* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)边际效应在所有解释变量的均值处计算。

表6 抚恤与社会福利救济费偏好匹配指数  
方程估计结果(联立方程组 SUR 估计)

因变量	抚恤与社会福利救济费偏好匹配指数			
	匹配指数=1 (子方程1)		匹配指数=2 (子方程2)	
自变量	系数	边际效应	系数	边际效应
C	-4.692 (-3.88)***	—	-2.847 (-2.27)**	—
decen	4.388 (1.77)*	0.471 (1.96)**	0.392 (0.16)	-0.023 (-0.10)
fissurplus	—	—	—	—
avegdp	-1.609 (-1.77)*	-0.16 (-2.46)**	-1 (-1.69)*	-0.08 (-1.23)
openness	—	—	—	—
urbanrate	7.214 (2.80)***	0.703 (3.19)***	5.566 (2.19)**	0.467 (2.07)**
marketrate	—	—	—	—

匹配指数=0 is the base category

Pseudo R<sup>2</sup>=0.0563; LR chi<sup>2</sup>(6)=16.61; Prob>chi<sup>2</sup>=0.0108

注:(1)括号中为Z统计量,\*\*\* \*\* \* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)边际效应在所有解释变量的均值处计算。

表7 医疗卫生支出偏好匹配指数方程估计结果  
(联立方程组 SUR 估计)

因变量	医疗卫生支出偏好匹配指数			
	匹配指数=1 (子方程1)		匹配指数=2 (子方程2)	
自变量	系数	边际效应	系数	边际效应
C	-3.332 (-2.42)**	—	-2.795 (-2.23)**	—
decen	3.748 (1.43)	0.367 (1.49)	-1.263 (-0.53)	-0.188 (-0.73)
fissurplus	-11.378 (-1.92)*	-1.139 (-2.00)**	5.734 (1.11)	0.78 (1.40)
avegdp	-2.177 (-3.00)***	-0.196 (-2.96)***	-0.582 (-1.07)	-0.035 (-0.49)
openness	2.518 (2.61)***	0.214 (2.16)**	1.641 (1.66)*	0.147 (1.34)
urbanrate	6.28 (2.96)***	0.539 (2.65)***	3.665 (1.74)*	0.321 (1.37)
marketrate	—	—	—	—

匹配指数=0 is the base category

Pseudo R<sup>2</sup>=0.0842; LR chi<sup>2</sup>(10)=24.88; Prob>chi<sup>2</sup>=0.0056

注:(1)括号中为Z统计量,\*\*\* \*\* \* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)边际效应在所有解释变量的均值处计算。

数在两个“子方程”中同时为0,检验统计量为自由度为方程个数的 $\chi^2$ 统计量。根据Wald系数检验的结果,我们剔除了各个方程中系数不显著的变量,保留了系数显著的变量,进而运用联立方程组SUR技术对由剩余变量构成的7类支出匹配指数方程进行估计。结果如表5~表11示。

(1)根据各表LR检验的结果可以判断,社会保障补助支出偏好匹配指数方程(表8)和税务等部门事业费偏好匹配指数方程(表10)都无法拒绝方程所有系数同时为0的原假设。据此,可以认为,财政分权程度变量对于上述两类公共支出供需失衡的状况都没有显著的影响。

(2)表5反映的是教育支出偏好匹配指数方程联立估计的结果。子方程1的估计结果显示,财政分权程度变量的系数为正,而在全部解释变量均值处计算的边际效应也为正,且财政分权程度每增加1个单位,教育服务供给不足的可能性就增加0.55%,这表明财政分权程度越高,政府供给的教育服务水平低于居民偏好水平的可能性就越大;子方程2的估计结果表明,虽然财政分权程度变量与过度供给指数的负相关关系没有通过显著性检验,但在均值处计算的边际效应却在10%的水平上显著,在这一点上,财政分权程度每提高1个单位,政府提供的教育服务过度供给的可能性降低0.464%;财政节余率与供给不足指数负相关,但并不显著,同时它还还与过度供给指数正相关,且边际效应也为正,说明财政境况越好的地区,越有可能过度提供教育服务;人均实际GDP与教育支出供给不足指数负相关,边际系数也为负,表明越是富裕的地区,居民对教育服务的需求偏大,超过了政府的实际供给能力;城镇化水平越高的地区,教育服务供给不足的可能性越大,表明城镇居民越多,对教育服务的需求越有可能高于政府的供给水平;意外的是,对外开放度越高,发生教育服务供给不足和过度供给的可能性都越大,且无论是系数还是边际效应都是显著的,表明对外开放程度越高,会在供给和需求两个维度上扭曲政府和居民的选择,使得公共服务供需不匹配状况发生的可能性增大。

(3)表6反映的是抚恤与社会福利救济费偏好匹配指数方程联立估计的结果。子方程1的估计结果显示,财政分权程度与供给不足指数正相关,其中系数在10%的水平上显著,边际效应在5%的水平上显著,这表明财政分权程度越高的地区政府提供的抚恤与福利救济服务越有可能低于居民偏好的需求水平;子方程2的估计结果表明,财政分权程度与过度供给指数正

表8 社保补助支出偏好匹配指数方程估计结果  
(联立方程组 SUR 估计)

因变量	社保补助支出偏好匹配指数			
	匹配指数=1(子方程1)		匹配指数=2(子方程2)	
自变量	系数	边际效应	系数	边际效应
C	-1.777 (-1.96)*	—	-0.554 (-0.59)	—
decen	0.239 (0.12)	0.105 (0.40)	-3.387 (-1.55)	-0.389 (-1.69)*
fissurplus	—	—	—	—
avegdp	—	—	—	—
openness	0.634 (0.77)	0.047 (0.46)	1.89 (2.47)**	0.201 (2.42)**
urbanrate	—	—	—	—
marketrate	—	—	—	—

社保补助支出\_0 is the base category

Pseudo R<sup>2</sup>=0.0217; LR chi<sup>2</sup>(4)=6.97; Prob>chi<sup>2</sup>=0.1375

注:(1)括号中为Z统计量,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)边际效应在所有解释变量的均值处计算。

表9 行政管理费偏好匹配指数方程估计结果  
(联立方程组 SUR 估计)

因变量	行政管理费偏好匹配指数			
	匹配指数=1(子方程1)		匹配指数=2(子方程2)	
自变量	系数	边际效应	系数	边际效应
C	-3.543 (-2.70)***	—	-5.844 (-4.36)***	—
decen	1.397 (0.53)	0.016 (0.06)	7.75 (3.17)***	0.922 (3.66)***
fissurplus	—	—	—	—
avegdp	0.101 (0.18)	0.033 (0.57)	-1.358 (-2.06)**	-0.167 (-2.45)**
openness	—	—	—	—
urbanrate	2.547 (1.09)	0.175 (0.78)	5.255 (2.43)***	0.599 (2.53)***
marketrate	—	—	—	—

匹配指数=0 is the base category

Pseudo R<sup>2</sup>: 0.0798; LR chi<sup>2</sup>(6): 24.82; Prob>chi<sup>2</sup>: 0.0004

注:(1)括号中为Z统计量,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)边际效应在所有解释变量的均值处计算。

相关,在均值处计算的边际效应也为负,但二者都未通过显著性检验;人均实际GDP与供给不足和过度供给指数同时负相关,表明越是富裕的地区,政府供给的抚恤救济服务与居民的需求偏好发生不匹配的可能性越小;然而,城镇人口越多的地区,却越有可能出现抚恤救济服务供需不匹配的情况。

(4)表7反映的是医疗卫生支出偏好匹配指数方程联立估计的结果。无论是子方程1还是子方程2,财政分权程度变量的系数和边际效应都不显著,可以判断,财政分权程度并不会导致政府医疗卫生服务供给行为的扭曲;子方程1财政节余率与供给不足指数负相关,边际效应也为负,且二者至少在10%的水平上显著,而子方程2的估计结果显示,财政节余率与过度供给指数并无显著关系,这表明财政境况越好的地区,政府医疗卫生服务供给低于居民需求偏好的可能性越低,居民医疗卫生需求得到

表10 税务等部门事业费偏好匹配指数方程估计结果  
(联立方程组 SUR 估计)

因变量	税务等部门事业费偏好匹配指数			
	匹配指数=1(子方程1)		匹配指数=2(子方程2)	
自变量	系数	边际效应	系数	边际效应
C	-2.903 (-1.69)*	—	-4.893 (-3.19)***	—
decen	2.868 (1.63)*	0.389 (1.52)	1.738 (0.94)	0.151 (0.62)
fissurplus	—	—	—	—
avegdp	-0.523 (-1.46)	-0.067 (-1.10)	-0.432 (-0.99)	-0.043 (-0.81)
openness	—	—	—	—
urbanrate	—	—	—	—
marketrate	0.022 (0.49)	0.008 (0.11)	0.082 (2.00)**	0.011 (1.93)*

匹配指数=0 is the base category

Pseudo R<sup>2</sup>: 0.0227; LR chi<sup>2</sup>(6): 8.11; Prob>chi<sup>2</sup>: 0.2304

注:(1)括号中为Z统计量,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)边际效应在所有解释变量的均值处计算。

表11 基建支出偏好匹配指数方程估计结果  
(联立方程组 SUR 估计)

因变量	基建支出偏好匹配指数			
	匹配指数=1(子方程1)		匹配指数=2(子方程2)	
自变量	系数	边际效应	系数	边际效应
C	0.042 (0.05)	—	-0.757 (-0.88)	—
decen	-3.048 (-1.61)	-0.451 (-1.93)*	4.464 (1.97)**	0.462 (2.27)**
fissurplus	-2.461 (-0.51)	0.038 (0.06)	-22.656 (-3.35)***	-2.072 (-3.45)***
avegdp	0.088 (0.21)	0.03 (0.68)	-1.262 (-2.16)**	-0.119 (-2.94)***
openness	—	—	—	—
urbanrate	—	—	—	—
marketrate	—	—	—	—

匹配指数=0 is the base category

Pseudo R<sup>2</sup>: 0.0683; LR chi<sup>2</sup>(6): 21.32; Prob>chi<sup>2</sup>: 0.0016

注:(1)括号中为Z统计量,\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;(2)边际效应在所有解释变量的均值处计算。

有效满足的概率就越大,这与通常的直觉是相一致的;此外,人均实际GDP越高,医疗卫生服务供给不足的可能性越低,而对外开放程度越高,医疗卫生服务供给不足的可能性则越高。

(5)表9反映的是行政管理费偏好匹配指数方程联立估计的结果。子方程1除常数项之外,其余变量系数和边际效应都不显著;子方程2全部变量的系数和边际效应至少都在5%的水平上显著,财政分权程度与过度供给指数正相关,边际效应也为正,这表明财政分权程度越高,地方政府越具有扩张政府成本的冲动;人均实际GDP越高的地区,居民越是富裕,对政府行政成本扩张越是敏感,因此政府行政管理费过度支出的可能性越低;然而,城镇化率越高的地区,行政管理服务过度供给的概率越高,可能的解释是,城镇居民对政府管理的需求较高,从而为政府过度支出行政管理费提供了可能。

(6)表 11 反映的是基建支出偏好匹配指数方程联立估计的结果。子方程 1 除了财政分权程度变量的边际效应在 10%的水平上显著,其余变量系数和边际效应都不显著;而子方程 2 除了常数项不显著外,其余变量的系数和边际效应都至少在 5%的水平上显著。子方程 2 的估计结果显示,财政节余率和人均实际 GDP 变量都与过度供给指数负相关,边际系数也为负,说明上述两个变量越高的地区,地方政府过度投资的可能性越低;而财政分权程度变量的系数和边际效应都为正,且都在 5%的水平上显著,这表明,在目前财政分权与行政集权的“二元体制”下,官员的晋升由上级政府决定,而考评的主要指标是地方经济发展水平的高低,因此地方政府存在现实的冲动去扩张基本建设投资,以刺激地方经济的发展,而无视辖区居民的真实需求偏好。

### 五、基本结论

经典分权理论认为,财政分权程度的提高,将推动地方政府更有效地配置公共资源,从而更好地满足辖区居民的需求偏好。本文运用中国内地地区 28 个省(自治区、直辖市)的宏观数据,实证检验这一假说在中国是否成立。我们的检验程序共分 3 步:首先,估计省一级的公共支出需求函数;其次,根据公共支出实际值和拟合值的偏差,构建公共支出供需匹配指数;最后,运用多选项 Logit 模型的联立方程组 SUR 估计技术,检验财政分权程度与公共支出供需匹配指数的相互关系。实证结果表明:

1. 财政分权程度与教育支出以及抚恤与社会福利救济费供给不足指数正相关。随着财政分权程度的提高,政府供给的消费型公共服务,特别是教育以及抚恤与救济服务的水平低于居民实际偏好的需求水平的可能性将增大。

2. 财政分权程度与行政管理费以及基本建设支出过度供给指数正相关。随着财政分权程度的提高,以及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支出的双重倾向。

中国式分权具有财政分权与行政集权相结合的“二元”结构特征,在这一体制下,一方面由于缺乏基层民众的有效监督,政府和官僚内在的扩张冲动得不到有效遏制,在政府掌握的资源配置权力扩大的同时,政府行政成本的扩张也就不可避免;另一方面由于官员的晋升主要由上级政府决定,而评

价官员执政水平的指标主要是地方经济发展水平的高低,因此,财政分权程度的提高,将进一步激励地方政府扩张基本建设投资,以刺激地方经济的发展。同样,在现有的政绩考评机制下,居民对公共服务的满意度无法成为官员晋升的主要依据,由此便形成一种负向的激励效应,引导地方官员在财政资源总量有限前提下,重视对政府运作和基础设施建设的投入,而忽视对辖区居民公共需求偏好的满足,从而导致某些公共服务的供给水平低于居民的实际需求。

本文的政策含义是,中国目前尚不具备使财政分权正向激励效应得以有效发挥的制度基础,进一步政府改革的重心应当是,在保持适度财政分权的同时,加大力度推动基层民主建设,同时改革现有的政府绩效考评机制,引导地方政府有效配置公共资源,更好地满足民众对公共服务的需求。

(作者单位:武汉大学经济与管理学院财税系;责任编辑:蒋东生)

#### 注释

①这一思路受到国外研究税收努力程度文献的启发。IMF 和 WB 等机构在评估发展中国家的税收努力程度时,往往采用如下思路:以代表一国经济社会发展水平的变量(比如:人均 GDP、产业结构和教育程度等)为解释变量,以税收负担(T/GDP)为被解释变量,构建回归模型;进而,将回归方程的拟合值看作是根据该国的经济社会发展程度,它应当达到的税负水平;最后,将这一拟合值与实际值进行比较,得到的比值便为该国税收努力程度的衡量指标(Piancastelli, 2001; Gupta, 2007)。

②本文估计公共支出需求函数的目的,是为了显示居民对公共服务的集体需求偏好,从而设定一个理想的标尺,来构建偏好匹配指数。如果居民的收入服从正态分布,那么中位收入居民的人数最多,根据“中位投票人规则”(median voter rule),一旦居民的偏好是单峰的(single-peaked),则中位收入居民偏好的需求方案,将得到大多数人的支持,并通过政治程序成为全体居民的集体需求。然而,中国居民的收入并不服从正态分布(下文将有专门的说明),绝大多数居民的收入集中在 0.25 分位左右。因此,如果中国居民对公共服务的需求也要经过投票这一政治程序来确定,那么低收入居民(0.25 分位)的偏好将成为集体需求偏好;即便在现实中,中国居民对公共服务的集体需求不是通过投票程序来确定的,然而,只要我们认定,在理想状态下,中国政府的目标是满足大多数居民的需求偏好,那么,基于中位投票人模型(在中国是 0.25 分位)而估计的公共支出需求函数,依然可以作为全体居民集体需求偏好的理想表达。据此,我们沿用国外的中位投票人模型来推导待估的公共支出需求函数,但在估计过程中,根据中国的实际情况,选择的是 0.25 分位的居民收入而非中位居民收入。

Means 和 Mehay(1995)利用嵌套模型检验,对不同的拥挤函数设定形式进行比较,得到的结论是,与的基本形式相比,更一般的拥挤函数设定并不能显著提高模型的解释力。故而,本文沿用上述广为流行的基本形式。

分开来看,各省份地级市的人均 GDP 数据的实证概率密度函数和累积概率分布函数都与图 1(pooling 数据)相似。为节

省篇幅,此处不再给出作图结果。

Ayres 和 Levitt(1998)在固定效应变换后,使用的是 2SLS 估计。

选择的标准是:回归方程的 F 值和调整后的  $R^2$  最大,且 AIC 值最小。凡满足这一标准的即为“有效”方程。

如果各个方程的干扰项之间存在相关性,那么,虽然单方程估计的系数不满足有效性,但依然是无偏和一致的。因而,联立方程组估计的系数与单方程估计的系数是相同的。区别就在于,在联立方程组模型中,是基于稳健标准误来计算系数的 Z 统计量,从而使得单个系数的显著性检验能够成立,而单方程下系数的 t 统计量是失效的。

偏好匹配指数具体值的设定是任意的。我们在此设定的值是 0、1 和 2。由于具体的数值只起分类的作用,因此,0、1、2 与 1、2、3,甚至 0、1、999 等,都是无差异的。

存在多种财政分权程度的衡量指标。Tao Zhang 和 Heng-fu Zou(1998)以地区财政支出与中央财政支出的比值,作为财政分权程度的度量指标。我们认为这一指标并不合意,原因在于,由于分母相同,该指标实质上只是反映了各地区公共经济活动规模的大小。我们采用赵志耘和郭庆旺(1999)提出的分权程度指标,即地区本级财政收入占地区财政总收入的比重。我们认为,这一指标大体反映了地方政府支配公共资源的自主程度,可以视为对财政分权程度的衡量。

Wald 系数检验结果显示,人口密度(density)和财政负担率(fisburden)两个变量在所有方程中都不显著,因此最后联立估计的方程都不包括这两个变量。而财政分权程度变量也只在教育支出、行政管理费和基建支出偏好匹配指数 3 个方程中才是显著的。由于本文的目的是检验财政分权对公共支出供需匹配状况的影响,因此我们在最终估计的其余 4 个方程中还是保留了财政分权程度变量。

#### 参考文献

- (1)格林:《计量经济分析(第5版)》,中译本,中国人民大学出版社,2007年。
- (2)傅勇、张晏:《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》,2007年第3期。
- (3)卢洪友:《政府预算学》,武汉大学出版社,2006年。
- (4)平新乔、白洁:《中国财政分权与地方公共品的供给》,《财贸经济》,2006年第2期。
- (5)伍德里奇:《计量经济学导论(第3版)》,中译本,中国人民大学出版社,2007年。
- (6)王小龙:《中国地方政府治理结构改革:一种财政视角的分析》,《人文杂志》,2004年第3期。
- (7)吴俊培:《公共部门效率理论及实践》,《涉外税务》,2005年第7期。
- (8)张恒龙、康艺凡:《财政分权与地方政府行为异化》,《中南财经政法大学学报》,2007年第6期。
- (9)张召娣:《地方性公共产品分权式供给研究》,《地方财政研究》,2006年第2期。
- (10)赵志耘、郭庆旺:《论中国财政分权程度》,《涉外税务》,1999年第11期。
- (11)Ayres, I., Levitt, S. D., 1998, “Measuring Positive Externalities from Unobservable Victim Precaution: An Empirical Analysis of Lojack”, *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp.43~77.
- (12)Bergstrom, T. C., Goodman, R. P., 1973, “Private Demands for Public Goods”, *The American Economic Reviews*, 63 (June), pp.280~297.
- (13)Bergstrom, T. C., Rubinfeld, D. L., Shapiro, P., 1982, “Micro-Based Estimates of Demand Functions for Local School Expenditures”, *Econometrica*, Vol. 50, No. 5. (September), pp.

1183~1205.

(14)Borcharding, T.E., Deacon, R. T., 1972, “The Demand for the Services of Non-Federal Government”, *The American Economic Reviews*, 62, No. 5. (December), pp. 891~901.

(15)Brueckner, J. K., 1982, “A Test of Allocative Efficiency in The Local Public Sector”, *Journal of Public Economics*, Vol. 19, pp. 311~331.

(16)Denzau, A. T., Mackay, R. J., 1976, “Benefit Shares and Majority Voting”, *The American Economic Review*, Vol. 66, No.1. (March), pp. 69~76.

(17)Faguet, J. P., 2004, “Dose Decentralization Increase Government Responsiveness to Local Needs? Evidence from Bolivia”, *Journal of Public Economics*, Vol.88, pp. 867~893.

(18)Fox, J., 1997, “Applied Regression Analysis, Linear Models and Related Methods”, SAGE Publications.

(19)Gramlich, E. M., Rubinfeld, D. L., 1982, “Micro Estimates of Public Spending Demand Functions and Tests of the Tiebout and Median-voter Hypotheses”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 3. (January), pp. 536~560.

(20)Gupta, A. S., 2007, “Determinants of Tax Revenue Efforts in Developing Countries”, IMF Working Paper, WP/07/184.

(21)Inman, R. P., Rubinfeld, D. L., 1997, “Rethinking Federalism”, *Journal of Economic Perspective*, Vol. 11, pp. 43~64.

(22)Llavador, H. G., Roemer, J. E., 2001, “An Equal-opportunity Approach to the Allocation of International Aid”, *Journal of Development Economics*, Vol. 64, pp. 147~171.

(23)Means, T. S., Mehay, S. L., 1995, “Estimating the Publicness of Local Government Services: Alternative Congestion Function Specifications”, *Southern Economic Journal*, Vol. 61, No. 3. (January), pp. 614~627.

(24)Oates, W. E., 1999, “An Essay on Fiscal Federalism”, *Journal of Economic Literature*, Vol.37, No.3. (Sep), pp. 1120~1149.

(25)Oates, W. E., 2005, “Toward A Second-Generation Theory of Fiscal Federalism”, *International Tax and Public Finance*, 12, pp. 349~373.

(26)Piancastelli, Marcelo, 2001, “Measuring The Tax Effort of Developed and Developing Countries: Cross Country Panel Data Analysis-1985/95”, IPEA Working Paper. ISSN 1415~4765.

(27)Shah, A., 1998, “Balance, Accountability and Responsiveness: Lessons about Decentralization”, World Bank, Washington DC Policy Research Working Paper 2021.

(28)Shah, A., 2004, “Fiscal Decentralization in Developing and Transition Economies: Progress, Problems and the Promise”, World Bank Policy Research Working Paper, No. 3282.

(29)Tao Zhang, Heng-fu Zou, 1998, “Fiscal Decentralization Public Spending and Economic Growth in China”, *Journal of Public Economics*, Vol.67, pp.221~240.

(30)Tsui, K. Y., Wang, Y. Q., 2008, “Decentralization with Political Trump: Vertical Control, Local Accountability and Regional Disparities in China”, *China Economic Review*, Vol. 16, pp.403~418.

(31)Turnbull, G. K., Mitias, P. M., 1995, “Which Median Voter?”, *Southern Economic Journal*, Vol. 62, No.1. (July), pp. 183~191.

(32)Zhurarskaya, E. V., 2000, “Incentives to Provide Local Public Goods: Fiscal Federalism, Russian Style”, *Journal of Public Economics*, Vol. 76, pp. 337~368.