

财政支出、支出竞争与中国地区经济增长效率*

邓 明

内容提要:在“中国式分权”的制度背景下,中国地方政府的财政支出以及支出竞争是促进经济增长的重要推力,但也带来了城乡差距扩大、支出结构偏向以及地区市场分割等负面影响。本文使用 Simar 和 Vanhems(2012)提出的条件方向性距离函数测算以支出竞争为条件的、并包含支出竞争正面产出与负面产出的经济增长效率。在此基础上,利用 1985—2009 年的中国省际面板数据,建立空间面板数据模型,分析支出竞争对中国地区经济增长效率的影响。实证结果表明,在全国范围内,财政支出与经济增长效率并无显著关系,财政分权对经济增长效率有显著的促进作用,支出竞争与经济增长效率之间存在显著的非线性作用,因此应当构建一种“适度竞争”的政府激励机制以提升经济增长效率。

关键词:支出竞争 经济增长效率 条件方向性距离函数 空间面板数据模型

作者简介:邓 明,厦门大学经济学院助理教授、硕士生导师、博士,361005;

中国社会科学院城市发展与环境研究所博士后,100005。

中图分类号:F812.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2013)10-0027-11

一、问题的提出

随着我国财政分权改革的逐步深入,地方政府自身的利益和当地经济增长之间的关联性也愈发紧密,促使地方政府采取各种策略来提高当地的 GDP 水平及其增长率。显而易见,对地方政府来说,最直接和最有效的方法就是通过财政支出来实现这一目标。但是经验研究并未提供有关地方财政支出数量与经济增长之间一致而又显著的结论。张晏、龚六堂(2005)发现,我国地方政府科教文卫支出占比对经济增长无显著作用;但农业支出比重和基本建设支出比重则对地方经济有显著促进作用。严成樑、龚六堂(2009)基于 1997—2007 年我国 31 个省份的数据考察了生产性公共支出对经济增长的影响,发现我国生产性公共支出并不一定总能促进经济增长,生产性公共支出对经济增长的影响存在地区差异。贾俊雪等(2011)利用 1985—2009 年间我国省际面板数据发现我国地方政府支出规模对区域经济增长不具有显著影响,但显著促进了区域经济收敛。

虽然对于地方政府支出与经济增长之间的关系并未有一致结论,但大量研究文献都发现地

* 基金项目:教育部人文社会科学研究一般项目“空间似无关回归模型:参数估计、设定检验及其应用”(13YJC910003);全国统计科研计划项目“时变系数的空间面板数据模型——理论与应用”(2012LY015)。

方政府支出竞争对经济增长存有显著影响,这些研究大都是基于“中国式分权”(Federalism, Chinese Style)框架而展开的。Blanchard 和 Shleifer(2001)认为,“中国式分权”核心内涵是经济分权与垂直的政治治理体制相结合而产生的激励制度,分权的意义在于向地方政府和企业提供了经济发展的激励。在分权体制下,要素流动导致的财政竞争增加了地方政府援助国有企业的机会成本,因此地方政府不再有激励去援助经营绩效不佳的国有企业,由此导致“市场维持型联邦主义”的确立(Qian 和 Roland,1998)。但经济上的分权不足以构成“中国式分权”的全部内涵,中国的财政分权是在垂直的政治管理体制下演绎出的财政分权。经济分权与垂直的政治治理体制相结合而产生的激励制度,再加上 20 世纪 80 年代初期实施的领导干部选拔和晋升标准的重大改革,使得地方政府致力于当地经济发展以获得政治上的晋升,形成围绕 GDP 增长而进行的“晋升锦标赛”(周黎安,2004)。对于缺乏货币干预手段的地方政府而言,围绕 GDP 展开竞争的一个重要手段就是财政手段,因为公共支出既可以改进当地的公共产品水平质量吸引资源流入,也可以增加物质资本和人力资本的积累,从而为当地经济增长提供强劲动力,由此导致支出竞争成为 GDP 竞争的重要手段。李涛、周业安(2009)的研究表明,地区间的总体财政支出或是文教科学卫生事业财政支出的地区竞争对地区经济增长确实有显著的正影响。但必须认识到,“中国式分权”以及该激励机制导致的地方政府支出竞争虽然对经济增长形成了推动力,但不合理的分权水平以及过分强调 GDP 的干部考核和选拔体系也导致地方政府行为扭曲以及财政支出结构偏向,表现为:地方政府更加倾向于生产性公共品的投入,而忽视公共性公共品(例如医疗、教育等)的投入,并导致收入差距的持续扩大;同时,地方公共支出重复建设,进一步加剧市场分割(周黎安,2004;王永钦等,2007;桂琦寒等,2006;傅勇、张晏,2007),这些都会导致经济增长的效率损失。

至此,我们要分析的问题已全部引导出来了:在“中国式分权”的制度背景下,要全面考察政府支出以及支出竞争的增长效应,既不能片面考察其对经济增长速度的影响,也不能仅仅考虑其负面影响,而应当将其放入同一个框架下考虑;或者说,应当考察政府支出以及支出竞争对经济增长质量而不仅仅是经济增长速度的影响。最近有一些研究试图在这方面做出贡献,王永钦等(2007)在理论上全面探讨中国式财政分权在发展经济方面的得与失;范子英、张军(2009)的研究则更进一步,他们采用非期望产出模型计算了各省份在 1985—2001 年的经济效率,以此来探讨财政分权对经济效率的影响。但这些研究均没有考察地方政府支出竞争对经济效率的影响。本文利用 Simar 和 Vanhems(2012)提出的条件方向性距离函数(conditional directional distance functions)测算了以支出竞争为条件的、并包含支出竞争正面产出与负面产出的经济增长效率。在此基础上,构建空间面板数据模型分析支出竞争对经济增长效率的影响。

二、测度中国省际地区经济增长效率

本文的目的是将经济过程中的正面产出(如 GDP 等)与负面产出放入同一个框架下考虑中国省际地区的增长效率,因此需要使用多投入和多产出的计量方法,数据包络分析(Data Envelopment Analysis, DEA)是此类方法中使用范围较广的。DEA 方法认为高效率的生产过程应当尽可能地缩减投入并尽可能地扩大产出。但现实中,一些生产过程带有明显的副产品,其中很多是我们所不期望生产的,称为“非期望产出”,要实现最佳经济效率就必须尽可能减少此类非期望产出。为了能得到包含非期望产出的经济效率,一些学者对 DEA 技术作了大量改进,Färe 等(2007)提出了一个产出角度的方向性距离函数法,较好地解决了这一问题,但是,Simar 和 Wilson(2011)认为该方法存在如下问题:第一,该方法是一个两阶段的 DEA 方法,对数据生成过

程设定了现实经济数据难以满足的假设;第二,该方法还认为生产过程的投入—产出空间与生产过程的外生变量之间是可分离的,但正如 Daraio 等(2010)所言,外生变量对生产过程非效率的分布会产生直接影响。为了解决该问题,我们引入 Simar 和 Vanhems(2012)所提出的条件方向性距离函数来估计中国省际地区的经济增长效率,该方法可以在分析经济增长效率时考虑外生变量(在本文的环境中,即为财政分权)的作用,从而避免两阶段 DEA 方法中的一些不合理假设。

(一)方向性距离函数

根据 Färe 和 Grosskopf(2004)所提出的模型,假定每个决策单元使用 N 种投入 $x \in R_+^N$,该投入既可以得到 M 种期望产出 $v \in R_+^M$,同时也会得到 K 种非期望产出 $u \in R_+^K$ 。假定生产可能性集合是有界的闭集合,投入是自由处置的。令 $k=1,2,\dots,K$ 表征决策单元,可将生产技术模型化为:

$$P(x) = \{(v, u) : \sum_{k=1}^K \omega_k v_{km} \geq v_m, m=1, \dots, M; \sum_{k=1}^K \omega_k u_{kj} \geq u_j, j=1, \dots, J; \sum_{k=1}^K \omega_k x_{kn} \geq x_n, n=1, \dots, N; \omega_k \geq 0, k=1, \dots, K\} \quad (1)$$

其中, ω_k 是权重变量。为了在生产可能性路径上增加有效产出和减少投入,我们在上面的生产技术基础上引入 Chung 等(1997)所提出的方向性距离函数。设方向向量 $g = (g_v, -g_u)$, 那么地区 k' 的方向性距离函数可以表示为:

$$D(x^k, v^k, u^k; g) = \max \beta; \quad s. t. (v^k + \beta g_v, u^k - \beta g_u) \in P(x) \quad (2)$$

式中,方向性距离函数可以按照指定方向实现所有投入的最大削减和有效产出的最大扩张。其中,最优值 β 的求解可以利用一个数学规划来解决,即:

$$D(x^k, v^k, u^k; g) = \max \beta; \quad s. t. \sum_{k=1}^K \omega_k v_{km} \geq v_{km} + \beta g_{vm}, m=1, \dots, M; \sum_{k=1}^K \omega_k u_{kj} = u_{kj} - \beta g_{uj}, j=1, \dots, J; \sum_{k=1}^K \omega_k x_{kn} \leq x_{kn}; \omega_k \geq 0, k=1, \dots, K \quad (3)$$

根据 Chung 等(1997),Shephard 距离函数是一种方向性距离函数,可以由如下式子计算:

$$D(x, v, u) = 1 / (1 + D(x^k, v^k, u^k; v^k, u^k)) \quad (4)$$

(二)条件方向性距离函数

Daraio 和 Simar(2005)拓展了 Cazals 等(2002)所提出的生产过程的概率形成(probabilistic formulation)理论,我们沿用 Daraio 和 Simar(2005)的设定,将 $(X, Y^{v,u})$ 的联合概率和 $H_{X, Y^{v,u}}(\cdot, \cdot)$ 的联合概率函数定义为:

$$H_{X, Y^{v,u}}(x, y^{v,u}) = \text{Prob}(X \leq x, Y^{v,u} \geq y^{v,u}) \quad (5)$$

对上述概率进行分解:

$$H_{X, Y^{v,u}}(x, y^{v,u}) = \text{Prob}(Y^{v,u} \geq y^{v,u} | X \leq x) \text{Prob}(X \leq x) = S_{Y^{v,u}|X}(y^{v,u} | x) F_X(x) \quad (6)$$

其中, $F_X(x) = \text{Prob}(X \leq x)$, $S_{Y^{v,u}|X}(y^{v,u} | x) = \text{Prob}(Y^{v,u} \geq y^{v,u} | X \leq x)$ 。此外,令 $Z \in R^r$ 表示生产过程中的外生要素,那么式(6)变为

$$H_{X,Y^{v,u}}(x, y^{v,u} | z) = \text{Prob}(X \leq x, Y^{v,u} \geq y^{v,u} | Z = z) \quad (7)$$

上式完整地描述了生产过程,根据 Daraio 和 Simar(2005),可以将概率分解为:

$$\begin{aligned} H_{X,Y^{v,u}|Z}(x, y^{v,u} | z) &= \text{Prob}(Y^{v,u} \geq y^{v,u} | X \leq x, Z = z) \text{Prob}(X \leq x | z) \\ &= S_{Y^{v,u}|X,Z}(y^{v,u} | x, z) F_X(x | z) \end{aligned} \quad (8)$$

上述条件函数的估计量可以由下式得到:

$$\hat{S}_{Y^{v,u}|X,Z}(y^{v,u} | x, z) = \frac{\sum_{i=1}^n I(Y_i^{v,u} \geq y^{v,u}, X_i \leq x) K_h(Z_i, z)}{\sum_{i=1}^n I(X_i \leq x) K_h(Z_i, z)} \quad (9)$$

其中, $K_h(Z, z) = h^{-1} K((Z_i - z)/h)$, $K(\cdot)$ 为定义在紧支集上的单变量核函数, h 是该核函数的带宽。Simar 和 Vanhems(2012)将方向性距离函数表示成如下的一般形式:

$$D(x, y; g_x, g_y) = \sup\{\beta > 0 | H_{XY}(x - \beta g_x, y + \beta g_y) > 0\} \quad (10)$$

因此,以 $Z = z$ 为条件的 (x, y) 的条件方向性距离函数可以表示为:

$$D(x, y; g_x, g_y | z) = \sup\{\beta > 0 | H_{XY|Z}(x - \beta g_x, y + \beta g_y | Z = z) > 0\} \quad (11)$$

由此, Färe 和 Grosskopf(2004)模型的概率形式可以表示为如下的形式:

$$D(x^k, v^k, u^k; g_v, g_u | z) = \sup\{\beta > 0 | H_{XY^{v,u}}(x^k, v^k + \beta g_v, u^k - \beta g_u | Z = z) > 0\} \quad (12)$$

同时,该模型的条件形式为:

$$D(x^k, v^k, u^k; g_v, g_u) = \sup\{\beta > 0 | H_{XY^{v,u}}(x^k, v^k + \beta g_v, u^k - \beta g_u) > 0\} \quad (13)$$

因此,测度地区 k' 的经济增长效率值的 DEA 线性规划为:

$$\begin{aligned} D(x^k, v^k, u^k; g_v, g_u | z) &= \max \beta \\ \text{s. t. } &\sum_{k=1, \dots, K | |Z_k - z| \leq h} \omega_k v_{km} \geq v_{km} + \beta g_{vm}, m = 1, \dots, M; \\ &\sum_{k=1, \dots, K | |Z_k - z| \leq h} \omega_k u_{kj} \geq u_{kj} - \beta g_{uj}, j = 1, \dots, J \\ &\sum_{k=1, \dots, K | |Z_k - z| \leq h} \omega_k x_{kn} \leq x_{kn}; \omega_k \geq 0, k = 1, \dots, K, |Z_k - z| \leq h \end{aligned} \quad (14)$$

如前所述,位于效率前沿的地区 $D(x^k, v^k, u^k; g_v, g_u | z) = 0$, 而无效率的地区 $D(x^k, v^k, u^k; g_v, g_u | z) > 0$ 。在条件方向性距离函数中,一个关键的步骤是对带宽 h 的估计,对此,我们利用 Bădin 等(2010)所提出的交叉验证最小二乘准则 (Least Squares Cross Validation, LSCV) 对其进行估计。

(三) 支出竞争作用的测度

为了在不作任何事前设定的前提下测度外生变量(支出竞争)对经济增长效率的影响,我们借鉴了 Daraio 和 Simar(2005)的非参数回归方法。根据该方法,当 Z 为单变量时(正如本文情形),比率 $D(x, v, u; g_v, g_u | z) / D(x, v, u; g_v, g_u)$ 与 Z 所形成的散点图或者其非参数回归曲线能够用于刻画外生变量 Z 对经济增长效率的影响。类似于 Jeong 等(2010),我们利用一个局部线性核密度估计来刻画支出竞争这一外生变量对地区经济增长效率的影响,这是因为局部线性核密度估计量对边界效应的稳健性较好,局部线性加权核密度模型的形式如下:

$$Q_k^z = \alpha + \beta(Z_k - z) + \epsilon_k \quad (15)$$

其中 $Q_k^z = \frac{D(x, v, u; g_v, g_u | Z_k)}{D(x, v, u; g_v, g_u)}$, ϵ_k 为误差项。如果我们利用 $|Z_k - z| \leq h$ 的观测样本来拟合

回归线,那么,拟合过程的目标函数为:

$$\min_{\alpha, \beta} \sum_{k=1}^K (Q_k - \alpha - \beta(Z_k - z))^2 I(|Z_k - z| \leq h) \quad (16)$$

(四) 指标选取与数据来源

依据前文的分析,支出竞争的正面产出为各地区的 GDP;此外,我们引入如下几类“中国式分权”背景下支出竞争的负面产出:(1)地区之间的市场分割。在“中国式分权”的背景下,由于政治竞争更像“锦标赛”(周黎安,2004),使得各地政府不愿意与其他地区合作,重复建设和地方保护主义成为地方政府的最优反应,这种个体的最优选择造成了总体经济的效率损失。(2)财政支出的结构偏向。在以 GDP 考核为主的官员晋升机制的背景下,地方政府追求单一经济目标,由于科教文卫投资的短期经济增长效应不明显,而基础设施的质量和数量上的差异则可以显著而直接地影响各地的投资水平以及吸引 FDI 的能力,这使得地方政府盲目扩大基础设施的投资,进而在财政资源总量有限的前提下,压缩对公共事业的投资(Démurger 等,2002)。(3)财政支出的城市偏向和城乡收入差距扩大。由于工业品的增加值要远大于农产品,对工业品进行征税的成本也小很多,因而地方政府都把大部分的资源用于工业和城市的发展,对农业和农村的投入严重不足,因此地方财政体系普遍出现严重的城市偏向倾向,成为扩大城乡差距的原因之一。

在投入指标选取上,我们沿用郑毓盛、李崇高(2003)的方法,将资本和劳动作为投入品,前者采用张军等(2004)计算的各省份资本存量,单位为亿元,并将数据进行一定扩展;后者利用各地区的从业人员数,单位为万人。除了投入产出指标之外,本文的条件方向性距离函数还需要外生变量。即对经济增长效率产生影响的外生变量。基于我们的研究目标,该外生变量为支出竞争,度量地区 $i(i=1,2,\dots,n)$ 的支出竞争的指标形式为 $z_i = \sum_{j \neq i} w_{ij} f_j$, 其中, f_j 为地区 j 的财政支出,单位为亿元; w_{ij} 为空间权重矩阵 W 中的第 (i,j) 个元素。由于支出竞争主要产生于经济增长水平相邻接的地区之间,基于经济距离来构建空间权重矩阵,其形式如下所示:

$$w_{ij} = \frac{\left(\frac{1}{ED_{ij}}\right)}{\left(\sum_{j=1}^n \frac{1}{ED_{ij}}\right)} \quad (17)$$

其中, ED_{ij} 为第 i 个地区与第 j 个地区之间的经济距离,即 $ED_{ij} = |\overline{GDP}_i - \overline{GDP}_j|$, GDP_i 为地区 i 的国内生产总值, $ED_{ij} = 0(i=j)$ 。因此,每年的空间权重矩阵都是相同的。我们所使用的数据是 1985—2009 年中国 28 个省级地区(不包含海南、西藏,且重庆、四川合并为一个地区)的数据。上述指标中,市场分割指数的计算方法来自于桂琦寒等(2006),并将其扩展到 2009 年;财政支出数据来源于各年的《中国财政年鉴》;财政支出的结构偏向由各省财政支出中基础设施支出中的比重来度量,该数字越大,说明该省份用于公共事业的投入比重越低,数据来源于各年的《中国财政年鉴》;城乡收入差距由各省的城乡收入比来度量,其中,城市收入是城镇居民可支配收入,农村收入是农村居民家庭平均每人纯收入,数据来源于《新中国六十年统计资料汇编》;GDP 由各地区支出法计算的国内生产总值来度量。

(五) 计算结果

根据上述方法,我们计算了 28 个省级地区在 1985—2009 年间的效率值。表 1 列出了这 28 个省级地区在一些代表性年份的地区经济增长非效率值 $D(x, v, u; g_v, g_u)$ 。

表 1 代表性年份的地区经济增长非效率值 $D(x, v, u; g, g_u)$

省(市、区)	年份	1985	1993	1995	1998	2000	2002	2004	2007	2009
北京		0.000	0.002	0.000	0.000	0.001	0.000	0.002	0.002	0.003
天津		0.314	0.308	0.274	0.258	0.250	0.244	0.253	0.247	0.242
河北		0.565	0.521	0.506	0.498	0.492	0.490	0.484	0.479	0.448
山西		0.671	0.693	0.658	0.651	0.630	0.618	0.620	0.601	0.585
内蒙古		0.660	0.615	0.600	0.613	0.600	0.601	0.612	0.620	0.610
辽宁		0.278	0.244	0.231	0.225	0.214	0.209	0.203	0.198	0.176
吉林		0.481	0.445	0.438	0.426	0.420	0.413	0.418	0.393	0.378
黑龙江		0.385	0.364	0.326	0.318	0.312	0.304	0.286	0.284	0.279
上海		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
江苏		0.011	0.013	0.010	0.009	0.006	0.005	0.006	0.005	0.004
浙江		0.015	0.010	0.012	0.012	0.013	0.009	0.008	0.008	0.010
安徽		0.387	0.354	0.350	0.342	0.338	0.330	0.325	0.316	0.308
福建		0.249	0.249	0.247	0.250	0.238	0.220	0.214	0.200	0.192
江西		0.457	0.403	0.408	0.397	0.392	0.401	0.407	0.389	0.372
山东		0.182	0.170	0.123	0.140	0.119	0.108	0.094	0.058	0.033
河南		0.425	0.401	0.421	0.413	0.384	0.369	0.353	0.341	0.342
湖北		0.313	0.313	0.309	0.301	0.294	0.284	0.273	0.268	0.260
湖南		0.412	0.399	0.385	0.373	0.369	0.378	0.354	0.343	0.330
广东		0.018	0.011	0.015	0.011	0.018	0.015	0.009	0.007	0.009
广西		0.573	0.543	0.532	0.530	0.515	0.509	0.511	0.493	0.486
四川(含重庆)		0.394	0.362	0.349	0.342	0.332	0.318	0.307	0.299	0.285
贵州		0.616	0.583	0.548	0.541	0.538	0.504	0.487	0.463	0.454
云南		0.399	0.352	0.340	0.335	0.328	0.314	0.324	0.308	0.315
陕西		0.590	0.570	0.544	0.550	0.538	0.517	0.507	0.489	0.500
甘肃		0.732	0.700	0.703	0.686	0.649	0.631	0.605	0.612	0.624
青海		0.545	0.518	0.513	0.509	0.490	0.473	0.482	0.465	0.441
宁夏		0.525	0.504	0.499	0.491	0.503	0.475	0.468	0.462	0.454
新疆		0.593	0.553	0.549	0.543	0.535	0.527	0.510	0.514	0.526

从表 1 中可以看出,在大部分年份,北京、上海都处于效率前沿;浙江、江苏、广东、山东的经济增长效率仅次于处于效率前沿的地区;而山西、内蒙古、贵州和甘肃等地的经济增长效率则较为低下,从东部地区到中部地区再到西部地区,出现经济增长效率递减的趋势。此外,我们还可以发现,随着时间推移,经济增长效率出现一定程度的收敛特性。

三、支出、支出竞争与经济增长效率的实证研究

(一) 计量模型构造与变量选取

为考察财政支出以及支出竞争对经济增长效率的影响,建立如下的 Spatial Dubin 模型:

$$eff_u = a + bX_u + cf_u + \rho z_u + \gamma z_u^2 + \lambda(weff)_u + u_i + v_i + \varepsilon_u \quad (18)$$

其中, eff_u 为地区 i 在时期 t 时经济增长的效率值, 上文对其数据已进行了估算。 f_u 为财政支出; z_u 用于度量地区 i 在时期 t 面临的支出竞争; 为了分析支出竞争与经济增长效率之间可能存在的非线性关系, 我们引入了 z_u 的二次项; 此外, 考虑到地区间经济增长效率可能存在的空间相关性, 我们引入变量 $wef f_u$, 其构造与 z_u 的构造一样, $wef f_i = \sum_{j \neq i} w_{ij} eff_j$ 。 u_i 和 v_t 分别用于控制个体效应和时期效应, ε_u 为随机扰动项。 X 是可能影响地方经济增长效率的其他一些控制变量的集合, 包含如下一些控制变量: (1) 财政分权 (fd)。 财政分权能够使得地方政府的预算约束变紧, 减少地方政府对当地国有企业的扶持, 因而产出更有效; 但分权的强化会使得地方政府更加倾向于生产性公共品的投入, 而忽视公共性产品的投入, 这些会导致负面产出的增加。 本文使用地方政府预算内人均财政支出占全国预算内人均财政总支出的比重来度量地方财政分权程度。 此外, 经济开放会降低政府在经济中的作用, 进而降低财政分权的作用, 因而我们引入财政分权与经济开放的交叉项。 (2) 经济开放度 ($open$)。 对外开放能够吸引更多的 FDI, 从而提高资本的使用效率和经济效率; 同时更多的外资涌入也会要求政府改善其治理效率, 降低政府对于经济的干预, 这会提高一省份的资源利用效率。 我们使用年度实际利用外商直接投资额 (FDI) 与当年 GDP 的比值来度量经济开放, 其中, FDI 采用实际利用外商直接投资的统计口径, 并按照当年人民币的平均汇率换算成人民币。 (3) 城市化水平 ($urban$)。 由于规模经济的存在, 城市化水平的提高能够产生集聚效应, 进而提高资源使用效率, 这表明一个地区的城市化水平越高, 其经济效率也会越大。 我们用各地区城镇人口比重来度量城市化水平。 因此式 (18) 可以重新表述为:

$$eff_u = a + \beta_1 open_u + \beta_2 urban_u + \beta_3 mar_u + \beta_4 fd_u \times open_u + cf_u + \rho z_u + \gamma z_u^2 + \lambda (wef f)_u + u_i + v_t + \varepsilon_u \quad (19)$$

上述各解释变量的数据均来自于《新中国六十年统计资料汇编》。

(二) 实证分析结果

1. 全样本估计结果

表 2 列出了根据全样本估计的结果。 为了控制住与省际个体以及时期有关的一些特征, 本文使用的均是固定效应模型。 我们首先不考虑式 (19) 中被解释变量的空间自相关项 ($wef f$) 的作用, 此时尽管包含解释变量的空间自相关项, 但模型可以使用一般的 OLS 方法进行估计。 表 2 中的列 (1) 和列 (2) 分别给出了只包含核心解释变量和包含其他控制变量的估计结果。 从列 (1) 和列 (2) 的估计结果可以看出, 不管是否控制其他变量, 财政支出对经济增长效率的影响都不显著, 说明一味增加财政支出并不一定能提高经济增长效率。 虽然财政支出对经济增长效率并不显著, 但是财政支出竞争及其二次项对经济增长效率的作用均在 5% 的显著性水平下显著, 说明财政支出竞争与经济增长效率之间存在显著的非线性关系。 从列 (1) 和列 (2) 的结果中可以看出, 这种非线性关系的特征是: 当支出竞争较小时, 地区间的竞争能形成一种有效的激励机制, 促进地区经济良性发展; 但随着竞争程度的加强, 地方政府官员在以 GDP 为核心的晋升机制的激励下, 形成了“为增长而竞争”的恶性竞争, 导致了支出的结构偏向和城市偏向、重复建设和产业结构雷同等一系列弊端, 经济效率不断恶化。 因此, 为提高经济增长效率, 实现经济又好又快发展, 必须合理引导地方政府之间的财政支出竞争, 既能对地方政府形成一定的激励和约束, 又要防止地方政府为竞争而损害经济效率。 列 (2) 列出了其他控制变量的估计结果, 财政分权、对外开放和城市化水平和市场化水平对经济增长效率都有促进作用, 但城市化水平的作用并不显著。 其中, 地区财政分权程度每提高 1 个单位, 地区经济增长效率能提高 0.00814 个单位, 该结论与范子英、张军 (2009) 的结论是基本一致的; 对外开放度每提高 1 个单位, 地区经济增长效率能提高 0.0053 个单位。 此外, 财政

分权和经济开放交叉项的系数显著地为负,说明经济开放能够部分抵消政府在经济中的作为,经济体越开放,政府支出对效率改善的作用越弱。这与陈敏等(2007)的结论一致,经济开放将会提高政府实行地方保护主义的成本,因而将弱化地方政府主动发展经济的激励,强迫政府扮演“看不见的手”,而不是“援助之手”。列(1)和(2)下面的 Moran's I 的检验结果表明,残差存在显著的空间自相关性,因此,除了地区间的财政支出存在空间溢出效应,地区经济增长效率自身也存在显著的空间自相关性。为了避免这种空间自相关性对估计结果的影响,我们在式(19)中引入被解释变量的空间自相关项(*weff*),此时,OLS 方法不再适用于模型的估计,我们采用极大似然的方法对包含被解释变量空间自相关项的模型进行估计,估计结果如列(3)、(4)所示。在引入被解释变量的空间自相关项后,估计结果除了参数大小存在变化之外,其方向和显著性程度并未发生大的改变,但模型的对数似然值和调整后的拟合系数都提高了,说明引入被解释变量的空间自相关项后模拟的拟合效果更好。在引入了被解释变量的空间滞后项后,财政支出对经济增长效率的作用依然不显著,证实了结果的稳健性。变量 *weff* 的估计结果表明,地区间的经济增长效率存在显著的正向溢出,在控制了其他变量之后,“经济临近”地区的经济增长效率如果都提高 1 个单位,则本地区的经济增长效率将提高 0.016 个单位。此外,列(3)和列(4)的估计结果显示,引入被解释变量的空间滞后项较好地解决了地区间经济增长效率存在的空间自相关性,列(3)和列(4)的 Moran's I 检验表明残差并不存在空间相关性。

表 2 全样本的估算结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>f</i>	0.000127 (1.439)	0.000103 (0.985)	0.000114 (1.320)	0.000085 (1.100)
<i>z</i>	0.0000214** (2.004)	0.0000193*** (4.305)	0.0000150*** (5.493)	0.0000132* (1.859)
<i>z</i> ²	-0.0000023** (-2.009)	-0.0000025*** (-5.003)	-0.0000028*** (-5.782)	-0.0000030** (-2.114)
<i>weff</i>			0.023*** (3.990)	0.016*** (8.108)
<i>fd</i>		0.00814*** (7.134)		0.00742*** (6.590)
<i>open</i>		0.0053*** (6.408)		0.0029*** (5.440)
<i>urban</i>		0.00119 (1.095)		0.00250 (0.903)
<i>fd</i> × <i>open</i>		-0.00174** (-1.984)		-0.00094*** (-5.930)
Moran's I	0.203*** (3.491)	0.193*** (4.300)	0.115 (1.333)	0.105 (1.049)
对数似然值	231.429	246.770	265.004	290.837
Adj R ²	0.211	0.243	0.255	0.290
N	700	700	700	700

注:(1)*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著,估计量下方的括号中为估计量的 *t* 统计值,下同;(2) Moran's I 统计量是根据模型的残差进行计算的。

表 3 分区域样本的估算结果

	东部地区	中部地区	西部地区
<i>f</i>	0.000103** (2.099)	0.000119 (1.100)	0.000070 (1.100)
<i>z</i>	0.0000452*** (6.006)	0.0000338* (5.059)	-0.000387 (-1.203)
<i>z</i> ²	-0.00000054* (1.839)	-0.00000092*** (5.117)	-0.00005 (-0.439)
<i>wef</i> <i>f</i>	0.029*** (6.400)	0.022*** (5.327)	0.014*** (4.966)
<i>fd</i>	0.00853*** (11.099)	0.00543*** (3.666)	0.00142* (1.793)
<i>open</i>	0.00104** (2.220)	0.00462*** (9.343)	0.00504*** (6.003)
<i>urban</i>	0.00074 (0.833)	0.01032 (0.293)	0.00092 (1.113)
<i>fd</i> × <i>open</i>	-0.00072*** (-4.392)	-0.00054*** (-3.209)	-0.00044*** (-6.500)
Moran's I	0.094 (1.308)	0.075 (1.001)	0.132 (0.680)
对数似然值	25.804	53.551	148.202
<i>Adj R</i> ²	0.333	0.372	0.430
<i>N</i>	250	200	250

2. 分区域样本的估计结果

接下来分析的问题是,上述结论在我国东、中、西三个是否存在差异?我们将 28 个省级地区划分为东、中、西三个区域,其中,东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、山东、江苏、浙江、福建和广东 10 个地区,中部包括河南、山西、安徽、江西、黑龙江、吉林、湖北和湖南 8 个地区,西部包括内蒙古、广西、四川(含重庆)、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆 10 个地区。我们对每个区域进行了重新估计,估计结果如表 3 所示。根据表 3 的估计结果,可以发现:(1)虽然在中部和西部地区,财政支出对经济增长效率的作用依然不显著,但在东部地区,财政支出能对经济增长效率有显著的促进作用。这说明东部地区的地方政府在合理利用财政支出方面要优于中、西部地区的地方政府,能更好地利用地方政府在居民对公共品的偏好和需求方面的信息优势,更好地发挥公共支出的效率、公平和稳定的职能。(2)东部地区省际之间支出竞争对经济效率的提高有显著的促进作用,支出竞争每提高

1 个单位,经济效率能提高 0.0000452 个单位,而且这种促进作用在 1% 的显著性水平下是显著的;而中部地区省际之间支出竞争每提高 1 个单位,能使得这些省份的经济增长效率提高 0.0000338 个单位,但这种作用只在 10% 的显著性水平下显著;同时,东部和中部地区的省际支出竞争与经济增长效率之间同样呈现出一种非线性关系。与此形成鲜明对比的是,西部地区省际之间的支出竞争与经济增长效率之间并无显著的线性关系或是非线性关系。(3)与全样本的结果类似,在每个区域,省际经济增长均存在显著的空间自相关性,其中东部地区最高。此外,每个区域的估计结果均表明,在控制这种空间自相关性后,残差不再存在空间自相关性。(4)对外开放、城市化以及分权与对外开放交叉项的估计结果与全样本的估计结果类似,对外开放对经济增长效率的提高有显著的促进作用,这种促进作用在中西部地区表现得尤为明显,在中部地区,对外开放水平每提高一个单位,经济增长效率能提高 0.00462 个单位;西部地区的对外开放水平每提高一个单位,经济增长效率能提高 0.00504 个单位。城市化水平在任何一个区域对经济增长效率均无显著作用,说明我国当前的城镇化过程显然还存在大量不足。分权与对外开放交叉项的估计结果在每个区域都显著为负,说明在任何地区,对外开放度能在一定程度上弱化政府的作用。

四、结束语

在“中国式分权”的制度背景下,中国地方政府的财政支出以及支出竞争是促进经济增长的重要推力,但也带来了城乡差距扩大、支出结构偏向以及地区市场分割等负面影响。现有研究仅仅考察了支出竞争对经济增长速度或是经济增长量的作用,但这显然无法全面评价地方政府支出竞争的作用。本文利用 1985—2009 年的中国省际面板数据,使用 Simar 和 Vanhems(2012)所提出的条件方向性距离函数测算了以支出竞争为条件的、并包含支出竞争正面产出与负面产出的经济增长效率。在此基础上,建立空间面板数据模型分析支出竞争对中国地区经济增长效率的影响。

根据全样本估计结果,财政支出与经济增长效率并无显著关系,财政分权对经济增长效率有显著的促进作用,支出竞争与经济增长效率之间存在显著的非线性作用,财政分权和对外开放能显著提高地区经济增长效率,但城市化水平的作用则不显著;此外,地区间的经济增长效率存在显著的正向空间溢出。分区域的估计结果显示,东部地区的财政支出对经济增长效率有促进作用,说明东部地区的地方政府在履行公共支出的效率、公平和稳定的职能要优于中西部地区。虽然中东部地区省际之间的支出竞争能显著提高经济增长效率,但我们没有在西部地区发现这样的证据。此外,对外开放对经济增长效率的作用在每个区域都是显著的,在西部地区表现的尤为明显。

本文最主要贡献在于发现了地方政府间支出竞争与经济增长效率之间的非线性关系,虽然支出竞争能提高经济增长效率,但这种作用并非是不受限制的。本文的估计结果表明,经济增长效率与财政支出竞争之间呈现出一种倒“U”型形态,当支出竞争过大时,将降低经济增长效率。该结论的政策意义在于,我们必须构建一种“适度竞争”的机制体系,但在当前“中国式分权”的背景下,地方政府官员在晋升机制的激励下,往往会陷入一种恶性竞争状态。因此,要使得支出竞争不损害经济增长效率,必须改变当前 GDP 至上的官员考核机制,淡化 GDP 指标、强调绿色 GDP 等(周黎安,2004);此外,应当改变当前单一的“自上而下”的考核机制,逐步引入“自下而上”的考核手段,因为没有人比辖区里的居民对当地政府的表现更关心且更有发言权。

参考文献:

1. 陈敏、桂琦寒、陆铭、陈钊:《中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》,《经济学(季刊)》2007 年第 1 期。
2. 范子英、张军:《财政分权与中国经济增长的效率——基于非期望产出模型的分析》,《管理世界》2009 年第 7 期。
3. 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。
4. 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊:《中国国内商品市场趋于分割还是整合?——基于相对价格法的分析》,《世界经济》2006 年第 2 期。
5. 李涛、周业安:《中国地方政府支出竞争研究——基于中国省级面板数据的经验证据》,《管理世界》2009 年第 2 期。
6. 贾俊雪、余芽芳、刘静:《地方政府支出规模、支出结构与区域经济收敛》,《中国人民大学学报》2009 年第 2 期。
7. 严成樾、龚六堂:《财政支出、税收与长期经济增长》,《经济研究》2009 年第 6 期。
8. 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》,《经济研究》2007 年第 1 期。
9. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2001》,《经济研究》2004 年第 10 期。
10. 张晏、龚六堂:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》2005 年第 1 期。
11. 郑毓盛、李崇高:《中国地方分割的效率损失》,《中国社会科学》2003 年第 1 期。
12. 周黎安:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》2004 年第 6 期。
13. Bádin, L., Daraio, C. and Simar, L., Optimal Bandwidth Selection for Conditional Efficiency Measures: A Data-driven Approach. *European Journal of Operational Research*, Vol. 201, No. 2, 2010, pp. 633—640.
14. Blanchard, O. and Shleifer, A., Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia. *IMF Staff Papers*, Vol. 48, Special Issue, 2001, pp. 171—179.

15. Cazals, C., Florens, J. P. and Simar, L., Nonparametric Frontier Estimation: A Robust Approach. *Journal of Econometrics*, Vol. 106, No. 1, 2002, pp. 1—25.
16. Chung, Y., Färe, R. and Grosskopf, S., Productivity and Undesirable Outputs: A Directional Function Approach. *Journal of Environmental Management*, Vol. 51, No. 3, 1997, pp. 229—240.
17. Daraio, C. and Simar, L., Introducing Environmental Variables in Nonparametric Frontier Models: A Probabilistic Approach. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 24, No. 1, 2005, pp. 93—121.
18. Daraio, C., Simar, L. and Wilson, P., Testing Whether Two-stage Estimation is Meaningful in Non-parametric Models of Production. Discussion paper, No. 1031, Institut de Statistique, UCL, Belgium, 2010.
19. Démurger, S., Sachs, J. D., Woo, W. T., Bao, S., Chang, G. and Mellinger, A., Geography, Economic Policy, and Regional Development in China. *Asian Economic Papers*, Vol. 1, No. 1, 2002, pp. 146—197.
20. Färe, R. and Grosskopf, S., Modeling Undesirable Factors in Efficiency Evaluation: Comment. *European Journal of Operational Research*, Vol. 157, No. 1, 2004, pp. 242—245.
21. Färe, R., Grosskopf, S. and Pasurka, C. A., Environmental Production Functions and Environmental Directional Distance Functions. *Energy*, Vol. 32, No. 7, 2007, pp. 1055—1066.
22. Jeong, S. O., Park, B. U. and Simar, L., Nonparametric Conditional Efficiency Measures: Asymptotic Properties. *Annals of Operations Research*, Vol. 173, No. 1, 2010, pp. 105—122.
23. Li, Hongbin and Zhou, Li-An, Political Turnover and Economic Performance: the Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics*, Vol. 89, No. 9—10, 2005, pp. 1743—1762.
24. Qian Yingyi, and Roland, G., Federalism and the Soft Budget Constraint. *American Economic Review*, Vol. 77, 1998, pp. 265—284.
25. Simar, L. and Vanhems, A., Probabilistic Characterization of Directional Distances and their Robust Versions. *Journal of Econometrics*, Vol. 166, No. 2, 2012, pp. 342—354.
26. Simar, L. and Wilson, P. W., Two-stage DEA: Caveat Emptor. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 36, No. 2, 2011, pp. 205—218.

Fiscal Expenditure, Expenditure Competition and China's Regional Economic Growth Efficiency

DENG Ming(Xiamen University, 361005; Institute for Urban
and Environmental Studies, CASS, 100005)

Abstract: The fiscal expenditure and expenditure competition of China's local government are important driving forces of economic growth on the institution background of "Federalism, Chinese Style", but also brings about a lot of negative effect such as widening urban-rural gap, unbalanced tendency of fiscal expenditure structure and regional market segmentation. Based on China's provincial data from 1985 to 2009, this paper utilizes the conditional directional distance functions (Simar and Vanhems, 2012) to calculate the economic growth efficiency which includes both positive and negative outputs led by fiscal expenditure competition, and then uses spatial panel data model to analyze the effect of expenditure competition to economic growth efficiency. The empirical research shows that, fiscal expenditure doesn't have significant effect on economic growth efficiency, but fiscal decentralization has significant effect on economic growth efficiency. Meanwhile, there is nonlinear relation between expenditure competition and economic growth efficiency. So we suggest that central government should construct a "moderate competition" mechanism to promote economic growth efficiency.

Keywords: Fiscal Expenditure Competition, Economic Growth Efficiency, Conditional Directional Distance Function, Spatial Panel Data Model

责任编辑:原 宏