

税权分配与税收征管效率

——基于中国省际面板数据的实证分析

刘穷志 卢盛峰 陈思霞*

摘要: 本文采用非参数 Malmquist 指数法分离出全国 28 个省份 1985 - 2006 年的税收征管前沿技术进步和征管技术效率指数,通过面板数据计量分析方法考察了税权划分与征管前沿技术进步、技术效率的长期动态关系。分析发现:改革开放以来中央与地方税收分权的制度改革,对税收征管前沿技术进步和技术效率都存在着当期的正向促进作用和滞后一期的抑制作用,税权划分对税收征管效率激励作用不强,原因在于税权制度改革带来的成本激增。因此,在税收征管过程中应尽量控制征管成本,使税收分权制度创新显现其对税收征管效率的促进作用。

关键词: 税收分权 前沿技术进步 技术效率

一、引言及文献综述

改革开放以来,中国经济经历了近 30 年的持续高速增长。成就的背后,政府主导的制度创新功不可没。在税制方面,主要体现为税制设计和税权划分。本文尝试从税权划分角度分析中国税收制度改革对税收征管效率的影响。

关于税制改革的成效问题,国内外学者进行了多方面探讨。应亚珍和陈仕洪(2004)指出,税收法律制度是影响税收征管效率的重要因素,分税制改革后税收权力向中央政府集中的变革会对中央政府和地方政府产生不同的激励。赵文哲(2008)指出,中国政府内部体制设计与前沿技术进步及技术效率之间存在重要联系,他以中国改革开放以来财政分权为维度,考察了中国 1986 - 2005 年财政分权与社会经济前沿技术进步、技术效率之间的关系。吕冰洋和樊勇(2006)利用数据包络技术分析分税制改革以来税收征管效率的进步,指出分税制改革造成地方政府财政支出压力加大,提高了税收激励,从而促进了我国分税制改革以来各省份税收征管效率的提高。崔兴芳和樊勇(2006)实证发现分税制改革使得中央政府对地方政府产生了更大的税收激励,并且导致了更少的税收监督成本,税收征管效率得以大幅度提高。卢欢(2008)以维托·坦兹(Vito Tanzi)提出的有效和良好税制所具备的质量特征为标准,指出良好的税制是税收征管效率的前提。郭庆旺和吕冰洋(2006)指出,分税制改革改变了财政包干体制下的定额和比例分配合同性质,增强了中央政府和地方政府的税收激励,使得税收的组织效率得到明显的提高;但同时,分税制改革以来国税、地税机构分设,组织人员培训、干扰微观经济主体活动产生的税收成本也不容小视,这引发了税收征管效率的损失。

制度和组织创新是技术进步的动力,政府制度改革会对税收征管效率产生重要影响。自熊彼特(J. A. Schumpeter)1912年在《经济发展理论》一书中提出创新的经济意义以来,更多人开始关注创新对经济效率和经济增长的作用。Solow(1957)首先提出了全要素生产率(TFP)概念,Aigner等(1977)进一步认为,全要素生产率包括了前沿技术进步和技术效率的变化,前者反映了其他投入要素不变的情况下生产函数的前沿移动,其主要动力是科学技术的发现、革新和制度的创新;后者主要衡量实际生产效率离生产函数前沿的距离,影响它的主要因素是自身管理效率和生产经验。John和Li(1999)通过分析中国 20 世纪 80 年代以来中

* 刘穷志,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:qzliu@whu.edu.cn;卢盛峰、陈思霞,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072。

本文是教育部人文社会科学规划基金项目“经济增长与社会公平:财政均衡激励的理论模型及实证研究”(批准号:07JA790064)的阶段性成果。

中央政府和地方政府间税权变化得出以下结论:中央政府一方面通过税制改革扩大地方政府的税收自给能力,使各省份可以完成其支出目标;另一方面限制各个省份的税收能力以避免一些省份税收能力不足带来困难局面。双重政策博弈必将导致复杂的经济结果。Codrington (2002)重点考察了国家规模和税收努力程度的关联,发现规模越小、经济越不发达的国家越能产生扩大税收收入的激励。Alexander (2003)从教育角度出发考察地方政府财政能力和税收努力之间的关联,同样得出财政能力越低的地区政府越有提高税收收入内在动力的结论。

现有研究主要针对税收征管效率或分税制改革等几个方面,技术方法也局限于传统分析方法,专门从税权划分角度研究税权分配同税收征管效率的文献还很少,本文尝试从以下几个方面取得突破:一是从税权划分角度出发,结合中国省际数据,检验分税制改革对税收征管效率的实体效应;二是技术方法上,结合面板数据计量模型和 Malmquist 指数非参数分析方法,克服一种方法的弊端。

二、研究方法与指标选取

(一)研究方法

1. Malmquist 指数模型

分离前沿技术进步、技术效率指数的方法可以分为两类,一类是参数分析方法,另一类是非参数分析方法。非参数分析方法在 Farrell 和 Afriat (1972) 研究基础上发展起来,典型的如数据包络分析 (DEA) 方法 (Charnes et al, 1978) 和基于 DEA 构建的 Malmquist 指数法 (Fare et al, 1994); 参数方法主要包括确定生产函数前沿方法和随机生产函数前沿方法。国内技术效率的研究更多的是采用参数方法,如赵文哲 (2008) 运用随机前沿的超越对数生产函数分解出前沿技术进步和技术效率,通过计量回归分析财政分权因素对社会效率增长的影响。近些年来,非参数测算技术在国内文献中逐渐兴起,主要有 DEA 方法 (孙兆斌, 2006) 和 Malmquist 指数法 (郑京海、胡鞍钢, 2005)。本文采用非参数的 Malmquist 指数法从税收征管全要素效率中分离出税收征管前沿技术进步和技术效率两项指标。

Malmquist 指数是由 Fare 等人 (1994) 提出的,它可以定义为:

$$M_{t,t+1} = \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

它被用于测算点 (X_{t+1}, Y_{t+1}) 相对于点 (X_t, Y_t) 的生产率变化,一个大于 1 的数值表明从 t 期到 $t+1$ 期全要素生产率有一定程度上的提高。进一步, Malmquist 指数可以进行分解:

$$\begin{aligned} M_{t,t+1} &= \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \times \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ &= \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D^t(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \times \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \end{aligned}$$

同一个决策单元 (X_t, Y_t) 或者 (X_{t+1}, Y_{t+1}) , 在 t 期和 $t+1$ 期距离函数的比值表示生产前沿面的移动,即技术进步因子;又以 (X_{t+1}, Y_{t+1}) 、 (X_t, Y_t) 在对应时期距离函数的比值表示决策单元效率的变化,即技术效率变化因子。因此, Malmquist 指数可以分解为技术进步指数和技术效率指数两个部分,其中:

$$\begin{aligned} Techch (\text{技术进步指数}) &= \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \times \frac{D^t(x^t, y^t)}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{\frac{1}{2}} \\ Tech (\text{技术效率指数}) &= \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \end{aligned}$$

技术进步指数描述的是科技进步等带来的生产面前移;技术效率指数是 $t+1$ 期对 t 期的相对效率,考虑到影响技术效率的原因除了生产效率提高,还有规模效率,本文采用剔除规模报酬的纯技术效率指数 (Pech) 考察跨时期组织管理水平的变化。

2 面板数据 Granger 因果关系检验模型

本文借鉴 Hoffmann 等 (2005) 的面板数据 Granger 因果关系检验模型,以 Td 表示税收分权, Gtd 和 Atd 分别代表总量衡量的税收分权指数与人均量衡量的税收分权指数; $Techch$ 和 $Pech$ 分别表示征管的前沿技术进步和纯技术效率,检验征管前沿技术进步、纯技术效率与税收分权之间的因果关系。以 $Techch$ 和 Td 为例,

张建辉 (2005) 指出,为了避免选择生产可能集导致的随机误差,取 M^T 和 M^{T+1} 的几何平均值,即 M 型 Malmquist 指数,技术进步指数同样处理。第 t 期的指数 $M^t(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = D^t(x^{t+1}, y^{t+1}) / D^t(x^t, y^t)$ 。

其检验方程可以表示为：

$$Techch_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_0^{(k)} Techch_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \alpha_1^{(k)} Td_{i,t-k} + v_{it} \quad (1)$$

$$Td_{it} = \beta_1 + \sum_{k=1}^p \beta_1^{(k)} Td_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta_2^{(k)} Techch_{i,t-k} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(1)和式(2)中, $i=1, \dots, N; t=1, \dots, T$; α_0 或 β_1 表示个体固定效应。假设 v_{it} 和 ϵ_{it} 独立同分布,并服从均值为0,方差为 σ^2 的正态分布。如果 α_0 不全为0,则表明税收分权是征管前沿技术进步的 Granger原因;如果 β_1 不全为0,则表明征管前沿技术进步是税收分权的 Granger原因,如果 α_0 和 β_1 都不全为0,则表明征管前沿技术进步和税收分权之间存在反馈效应。

3 税收分权对征管效率影响模型

参考赵文哲(2008)分析效率指标的模型,考虑到面板数据的地区和时间效应,同时体现模型的动态性质,修正后的影响模型如下:

$$Techch_{it} = b_0 + b_1 td_{it} + \sum_j b_j td_{i,t-j} + \sum_i b_i x_{it} + \mu_i + v_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln(Pech_{it}) = c_0 + c_1 td_{it} + \sum_j c_j td_{i,t-j} + \sum_i c_i x_{it} + \mu_i + v_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(3)和式(4)中, $Techch$ 和 $Pech$ 是税收征管前沿技术进步和征管技术效率;解释变量 td 表示税收分权指标,这里同时考虑了其滞后变量; x 表示其他控制变量。 i 为省份, t 为时间, μ_i 为不可观测的地区效应, v_i 为不可观测的时间效应, ϵ_{it} 和 ϵ_{it} 为随机扰动项。需要说明的是:一方面,税收征管效率的提高受到年度之间税权分配改革影响,这表现为征管效率具有时序特征;另一方面,某地区税收征管效率提高受到当地税权分配改革的影响,这表现为征管效率的地区特征。如果不考虑这些因素,分析结果将出现偏差,本文采用面板数据模型以克服这种偏差。

(二)变量和数据

本文采用1985-2006年中国28个省份的面板数据作为样本,其中西藏由于数据缺失未纳入,重庆市在1997年后成为直辖市,为保持一致性,本文将1997年后四川省和重庆市数据合并,以四川省名义计算;考虑到海南省1988年建省,并且部分数据缺失故舍掉。

为评价各省份税务征管效率,以各省份税收总收入为输出变量,影响税收征管效率的因素主要有税源基础类、人员投入类、以及运转费用等。本文采用的投入项有地区生产总值、第二产业和第三产业比重、市场化指数和税务人员数量。国内生产总值(GDP)反映一个地区经济的总规模,对总税收规模具有重要作用(吕冰洋等,2006);税源主要集中在第二、三产业,因此在经济总量规模一定的情况下,第二产业和第三产业比重越高,税收潜力越大(崔兴芳,2006);本文采用1减去国有固定资产投资与全社会固定资产投资比值来反映某地区市场化水平和经济自由度(赵文哲,2008);税务人员数量是反映人力投入的一个很好的指标(吕冰洋,2006)。

表1 模型变量定义

变量名称	变量符号	变量的含义
地区生产总值	<i>RGDP</i>	样本省份国内生产总值(万元)
第二产业和第三产业比重	<i>Industry</i>	样本省份第二产业和第三产业占GDP比重(%)
市场自由度	<i>Market</i>	样本省份市场自由度(%)
税务人员数量	<i>Mpower</i>	样本省份税收征管人力资本投入(人)
地区税收收入	<i>Taxinc</i>	样本省份税收收入总和(万元)
税收征管前沿技术进步	<i>Techch</i>	样本省份技术制度革新带来的征管效率提高
税收征管纯技术效率	<i>Pech</i>	样本省份管理和生产水平提高带来的征管效率提高
总量税收分权指数	<i>Gtd</i>	地区可支配税收收入同全国税收收入比值(%)
人均税收分权指数	<i>Atd</i>	地区人均税收收入同全国人均税收收入的比值(%)
税源集中度	<i>Taxconcent</i>	样本省份当年万元税收收入涉及法人数目(个)
征管人员素质	<i>Education</i>	样本省份该年份税务机关本科以上学历所占比重(%)

考虑到数据的可获得性,本文采用的数据是1985-2006年各省份的面板数据。从中国税制改革的沿革来看,1979-1993年以国有企业利改税为主要特征;1994-2006年是工商税制全面改革阶段。而在前一个阶段过程中,1978-1982年是税制改革的酝酿与起步阶段,真正具有显著特点和重要意义的阶段是在1983年之后。因此,本文的数据能够准确地反映改革开放以来我国税权划分的基本特性。

考虑到数据的可得性及指标的重要性,税务部门的运转费用指标由于数据的不可得性未被采用,但这不影响分析效果。

本文运用两个层面的指标来衡量中国的税收分权程度：一类是总量指标，为各省份本级税收收入和全国税收收入的比值；另一类是人均指标，是地区人均税收收入同全国人均税收收入的比值。人均指标剔除了人口规模对本级政府税收收入的影响，其中人口规模用本地区年底在籍人口数量描述。值得注意的是，这里的各类税收收入都是最终分配到地方政府，即可支配的税收收入。

税源集中度是根据各省份当年法人单位数目同以万元为单位的税收收入比值得到，代表每一万元的税收收入涉及到的法人个数，即税源的集中程度。理论预期，一个地方税源分布越集中（万元税额涉及法人个数越少），更利于税务征管工作的开展，从而提高征管效率。税务征管人员素质为该省份当年税务机关中，本科以上学历在所有税务人员中所占的比重，这里是包括了国税和地税两层机构后的综合比率。技术的进步同样对征管效率具有显著的影响，这里也尝试着考虑进去这个指标。

以上各变量的统计特征描述如表 2 所示：

表 2 控制变量的描述统计特征

	<i>Techch</i>	<i>Pech</i>	<i>Gtd</i>	<i>Atd</i>	<i>lnPech</i>	<i>Taxconcent</i>	<i>Education</i>
Mean	1.0281	1.0111	0.0232	0.8981	-0.0007	0.3029	0.1165
Median	1.0350	1.0000	0.0181	0.5531	0.0000	0.1498	0.0693
Maximum	2.5850	2.1540	0.1370	11.919	0.7673	5.1023	0.6000
Minimum	0.2220	0.4480	0.0009	0.1339	-0.803	0.0005	0.0120
Std Dev	0.2283	0.1608	0.0194	1.2440	0.1527	0.5512	0.1142
Skewness	0.6718	1.8178	1.6684	4.5300	-0.1092	4.8259	1.5863
Kurtosis	9.7294	13.542	7.2115	30.163	9.5836	32.1283	4.7233
Jarque - Bera	1153.7 (0.000)	3046.6 (0.000)	741.02 (0.000)	21044 (0.000)	1063.1 (0.000)	24168.13 (0.000)	334.5656 (0.000)
Sum Sq Dev	30.5828	15.1852	0.2313	951.77	13.692	186.8691	8.0138
Observations	588	588	616	616	588	616	616

资料来源：除特殊注明外，本文所有数据来源于中国咨询行数据库（<http://www.bjinfobank.com/>）、中经网数据库教育版（http://db-edu.cei.gov.cn/scopio_online.aspx/）、搜数网（<http://www.soshoo.com.cn/>）、《中国税务年鉴》（1985 - 2006）、《中国统计年鉴》（1985 - 2006）、《中国财政年鉴》（1985 - 2006）、《新中国 55 年统计资料汇编》。

三、实证结果及其分析

本部分分解出税收征管前沿技术进步、纯技术效率指数，分析税权分配对税收征管效率的影响，并分析其经济意义。以下检验和回归分析结果由 Eviews 6.0 和 Stata 10.0 完成。

（一）数据平稳性和协整检验

协整检验之前，首先要对各个变量进行面板单位根检验，以确定其平稳性。本文采用 LLC 检验、IPS 检验和 LM 检验三种方法检验单位根。如果 LLC 和 IPS 检验不能拒绝零假设且 LM 检验拒绝零假设，则面板数据是非平稳的。

表 3 税收征管前沿技术进步、技术效率与税权分配面板数据单位根检验

检验方法	<i>Techch</i>		<i>Pech</i>		<i>Gtd</i>		<i>Atd</i>	
	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值	统计量	P 值
LLC	-24.040	0.000	-17.224	0.000	-0.904	0.183	-1.409	0.079
IPS	-25.082	0.000	-16.631	0.000	2.5891	0.995	2.477	0.993
LM	3.4129	0.000	2.7461	0.003	13.162	0.000	14.565	0.000

表 3 显示对税收征管前沿技术进步、技术效率与总量衡量的税收分权及人均量衡量的税收分权面板数据的 LM 检验拒绝了零假设，即拒绝面板数据不含单位根，结合 LLC 和 IPS 检验，可以判定衡量税收分权的

严格来讲，在中国现状下，部分事业单位是不存在纳税事实的，但是相对于界定过窄的企业法人数量，作者认为这种稍宽的标准更佳，同时考虑到数据的可得性和不可分割性，本文最终采用的是法人单位数，分析结果也同样证明这样做是有效的。

1994 年新税制实施以后，税务总局为了遏制利用增值税专用发票犯罪的势头，加强税务机关对增值税的征管工作，开始实施金税工程，但是只是试点实施；从 1998 年开始，实施金税二期工程，真正意义上在全国各省市推行，因此，本文以 1998 年为界，之前年份设定为 0，之后年份设定为 1。作者还计量分析发现，从单项指标来看，这样设定指标，相对于利用全社会的年度地区专利取得项数，显著性更好。原因在于，由于税务系统同这种科研成果相关度不高，或者说社会的科技进步转化成税务部门的技术手段具有相当的时滞性。但是，在最终的省份固定效应分析过程中，由于虚拟控制变量无法被放进整个分析模型中，本文最终不得不放弃这个指标。

两种指标更是显著的非平稳。对税收征管前沿技术进步、技术效率与总量税收分权及分量税收分权一阶差分面板数据进行 LLC、IPS 和 LM 检验 (表 4), 结果表明四个变量面板数据的一阶差分是平稳的。根据分析可知, 都是一阶单整变量, 符合协整前提。

表 4 税收征管前沿技术进步、技术效率与税权分配一阶差分面板数据单位根检验

检验方法	Techch		Pech		Gtd		Atd	
	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值
LLC	- 18.600	0.000	- 19.999	0.000	- 19.1004	0.000	- 19.345	0.000
IPS	- 21.666	0.000	- 22.668	0.000	- 16.4545	0.000	- 16.712	0.000
LM	- 0.4707	0.6811	1.0680	0.1339	0.7268	0.2420	0.6241	0.2521

面板协整检验方法主要有 Engle - Granger 两步法和建立在向量回归基础上的 Johansen 检验。本文采用 Pedroni (2004) 提出的面板协整检验方法对变量数据进行检验, 结果见表 5。

表 5 税收征管前沿技术进步、技术效率与税权分配面板协整检验结果

检验方法	Techch - Gtd		Techch - Atd		Pech - Gtd		Pech - Atd	
	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值	统计量	P值
Panel V	16.613	0.000	15.733	0.000	- 73.049	0.000	- 73.207	0.000
Panel Rho	- 23.173	0.000	- 23.051	0.000	- 15.152	0.000	- 14.942	0.000
Panel PP	- 31.339	0.000	- 31.753	0.000	- 23.156	0.000	- 23.714	0.000
Panel ADF	- 11.300	0.000	- 11.510	0.000	- 11.010	0.000	- 11.139	0.000
Group Rho	17.939	0.000	- 17.812	0.000	- 9.933	0.000	- 9.8214	0.000
Group PP	- 37.873	0.000	- 39.024	0.000	- 23.766	0.000	- 24.105	0.000
Group ADF	- 12.987	0.000	- 13.297	0.000	- 10.222	0.000	- 10.242	0.000

检验结果表明: 不论是采用总量数据衡量税收分权系数, 还是采用人均数据, 各项检验都显著地拒绝原假设, 因此征管前沿技术进步、技术效率同税权分配之间存在着面板协整关系, 可以进行 Granger 因果关系检验。

(二) 面板数据 Granger 因果关系检验

我国税收征管效率同税权分配的 Granger 因果关系检验结果如表 6 所示。从表 6 中可知征管前沿技术进步、技术效率与税权分配的因果关系: 不论是采用总量指标, 还是采用人均量指标都存在征管前沿技术进步和税收分权互为 Granger 因果关系; 税收分权不是征管技术效率的 Granger 原因, 征管技术效率是税收分权的 Granger 原因。这说明, 我国的税权分配改革只是以制度革新方式促进税务征管的前沿技术进步, 并没有实质性促进税务部门税收征收管理效率的提高, 没有充分有效发挥激励作用。

表 6 税收征管前沿技术进步、技术效率与税收分权面板数据 Granger 因果关系检验

Granger 因果关系原假设	F 统计量	是否拒绝原假设
Gtd 不是 Techch 的 Granger 因	6.27183***	拒绝
Techch 不是 Gtd 的 Granger 因	44.1187***	拒绝
Atd 不是 Techch 的 Granger 因	4.90358***	拒绝
Techch 不是 Atd 的 Granger 因	29.2158***	拒绝
Gtd 不是 Pech 的 Granger 因	1.64999	接受
Pech 不是 Gtd 的 Granger 因	2.73718**	拒绝
Atd 不是 Pech 的 Granger 因	0.49901	接受
Pech 不是 Atd 的 Granger 因	2.86952**	拒绝

注: Granger 因果关系检验模型中滞后阶数取 2 年, **, *** 分别表示 5%、1% 的显著性水平。

(三) 税收分权对征管前沿技术进步和技术效率影响的实证分析

下面着重分析税权分配对征管前沿技术进步和技术效率的影响, 财政分权指标分别用 Gtd 和 Atd 来表示, 其他控制变量包括税源集中度 (Taxconcent) 和税务人员素质 (Education)。回归结果如表 7 所示, 其中模型 1 和模型 2 的税收分权指标分别采用 Gtd 和 Atd, 模型 3 和模型 4 分别考虑 Gtd 及其滞后一期和 Atd 及其滞后一期, 模型 5 和模型 8 也采用模型 1 - 模型 4 的相同形式。

上述模型形式根据 Hausman 检验结果来设定, 分别对模型的截面数据和时间序列数据进行 Hausman 检验, 根据 Hausman 统计量值同卡方分布的阈值进行比较 ($\chi^2_{0.05}(3) = 7.81$; $\chi^2_{0.05}(4) = 9.49$) 来确定截面数据和时间序列选择固定效应还是随机效应。模型回归结果显示, 在不考虑滞后期下, 用总量数据衡量的税收分权指数同征管前沿技术进步具有正向关系, 人均数据衡量的税收分权虽然为负值, 但是没有通过显著性检验;

在考虑进去税收分权滞后一期同样发现分权指数对征管前沿技术进步具有正相关作用。这表明,税收权力在中央和地方的分配一定程度上促进了征管前沿技术的进步,同时影响具有一定持续期。税收分配制度改革,这种制度革新能够显著、有效地促进社会整体征管前沿效率。在模型 5 - 模型 8 中,不论是以总量还是人均量来衡量税收分权,税收分权对技术效率的影响都是正向的,但是一阶滞后的分权系数与技术效率呈负相关,表明税收分权并非单一的正向激励税务部门自身税收征收管理效率的提高,并且存在一定的负向抑制作用。因此,税收分配制度改革对我国税务部门自身税收征收管理效率提高作用有限。

表 7 税收征管前沿技术进步和征管技术效率的外生因素分析 (1985 - 2006)

被解释变量	Techch 征管前沿技术进步				lnPech 技术效率对数			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
Constant	0.9945***	1.0154***	0.9932***	1.0144***	0.0014***	0.0014***	0.0119***	0.0103***
Gtd	1.4304***		1.1668***		0.1641**		11.1986***	
Atd		-0.0007		0.0067**		0.0046***		0.1736**
Gtd(-1)			0.2407***				-10.7208**	
Atd(-1)				-0.0070				-0.1564***
Taxconcent	0.0035***	0.0080***	0.0035**	0.0076	-0.0070***	-0.0069**	-0.0066***	-0.0082***
Education	-0.0013	0.0900*	0.0121	0.0987	-0.0302	-0.0336	-0.1113***	-0.1451**
R ² - adj	0.7380	0.5344	0.7344	0.6821	0.3646	0.4909	0.8288	0.7736
F 统计量	87.2477	5.1356	62.3125	4.2641	2.2355	3.94536	46.1654	40.2009
Chi - Sq S (Cross)	3.9363 (随机)	5.3804 (随机)	4.9560 (随机)	0.0000 (随机)	1.8243 (随机)	1.1429 (随机)	1.0226 (随机)	1.0706 (随机)
Chi - Sq S (Period)	0.0000 (随机)	0.0000 (随机)	0.0000 (随机)	0.0000 (随机)	0.7951 (随机)	0.9768 (随机)	18.0337 (固定)	9.6780 (固定)
$\chi^2_{0.05}(n)$	7.81	7.81	9.49	9.49	7.81	7.81	9.49	9.49

注: *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平, R² - adj 和 F 是估计的统计检验。Chi - Sq S (Cross) 和 Chi - Sq S (Period) 分别是截面数据和年份数据 Hausman 检验结果, 以此来选择固定效应或者是随机效应模型。 $\chi^2_{0.05}(n)$ 为 Hausman 检验的临界值, 其中 n 为自由度。

回归中其他控制变量的影响具有一致性。税源集中程度对税收征管前沿技术进步的作用是正的, 而对技术效率呈现出负向作用。税务人员素质似乎对税收征管前沿技术进步和技术效率的影响都不显著, 但是同税源集中程度一样, 对征管前沿技术进步是正相关的, 对技术效率影响负相关。

(四) 分时期样本回归分析

纵观 1985 - 2006 年整个时期我国税制改革的基本状况, 1994 年实施的分税制改革对中央和地方的税收进行了较大程度的调整, 考虑到这一显著变化, 可能导致上述税收征管前沿技术进步和技术效率的回归结果不准确。所以, 这一部分将总体样本分为两个时期分别进行回归分析。第一个时期为 1985 - 1993 年度省际面板数据; 第二个时期为 1994 - 2006 年度省际面板数据。

分时期回归分析结果见表 8 和表 9。从 1985 - 1993 年度省际面板数据分析结果来看, 采用总量数值衡量的税收分权指标依然对税收征管前沿技术进步具有很强的正向作用, 而这种正向作用在 1994 - 2006 年数据回归模型中同样十分显著, 但是分析发现同时存在一个滞后期的反向作用, 分两期回归会发现总量衡量的税收分权对征管前沿技术进步影响不再单一。以人均量衡量的税收分权指标同样对征管前沿技术进步具有正向作用, 滞后一期回归系数显著为负, 同样存在抑制作用。纯征管技术效率方面, 两个时间段, 不论是以总量数据还是以人均数据衡量的税收分权对技术效率都存在显著的正向作用, 但是也存在滞后一期的逆向作用。

在其他控制变量方面, 影响效应基本与 1985 - 2006 年整体回归相一致。税源集中程度对税收征管前沿技术进步的作用是正的, 而对技术效率的影响呈现出负向作用。税务人员素质依然对税收征管前沿技术进步和技术效率的影响不显著, 与征管前沿技术进步大致呈现正向关系, 对技术效率影响负相关。

通过税收征管前沿技术进步、技术效率与税收分权面板数据 Granger 因果关系检验, 我们发现征管前沿技术进步和税收分权互为 Granger 因果关系, 税收分权制度创新能够有效地促进社会整体征管技术进步, 而前沿技术进步对税收改革又有反馈作用; 同时, 我国的税收分权改革未能有效地激励税务部门税收征收管理效率的提高。结合 1985 - 2006 年省际数据回归结果同样发现: 我国的税收分配制度改革有效地促进了税收征管前沿技术进步; 但是对于税务部门自身征收管理效率同时存在一个正向促进作用和一个滞后一期的抑制作用。分时期样本回归分析更清楚地认识到: 税收分配改革实质上对税收征管前沿技术进步和技术效率都存在着当期正向促进作用和滞后一期的抑制作用。

表 8 税收征管前沿技术进步和技术效率的外生因素分析 (1985 - 1993)

被解释变量	Techch征管前沿技术进步				lnPech技术效率对数			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
Constant	0.9589***	0.9942***	0.9552***	0.9881***	0.0129**	0.0128*	0.0065***	-0.0021*
Gtd	1.2537***		4.7974**		0.1438***		6.3054**	
Atd		-0.0019		0.0570***		0.0038***		0.1462***
Gtd(-1)			-3.4820*				-6.0561**	
Atd(-1)				-0.0538**				-0.1301***
Taxconcent	0.0289***	0.0408***	0.0300***	0.0445*	-0.0383***	-0.0363***	-0.0367***	-0.0264***
Education	-0.0835*	0.0513**	-0.0751	0.0441	-0.1270	-0.1390	-0.1100**	-0.1536*
调整后 R ²	0.8193	0.6031	0.7761	0.6221	0.5540	0.5899	0.7103	0.7120
F统计量	50.7125	12.3593	45.1186	12.3921	6.7202	7.0529	15.8287	16.7463
Chi-Sq S (Cross)	2.2349 (随机)	2.2155 (随机)	2.5341 (随机)	2.1456 (随机)	2.8032 (随机)	1.5094 (随机)	4.1323 (随机)	1.1628 (随机)
Chi-Sq S (Period)	0.0408 (随机)	0.0000 (随机)	0.0200 (随机)	0.0000 (随机)	0.0281 (随机)	0.2817 (随机)	0.2155 (随机)	0.3460 (随机)
$\chi^2_{0.05}(n)$	7.81	7.81	9.49	9.49	7.81	7.81	9.49	9.49

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，R²-adj和 F 是估计的统计检验。Chi-Sq S(Cross)和 Chi-Sq S(Period)分别是截面数据和年份数据 Hausman 检验结果，以此来选择固定效应或者是随机效应模型。 $\chi^2_{0.05}(n)$ 为 Hausman 检验的临界值，其中 n 为自由度。

表 9 税收征管前沿技术进步和技术效率的外生因素分析 (1994 - 2006)

被解释变量	Techch征管前沿技术进步				lnPech技术效率对数			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
Constant	1.0159***	1.0247***	1.0044***	1.0150***	-0.0079*	-0.0067*	-0.0012***	-0.0038**
Gtd	1.7285***		2.7873***		0.3263***		4.5218***	
Atd		0.0076**		0.0339*		0.0071***		0.0743***
Gtd(-1)			-1.1165**				-4.0831***	
Atd(-1)				-0.0273***				-0.067***
Taxconcent	-0.0028*	0.0028**	-0.0032	0.0017*	-0.0013*	-0.0012*	-0.0004***	-0.0012***
Education	-0.0013	0.0759	0.0838	0.1485	0.0018	0.0002	-0.0174***	0.0007
调整后 R ²	0.8310	0.5003	0.8252	0.6012	0.4325	0.4830	0.7083	0.7023
F统计量	48.6732	5.2286	33.4468	8.0729	1.1780	1.7296	17.582	12.116
Chi-Sq S (Cross)	0.2605 (随机)	2.0391 (随机)	0.0000 (随机)	0.0000 (随机)	2.1658 (随机)	4.0962 (随机)	0.0000 (随机)	4.4059 (随机)
Chi-Sq S (Period)	0.5104 (随机)	0.5717 (随机)	0.0000 (随机)	0.0000 (随机)	1.0484 (随机)	1.3712 (随机)	0.0000 (随机)	0.0000 (随机)
$\chi^2_{0.05}(n)$	7.81	7.81	9.49	9.49	7.81	7.81	9.49	9.49

注：*、**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平，R²-adj和 F 是估计的统计检验。Chi-Sq S(Cross)和 Chi-Sq S(Period)分别是截面数据和年份数据 Hausman 检验结果，以此来选择固定效应或者是随机效应模型。 $\chi^2_{0.05}(n)$ 为 Hausman 检验的临界值，其中 n 为自由度。

上述实证结果表明，我国的税权分配制度改革对税收的征管前沿技术进步和技术效率的作用都是有限的，不具有单一的、正向的激励作用，更严格地说，综合作用也可能是不显著的。税权分配制度改革一方面具有显著、有效的激励作用，但另一方面，在滞后一期下，对税收征管效率的提高具有反向的抑制作用。这种现象可以通过以下两个方面来解释：

第一，税权分配制度改革带来地方政府的税收收支份额增加，激励了地方政府发展生产的积极性，伴随新技术不断出现，从而使前沿技术进步提高；同时税务部门的生产和组织方式不断改善，自身生产效率也得到提高。而税收征管效率的提高又有力地保证了我国税收收入的高速增长。

第二，税权分配制度改革带来的成本激增一定程度上抑制了制度改革创造收益的增长。原因在于：税务征管分散度越高，必然要增设税收征管机构，重复设置税务行政组织；税务人力资源增加配置，加大了培训税收人员成本；同时大量税务检查等扰乱了微观经济主体的行为，都有形或者无形地增加了税收遵从成本；此外中央政府和地方政府、地方政府之间的税收竞争也在一定程度上导致收益损失。因此，税权分散在一定程度上将加大税收成本，从而抑制税收征管效率的提高。

四、结论及政策建议

本文采用非参数 Mahquist指数法分离出全国 28 个省份 1985 - 2006 年税收征管前沿技术进步指数和纯技术效率指数,通过面板数据计量回归分析了我国税收分配程度对征管前沿技术进步和技术效率的影响,并以 1994 年分税制的实施作为时间节点进行分时期样本回归分析。分析发现:改革开放以来中央与地方税收分权的制度改革,对税收征管前沿技术进步和技术效率都存在着当期的正向促进作用和滞后一期的抑制作用,并未充分有效地实现其对税收征管效率的持续激励作用。税收制度改革中成本因素对税收征管效率存在抑制作用。

为了充分发挥税收分权制度改革对税收征管的前沿技术进步和技术效率的激励作用,从而最大程度上实现制度改革对税收征管效率及税收收入增长的贡献,税收分权制度改革和完善过程中需要注意的问题是:

(1)控制税收征管成本,谨慎增设税收机构,压缩不必要的征管开支。税收征管越分散,意味着税务机构越多,其机构多少或合理与否直接影响税务工作支出总量,进而直接影响税收征管成本的高低,同时税收征管成本中的公务成本又极易扩张。不必要不合理的成本激增,势必会抑制税收分权制度改革的激励效应,影响税收可持续增长。(2)规范和理顺国税和地税两套系统的关系,相互配合,减少不必要的竞争。分税制改革为国税和地税分别划定了固有税种及共享税种,工作上看似相互独立,事实上征收过程中,尤其对某些共享税,都存在着一定的竞争关系,税务部门内部的竞争无疑将导致效率损失或成本增加;即便完全忽略这种“内耗”,两套系统中也存在着大量重复工作,这也将加重税务部门的成本。因此,为了控制成本,充分发挥税收分权制度改革对征管效率的激励效应,理顺国税和地税关系,两套系统的相互配合也是十分必要的。

参考文献:

1. 崔兴芳、樊勇:《税收征管效率的 DEA 分析及解释》,载《广东商学院学报》,2006(3)。
2. 杜雪君、黄忠华、吴次芳:《房地产价格、地方公共支出与房地产税负关系研究》,载《数量经济技术经济研究》,2009(1)。
3. 杜雪君、黄忠华、吴次芳:《中国土地财政与经济增长》,载《财贸经济》,2009(1)。
4. 郭庆旺、吕冰洋:《分税制改革与税收快速增长:基于分权契约框架的分析》,载《税务研究》,2006(8)。
5. 卢欢:《税制对税收征管效率的影响评价》,载《财经界》,2008(2)。
6. 吕冰洋、樊勇:《分税制改革以来税收征管效率的进步和省际差别》,载《世界经济》,2006(10)。
7. 任燕燕:《平行数据模型及其在经济分析中的应用》,北京,经济科学出版社,2006。
8. 孙兆斌:《股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率》,载《管理世界》,2006(7)。
9. [美]熊彼特:《经济发展理论》,中文版,北京,北京出版社,2008。
10. 应亚珍、陈仕洪:《税收征管效率影响因素评价》,载《税务研究》,2004(11)。
11. 张建辉:《基于定向技术距离函数和 Mahquist 指数的全要素生产率研究》,成都,四川大学硕士学位论文,2005。
12. 赵文哲:《财政分权与前沿技术进步、技术效率关系研究》,载《管理世界》,2008(7)。
13. 郑京海、胡鞍钢:《中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析》,载《经济学(季刊)》,2005(1)。
14. Afriat, S N., 1972 "Efficiency Estimation of Production Functions" International Economic Review, Vol 13, pp. 568 - 598
15. Aigner, D. J.; Lovell, C. A. K and Schmidt, P. J., 1977. "Fomulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models" Journal of Econometrics, Vol 1, pp. 21 - 37
16. Chames, A.; Cooper, W. W. and Rhodes, E., 1978 "Measuring the Efficiency of Decision Making Units" European Journal of Operational Research, Vol 2, pp. 429 - 444
17. Fare, R.; Grosskopf, S and Lovell, C. A. K., 1994. Production Frontiers Cambridge: Cambridge University Press, Vol 80
18. Alexander, F. King., 2003. "Comparative Study of State Tax Effort and the Role of Federal Government Policy in Shaping Revenue Reliance Patterns" New Directions for Institutional Research, No. 119 (fall), pp. 13 - 25.
19. Codrington, Harold, 1989. "Country Size and Taxation in Developing Countries" The Journal of Development Studies, Vol 25, Issue 4, pp. 508 - 520
20. Hoffmann, R.; Ging, L. C. and Ramasamy, B., 2005. "FDI and Pollution: A Granger Causality Test Using Panel Data" Journal of International Development, Vol 17, Issue 3, pp. 311 - 317.
21. John and Li, 1999. "Fiscal Decentralization: Incentives, Redistribution and Reform in China" Oxford Development Studies, Vol 27, Issue 1, pp. 5 - 32
22. Lee, C. Adkins; Ronald, L. Moomaw and Andreas, Savvides, 2002 "Institutions, Freedom, and Technical Efficiency" Southern Economic Journal, Vol 69, pp. 92 - 108
23. Farrell, M. J., 1957. "The Measurement of Productive Efficiency" Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), Vol 120, Part 3, pp. 253 - 281.
24. Pedroni, P., 2000. "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels" Advances in Economics, Vol 15, pp. 93 - 130
25. Pedroni, P., 2004. "Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis" Econometric Theory, Vol 20, pp. 597 - 625.
26. Sokw, Robert M., 1957. "Technical Change and the Aggregate Production Function" Review of Economics and Statistics, Vol 39, pp. 312 - 320.

(责任编辑:彭爽)