

财政分权影响地区经济增长的结构突变效应检验

朱莉莉 陈燕华

(暨南大学经济学院 广州 510632)

【摘要】 本文利用 1979~2009 年中国省级面板数据,通过建立面板数据的门限效应模型,检验了财政分权对经济增长的影响。研究发现我国的财政分权对经济增长存在明显的结构突变效应。财政分权对低经济发展水平的省份起阻碍作用,对中等经济发展水平的省份有一定的拉动作用,而对于经济发展水平较高的省份有着较强的拉动作用。因此,应根据不同地区的经济发展水平制定相应的财政政策,以促进经济增长。

【关键词】 财政分权 经济增长 面板数据门限模型

一、引言

自 1978 年改革开放以来,我国各个地区的经济都得到了快速的发展,但地区间的发展步调并不协调,各个地区的财力状况也存在较大差异。2006 年东部地区的人均 GDP 是西部地区人均 GDP 的 2.67 倍,相比于 1994 年东西部地区差距的 2.27 倍,东西部地区的差距有所扩大(史桂芬,2010);从地区间的财力状况来看,7 个东部经济发达的省级辖区集中了财政资源总量的 70%。

目前国内很多文献从财政分权角度分析了中国经济增长背后的制度原因,其中大部分文献研究发现中国的财政分权改革措施促进了经济增长(Lin 和 Liu,2000;Ma,1997),财政分权的经济增长效应存在显著的跨区差异,东部地区的财政分权优势要高于中西部地区(温秀娇,2006)。另有研究发现,1994 年分税制改革后我国的地方财政分权形势不利于缩小地区差距(Zhang 和 Gong,2005)。

目前我国对财政分权的经济增长效应的经验分析更多地侧重于研究改革前后的跨时差异,对不同经济发展水平下财政分权对经济增长的不同效应研究相对较少。因此,本文侧重于研究经济发展水平不同的地区在财政分权与经济增长的关系中呈现不同的相关性,从而有利于根据不同地区的经济发展水平制定相应的财政政策,具有重要的现实意义。

本文在现有文献的基础之上,在对面板数据的模型进行选择之前,对变量的平稳性进行了检验,并通过建立面板数据门限模型来检验财政分权对经济增长的影响机制。本文的结构安排如下:第二部分为相关的文献综述;第三部分为模型、估计方法及数据;第四部分为计量结果说明;第五部分为结论。

二、文献综述

传统的财政分权理论的研究主要集中在财政分权对政府规模、政府行为以及分配公正性的影响等方面,而自 Peacock 和 Wiseman(1961)关于财政分权决定因素的研究之后,一些学者实证检验了财政分权与经济发展水平的关系。由于不同的文献在采用的理论模型、研究方法以及时间区间等方面的

差异,在财政分权与经济增长关系问题上的国别研究与跨国研究尚没有得出一致的结论(Davoodi 和 Zou,1998;ThieBen,2003)。

国外方面,Pryor(1967)使用美国各州 1962 年的数据,研究发现人均收入更高和人口规模更大时,财政分权的程度更深。Mullen(2005)利用美国各州的数据,使用更少的解释变量,研究发现人均收入水平与财政分权度正相关。而 Xie,Zou 和 Davoodi(1999)对美国各州及地方政府的实证研究表明财政分权对经济增长有负面影响。Oates(1972)采用 58 个国家的跨国数据进行研究,发现财政集权度与人均 GDP 之间呈显著的负相关。Davoodi 和 Zou(1998)对 46 个国家的研究表明发展中国家的财政分权与经济增长的关系为负。

国内方面,从已有研究可看出,我国的财政分权究竟给经济带来何种影响还存在争议。Lin 和 Liu(2000)使用边际留成比例来衡量分权程度,得出在控制同时期其他各项改革措施后,财政分权提高了省级人均 GDP 的增长率。Jin,Qian 和 Weingast(2005)对中国大陆 29 个省市自治区进行实证检验,发现在 10% 的显著水平下财政分权与经济增长正相关。而 Zhang 和 Zou(1999)采用地方预算内、外支出占相应的中央预算内、外支出的比重来衡量财政分权程度,研究认为财政分权不利于经济增长。Li,Ai 和 Xu(2009)实证研究发现财政分权对中国经济增长并没有显著的影响,不能认为财政分权是导致中国经济快速增长的原因。

还有一些学者研究发现,中国财政分权的经济增长效应呈现的地区差异。张晏和龚六堂(2004)采用 28 省市的面板数据进行实证研究后发现,分税制改革之后,地方分权对经济增长具有正效应,但存在显著的跨时效应和地区差异。温秀秀(2010)利用相关省级面板数据实证研究发现,1994 年分税制改革后,我国财政分权的经济增长效应呈现出显著的跨区差异,并且财政分权总体上扩大了地区差距。Fan 和 Zhang(2009)研究发现财政分权和开放能够带来综合效率的改善,但是财政分权在地区之间的作用存在显著差异。

目前,大多数文献研究是从纵向的角度研究改革前后财政分权与经济增长之间的关系,从横向的角度研究财政分权带来的地区差异的文献相对较少。而且,在进行经验研究时主要以线性假设为前提,并未对这一假设是否合理进行严格的计量检验。因此,本文采用门限模型来检验财政分权与经济增长之间的非线性关系,考察两者之间是否存在显著的结构突变效应,并分析财政分权在不同的经济发展水平下带来的不同的效应,以便更为准确地揭示我国财政分权对经济增长的内在影响机制。

三、分析模型及数据说明

1. 分析模型。根据 Lin 和 Liu(2000),本文估计的理论模型为:

$$g(t) = \dot{A}(t) + \alpha \dot{K}(t) \quad (1)$$

其中人均产出增长率 $g(t)$ 取决于两个因素:人均资本增长率 $\dot{A}(t)$ 和技术进步率 $\dot{K}(t)$ 。本文中人均产出增长率 $g(t)$ 用地区真实人均 GDP 增长率($pgdprt$)作为衡量指标。技术进步率 $\dot{K}(t)$ 用各地区固定资产投资增长率($caprt$)来衡量。基于 Lin 和 Liu(2000)的方法,本文将人均资本增长率 $\dot{A}(t)$ 分解为影响经济增长的几个主要变量。

首先,本文所关注的财政分权指标的衡量方法很多,如 Ma(1997)以平均分成率来衡量财政分权水平,但是实际中其影响中国各省级政府行为的边际分成率。Lin 和 Liu(2000)采用边际分成率来衡量财政分权水平,考虑了分权的激励效应,但是这一指标对考察分税制改革后的财政分权水平的度量失去了意义。Zhang 和 Zou(1998)用人均省级政府支出占中央总支出的比值来衡量,在分母都是中央总支出的条件下,表明地方支出水平较高的省份即享有较高财政分权度的省份,而实际情况并不如此。基于乔宝云(2002)的研究,本文采用地方人均财政收入占全国人均财政收入的比重($fdirt$)来表示。

其次, $\dot{A}(t)$ 中还应包括反映样本期影响中国经济增长的几项重要的变量:①农村改革,本文用地区农业总产值占当年各省份 GDP 比重($agrtr$)表示;②对外开放,本文用地区进出口总额占当年各省份 GDP 比重($xmrt$)来表示;③国有企业改革,本文用地区国企职工占总就业人口的比重($workrt$)衡量;④税负水平,用各省财政收入占各省份 GDP 的比重($taxrt$)来表示。

本文主要通过建立面板数据的门限效应模型,对我国财政分权度对经济增长是否存在门限效应进行检验与估计。据 Hansen(1999,2000),以单门限为例,本文基本的回归模型分别如下:

$$pgdprt_{it} = \mu_i + \beta_1 caprt_{it} + \beta_2 workrt_{it} + \beta_3 agrtr_{it} + \beta_4 taxrt_{it} + \beta_5 xmrt_{it} + \beta_6 fdirt_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_7 fdirt_{it} I(q_{it} > \gamma) + \zeta_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示个体, t 表示时间, q_{it} 为门限变量, $I(\cdot)$ 为示性函数,当 $q_{it} \leq \gamma$ 时, $I(q_{it} \leq \gamma) = 1$;反之,当 $q_{it} > \gamma$ 时, $I(q_{it} \leq \gamma) = 0$ 。对于(2)式的估计, Hansen(1999)提出了解决方法,对于是否存在“门限效

应”,可以检验以下原假设: $H_0: \beta_6 = \beta_7$,若此原假设成立,则不存在门限效应。记在“ $H_0: \beta_6 = \beta_7$ ”约束下得到的残差平方和为 SSR^* ,以区别于无约束的残差平方和 $SSR(\hat{\gamma})$ 。若 $[SSR^* \geq SSR(\hat{\gamma})]$ 越大,表示加上约束条件后使得 SSR 增大越多,则越倾向于拒绝“ $H_0: \beta_6 = \beta_7$ ”。Hansen(1999)提出使用似然比检验(LR)统计量:

$$LR = [SSR^* - SSR(\hat{\gamma})] / \hat{\sigma}^2 \quad (3)$$

其中, $\hat{\sigma}^2 = \frac{SSR(\hat{\gamma})}{n(T-1)}$ 为对扰动项方差的一致估计。而在原

假设成立的条件下,门限效应估计值不能被识别,从而使传统检验 F 统计量在大样本情况下不具有标准“卡方分布”的性质。为了解决该问题, Hansen(1996)从模型回归残差的实证分布中,使用自助法得到统计量大样本的渐近有效 P 值。另外还证明了在原假设成立的条件下,该 P 值统计量的大样本分布服从均匀分布,并可以通过自助抽样法计算得到。

同时,在获取门限估计值后,我们还需检验门限估计值是否为真实值的一致估计量。Hansen(1999)提出使用极大似然率 LR 统计量来构造使原假设成立的渐近有效置信区间,即在显著性水平 α 下,当 $LR(\gamma) \leq -2\log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 时,我们不能拒绝原假设,反之当 LR 值大于临界值时则拒绝原假设。

以上考虑了存在一个门限效应值的情况,当存在两个或两个以上的门限值时,可采用类似的方法搜索第二个或更多的门限值。

2. 数据说明。本文数据主要来自《新中国 60 年统计资料汇编》、各省历年《统计年鉴》、历年《中国统计年鉴》和《中国财政年鉴》。数据期间为 1978~2009 年,海南、西藏数据丢失严重,将其剔除,合并重庆和四川,共包括 28 个省市自治区。地区真实人均 GDP 增长率($pgdprt$)根据各省人均 GDP 指数计算,在《新中国 60 年统计资料汇编》中没有湖北和山西的人均 GDP 指数。基于李文星和艾春荣(2009)的研究,本文根据当年计算的地区生产总值和人均地区生产总值计算出每年的平均常住人口,再由平均常住人口计算人口增长指数来调整两地区按不变价格计算的地区真实 GDP 指数。进出口总额在统计年鉴中单位大多数为“万美元”,本文按当年平均汇率折算成人民币,平均汇率取自《新中国 60 年统计资料汇编》。表 1 中列出了各变量的基本描述。

表 1 变量定义及描述性统计

变量	定义(单位)	观察数	均值	标准误差	最大值	最小值
pgdprt	地区真实人均GDP增长率(%)	896	9.51	0.15	24.20	-10.80
caprt	固定资产投资增长率(%)	896	22.67	0.63	190.00	-23.71
workrt	地区国有企业职工占地区总就业人口比重(%)	896	72.04	0.39	91.71	25.48
agrtr	地区农业总产值占地区当年GDP比重(%)	885	22.42	0.43	70.60	0.45
taxrt	地区财政收入占地区GDP比重(%)	874	10.54	0.24	62.03	2.78
xmrt	进出口总额占地区GDP比重(%)	881	19.83	1.01	180.36	0.13
fdirt	地方人均财政收入占全国人均财政收入的比重(%)	888	100.93	6.03	1735.16	0.02

四、实证结果说明及分析

若变量非平稳而仍然使用面板模型来回归,则可能产生

伪回归,因此,在进行估计之前,需检验变量的平稳性。本文同时采用 LLC、IPS、fisher 三种方法对各个变量进行单位根检验,综合表 2 的检验结果,判定 workrt、agrtrt、xmrt 非平稳,对以上三个非平稳变量进行一阶差分后,进行单位根检验均为平稳变量。

表 2 面板单位根检验结果

变量	水平值			取一阶差分后		
	LLC	IPS	Fisher	LLC	IPS	Fisher
worrrt	1.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000
agrtrt	0.000	1.000	0.940	0.000	0.000	0.000
xmrt	0.000	0.167	0.055	0.004	0.000	0.000

注:以上三种面板单位根检验方法的原假设为不存在单位根,表中所列数据为检验统计量对应的P值。

本文以各地区人均 GDP(单位:万/人)作为门限变量,检验财政分权对区域经济增长的门限效应。表 3 的检验结果表明,单一门限对应的 F_1 值及双重门限对应的 F_2 值都非常显著, F_1 和 F_2 对应的用自助法求得的 P 值均为 0,在 1% 的显著水平下接受存在双重门限的原假设。财政分权对经济增长的效应在不同的经济发展水平下分为三种不同的影响机制。

表 3 门限效应检验结果

	单一门限检验	双重门限检验
F值	10.373 4	8.568 5
P值	0.000 0	0.000 0
临界值		
5%	4.575 7	2.956 6
1%	7.054 4	5.075 6

表 4 为两个门限估计值及其对应的 95% 的置信区间。由表 4 可知 γ_1 和 γ_2 对应的估计值分别为 0.043 和 1.914 1,则可根据双门限值将 28 个省市自治区划分为三类,即人均 GDP 小于等于 430 元的低经济发展水平的省份;人均 GDP 大于 19 141 元的高经济发展水平的省份;其余的为中等经济发展水平的省份。

表 4 门限值的估计结果

γ	估计值	95%置信区间
$\hat{\gamma}_1$	0.043	[0.041 6, 0.051 5]
$\hat{\gamma}_2$	1.914 1	[0.508 5, 2.881 4]

表 5 给出以人均 GDP 为门限变量的双门限模型的估计结果,得到的双门限回归方程如下:

$$pgdprt_{it} = 0.111caprt_{it} - 0.177workrt_{it} + 0.048agrtrt_{it} - 0.268taxrt_{it} + 0.011xmrt_{it} - 0.021fdirt_{it}I(pergdp \leq 0.043) + 0.007fdirt_{it}I(0.043 < pergdp \leq 1.914 1) + 0.018fdirt_{it}I(pergdp > 1.914 1)$$

根据表 5 给出的各变量的回归系数及其 t 统计量的 P 值可以看出,agrtrt_{it}、xmrt_{it} 以及 fdirt_{it}I(fdirt ≤ 0.043) 项的系数不显著。表明在不考虑门限效应的情况下,固定资产投资对经济增长具有明显的正向促进作用,而国有企业的改革以及各

省份的实际税负水平对经济的增长起抑制作用。财政分权对经济增长的影响具有明显的门限效应,主要表现为 fdirt_{it} 的系数在不同的组别中的差异。经济发展水平较低的省份 fdirt_{it} 的系数为 -0.021,说明对于经济发展水平较低的省份财政分权改革措施对经济的增长起阻碍作用,可能原因是从财政收入的角度来看,这些发展水平较低的省份的财政能力较为薄弱,中央对于这些地区的转移支付的收入分配措施所起的作用不太明显,故而财政分权对这些地区的经济增长起阻碍作用。对于中等经济发展水平的省份而言,财政分权改革措施对经济的增长具有一定的拉动作用。而经济发展水平高的省份,财政分权改革对经济的增长具有较强的促进作用。

表 5 双重门限模型估计结果

回归项	系数	OLS SE	White SE	t统计量	p值
caprt _{it}	0.111	0.007	0.010	10.705	0.000
workrt _{it}	-0.177	0.060	0.059	-2.989	0.003
agrtrt _{it}	0.048	0.039	0.056	0.862	0.389
taxrt _{it}	-0.268	0.041	0.037	-7.227	0.000
xmrt _{it}	0.011	0.015	0.013	0.874	0.383
fdirt _{it} I(pergdp ≤ 0.043)	-0.021	0.010	0.015	-1.368	0.172
fdirt _{it} I(0.043 < pergdp ≤ 1.914 1)	0.007	0.002	0.002	4.279	0.000
fdirt _{it} I(pergdp > 1.914 1)	0.018	0.005	0.004	4.894	0.000

注:此处的t统计量是根据White标准差计算得到。

表 6 给出了 1979~2009 年主要年份按经济发展水平分类的三类省份的具体分布情况,从中可以看出从 1979 年至今,经济发展水平较低的省份所占的比重迅速下降,至 1985 年仅有贵州一省,这从一定程度上表明随着改革开放的不断深入,各项改革措施包括财政分权的改革对经济增长的拉动作用不断加深。同时,中等经济发展水平的省份的分布呈现出倒 U 型形状,自改革开放以来到 1985 年大幅度上升,1986~1998 年全部省份均达到中等经济发展水平,随着经济的不断发展,有更多的省份逐步走向了高水平发展。从 1999 年开始,中等发展水平的省份不断下降,至 2009 年,中等发展水平的省份仅剩下甘肃、云南、贵州、江西等七个省份。高经济发展水平的省份自 1996 年开始不断增多,至 2009 年共有 21 个省份达到了这一水平,这说对于 3/4 的省份,财政分权对地区经济的发展具有正向增长效应。

表 6 主要年份各门限区间的省份分布情况

门限变量区间	主要年份							
	1979	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2009
fdirt _{it} I(pergdp ≤ 0.043)	21	16	1	0	0	0	0	0
fdirt _{it} I(0.043 < pergdp ≤ 1.914 1)	7	12	27	28	28	26	21	7
fdirt _{it} I(pergdp > 1.914 1)	0	0	0	0	0	2	7	21

五、结论

本文利用 1979~2009 年我国省级面板数据,对所有变量进行平稳性检验后,从门限效应的角度对财政分权对经济增长的影响机制进行了研究。结果表明,我国的财政分权对经济

信息披露质量对会计信息价值相关性的影响

陈继初

(湖南财政经济学院会计系 长沙 410205)

【摘要】 本文以深交所对上市公司信息披露质量的评级作为代理变量,利用价格模型检验了2007~2010年深市上市公司信息披露质量对会计信息价值相关性的影响。研究发现,信息披露质量与会计信息价值相关性存在较为明显的正相关关系,信息披露质量高的公司,会计信息价值相关性也高,高质量的信息披露质量有助于会计信息价值相关性的提高。

【关键词】 信息披露质量 价值相关性 上市公司

一、引言

高质量的会计信息披露有助于降低企业和投资者之间的信息不对称,降低融资成本;有助于抑制企业的过度投资,提高投资效率。然而上市公司对会计准则所要求的相关会计信息披露还不够充分、不够规范。在信息披露方面存在着误导性陈述甚至虚假披露等情况。故需要建立一种市场机制和手段来合理引导上市公司信息披露行为,提高会计信息价值相关性,这也有利于进一步完善公司治理结构。

本文主要以深圳证券交易所A股上市公司为研究对象,以2007~2010年为时间窗,试图探讨我国上市公司信息披露质量对会计信息价值相关性的影响。

二、文献回顾与研究假设

对于信息披露质量与会计信息价值相关性之间关系的研

究,从我们所搜集整理的文献来看很少,绝大部分是探讨上市公司信息披露质量与股权融资成本、债务成本、公司绩效、投资者交易行为等之间的关系。曾颖、陆正飞(2006)认为在控制相关因素的前提下,信息披露质量与边际股权融资成本之间存在负相关关系。于富生和张敏(2007)的研究发现,样本公司的债务成本与信息披露质量之间存在显著的负相关关系。张宗新等(2007)认为信息披露质量与公司绩效之间存在明显的正相关关系。

对于会计信息价值相关性的研究,Barth等(2001)认为,一个会计项目具有价值相关性是指它与股价具有可预测的关联性。价值相关性检验是对相关性与可靠性的联合检验,如果检验结果表明某个会计项目具有价值相关性,则该项目就同时具有相关性和一定程度的可靠性;反之,则无法判断出是相

增长的影响存在明显的结构突变效应。财政分权对低经济发展水平的省份起阻碍作用,对中等经济发展水平的省份有一定的正向增长效应,而对于经济发展水平较高的省份起着较强的拉动作用。

上述结论对宏观经济政策的制定具有重要的参考价值。我国经济发展水平较低地区的财政分权的积极作用要小于经济发展较高的地区,目前的财政分权措施一定程度上可能拉大地区差距。

因此,一方面经济发展水平较低的省份在提高自身的财政能力的同时,另一方面中央应稳步提高对经济发展水平较低地区的财政转移支付力度。中央以及地方政府应进一步调整和优化财政支出结构,国家财政应进一步加大对中西部地区的财政支持,以促进经济社会的协调发展。

主要参考文献

1. 刘小勇. 经济增长视野下的中国财政分权实证研究. 北京:经济科学出版社,2009
2. 马静. 财政分权与中国财政体制改革. 上海:上海三联书店,2009
3. 李文星,艾春荣,徐长生. 财政分权与中国经济增长关

系的再检验. 浙江社会科学,2009;11

4. Mullen, J. The Role of Income in Explaining State-local Fiscal Decentralization. Public Finance, 1980;35

5. Ma J. Intergovernmental Fiscal Relations and Economic Growth in China. Journal of Urban Economics, 1999;6

6. 林毅夫, 刘志强. 中国的财政分权与经济增长. 北京大学学报(哲学社会科学版), 2000;4

7. 张晏, 龚六堂. 地区差距、要素流动与财政分权. 经济研究, 2004;7

8. 温娇秀. 分税制改革与我国财政分权经济增长效应的跨区差异. 华东经济管理, 2010;4

9. Zhang T, Zou H, Davoodi H. Fiscal decentralization and economic growth in the United States. Journal of Urban Economics, 1999;45

10. 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;7

11. Bruce E. Hansen. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference. Journal of Economics, 1999;9