公共财政评论

Public Finance Review

2011 2

主编 钟晓敏

毛捷 汪德华：财政分权、财力流动性与财力不均等

汪德华：国民收入分配格局：国际经验及中国现状

钟晓敏 齐志文：基于文献的收入分配研究方法比较

王文甫：供给冲击、需求冲击与中国宏观经济波动研究

浙江省高校人文社科财政学重点研究基地
浙江财经学院财经科学研究所
浙江财经学院财政与公共管理学院

ZHEJIANG UNIVERSITY PRESS
浙江大学出版社

需要全本请访问 www.ertongbook.com

Public Finance Review

公共财政评论 2011 2

主　编　钟晓敏

ZHEJIANG UNIVERSITY PRESS
浙江大学出版社

图书在版编目（CIP）数据

公共财政评论．2011．2 ／钟晓敏主编．—杭州：浙江大学出版社，2011．12
ISBN 978-7-308-09612-6

Ⅰ．①公… Ⅱ．①钟… Ⅲ．①公共财政—研究—中国
Ⅳ．①F812

中国版本图书馆 CIP 数据核字（2012）第 016173 号

公共财政评论 2011　2

主编 钟晓敏

丛书策划　朱　玲
责任编辑　葛　娟
封面设计　俞亚彤
出版发行　浙江大学出版社
（杭州市天目山路 148 号　邮政编码 310007）
（网址：http://www.zjupress.com）
排　　版　杭州中大图文设计有限公司
印　　刷　浙江海虹彩色印务有限公司
开　　本　787mm×1092mm　1/16
印　　张　12
字　　数　221 千
版 印 次　2011 年 12 月第 1 版　2011 年 12 月第 1 次印刷
书　　号　ISBN 978-7-308-09612-6
定　　价　35.00 元

版权所有　翻印必究　　印装差错　负责调换
浙江大学出版社发行部邮购电话（0571）88925591

目 录
Contents

财政分权、财力流动性与财力不均等 …… 毛 捷 汪德华 /1
国民收入分配格局：国际经验及中国现状 …… 汪德华 /24
基于文献的收入分配研究方法比较 …… 钟晓敏 齐志文 /37
供给冲击、需求冲击与中国宏观经济波动研究
——基于开放 *IS-LM* 模型的动态实证分析 …… 王文甫 /55
财政透明度的衡量及国际比较 …… 申 亮 /79
中国流转税福利效应实证分析：基于跨期消费模型 …… 常晓素 /95
政府预算透明度衡量标准研究 …… 王淑杰 /109
我国预算体系创新研究 …… 徐曙娜 /125
有效税率决定因素与税制改革
——来自中国上市公司的证据 …… 刘初旺 刘晓凤 /138
我国企业基本养老保险制度的利益归宿
——基于内部报酬率的分析 …… 郑春荣 /148
国民收入分配及其公共政策的比较研究 …… 张雷宝 方 玲 /168
地方政府财政绩效管理研究新领域的一部重要力作
——《地方政府公共支出绩效管理研究》评介 …… 钟晓敏 /188

财政分权、财力流动性与财力不均等*

——来自中国省级地区的经验证据

◎毛　捷　汪德华

摘　要：财政分权不仅促进了经济增长，也决定了财力分布状况。忽视财政分权的影响，将阻碍全面认识财力不均等的变化机理以及科学地推进财政体制改革。本文基于1994—2007年中国县级数据，综合考虑财力的年度不均等和持久不均等（财力流动性）问题，并采用从当期影响、跨期影响到控制"滞后效应"及内生关联的逐层深入的分析方法，实证分析了省以下财政分权对省级地区内部财力不均等的影响。研究结果显示，财政分权对财力不均等产生了多渠道的影响：当期或前期的财政收入分权程度越高，财力的年度不均等程度越低；前期的财政支出分权程度越高或财政自治率越低，财力的年度不均等程度越高；观察期内财政收支分权程度或财政自治率的上升幅度越大，财力流动性越差，财力的持久不均等程度越高。上述发现说明财政分权的确是影响财力不均等的重要因素，在深化省以下财政体制改革时须高度重视财政分权对财力不均等的多渠道影响。

关键词：财政分权；财力年度不均等；财力流动性；财力持久不均等

---

*　本文系国家自然科学基金资助项目（项目编号：71003059）、国家杰出青年科学基金资助项目（项目编号：70625002）。

毛捷：对外经济贸易大学国际经济贸易学院，清华大学中国财政税收研究所，E-mail：maoj@sem.tsinghua.edu.cn；汪德华：中国社会科学院财政与贸易经济研究所，对外经济贸易大学国际经济贸易学院，E-mail：wangdh2@sem.tsinghua.edu.cn.

需要全本请访问 www.ertongbook.com

一、引言与文献回顾

20 世纪 90 年代中期,中国实施了分税制改革。该项改革一方面使得中央与省级政府之间明确划分了支出责任和税收收入,提高了财政收入占国内生产总值的比重,以及中央财政收入占总财政收入的比重,为实现经济的可持续发展提供了重要的财力支持。但另一方面,由于各地经济发展水平存在差异,划分支出责任和税收收入之后,财力分布的地区差距呈现扩大趋势。尤其是省级地区内部的财力不均等较为严重(尹恒等,2007;江庆,2009),有悖于十七大确立的推进基本公共服务均等化的财政体制改革大方向。与此同时,分税制改革并不彻底:省以下财政体制尚不规范,也未统一(贾康和阎坤,2005;Martinez-Vazquez et al., 2007)。因此,基于省以下财政分权这一新的视角,研究影响中国地区内部财力不均等的机理,对于有效缓解财力不均等、科学推进省以下财政体制改革,具有重要意义。

已有研究主要关注政府间转移支付对财力不均等的影响。Tsui(2005)、尹恒等(2007)、郭庆旺和贾俊雪(2008)、尹恒和朱虹(2009)、江庆(2009)发现中国的政府间转移支付未能起到缓解地区间财力不均等的作用,或作用十分有限;而且,某些转移支付(例如税收返还和专项转移支付)甚至拉大了财力差距。此外,他们还发现中国大部分财力不均等来自省级地区内部(例如县级地区),而省际差距对财力不均等的贡献较小。更为严峻的是,数据显示,近年来省级地区内部的财力不均等程度在不断加重。由图 1,用省以下县级地区人均本级财政收入的基尼系数来反映省级地区内部的财力不均等,1994 年分税制改革以来,该指标走势总体而言是向上的,2002 年之后逐年上升。

很少有研究关注财政分权对财力分布状况的影响。尽管许多文献发现财政分权是促进中国经济实现较快增长的重要因素(Qian and Weingast, 1997;Zhang and Zou, 1998;Lin and Liu, 2000;张晏和龚六堂,2005;沈坤荣和付文林,2005),但有关财政分权与财力不均等的深入研究并不多见。Martinez-Vazquez 等(2007)分析了省以下财政分权对中国市县级财力不均等的影响,但仍着眼于政府间转移支付,即省以下财政分权体制不同,省级政府对中央下拨转移支付的使用情况也不同,进而影响转移支付前后市县级财力不均等程度的变化。Qiao 等(2008)发现财政分权虽然促进了经济增长,但也加剧了中国省际财力不均等。不过,由于存在分母同一性问题——不同省份财政分权变量的分母均为中央财政支出,其使用的财政分权变量的经济含义较为模糊(刘小勇,2008)。

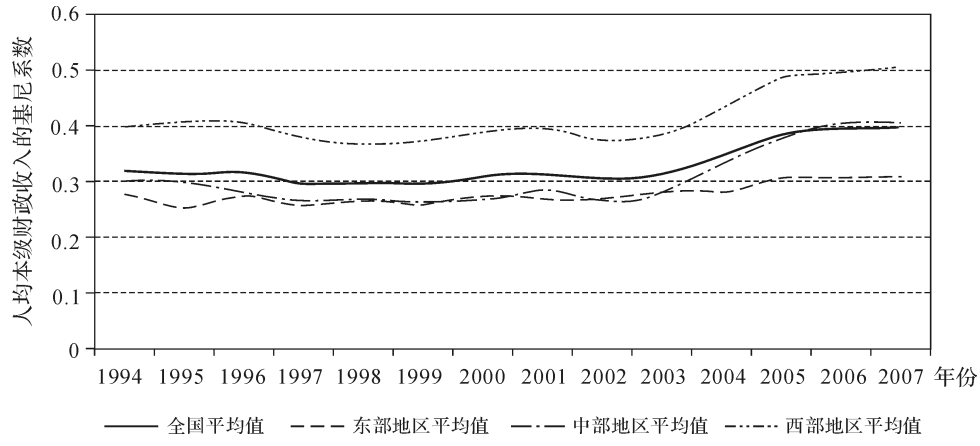

图 1　1994—2007 年中国省级地区内部(县和县级市)财力不均等程度

数据来源:根据历年《全国地市县财政统计资料》相关数据整理计算得到。

注:不考虑市辖区,因为在我国,县和县级市的财政独立性强,而区的财政独立性弱(依附于地级市)。因此,不宜把区和县、县级市混在一起进行研究。

利用 1994—2007 年中国县级数据,本文实证分析省以下财政分权对省级地区内部财力不均等的影响。本文的特点(或与已有研究的不同之处)主要体现在:(1)借鉴已有文献做出的改进(刘小勇,2008;龚锋和雷欣,2010),采用了经济含义更为明确的省以下财政分权变量来反映财政分权状况,包括省以下财政收入分权程度、省以下财政支出分权程度以及省级地区内部的财政自治率。(2)不仅考察了地区内部财力的静态分布状况(财力的年度不均等),还通过引入财力流动性(Traub,2005)这一新概念,分析了地区内部财力的动态分布状况(财力的持久不均等)。财力流动性源自经济变量流动性,最早由 Friedman(1962)提出。其中,收入流动性近年来被频繁用于分析居民收入的动态不平衡或持久收入差距(尹恒等,2006;孙文凯等,2007;章奇等,2007)。但在财力不均等的相关研究里,这一概念尚未得到重视。(3)在进行实证分析时,控制了可能存在的"滞后效应"(财力不均等的自我影响),而已有文献未考虑此类效应。

本文的研究发现,无论是考虑静态的财力年度不均等还是动态的财力持久不均等,或是否控制"滞后效应"以及变量之间可能存在的内生关联,省以下财政分权都是影响省级地区内部财力不均等的重要因素。余下部分的结构安排是:第二部分介绍分析方法和数据;第三部分对省以下财政分权影响地区内部财力不均等进行逐层深入的、多维度的实证分析;第四部分是结论。

二、分析方法与数据

本文采用的分析方法主要是普通面板数据分析方法(固定效应与随机效应)和动态面板数据分析方法(差分广义矩估计与系统广义矩估计)。为了得到较为可靠的研究结论,采用从当期影响、跨期影响到控制"滞后效应"和内生性问题的分析路径,逐层深入地揭示省以下财政分权对省级地区内部财力不均等的作用机制。

(一)当期影响

首先,仅考虑相关变量的当期值,分析省以下财政分权对地区内部财力不均等的当期影响。采用固定效应和随机效应的面板数据分析方法进行分析,而不采用基于普通最小二乘法(OLS)的混合回归方法。这是因为,如果采用混合回归方法(结果见表1)进行分析,相关检验发现不可观察因素并不是常数,因此不适用该类方法。[①] 计量方程如下:

$$FISCALGINI_{it} = \alpha + \beta \times DECEN_{it} + \sum\nolimits_{m}(\gamma_m \times Z_{imt}) + \alpha_i + u_{it} \qquad (1)$$

在方程(1)里,$FISCALGINI_{it}$ 代表第 i 省内部财力年度不均等程度的当期值,$DECEN_{it}$ 代表该省财政分权变量的当期值,Z_{imt} 代表该省第 m 个其他解释变量(即控制变量,包括各类固定效应)的当期值。α_i 代表第 i 省的不可观察因素,u_{it} 代表随机误差项。a 是常数项,β 和 γ_m 是解释变量的回归系数。对回归结果进行 Hausman 检验,以判断适用固定效应模型还是随机效应模型。

(二)跨期影响

引入财政分权变量的前期值,分析省以下财政分权对地区内部财力不均等的跨期影响。计量方程如下:

$$FISCALGINI_{it} = \alpha + \beta \times DECEN_{it} + \sum\nolimits_{p=1,T}(\beta_p \times DECEN_{i,t-p}) + \sum\nolimits_{m}(\gamma_m \times Z_{imt}) + \alpha_i + u_{it} \qquad (2)$$

在方程(2)里,$DECEN_{i,t-p}$ 代表第 i 省财政分权变量的滞后 p 期值,T 代表最大滞后期数,其他变量的含义与方程(1)相同。

---

① 对表1的回归残差进行 White 检验和 Breusch-Pagan LM 检验,发现 χ^2 统计值的 P 值均低于0.01,拒绝残差不存在异方差性的零假设。

（三）控制“滞后效应”和内生性问题

所谓“滞后效应”，是指财力不均等的自我影响。之所以存在自我影响，有多种不同解释。例如，研究发现政府的财政收支决策往往具有跨期性，即根据若干年的发展需要来统筹规划一段时期内的财政收支（Holtz-Eakin et al.，1989）。而这种统筹规划导致在这段时期内，前期与当期的财力不均等存在内在关联。又如，前期的财力不均等程度越高，可能导致地区内部当期的经济发展水平差异和产业结构差异越大，从而加重当期的财力不均等。如果忽视上述“滞后效应”，分析结果将出现偏误。

为了控制“滞后效应”，须引入被解释变量的前期值，并作为新的解释变量。这将改变原有的数据结构，形成动态面板数据（dynamic panel data）。由于被解释变量的前期值与残差之间存在内生关联，使用混合回归和普通面板数据分析方法难以得到一致估计结果。为此，采用适用于动态面板数据的差分广义矩估计方法（简称 Arellano-Bond GMM 或 difference-GMM；Arellano and Bond，1991）。使用该方法的好处是不仅能控制被解释变量的前期值与残差存在的内生关联，还能控制其他解释变量与残差之间可能存在的内生关联。该方法被用于检验地方政府公共支出是否存在“粘蝇纸效应”（flypaper effect），取得了较为可靠的估计结果（Dahlberg and Johansson，2000）。初始的计量方程如下：

$$FISCALGINI_{it} = \alpha + \sum_{p=1,T}(\beta_p \times FISCALGINI_{i,t-p}) + \sum_{q=0,T}(\beta_q \times DECEN_{i,t-q}) + \sum_{m}(\gamma_m \times Z_{imt}) + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

对上述方程进行一阶差分处理后，计量方程变为：

$$\Delta FISCALGINI_{it} = \sum_{p=1,T}(\beta_p \times \Delta FISCALGINI_{i,t-p}) + \sum_{q=0,T}(\beta_q \times \Delta DECEN_{i,t-q}) + \sum_{m}(\gamma_m \times \Delta Z_{imt}) + \Delta u_{it} \quad (4)$$

其中，$FISCALGINI_{i,t-p}$ 代表第 i 省内部财力年度不均等程度的滞后 p 期值（p 是 1 至 T 的正整数），$DECEN_{i,t-q}$ 代表该省财政分权变量的滞后 q 期值（q 是 0 至 T 的正整数），T 代表最大滞后期数，Δ 代表变量的一阶差分，其他变量的含义与方程（1）相同。

由于篇幅有限，针对财力持久不均等的实证分析，直接采用差分广义矩估计方法，而不使用普通面板数据分析方法。初始的计量方程如下：

$$MOBILITY_{it} = \alpha + \sum_{p=1,T}(\beta_p \times MOBILITY_{i,t-p}) + \beta \times DECENC_{it} + \sum_{m}(\gamma_m \times ZC_{imt}) + \tau \times FISCALGINI_{t0} + \alpha_i + u_{it} \quad (5)$$

需要全本请访问 www.ertongbook.com

一阶差分后，计量方程变为：

$$\Delta MOBILITY_{it} = \sum_{p=1,T}(\beta_p \times \Delta MOBILITY_{i,t-p}) + \beta \times \Delta DECENC_{it} + \sum_m(\gamma_m \times \Delta ZC_{imt}) + \tau \times \Delta FISCALGINI_{t0} + \Delta u_{it} \quad (6)$$

其中，$MOBILITY_{it}$ 和 $MOBILITY_{i,t-p}$ 分别代表第 t 个观察期内（每隔 3 或 5 年）第 i 省内部的财力流动性及其滞后 p 期值（p 是 1 至 T 的正整数，T 代表最大滞后期数）；$DECENC_{it}$ 代表观察期内该省财政分权变量的变化值，ZC_{imt} 代表观察期内该省第 m 个其他解释变量的变化值。我们也尝试了引入观察期内财政分权变量变化值和其他解释变量变化值的滞后值，发现其回归系数均不显著，因此在等式(5)和(6)里未予考虑。此外，还控制了观察期期初地区内部的财力年度不均等程度（变量 $FISCALGINI_{t0}$）。其他变量的含义与方程(3)和(4)相同。

表 1　省以下财政分权对省级地区内部财力年度不均等的当期影响（Pooled Regression，OLS）

解释变量	模型(1)			模型(2)			模型(3)		
	(1−1)	(1−2)	(1−3)	(2−1)	(2−2)	(2−3)	(3−1)	(3−2)	(3−3)
*DECEN*1	−0.028 (−0.75)			−0.007 (−0.18)			−0.281*** (−3.78)		
*DECEN*2		0.030 (0.59)			0.0607 (1.21)			0.201** (2.11)	
*DECEN*3			−0.340*** (−13.29)			−0.314*** (−10.73)			−0.258*** (−5.67)
PCGDPGINI	0.973*** (13.47)	0.958*** (12.94)	0.834*** (12.95)	0.933*** (13.02)	0.913*** (12.51)	0.831*** (13.14)	0.273*** (3.60)	0.314*** (4.17)	0.248*** (3.47)
LNPCGDP	0.021** (2.33)	0.026*** (2.86)	0.022*** (2.92)	0.007 (0.81)	0.011 (1.31)	0.016** (2.13)	0.049*** (2.94)	0.032* (1.90)	0.044*** (2.73)
INDUSTRY	−0.188*** (−5.14)	−0.195*** (−5.40)	−0.035 (−1.02)	−0.095*** (−2.72)	−0.098*** (−2.88)	−0.013 (−0.39)	−0.009 (−0.22)	−0.030 (−0.72)	−0.012 (−0.29)
TRANSFER	No	No	No	0.158*** (6.61)	0.162*** (6.84)	0.057** (2.42)	−0.029 (−0.94)	0.002 (0.06)	−0.067** (−2.02)
DQDUMMY	No	No	No	No	No	No	0.225*** (4.02)	0.020 (0.36)	0.070* (1.67)
TDUMMY	No	No	No	No	No	No	0.002 (0.80)	0.007*** (3.61)	0.002 (0.92)
地区固定效应	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes	Yes
常数项	−0.052 (−0.63)	−0.110 (−1.24)	0.057 (0.82)	−0.016 (−0.20)	−0.070 (−0.87)	0.068 (0.99)	−0.330** (−2.10)	−0.230 (−1.44)	−0.091 (−0.57)
观察次数	424	424	424	424	424	424	424	424	424
调整后 R^2	0.419	0.419	0.596	0.472	0.475	0.601	0.801	0.796	0.812

注：系数值下方的括号内是 t 统计值；***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平；在相关控制变量所对应的行里，No 表示未控制该变量，Yes 表示控制了该变量。

需要说明，相比于差分广义矩估计方法，系统广义矩估计方法（简称 Blundell-Bond GMM 或 system-GMM）能更充分地利用样本信息。我们也尝试了使用该方法，发现回归系数符号与差分广义矩估计方法所得结果相同，但均不显著。这是因为：用于最终分析的面板数据观察次数有限（31 个省份共计 424 次观察），而系统广义矩估计方法使用的工具变量数量众多。例如，引入滞后一阶的地区内部财力年度不均等程度作为新解释变量，回归的观察次数合计为 393 次，而工具变量的数量多达 374 个。因此，本文的实证研究不适用此类方法。

（四）面板数据的序列平稳性

由于所用面板数据时间跨度较长（14 年），须进行面板单位根检验，以保证所有变量均为平稳序列。由于采用的主要分析方法（固定效应面板数据方法和差分广义矩估计方法）均是先对变量进行一阶差分，因此分别采用 LLC（Levin et al.，2002）和 IPS（Im et al.，2003）两类方法，对上述计量方程里所有变量的一阶差分序列进行面板单位根检验。检验发现，在 1% 的显著性水平下，上述变量是平稳的。因此，后续实证分析无须考虑面板数据的序列平稳性。

（五）数据来源和变量设置

本文所用数据来自历年的《全国地市县财政统计资料》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国县（市）社会经济统计年鉴》和《中国发展报告》，以及《新中国 55 年统计资料汇编 1949—2004》。上述数据共包含了 1600 多个县和 300 多个县级市从 1994—2007 年、共计 28777 次观察，涵盖了一般预算收支及其细分款项、工农业总产值（或国内生产总值）、农业总产值和工业总产值（或第一产业增加值和第二产业增加值）、人口规模以及省财政收支总额等指标。

表 2　主要变量说明

类　别	变量名称	变量说明	数值类型	文献依据
被解释变量	*FISCALGINI*	省级地区内部人均本级一般预算收入的基尼系数，反映地区内部财力年度不均等	数值	Yao and Fan，2006 尹恒等，2007
	*MOBILITY*1	省级地区内部人均本级一般预算收入的加权平均移动率，反映地区内部财力持久不均等	数值	Friedman，1962 尹恒等，2006 孙文凯等，2007 章奇等，2007
	*MOBILITY*2	省级地区内部人均本级一般预算收入的惯性率，反映地区内部财力持久不均等	数值	

续表

类 别		变量名称	变量说明	数值类型	文献依据
解释变量	财政分权	*DECEN*1	县级地区本级一般预算收入合计占全省一般预算收入的比重,反映省以下财政收入的分权程度	数值	乔宝云,2002 刘小勇,2008 龚锋和雷欣,2010
		*DECEN*2	县级地区本级一般预算支出合计占全省一般预算支出的比重,反映省以下财政支出的分权程度	数值	
		*DECEN*3	县级地区财政自治率的平均值,反映省级地区内部财政自治率	数值	
	经济发展水平差异	*PCGDPGINI*	省级地区内部人均工农业总产值(或人均国内生产总值)的基尼系数	数值	Tsui,2005 Tochkov,2007 尹恒等,2007 Lou,2008 Qiao et al.,2008 尹恒和朱虹,2009 江庆,2009
		LNPCGDP	省级地区内部人均工农业总产值(或人均国内生产总值)取自然对数后的平均值	数值	
	产业结构差异	*INDUSTRY*	省级地区内部农业总产值/工农业总产值(或第一产业增加值/国内生产总值)的变异系数	数值	
	政府间转移支付的结构	*TRANSFER*	省级地区内部财力性转移支付占当年财政转移支付转入额比重的平均值	数值	
	固定效应	*DQDUMMY*	地区固定效应(东部、中部和西部)	哑变量	
		SDUMMY	省固定效应	哑变量	
		TDUMMY	时间固定效应	哑变量	

其中,y_i 代表某省变量设置如表 2 所示,具体说明如下:(1)基尼系数的计算采取常用方法,即 $Gini = (1/2n^2\bar{y}) \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} | y_i - y_j |$ 第 i 个县的人均本级一般预算收入,$\bar{y}$ 是该省县级地区人均本级一般预算收入的均值,n 是该省县级地区的数量。(2)考虑地区自有财力,即不含转移支付的本级一般预算收入。(3)除了反映固定效应的 3 个变量,其他变量均使用县一级数据计算得到。也就是说,最终用于实证分析的数据是建立在县级数据基础上的 31 个省份 1994—2007 年的面板数据。(4)被解释变量考虑的是省级地区内部人均财力的不均等程度,而非财力总量的不均等,以控制人口规模的影响。(5)加权平均移动率和惯性率的计算过程如下(孙文凯等,2007):先算出流动矩阵 P,P 里的元素 p_{ij} 代表基年人均本级财力在第 i 组的县级地区有多大比例在末年进入第 j 组(共分为 5 组);然后计算加权平均移动率 $= 0.2 \times \{ \sum_{j=1,\cdots5} \sum_{k=1,\cdots5} (| j - k | p_{jk}) \}$ 和

惯性率 $=0.2\times\sum_{j=1,\cdots,5}(p_{ij})$。加权平均移动率越大,或惯性率越小,说明财力流动性越强,财力的持久不均等程度越低;反之反是。(6)基于县级数据,计算每个省级地区内部的财政分权程度,避免了已有文献所存在的分母同一性问题。(7)财政自治率是指一般预算收入与一般预算支出的比值。(8)对于数据是绝对值的变量,均剔除了价格因素的影响。(9)某些变量的统计口径在观察期内发生了变化(例如工农业总产值变成国内生产总值等),实证分析时考虑了上述变化,以保证变量含义的一致性。

三、实证结果

(一)省以下财政分权对省级地区内部财力年度不均等的影响

1.当期影响

方程(1)的实证结果见表3。表3里的模型(1)表示控制了经济发展水平和产业结构的差异,以及政府间转移支付的结构;模型(2)在模型(1)基础上,加入了地区(或省)和时间的固定效应。每个模型又细分为以下3种情况:分别以省以下财政收入分权程度、省以下财政支出分权程度和地区内部财政自治率代表财政分权。对表3的回归结果进行Hausman检验,拒绝了随机效应,因此固定效应方法更为适用。

根据表3,发现省以下财政分权对省级地区内部的财力年度不均等产生了显著的当期影响。一方面,当期财政收入分权程度越高,有利于抑制地区内部财力年度不均等程度的加重。无论是否控制固定效应,省以下财政收入分权程度的回归系数始终为负(分别为-0.310和-0.281),且在1%或5%的显著性水平下显著。

上述发现似乎与常识相悖:一般认为财政收入分权程度越高,富裕地区相比于贫困地区保留的财力相对越多,因此地区内部的财力年度不均等程度也应该越大。然而,上述常识性认识值得商榷,因为现实情况并非如此。根据相关数据和政策,省以下财政收入分权程度的提高往往伴随着贫困地区财力保留比例的相对提高,因此财政收入分权程度越高并不意味着富裕地区保留的财力相比于贫困地区一定增加了。

具体而言,(1)利用县级数据,我们先将每个省份下辖县和县级市按人均工农业总产值(或人均国内生产总值)由低到高排序,然后用平均水平以下(排位1%~50%)县级地区的本级增值税收入占本地增值税总收入(扣除上缴中央的75%增值税税款)比重,除以平均水平以上(排位51%~100%)的县级地区该比重。用上述两个比重的这一比值来反映在现行财政体制下,相对贫困地区是否受到了照顾(其保留的财力比例

是否更高)。结果发现,就31省份的平均情况而言,2002年以来省以下财政收入分权程度与该比值之间呈显著的正向关联(Pearson相关系数为0.049,Spearman相关系数为0.031,且在5%的显著性水平下均显著)。也就是说,随着财政收入分权程度的提高,贫困地区相比于富裕地区,在财力分享上受到了上级政府的倾斜和照顾。(2)近年来,不少财政收入分权程度较高的省份(河北等)加强了对贫困地区财力增长的激励,通过给予"税收收入定额分享、超收全返"等政策倾斜,提高贫困地区税收分享比例(财政部预算司,2007)。之所以在财力划分上倾向贫困地区,是因为中国的分税制改革要求省级政府须承担调节和逐步缩小地区内部财力差距的职责。在财政收入分权程度不断提高的情况下,省级政府会适度照顾贫困地区或相对落后地区,以避免辖区内财力差距的迅速扩大。①

另一方面,无论是否控制固定效应,省以下财政支出分权程度的回归系数始终为正(分别为0.067和0.201),但显著程度较低(模型(2)的回归系数在10%的显著性水平下显著)。这说明当期财政支出分权程度越高,地区内部财力年度不均等程度也越高,但这种影响并不十分显著。

此外,地区内部财政自治率的回归系数始终为负(分别为-0.270和-0.258),且在5%的显著性水平下显著。其解释是:由于财政自治率等于当期人均财政收入与人均财政支出的比值,因此其反映的是当期财政收入分权程度和当期财政支出分权程度的净效应——财政收入分权程度越高、财政支出分权程度越低,地区内部的财力年度不均等程度越低。

表3 省以下财政分权对地区内部财力年度不均等的当期影响(Fixed or Random Effects)

固定效应方法	模型(1)			模型(2)		
解释变量	(1-1)	(1-2)	(1-3)	(2-1)	(2-2)	(2-3)
*DECEN*1	-0.310***			-0.281**		
	(-3.47)			(-2.42)		
*DECEN*2		0.067			0.201*	
		(0.56)			(1.96)	
*DECEN*3			-0.270**			-0.258**
			(-2.74)			(-2.54)
PCGDPGINI	0.246**	0.212**	0.219**	0.273*	0.314**	0.248*
	(2.55)	(2.17)	(2.48)	(2.05)	(2.37)	(2.04)

① 相关文件请见"关于完善省以下分税制财政管理体制意见的通知"(财地字〔1996〕24号)和"国务院批转财政部关于完善省以下财政管理体制有关问题意见的通知"(国发〔2002〕26号)。

续表

随机效应方法	模型(1)			模型(2)		
解释变量	(1—1)	(1—2)	(1—3)	(2—1)	(2—2)	(2—3)
LNPCGDP	0.058**	0.078**	0.054**	0.049	0.032	0.044
	(2.35)	(2.81)	(2.30)	(1.46)	(0.98)	(1.44)
INDUSTRY	—0.011	—0.042	—0.015	—0.009	—0.030	—0.012
	(—0.12)	(—0.43)	(—0.18)	(—0.10)	(—0.35)	(—0.15)
TRANSFER	—0.023	0.043	—0.060	—0.029	0.002	—0.067
	(—0.44)	(0.82)	(—0.88)	(—0.56)	(0.03)	(—1.04)
TDUMMY	No	No	No	0.002	0.007**	0.002
				(0.44)	(2.17)	(0.51)
常数项	—0.132	—0.429*	—0.061	—0.078	—0.144	0.003
	(—0.61)	(—1.84)	(—0.27)	(—0.31)	(—0.55)	(0.01)
观察次数	424	424	424	424	424	424
调整后 R^2	0.329	0.287	0.367	0.328	0.310	0.367
随机效应方法	模型(1)			模型(2)		
解释变量	(1—1)	(1—2)	(1—3)	(2—1)	(2—2)	(2—3)
*DECEN*1	—0.143*			—0.281**		
	(—1.81)			(—2.33)		
*DECEN*2		0.166			0.201*	
		(1.34)			(1.88)	
*DECEN*3			—0.317***			—0.258**
			(—4.10)			(—2.45)
PCGDPGINI	0.414***	0.373***	0.384***	0.273**	0.314**	0.248**
	(4.04)	(3.51)	(4.01)	(1.97)	(2.28)	(1.96)
LNPCGDP	0.048**	0.061**	0.037*	0.049	0.032	0.044
	(2.09)	(2.37)	(1.87)	(1.41)	(0.95)	(1.39)
INDUSTRY	—0.046	—0.065	—0.015	—0.009	—0.030	—0.012
	(—0.59)	(—0.79)	(—0.21)	(—0.10)	(—0.33)	(—0.14)
TRANSFER	0.055	0.091*	—0.036	—0.029	0.002	—0.067
	(1.11)	(1.90)	(—0.60)	(—0.54)	(0.03)	(—1.00)
DQDUMMY	No	No	No	0.225**	0.020	0.070
				(2.12)	(0.25)	(0.94)
TDUMMY	No	No	No	0.002	0.007**	0.002
				(0.43)	(2.09)	(0.49)
地区固定效应	No	No	No	Yes	Yes	Yes
常数项	—0.167	—0.369*	0.051	—0.330	—0.230	—0.091
	(—0.85)	(—1.66)	(0.28)	(—0.98)	(—0.69)	(—0.27)
观察次数	424	424	424	424	424	424
组内 R^2	0.298	0.270	0.356	0.338	0.320	0.376
组间 R^2	0.103	0.298	0.656	1.000	1.000	1.000
总体 R^2	0.179	0.275	0.512	0.818	0.813	0.828

注：固定效应方法和随机效应方法系数值下方括号内分别是 t 统计值和 z 统计值；***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平；在相关控制变量所对应的行里，No 表示未控制该变量，Yes 表示控制了该变量。

其他解释变量的回归结果如下:地区内部人均工农业总产值(或人均国内生产总值)基尼系数的回归系数处于0.212～0.314且显著,说明地区内部经济发展水平差异越大,财力的年度不均等程度也越高,这与常识相符;地区内部人均工农业总产值(或人均国内生产总值)取自然对数后的平均值的回归系数处于0.032～0.078,且当不控制固定效应时在5%的显著性水平下显著,这说明经济发展水平越高,财力的年度不均等程度越高,这与已有文献一致(Martinez-Vazquez et al, 2007);地区内部农业总产值/工农业总产值(或第一产业增加值/国内生产总值)变异系数的回归系数处于—0.042～—0.009,且均不显著,说明产业结构差异并未对财力的年度不均等产生显著影响;政府间转移支付的回归系数符号有正有负,且不显著,说明财力性转移支付缓解地区内部财力不均等的作用不明显,这与已有研究也相符(尹恒等,2007;江庆,2009)。

表4 省以下财政分权对地区内部财力年度不均等的跨期影响(Fixed Effects)

解释变量	模型(1)			模型(2)			模型(3)		
	(1—1)	(1—2)	(1—3)	(2—1)	(2—2)	(2—3)	(3—1)	(3—2)	(3—3)
*DECEN*1	—0.100			—0.068			—0.252*		
	(—0.82)			(—0.50)			(—1.83)		
*DECEN*1(—1)	—0.176			—0.110			0.018		
	(—1.63)			(—1.33)			(0.18)		
*DECEN*1(—2)				—0.102			—0.025		
				(—1.12)			(—0.25)		
*DECEN*1(—3)							—0.161**		
							(—2.19)		
*DECEN*2		0.229**			0.237**			0.094	
		(2.50)			(2.31)			(1.12)	
*DECEN*2(—1)		0.005			0.033			0.095	
		(0.04)			(0.42)			(0.81)	
*DECEN*2(—2)					0.003			0.189*	
					(0.02)			(1.99)	
*DECEN*2(—3)								—0.262	
								(—1.68)	
*DECEN*3			—0.088			—0.125			—0.226*
			(—0.82)			(—1.12)			(—2.03)
*DECEN*3(—1)			—0.172*			—0.043			—0.025
			(—1.87)			(—0.68)			(—0.38)
*DECEN*3(—2)						—0.120			—0.004
						(—1.39)			(—0.06)
*DECEN*3(—3)									—0.152*
									(—1.84)

续表

解释变量	模型(1)			模型(2)			模型(3)		
	(1—1)	(1—2)	(1—3)	(2—1)	(2—2)	(2—3)	(3—1)	(3—2)	(3—3)
PCGDPGINI	0.281**	0.309**	0.272**	0.330**	0.348**	0.311**	0.271*	0.307**	0.259*
	(2.07)	(2.30)	(2.16)	(2.23)	(2.47)	(2.31)	(1.75)	(2.16)	(1.91)
LNPCGDP	0.052	0.040	0.040	0.058	0.045	0.050	0.129**	0.097*	0.130***
	(1.46)	(1.10)	(1.14)	(1.48)	(1.14)	(1.30)	(2.66)	(1.96)	(2.83)
INDUSTRY	−0.009	−0.027	−0.014	−0.014	−0.028	−0.021	−0.023	−0.023	−0.043
	(−0.10)	(−0.29)	(−0.17)	(−0.16)	(−0.29)	(−0.25)	(−0.23)	(−0.22)	(−0.46)
TRANSFER	−0.033	−0.001	−0.068	−0.033	−0.005	−0.061	−0.010	0.016	−0.033
	(−0.62)	(−0.02)	(−1.04)	(−0.60)	(−0.08)	(−0.92)	(−0.19)	(0.27)	(−0.52)
TDUMMY	0.003	0.008	0.003	0.003	0.009	0.002	−0.007	0.002	−0.010*
	(0.72)	(2.37)	(0.92)	(0.64)	(2.31)	(0.56)	(−1.05)	(0.34)	(−1.85)
常数项	−0.116	−0.228	0.024	−0.182	−0.300	−0.047	−0.657*	−0.647*	−0.588
	(−0.40)	(−0.81)	(0.08)	(−0.56)	(−1.00)	(−0.14)	(−1.75)	(−1.71)	(−1.54)
观察次数	393	393	393	362	362	362	331	331	331
调整后 R^2	0.359	0.348	0.394	0.396	0.390	0.434	0.448	0.433	0.505

注：系数值下方的括号内是 t 统计值；***、**、* 分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平；变量名后面括号里的数字代表滞后的期数。

2.跨期影响

由于对方程(1)回归结果的 Hausman 检验拒绝了随机效应，所以使用固定效应方法对方程(2)进行实证分析，结果如表 4 所示。表 4 里的模型(1)、(2)和(3)分别考虑财政分权变量的最大滞后期数为 1 期、2 期和 3 期。与表 3 相似，每个模型按选用的财政分权变量又细分为 3 种情况。

由表 4：(1)在模型(1)下，财政自治率的滞后 1 期值回归系数是 −0.172，且在 10% 的显著性水平下显著；(2)在模型(3)下，财政收入分权程度滞后 3 期值、财政支出分权程度滞后 2 期值和财政自治率滞后 3 期值的回归系数分别是 −0.161、0.189 和 −0.152，且在 5% 或 10% 的显著性水平下显著。上述结果说明前期的财政分权对地区内部的财力年度不均等产生了一定的影响。

对上述结果的解释如下：(1)结合当期影响的相关分析，前期的省以下财政收入分权程度越高，该省份财力划分越照顾贫困地区，贫困地区能够用于公共服务和公共投资的财力相对越多，导致当期的经济发展水平差异越小，因此地区内部的财力年度不均等程度越低。(2)前期的省以下财政支出分权程度越高，意味着富裕地区相比于贫困地区提供了更多的公共服务，或者说富裕地区相比于贫困地区使用了更多的财政资源，导致当期的经济发展水平差异越大，因此财力年度不均等程度也越高。这与已有的研究一致(Qiao et al., 2008)。(3)前期的地区内部财政自治率越高，县级地区获得

需要全本请访问 www.ertongbook.com