

财政分权与经济增长:理论分析与经验证据

孙 萌 台 航*

摘要: 政府间的财政关系安排能够对经济增长产生重要影响。然而,关于地方财政分权程度对经济增长的影响性质,目前的理论研究和经验证据并未给出一致性结论。本文借鉴以往文献的研究方法,并结合中国式财政分权所表现出的税收弹性分成特征,在一般均衡分析框架中利用内生增长理论分析了地方财政分权对经济增长的非线性影响。理论研究表明,地方财政分权程度与经济增长之间存在着倒 U 型关系,过高和过低的财政分权都不利于经济增长;地方最优财政分权程度的确定,应与各层级政府生产性支出的比例和产出弹性相匹配。本文从公共物品供给的角度出发,对倒 U 型关系的形成机制进行了探讨,并利用 1997-2015 年我国的县级面板数据进行了实证检验。实证结果较好地支持了理论结论,包括工具变量法在内的稳健性检验结果也与基本结论保持高度一致。

关键词: 财政分权;经济增长;内生增长理论

一、引言和文献综述

在大国的市场经济中,政府间的财政关系是政府影响经济运行的重要因素之一。地方财政分权程度的变化会改变地方政府的征税努力程度和公共物品提供水平,这会通过影响企业的生产活动作用于地方的经济增长(吕冰洋等,2016)。自 1978 年改革开放以来,中国经济经历了 40 年的高速增长期,经济体制不断改革完善,财政体制改革作为经济体制改革的重要方面也在不断推进。由最初的统收统支制度到以财政包干制为核心形式的分灶吃饭制度,再到分税制,部分财政权力由中央政府逐步下放给地方政府。地方政府有动力通过多种方式促进经济发展,包括加强基础设施建设、扶持本地企业发展、吸引外来投资、直接干预企业投资和管理等,这些都使地方政府在经济发展过程中发挥了重要作用(陶然等,2009)。然而,地方财政分权程度的提高是否一定会改善地方的经济增长?关于这一问题,目前学术界的理论分析和经验证据尚未给出一致的结论。

围绕着政府间财政关系对经济增长的影响机制,学者们尝试在理论上予以解释,其中财政联邦主义(Fiscal Federalism)颇具代表性。第一代财政联邦主义从地方政府在供给公共物

* 孙萌,北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子信箱:289488381@qq.com;台航(通讯作者),中国人民银行金融研究所博士后科研流动站,邮政编码:100033,电子信箱:taichina@163.com。

感谢中国人民大学吕冰洋教授的指导建议和匿名审稿专家富有建设性的修改建议,使得本文得到了实质性改进,当然文责自负。

品、矫正市场失灵、提升社会福利等方面具有优势的角度入手,论证了财政分权的合理性。地方政府的优势主要体现在可以以低成本掌握地方信息(Hayek, 1945),合理提供异质性公共物品(Oates, 1972),有效配置无法由市场提供的资源。此外,在生产要素自由流动的假定条件下,通过地方政府之间的竞争有利于实现公共物品供给的帕累托最优(Tiebout, 1956)。随着1960年以来新制度经济学的兴起,第二代的财政联邦主义(又被称为“市场保护型联邦主义”)利用新制度经济学的分析工具,认为财政分权可以通过制度安排来影响地方政府和企业的经济行为,以提高经济效率,影响渠道包括激发地方政府间的财政竞争、增强地方财政收支责任感等(Qian and Weingast, 1997)。国内大部分学者认为中国式的财政分权在一定程度上改变了地方政府及官员的行为激励,促进了经济发展。财政分权使得地方政府直接受益于当地经济的繁荣,因此地方政府有激励减少掠夺市场、对无效率国有企业补贴救助等对经济发展有负面影响的行为,增加生产性基础设施投资与公共服务以促进资源流入和当地市场繁荣(Qian and Roland, 1998; Qian and Weingast, 1997);除了增加资本投资以外,由于地方政府在满足当地需求方面更具信息优势,因此财政分权还会通过提高地方资源配置效率而促进经济增长(林毅夫、刘志强, 2000)。官员晋升制度催生出地方政府间“标尺竞争”或“政治锦标赛”,使得地方官员个人利益与地方经济利益在一定程度上得到协调,较好地解决了地方政府官员的激励与考核问题(周黎安, 2007)。然而,也有学者指出财政分权改革会带来负面效应,例如分权化改革可能引发辖区内发展失衡和地方保护主义(Young, 2000; 周黎安, 2004),导致区域收入差距扩大(王永钦等, 2007),压缩对教育、医疗卫生等一般性公共物品的供给以增加经济建设性支出(傅勇、张晏, 2007),引发恶性竞争(Oates, 1999; Revesz and Nash, 2001),等等。

在实证研究方面,现有的经验证据并未就财政分权影响经济增长的性质给出明确的结论。例如在国外研究中,Blöchliger 和 Égert(2013)梳理了国际上研究财政分权影响经济活动的主要实证文献,发现在17篇跨国研究中,有3篇正向效应、4篇负向效应、2篇非线性影响^①、7篇无影响或无关系、1篇影响效应不确定;在20篇国别研究中,有12篇正向效应、3篇负向效应、2篇非线性影响、1篇无影响、2篇影响效应不确定。在国内研究中,谢贞发和张玮(2015)梳理了研究财政分权与经济增长关系的实证文献(截至2015年),选取了38篇以中国大陆为研究对象的高质量文献作为荟萃回归分析对象,统计结果表明,在54个模型结果中27个显示正效应、16个负效应、11个不显著。尽管有相当数量的实证结果显示出财政分权对经济增长的促进作用,但是仍有部分文献得出了相反结论。值得注意的是,大量文章在肯定财政分权总体上具有促进效应的同时,也指明这种正面作用随地区与时间(主要是指在分税制改革前后的两个时期)而呈现出明显差异性,甚至在个别时段与地区是负面作用(张晏、龚六堂, 2005; 周业安、章泉, 2008; 范子英、张军, 2009)。

可见,以往的经验证据并未就财政分权与经济增长之间的关系给出明确的结论。实证结论存在不一致性的部分原因可能在于财政分权测度方法和数据样本的异质性,但是更为关键的是,即使不考虑样本数据的影响,现有的理论研究也表明财政分权对经济增长的影响

^①Blöchliger 和 Égert(2013)提到的非线性影响是指在不同的时期,财政分权对经济增长等指标的影响存在差异。

并不明确,即可能同时存在正向和负向两种影响(Thießen, 2003; Bodman, 2011)。一种合理的推论是,实证研究结论之所以存在不一致性,其原因在于财政分权与经济增长之间的关系本身就不是单调的,两者之间存在着非线性关系。例如,Akai等(2007)的理论研究发现当公共物品供给中局部投入互补性低于全局投入互补性时,财政分权与经济增长之间存在着非线性关系(即倒U型关系);Qiao等(2008)认为分权政策会在经济增长和地区公平之间产生一种权衡,使得财政分权与经济增长之间存在非线性关系。其他部分学者的研究也表明财政分权与经济增长之间可能并非是线性关系,存在最优分权程度(殷德生, 2004; 等等)。

基于以往研究,本文借鉴Devarajan等(1996)、Xie等(1999)的模型设定方法,利用内生增长框架将中央和地方政府提供的公共物品作为不同的生产要素引入到企业的生产函数中,并在各级政府的预算约束中引入财政分权变量,通过最优化分析探讨财政分权与经济增长之间的非线性关系,最后利用中国县级面板数据进行实证检验。本文的贡献主要体现在两个方面:

第一,在理论层面廓清了财政分权对经济增长的非线性影响,并阐释了背后的影响机制。本文的理论贡献主要为:一是财政分权变量的选取和设定更符合中国实际。由于税收弹性分成是中国政府间财政关系的典型特征(吕冰洋等, 2016),从财政收入分成(或税收分成)的角度出发来衡量地方财政分权程度更能反映地方政府财政权力和自主程度的大小。二是从经济学理论的角度阐释了非线性关系产生的逻辑基础。理解财政分权非线性影响的关键在于,中央和地方政府提供的公共物品对企业生产的影响存在差异,而公共物品的供给则受到不同层级政府财政分权约束和支出偏好的影响。

第二,在实证层面验证了财政分权与经济增长之间的非线性关系。本文利用我国1997–2015年的县级面板数据,采取多种计量方法,系统分析了财政分权与经济增长之间的相关关系。实证贡献主要包括:一是利用多种方法衡量地方财政分权程度。本文主要借鉴吕冰洋等(2016)、毛捷等(2018)、张晏和龚六堂(2005)、贾俊雪等(2013)等研究的测算方法和成果,计算了6种财政分权指标。二是针对回归样本所存在的异质性问题以及计量模型存在的内生性问题,本文还使用解决异方差性和自相关性的固定效应模型(XTSCC模型)、分样本回归、工具变量法等进行稳健性分析,以获取更为稳健的经验证据。

本研究具有重要的现实意义。党的十八届三中全会明确提出要“建立现代财政制度,发挥中央和地方两个积极性”。国家“十三五”规划也指出,要确立合理有序的财力格局,建立事权和支出责任相适应的制度,进一步理顺中央和地方收入划分。党的十九大报告更进一步强调要“加快建立现代财政制度,建立权责清晰、财力协调、区域均衡的中央和地方财政关系”。可见,完善政府间财政关系,以充分调动中央和地方两个积极性,服务于经济社会发展,成为建立现代财政制度的首要任务(高培勇, 2018)。为了实现经济效益和社会效益的最大化,我们在处理政府间财政关系时就要同时考虑到中央和地方的财政行为对经济增长产生的不同影响。本文的研究表明,对于地方政府而言,过高的和过低的财政分权可能都不利于经济增长,我们需要在考虑不同层级政府间支出偏好的基础上,合理确定最适宜的财政分权程度。

本文余下部分安排如下:第二部分进行理论分析,在一般均衡分析框架下研究财政分权与经济增长之间的关系;第三部分进行实证分析,以检验研究假说,并重点介绍地方财政分

权的测度方法;第四部分进行稳健性检验,利用多种计量分析方法来消除回归样本的异质性问题和回归模型的内生性问题;第五部分总结全文,并提出政策启示。

二、理论模型

本文借鉴 Barro(1990)、Devarajan 等(1996)、Xie 等(1999)的建模思想,在纳入政府支出的内生增长框架中进行分析。

(一) 基本假设和模型设定

1. 家庭

本文假定经济体由连续同质且具有无限寿命的家庭组成,每个家庭只有单个个体,且人口增长率为零。我们假设存在两级政府:中央政府和地方政府。不同层级的政府消费能够对家庭效用产生影响。则家庭的目标效用函数为:

$$U = \int_0^{\infty} \frac{(\omega c^{\psi} + \xi g_{cc}^{\psi} + \eta g_{lc}^{\psi})^{\frac{1-\sigma}{\psi}} - 1}{1-\sigma} e^{-\rho t} dt \quad (1)$$

(1)式中: U 代表家庭的终身效用, c 代表家庭消费, g_{lc} 和 g_{cc} 分别表示地方政府和中央政府的人均消费性公共支出。分布参数集 $\{\omega, \xi, \eta\} \in (0, 1)$ 衡量了家庭消费、地方政府和中央政府的人均消费性公共支出之间的相对重要性,且 $\omega + \xi + \eta = 1$ 。 σ 表示相对风险规避系数, ρ 表示主观贴现率, $\varepsilon = \frac{1}{1-\psi}$ 表示同期不同消费之间的替代弹性,且 $\sigma > 0, \psi < 1$ 且 $\psi \neq 0$ 。

家庭的资本积累方程为:

$$\dot{k} = y - c - g \quad (2)$$

(2)式中: y 表示总收入(当市场出清时总收入等于总产出), g 表示总的政府支出,包括中央和地方政府的支出。

2. 企业

本文假设企业的生产函数包括两类投入要素:资本和政府生产性支出,并且生产函数对资本和政府生产性支出表现出规模报酬不变的特征。同时,我们参考 Devarajan 等(1996)、Xie 等(1999)等研究的做法,假设中央政府和地方政府的生产性支出在企业生产函数中的作用存在异质性。为了刻画不同投入要素的差异性作用,我们采用 CES 函数形式设定企业生产函数,具体设定如下:

$$y = (\alpha k^{\theta} + \beta g_{lp}^{\theta} + \chi g_{cp}^{\theta})^{\frac{1}{\theta}} \quad (3)$$

(3)式中: $\alpha + \beta + \chi = 1, \theta < 1$ 。 g_{lp} 和 g_{cp} 分别表示地方政府和中央政府的生产性公共支出, α, β, χ 分别表示资本、地方生产性支出、中央生产性支出等投入要素在企业生产活动中的相对重要性, θ 用于衡量不同要素之间的替代弹性^①。由式(3)可知,Cobb-Douglas 函数形式是 CES 函数形式的特殊情况($\theta = 0$),改变函数形式的设定并不影响本文的分析结论。

3. 政府

为了分析简便,我们假设政府通过征收收入税来筹资,宏观税负率为 τ 。则政府的预算

^①就本模型设定的企业生产函数 $y = (\alpha k^{\theta} + \beta g_{lp}^{\theta} + \chi g_{cp}^{\theta})^{\frac{1}{\theta}}$ 而言,其要素替代弹性为 $\Omega = \frac{1}{1-\theta}$ 。

平衡方程为:

$$g = \tau y \quad (4)$$

关于政府的预算平衡方程,我们做出两个重要假定以刻画政府间的财政关系。一是借鉴吕冰洋等(2016)的做法,假设地方政府的财政收入分成比例或税收分成比例为 s ($0 < s < 1$),以反映地方政府的财政分权程度, s 越高表明地方政府的财政分权程度越高;二是考虑到不同层级政府的财政支出偏好存在差异,假定中央政府和地方政府的生产性支出占比分别为 φ_c 和 φ_l ($\{\varphi_c, \varphi_l\} \in (0, 1)$)。则不同层级政府的预算约束方程分别为:

地方政府:

$$g_l = s\tau y \quad (5)$$

中央政府:

$$g_c = (1-s)\tau y \quad (6)$$

由式(5)和式(6)可得:

$$g_{lp} = \varphi_l s\tau y, g_{cp} = \varphi_c (1-s)\tau y \quad (7)$$

则生产函数和资本积累方程变为:

$$\dot{k} = y - c - g = (1-\tau)y - c$$

(二) 竞争性均衡求解

我们通过构造汉密尔顿函数求解家庭最优化问题,则有:

$$H = \frac{(\omega c^\psi + \xi g_{cc}^\psi + \eta g_{lc}^\psi)^{\frac{1-\sigma}{\psi}} - 1}{1-\sigma} + \lambda [(1-\tau)y - c] \quad (8)$$

式(8)中: λ 代表资本的影子价格。

关于 c 的一阶条件为:

$$(\omega c^\psi + \xi g_{cc}^\psi + \eta g_{lc}^\psi)^{\frac{1-\sigma}{\psi}-1} \omega c^{\psi-1} - \lambda = 0 \quad (9)$$

式(9)两边取对数并对时间求导可得:

$$(1-\sigma-\psi) \frac{\frac{\dot{c}}{c} + \xi \frac{\dot{g}_{cc}^\psi}{g_{cc}^\psi} + \eta \frac{\dot{g}_{lc}^\psi}{g_{lc}^\psi}}{\omega c^\psi + \xi g_{cc}^\psi + \eta g_{lc}^\psi} + (\psi-1) \frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{\lambda}}{\lambda} \quad (10)$$

欧拉方程为:

$$\dot{\lambda} = \rho\lambda - \frac{\partial H}{\partial k} = \rho\lambda - \alpha\lambda(1-\tau)(\alpha k^\theta + \beta g_{lp}^\theta + \chi g_{cp}^\theta)^{\frac{1}{\theta}-1} k^{\theta-1} \quad (11)$$

横截性条件为:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda k e^{-\rho t} = 0$$

将式(7)代入式(11),式(11)可变为:

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = \rho - \alpha(1-\tau) \left\{ \alpha \left(\frac{k}{y} \right)^\theta + \beta (\varphi_l s\tau)^\theta + \chi [\varphi_c (1-s)\tau]^\theta \right\}^{\frac{1}{\theta}-1} \left(\frac{k}{y} \right)^{\theta-1} \quad (12)$$

由生产函数和政府预算平衡式可得:

$$\frac{k}{y} = \left\{ \frac{1}{\alpha} - \frac{\beta}{\alpha} (\varphi_l s\tau)^\theta - \frac{\chi}{\alpha} [\varphi_c (1-s)\tau]^\theta \right\}^{\frac{1}{\theta}} \quad (13)$$

将式(13)代入式(12)可得:

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = \rho - \alpha(1-\tau) \left\{ \frac{1}{\alpha} - \frac{\beta}{\alpha} (\varphi_l s \tau)^\theta - \frac{\chi}{\alpha} [\varphi_c (1-s) \tau]^\theta \right\}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \quad (14)$$

政府预算约束方程式(7)意味着 $\frac{\dot{g}_{cc}}{g_{cc}} = \frac{\dot{g}_{lc}}{g_{lc}} = \frac{\dot{y}}{y}$ 。当经济系统位于均衡增长路径时,经济均

衡增长率等于人均消费增长率,即有 $\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\dot{c}}{c}$,则式(10)可变为:

$$-\sigma \frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{\lambda}}{\lambda} \quad (15)$$

结合式(14)和式(15)可求得人均消费增长率 γ_c 为:

$$\gamma_c = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{\alpha(1-\tau) \left\{ \frac{1}{\alpha} - \frac{\beta}{\alpha} (\varphi_l s \tau)^\theta - \frac{\chi}{\alpha} [\varphi_c (1-s) \tau]^\theta \right\}^{\frac{\theta-1}{\theta}} - \rho}{\sigma} \quad (16)$$

(三) 比较静态分析和影响机制探讨

当经济系统位于均衡增长路径上时,经济均衡增长率 $\gamma = \gamma_c$ 。将经济均衡增长率对财政收入分权 s 求偏导可得:

$$\frac{d\gamma}{ds} = \frac{(1-\tau)(1-\theta)\tau^\theta}{\sigma} \times \frac{\beta\varphi_l^\theta s^{\theta-1} - \chi\varphi_c^\theta (1-s)^{\theta-1}}{\left[\frac{1 - \beta(\varphi_l s \tau)^\theta - \chi(\varphi_c (1-s) \tau)^\theta}{\alpha} \right]^{\frac{1}{\theta}}} \quad (17)$$

由式(17)可得,当 $s < \frac{1}{\left(\frac{\chi}{\beta}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\frac{\varphi_l}{\varphi_c}\right)^{-\frac{\theta}{1-\theta}} + 1}$ 时,则 $\frac{d\gamma}{ds} > 0$, 地方财政分权程度的提高会促进经

济增长;当 $s > \frac{1}{\left(\frac{\chi}{\beta}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\frac{\varphi_l}{\varphi_c}\right)^{-\frac{\theta}{1-\theta}} + 1}$ 时,则 $\frac{d\gamma}{ds} < 0$, 地方财政分权程度的提高会抑制经济增长。综

合可得,财政收入分权与经济增长率之间存在倒 U 型关系,如图 1 所示:

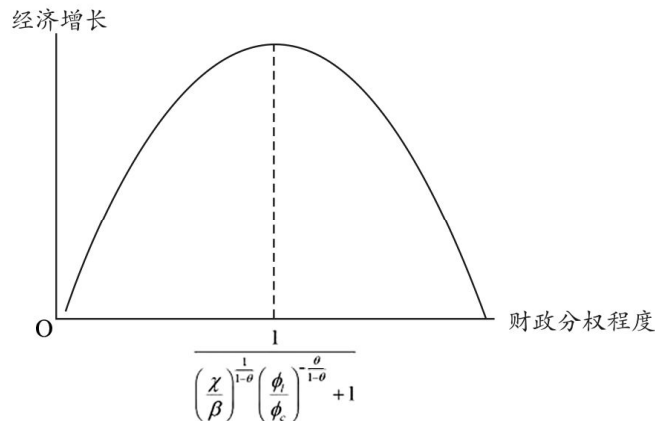


图 1 财政分权与经济增长之间的非线性关系

为什么财政分权会对经济增长产生非线性影响? 这背后的影响机制在于: 中央政府和地方政府所提供的公共物品在企业的生产活动中扮演着不同角色。对于企业而言, 中央政府和地方政府所提供公共物品的边际产出分别为:

中央提供公共物品的边际产出:

$$\frac{\partial y}{\partial g_{cp}} = (\alpha k^\theta + \beta g_{lp}^\theta + \chi g_{cp}^\theta)^{\frac{1}{\theta}-1} \chi g_{cp}^{\theta-1} \quad (18)$$

地方提供公共物品的边际产出:

$$\frac{\partial y}{\partial g_{lp}} = (\alpha k^\theta + \beta g_{lp}^\theta + \chi g_{cp}^\theta)^{\frac{1}{\theta}-1} \beta g_{lp}^{\theta-1} \quad (19)$$

财政分权 s 的变动分别通过中央公共物品边际产出和地方公共物品边际产出两种渠道作用于总产出。当 s 每增加 Δs (例如 1%) 时, 地方政府提供的公共物品增加 $\varphi_l \tau \Delta s$, 产出增加 $\varphi_l \tau (\alpha k^\theta + \beta g_{lp}^\theta + \chi g_{cp}^\theta)^{\frac{2}{\theta}-1} \beta g_{lp}^{\theta-1} \Delta s$; 同时中央政府提供的公共物品减少 $\varphi_c \tau \Delta s$, 产出减少 $\varphi_c \tau (\alpha k^\theta + \beta g_{lp}^\theta + \chi g_{cp}^\theta)^{\frac{2}{\theta}-1} \chi g_{cp}^{\theta-1} \Delta s$ 。此时, s 变动对产出的总影响为:

$$\Delta y = (\varphi_l \beta g_{lp}^{\theta-1} - \varphi_c \chi g_{cp}^{\theta-1}) \tau (\alpha k^\theta + \beta g_{lp}^\theta + \chi g_{cp}^\theta)^{\frac{2}{\theta}-1} \Delta s \quad (20)$$

由 (17) 式可知, 当 $s > \frac{1}{\left(\frac{\chi}{\beta}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\frac{\varphi_l}{\varphi_c}\right)^{-\frac{\theta}{1-\theta}} + 1}$ 时, 有 $\beta \varphi_l s^{\theta-1} < \chi \varphi_c (1-s)^{\theta-1}$, 不等式两侧同时乘以

$(\tau y)^{\theta-1}$ 并结合 (7) 式可得 $\Delta y < 0$ 。这意味着 s 增加时, 通过地方公共物品边际产出带来的产出增加, 小于通过中央公共物品边际产出带来的产出减少, 因此财政分权程度增加对产出带来的总边际作用为负。

同理, 当 $s < \frac{1}{\left(\frac{\chi}{\beta}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\frac{\varphi_l}{\varphi_c}\right)^{-\frac{\theta}{1-\theta}} + 1}$ 时, $\Delta y > 0$, 财政分权程度的增加对生产带来的边际作用为

正, 财政分权程度的增加会促进产出增长。

当 $s = \frac{1}{\left(\frac{\chi}{\beta}\right)^{\frac{1}{1-\theta}} \left(\frac{\varphi_l}{\varphi_c}\right)^{-\frac{\theta}{1-\theta}} + 1}$ 时, 财政分权程度的变动通过中央公共物品和地方公共物品两

种渠道对产出的边际影响相等, 地方财政分权程度达到最优。此时, 地方政府最优的财政分权程度主要受三个方面因素的影响: 一是中央与地方政府的财政支出偏好差异 (φ_c 和 φ_l)。

当中央财政更加偏好生产性支出时 ($\frac{\varphi_l}{\varphi_c}$ 降低), 最优的财政分权程度会比较低; 反之, 地方财

政更加偏好生产性支出时 ($\frac{\varphi_l}{\varphi_c}$ 升高), 最优的财政分权程度会有所提高。二是中央政府与地

方政府各自生产性支出的产出弹性 (β 和 χ)。各层级政府生产性支出的产出弹性衡量了它们在企业生产函数中的相对重要性。当中央政府的生产性支出相对于地方政府的重要性增

加时($\frac{\chi}{\beta}$ 升高),地方政府最优的财政分权程度将会降低;反之,当地方政府的生产性支出相对于中央政府的重要性增加时($\frac{\chi}{\beta}$ 降低),地方政府最优的财政分权程度将会提高。三是要素替代弹性($\frac{1}{1-\theta}$)。由于 $-\frac{\theta}{1-\theta}=1-\frac{1}{1-\theta}$,则 $\left(\frac{\chi}{\beta}\right)^{\frac{1}{1-\theta}}\left(\frac{\varphi_l}{\varphi_c}\right)^{1-\frac{1}{1-\theta}}=\left(\frac{\varphi_l}{\varphi_c}\right)\left(\frac{\chi}{\beta}\cdot\frac{\varphi_c}{\varphi_l}\right)^{\frac{1}{1-\theta}}$ 。当 $\frac{\chi}{\beta}\cdot\frac{\varphi_c}{\varphi_l}>1$ 时,要素替代弹性 $\frac{1}{1-\theta}$ 越大,最优财政分权程度越低;当 $\frac{\chi}{\beta}\cdot\frac{\varphi_c}{\varphi_l}<1$ 时,要素替代弹性 $\frac{1}{1-\theta}$ 越大,最优财政分权程度越高。 $\frac{\chi}{\beta}\cdot\frac{\varphi_c}{\varphi_l}$ 取决于两方面的影响:地方政府的生产性支出相对于中央政府的重要性($\frac{\chi}{\beta}$)和中央政府相对于地方政府的生产性支出偏好强度($\frac{\varphi_c}{\varphi_l}$)。综合以上三个方面,各层级政府生产性支出的比例和产出弹性是决定最优分权程度的主要因素。

通过上述分析,我们归纳出以下研究假说:

命题 1:财政分权与经济增长之间存在倒 U 型关系,过高和过低的财政分权都不利于经济增长;在确定地方最优的财政分权程度时,要与各层级政府生产性支出的比例和产出弹性相匹配。

上述命题的逻辑基础在于:考虑到中央与地方所提供的公共物品在企业生产中发挥着异质性作用,当地方财政分权程度较低时,地方政府所能提供的公共物品就相对有限,此时财政分权程度增加通过地方公共物品正外部性(以边际产出衡量)带来的产出增加,就大于通过中央公共物品正外部性带来的产出减少,那么提高地方财政分权程度将会在整体上增加企业产出,促进经济增长。然而,当地方财政分权程度高于一定水平时,地方政府所能提供的公共物品就相对过多,此时财政分权程度增加通过地方公共物品正外部性所带来的产出增加,就小于通过中央公共物品正外部性带来的产出减少,继续提高地方政府的财政分权程度在整体上反而不利于增加企业产出,从而抑制经济增长。在后文中,我们将以县级面板数据为基础,设计实证模型来验证命题 1,即检验财政分权与经济增长之间的倒 U 型关系^①。

三、实证分析

本文主要使用 1997-2015 年的县级面板数据进行实证分析。合理测度地方政府的财政分权程度是实证分析的关键。然而,由于学者们关于财政分权概念的理解和选择偏好存在差异,测度方法存在着差异性和多样性。本文借鉴吕冰洋等(2016)、毛捷等(2018)的研究成果,并结合理论分析,选择以税收分成指标为主的多种测度变量来代表地方政府的财政分权程度。

^①由于在地区层面上我们无法准确区分中央政府和地方政府各自提供的公共物品,进而无法比较中央和地方公共物品的边际产出相对大小,因此就倒 U 型关系背后的影响机制而言,我们并不能进行有效的实证检验。在此情况下,我们将实证分析的重点放在倒 U 型关系的验证上。

(一) 实证策略

在计量模型中,本文以财政分权为核心解释变量,经济增长率为被解释变量,具体的计量模型设定如下:

$$Growth_{it} = c + \beta_1 \cdot fd_{it} + \beta_2 \cdot fd_{it}^2 + \beta_3 \cdot X_{it} + \beta_4 \cdot Y_{jt} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

在式(21)中,下标*i*表示县级,*j*表示省份,*t*表示年份,*c*为常数项, μ_i 表示不随时间变化的个体特定效应, δ_t 表示仅随时间变化的时间效应, ε_{it} 表示与解释变量无关的随机扰动项。 $Growth_{it}$ 代表经济增长率,本文用人均GDP年均增长率来表示; fd_{it} 表示衡量财政分权程度的指标,而引入 fd_{it}^2 则是用于检验经济增长与财政分权之间所存在的非线性关系; X_{it} 表示县级控制变量; Y_{jt} 表示省级控制变量; β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 分别表示相应的回归系数。

由于本文的样本数据为面板数据,因此所采用的基本实证模型为固定效应模型(FE)或随机效应模型(RE),并利用Hausman检验来确定适用模型。此外,本文还在基础回归的基础上,充分考虑面板数据所可能存在的自相关性、异方差性、样本异质性、内生性等问题,通过稳健性检验来修正回归结果。考虑到不同县级地区之间差异较大,使用固定效应模型有助于我们有效控制不可观测因素的影响,因此实证结果以固定效应为主。

(二) 数据来源和变量选取

1. 财政分权程度的测算

在理论分析中,我们使用税收分成来衡量财政分权,然而由于数据可得性问题,我们无法获取各县的税收分成数据。考虑到财政分权测度方法的差异会对实证结果产生较大影响,我们将综合采用多种方法来衡量县级地区的财政分权程度。

(1) 省级整体的县级财政收入(税收收入)分成指标。根据吕冰洋等(2016)的研究,在测算税收分成时,可以将一个省份所有的县级地区视为一个整体,用各省份县级政府获取的税收收入总和,除以该省份实际获取的税收收入来代表县级政府的税收收入分成率。由于在中国现行税制中增值税和企业所得税是税收收入规模最大的两个税种,正好也是中央政府与地方政府之间分别实行分成办法的两大税种,因此我们通过分别测算两种税收的分成比例来代表县级整体的税收分成状况。然而,考虑到2007-2009年并未公布各县级地区的税收收入情况,本文还近似使用预算财政收入代替税收收入来计算分成指标,这在一定程度上更能体现县级财政整体的分权程度。县级政府的税收分成率和财政收入分成率的具体计算公式如下:

$$\text{某省份的县级政府税收收入分成比例} = \frac{\text{该省份县级政府的税收收入总额}}{\text{该省份实际税收收入额}} \quad (22)$$

$$\text{某省份的县级政府财政收入分成比例} = \frac{\text{该省份县级政府的财政收入总额}}{\text{该省份实际财政收入额}} \quad (23)$$

在式(22)中,县级政府的税收收入(增值税或企业所得税)总额由各省份的县级数据加总而得,县级政府所在省份的实际税收收入额(增值税或企业所得税)为该省份税务部门(包含国税与地税)组织的税收收入(增值税或企业所得税)总额。同样,在式(23)中,县级政府的财政收入总额由各省份的县级财政收入数据加总而得,实际财政收入额为税务部门

组织的收入总额加上非税收入。

(2) 省级平均的县级税收收入分成指标。除了上述测算方法外,毛捷等(2018)以县级地区为基础单位,提出了关于县级增值税和企业所得税收入分成比例的更为精确的测算方法。简言之,就是在给定财政年度内,以县级地区自有的增值税(或企业所得税)收入占该地区实际缴纳的增值税总额(或企业所得税总额)的比重^①,来代表该县级政府能够从本地产生的增值税(或企业所得税)收入中获得的分成份额。主要的计算公式如下:

$$\text{县级增值税分成比例} = \frac{\text{县级自有的增值税收入}}{\text{县级地区实际缴纳的增值税总额}} \quad (24)$$

$$\text{县级企业所得税分成比例} = \frac{\text{县级自有的企业所得税收入}}{\text{县级地区实际缴纳的企业所得税总额}} \quad (25)$$

具体的测算方法详见毛捷等(2018)。由于无法获取县级层面的税收分成数据,我们以毛捷等(2018)公布的县级增值税(或企业所得税)分成比例的省级均值为代表,来考察各省县级地区税收分成比例的大小。值得注意的是,根据吕冰洋等(2016)的分析,利用省级层面的数据度量县级税收分成比例具有一定的合理性和适用性,不会产生较大偏误。

(3) 县级财政分权指标。利用第一种方法可以测算每个省份县级平均的财政收入(税收收入)分成比例,但并不能计算每个县市的分成比例。为此,我们还参考张晏和龚六堂(2005)、贾俊雪等(2013)的做法,以不同政府层级的人均财政收入为基础来测算各个县级地区的财政分权程度,即:

$$\text{县级财政收入分权} = \frac{\text{县级人均财政收入}}{\text{中央人均财政收入} + \text{省级人均财政收入} + \text{县级人均财政收入}} \quad (26)$$

利用式(26)可以测算每个县级地区的财政收入分权程度,丰富了回归样本量。

另外,在2002年之前,企业所得税在中央和地方政府之间并未实行税收分成制度,即除了中央企业和外资企业所得税之外,其他企业所得税均由地税局负责征收;2002年,中央政府开始实施所得税收入分享改革,打破原有的按企业行政隶属关系划分所得税收入的办法,将原本属于地方税的企业所得税划为中央-地方共享税,实行中央与地方按比例分享企业所得税收入(范子英、田彬彬,2013;谢贞发、范子英,2015)。地方政府出于税收竞争的考虑,会改变对企业所得税的征收力度,此时地方财政分权程度的变化对经济增长的影响会受到很大干扰。因此,如果以2002年及之前的企业所得税分成比例为基础进行分析,将无法准确捕捉财政分权对经济增长的影响,也与本文理论模型中关于财政分权变量的设定存在出入。为此,当使用企业所得税分成比例进行分析时,我们仅使用2002年以后的样本数据。各指标情况如表1所示。

^①县级地区实际缴纳的增值税总额(或企业所得税总额)即来自该县的增值税收入总额(或企业所得税收入总额),是指各级政府按照税法从当地企业征收上来的所有增值税税额(或企业所得税税额)。县级自有的增值税收入(或企业所得税收入)即该地区获得的增值税收入(或企业所得税收入),指的是增值税收入(或企业所得税收入)总额减去上级政府(包括中央、省和地市)分享的增值税收入(或企业所得税收入)。

表 1 测算财政分权指标的数据情况

测算方法	数据年限	数据层级	样本说明
县级增值税分成比例(省级整体)	2000-2007	省级	不包括西藏
县级企业所得税分成比例(省级整体)	2003-2007	省级	不包括西藏
县级财政收入分成比例(省级整体)	1997-2009	省级	不包括西藏
县级增值税分成比例(省级均值)	1998-2007	省级	
县级企业所得税分成比例(省级均值)	2003-2007	省级	
县级财政收入分权	1997-2015	县级	

注:由于缺少西藏地税部门的税收征收数据,因而无法利用第一种方法来计算县级和省级的分成指标。

2. 控制变量

根据文献中的普遍做法,本文在回归分析中还引入了两个方面的控制变量。一是县级层面的控制变量,主要包括:(1)人均国内生产总值(*pgdp*),反映不同县级地区的经济发展水平对经济增长的影响。(2)财政自主度(*fisauto*),用地方财政一般预算收入与一般预算支出之比表示,反映地方财力供给程度的大小。(3)工业化水平(*industry*),用工业增加值占地区生产总值的比重表示,以反映工业化进程的影响。(4)城镇化水平(*urban*),用城镇人口的比重表示,以反映城乡二元结构变动带来的影响。(5)基础设施投资水平(*infraexp*),用基本建设投资完成额或城镇固定资产投资完成额^①表示,由于我们无法获取县级地区的资本投入额,因此用该指标来从侧面反映资本投入对经济增长的影响。(6)劳动力供给(*employ*),用年末单位从业人员数表示,以反映劳动力供给对经济增长的影响。(7)金融发展程度(*finance*),用年末存贷款余额占 GDP 的比重表示,以反映金融市场发达程度对经济增长的影响。(8)人力资本水平(*hc*),用每万人中的中小學生数表示,反映人力资本积累对经济增长的影响。(9)医疗卫生条件(*health*),用每万人中的医院、卫生院床位数表示,以近似反映医疗卫生设施对经济增长的影响。(10)县变区虚拟变量(*xianbianqu*),考虑到部分县级地区升级为市辖区,这在一定程度上会影响该地区的经济增长,为此引入了该虚拟变量予以反映。(11)副地级市虚拟变量(*fudiji*),由于部分县级市属于省直辖县级市,其实际享有的财政权力要比普通的县级市更多,这显然会影响地方的经济增长。为此,我们引入该变量加以控制。(12)地理区域虚拟变量(*region*),考虑到东部、中部、西部、东北地区^②的县级地区之间在经济社会发展方面存在差异,因此引入四个地区的虚拟变量来控制这种差异性。

二是省级层面的控制变量,包括:(13)通货膨胀(*cpi*),用省级层面的居民消费价格水平(CPI)表示,以控制通货膨胀对经济增长的影响;(14)开放度(*open*),用省级进出口总额占 GDP 的比重表示,以反映对外开放水平对经济增长的影响;(15)人均公路里程(*proad*),反映市场拥挤程度对经济增长的影响。

本文使用的县级经济社会数据来自历年的《中国县(市)社会经济统计年鉴》和《中国区

①由于 2004 年以后统计局不再公布县级层面的基本建设投资完成额,取而代之的是城镇固定资产投资完成额。考虑到基本建设投资是固定资产投资的主要部分,本文在 2004 年以后使用城镇固定资产投资完成额来代表基础设施投资水平。

②根据国家统计局对我国四大经济区域的划分方法,我国东北地区包括辽宁省、吉林省、黑龙江省,东部地区包括北京市、天津市、河北省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省、海南省,中部地区包括山西省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省,西部地区包括内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区、新疆维吾尔自治区。

域经济统计年鉴》;县级财政数据来自历年的《全国地市县财政统计资料》;本文使用的相关省级面板数据来自历年的《中国统计年鉴》和中经网等数据库。由于数据限制,本文的县级数据并不包括大部分的市辖区样本,但考虑了县改区和县改市的样本。此外,为了剔除极端值的干扰,本文还对异常值进行了处理,即删除了经济增长率大于1以及工业化率和城镇化率小于0的样本数据,并对人均GDP、基本建设投资完成额、财政自主度、金融发展程度、每万人中小學生数、每万人医院及卫生院床位数等变量的最高和最低的1%样本进行了缩尾处理。各变量的描述性统计如表2所示。

表2 各变量的描述性统计

变量类别	变量名称	变量含义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
财政分权变量	<i>ztts_fis</i>	县级财政收入分成比例(省级整体)	22 011	0.418	0.077	0.144	0.643
	<i>ztts_vat</i>	县级增值税分成比例(省级整体)	18 668	0.172	0.045	0.035	0.269
	<i>ztts_cit</i>	县级企业所得税分成比例(省级整体)	14 529	0.279	0.123	0.067	0.711
	<i>pjts_vat</i>	县级增值税分成比例(省级均值)	38 797	0.156	0.110	0.000	0.927
	<i>pjts_cit</i>	县级企业所得税分成比例(省级均值)	34 051	0.539	0.072	0.274	0.806
	<i>fd_xjr</i>	县级财政收入分权	38 797	0.156	0.110	0.000	0.927
县级层面控制变量	<i>pgdp</i>	人均GDP(万元)	37 319	1.525	1.867	0.084	20.865
	<i>fisauto</i>	财政自主度	38 024	0.377	0.233	0.018	1.148
	<i>industry</i>	工业化进程	37 829	0.393	0.163	0	1
	<i>urban</i>	城镇化率	36 587	0.421	0.128	0.004	0.919
	<i>infraexp</i>	基本建设投资完成额(万元)	32 137	460363	771350	670	7549021
	<i>employ</i>	年末单位从业人员数(人)	26 179	25575	23829	609	260400
	<i>finance</i>	金融发展程度	37 025	0.548	0.308	0.000	2.410
	<i>hc</i>	每万人中小學生数	32 303	0.139	0.036	0.046	0.252
	<i>health</i>	每万人医院、卫生院床位数	38 048	0.002	0.001	0.001	0.011
	<i>fudiji</i>	副地级市虚拟变量	39 419	0.004	0.063	0	1
	<i>xianbianqu</i>	县变区虚拟变量	39 392	0.028	0.165	0	1
省级层面控制变量	<i>cpi</i>	省级消费者价格指数	39 419	102.057	2.274	96.400	110.100
	<i>open</i>	对外开放程度	39 419	0.207	0.277	0.032	1.722
	<i>proad</i>	人均公路里程(公里/万人)	39 419	30.819	31.907	2.689	241.837

(三) 基本实证结果

Hausman 检验的结果表明本文更适用固定效应模型进行将分析,回归结果如表3所示。

表3 固定效应模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ztts_fis</i>	<i>ztts_vat</i>	<i>ztts_cit</i>	<i>pjts_vat</i>	<i>pjts_cit</i>	<i>fd_xjr</i>
财政分权程度	0.837*** (4.92)	0.960*** (5.03)	0.945*** (5.00)	0.750** (2.37)	0.679*** (5.52)	0.689*** (9.95)
财政分权程度平方项	-0.923*** (-4.86)	-3.397*** (-5.35)	-0.973*** (-3.41)	-2.376*** (-2.80)	-1.017*** (-4.86)	-0.579*** (-5.08)
截距项	-0.167 (-1.55)	-0.036 (-0.32)	-0.995*** (-4.20)	-0.095 (-0.81)	-1.004*** (-4.18)	-0.009 (-0.09)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	16 178	12 813	8 196	12 752	8 111	21 327
R^2	0.252	0.277	0.145	0.278	0.141	0.247
县级地区个数	1 969	1 996	1 951	1 996	1 930	2 034
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:括号里的数字为稳健t统计量;*,**、***分别代表在10%、5%、1%的统计水平上显著。下同。

表 3 表明,在所有的回归模型中,财政分权变量的一次项系数均显著为正,二次项系数均显著为负。这意味着,对于县级地区而言,随着财政分权程度的变化,财政分权与经济增长之间呈现出倒 U 型关系。即使我们更换不同的指标,这种倒 U 型关系仍然保持不变。此外,我们考虑了不引入控制变量的情形,结果仍保持高度一致。

四、稳健性检验

不同的县级地区在经济发展、财政体制、社会文化等方面存在较大差异,这会对实证结果产生一定的干扰。为此,我们还进行了一系列稳健性分析,为检验财政分权与经济增长之间的非线性关系提供更加可靠的经验证据。稳健性检验主要包括四个方面:一是针对模型可能存在的异方差性和自相关性等问题,使用 XTSCC 模型来对固定效应回归结果进行修正;二是针对样本存在的异质性问题,通过分样本回归来加以处理;三是考虑到财政分权与经济增长之间存在内生性,通过工具变量法加以解决。

(一) 解决异方差性和自相关性

XTSCC 模型是在固定效应模型的基础上综合考虑面板数据存在的异方差性和自相关性等问题,对系数标准误进行修正的一种模型(Driscoll and Kraay, 1998)。XTSCC 模型的回归结果如表 4 所示。

由表 4 可知,在修正了异方差性和自相关性等问题之后,回归结果与基本结果保持一致,即财政分权变量的二次项系数都显著为负。这表明,财政分权变量与经济增长之间的倒 U 型关系非常稳健。

表 4 XTSCC 模型的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>ztts_fis</i>	<i>ztts_vat</i>	<i>ztts_cit</i>	<i>pjts_vat</i>	<i>pjts_cit</i>	<i>fd_xjr</i>
财政分权程度	0.837 *** (2.67)	0.960 *** (5.98)	0.945 ** (2.28)	0.750 * (1.90)	0.679 *** (2.94)	0.689 *** (15.50)
财政分权程度平方项	-0.923 ** (-2.46)	-3.397 *** (-5.41)	-0.973 * (-1.88)	-2.376 ** (-2.07)	-1.017 ** (-2.52)	-0.579 *** (-6.54)
截距项	-0.216 (-1.13)	0.000 (·)	-0.995 *** (-2.98)	0.000 (·)	0.000 (·)	-0.009 (-0.05)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	16 178	12 813	8 196	12 752	8 111	21 327
县级地区个数	1 969	1 996	1 951	1 996	1 930	2 034
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

(二) 行政管理体制的影响:分样本回归

行政管理体制方面的差异会造成财政管理体制的不同。相对于普通的县级地区而言,财政管理体制较为特殊的县级地区更多地受到政治等其他方面因素的影响,在一定程度弱化了财政分权所产生的激励效应。为剔除这些因素的影响,我们从三个维度分别进行考察:一是区分是否为少数民族自治县。自 1994 年实施分税制财政管理体制以来,中央政府一直通过特殊的具有针对性的财政转移支付政策来支持少数民族地区的发展。因此,这种转移

支付政策在一定程度上会影响地方财政分权变化对区域经济增长的影响。二是区分是否为直辖市、县、区。隶属于直辖市的县级地区行政级别高于其他省份的县级地区,这显然会影响地方的财政权限。三是考虑财政分权体制变动的影响。我们借鉴刘冲等(2014)的做法,考虑了两种对县分权的体制变动所产生的影响,即经济管理权限上的行政分权(“强县扩权”)和财政体制上的财政分权(“省直管县”),分别用 *kuoquan* 和 *zhiguan* 代表是否进行行政权力下放的虚拟变量(是则取 1)和是否进行财政权力下放的虚拟变量(是则取 1)^①。分样本和引入体制变动变量的回归结果如表 5 所示。

表 5 分样本的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	少数民族县	非少数民族县	直辖市、县、区	非直辖市、县、区	控制强县扩权	控制省直管县
财政分权指标:县级财政收入分成(省级整体)						
财政分权程度	1.746** (2.48)	0.780*** (4.47)	6.548*** (3.47)	0.786*** (4.43)	0.847*** (4.98)	0.832*** (4.81)
财政分权程度平方项	-1.916** (-2.44)	-0.863*** (-4.42)	-9.042*** (-3.24)	-0.862*** (-4.37)	-0.939*** (-4.94)	-0.917*** (-4.73)
样本量	985	15 193	284	15 894	16 178	16 178
R^2	0.235	0.255	0.546	0.252	0.252	0.252
县级地区个数	115	1 854	36	1 933	1 969	1 969
财政分权指标:县级增值税收入分成(省级整体)						
财政分权程度	1.011 (1.29)	0.958*** (4.81)	0.582 (0.09)	0.912*** (4.74)	0.984*** (5.13)	1.002*** (5.23)
财政分权程度平方项	-4.612* (-1.92)	-3.300*** (-4.96)	17.221 (0.40)	-3.232*** (-5.06)	-3.488*** (-5.46)	-3.521*** (-5.53)
样本量	781	12 032	238	12 575	12 813	12 813
R^2	0.302	0.277	0.522	0.277	0.278	0.277
县级地区个数	115	1 881	36	1 960	1 996	1 996
财政分权指标:县级企业所得税收入分成(省级整体)						
财政分权程度	2.545*** (2.80)	0.865*** (4.45)	48.749 (1.32)	1.005*** (5.37)	0.887*** (4.64)	0.945*** (5.00)
财政分权程度平方项	-3.341** (-2.41)	-0.860*** (-2.94)	-141.976 (-1.31)	-1.055*** (-3.72)	-0.865*** (-2.99)	-0.973*** (-3.41)
样本量	506	7 690	149	8 047	8 196	8 196
R^2	0.227	0.146	0.630	0.145	0.146	0.145
县级地区个数	115	1 836	35	1 916	1 951	1 951
财政分权指标:县级增值税收入分成(省级平均)						
财政分权程度	3.976*** (2.96)	0.487 (1.49)	0.864 (0.11)	0.698** (2.20)	0.676** (2.10)	0.748** (2.36)
财政分权程度平方项	-10.913*** (-2.95)	-1.704* (-1.94)	-1.764 (-0.08)	-2.215*** (-2.61)	-2.194** (-2.54)	-2.367*** (-2.79)
样本量	780	11 972	238	12 514	12 752	12 752
R^2	0.307	0.278	0.509	0.279	0.279	0.278
县级地区个数	115	1 881	36	1 960	1 996	1 996

①虚拟变量“省直管县”和“强县扩权”的数据来自刘冲等(2014)对各省份相关政府公文的整理,数据年限为 1997—2010 年。

续表 5 分样本的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	少数民族县	非少数民族县	直辖市市区	非直辖市市区	控制强县扩权	控制省直管县
财政分权指标: 县级企业所得税税收收入分成(省级平均)						
财政分权程度	0.166 (0.45)	0.709*** (5.27)	14.075 (0.50)	0.677*** (5.47)	0.697*** (5.68)	0.681*** (5.50)
财政分权程度平方项	-0.056 (-0.08)	-1.067*** (-4.70)	-25.588 (-0.53)	-0.994*** (-4.76)	-1.051*** (-5.03)	-1.018*** (-4.86)
样本量	479	7 632	134	7 977	8 111	8 111
R ²	0.229	0.142	0.567	0.141	0.142	0.141
县级地区个数	109	1821	30	1 900	1 930	1 930
财政分权指标: 县级财政收入分权						
财政分权程度	0.976*** (3.54)	0.672*** (8.93)	1.127 (1.54)	0.690*** (9.89)	0.659*** (8.38)	0.662*** (8.43)
财政分权程度平方项	-0.728*** (-3.75)	-0.572*** (-4.39)	-2.679 (-1.34)	-0.577*** (-5.05)	-0.595*** (-4.42)	-0.597*** (-4.44)
样本量	1 300	20 027	381	20 946	18 054	18 054
R ²	0.245	0.249	0.415	0.248	0.249	0.249
县级地区个数	115	1 919	37	1 997	2 028	2 028
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

观察表 5,我们发现:首先,对于非少数民族自治县和非直辖市市区的普通县级地区而言,财政分权变量的二次项系数均显著为负,一次项系数多数显著为正;而对于少数民族自治县和直辖市市区而言,在部分模型中财政分权变量的一次项和二次项系数均不显著。可见,在民族县和直辖市市区中,由于在财政管理体制和财政政策方面与其他县级地区不同,财政分权变化影响经济增长的机制也受到了干扰;相反,其他县级地区的财政分权与经济增长之间则呈现出显著的非线性关系。其次,即便考虑了“省直管县”和“强县扩权”两种分权措施的影响,财政分权与经济增长之间的倒 U 型关系仍然稳健^①。

(三) 内生性问题的处理

县级地区的财政分权与地方经济发展水平密切相关,上级政府在确定与下级政府的财政收入分成比例时,会充分考虑地方的经济发展水平。因此,经济增长速度的快慢是地方财政分权程度的重要影响因素之一。那么,在分析财政分权对经济增长的影响时,就会存在潜在的内生性问题。为了消除内生性问题所产生的估计偏误,我们将使用工具变量法加以解决。我们借鉴 Lee 和 Gordon(2005)、Liu(2014)等的做法,利用空间计量法构造财政分权程度的加权变量,作为本地区财政分权水平的工具变量。具体而言,对于给定县级地区 m 的财政分权指标 fd_{mt} (t 表示年份)而言,其工具变量的计算公式如下:

$$ivfd_{mt} = \sum_{n \neq m} w_{mn} fd_{nt} \quad (27)$$

式(27)中: fd_{nt} 表示除 m 县之外其他县级地区的财政分权指标, w_{mn} 表示 m 县与 n 县之间的

^①当我们同时引入“省直管县”和“强县扩权”变量时,回归结果仍保持高度一致,囿于篇幅限制本文不再汇报。

空间权重。空间计量经济理论通常假定地理位置越近的地区互动性越强,因此常用的权重矩阵包括两种:一是邻近矩阵,即如果区域 m 与区域 n 有共同的边界, $w_{mn} = 1$;反之, $w_{mn} = 0$ 。二是逆距离矩阵,即使用两区域之间的空间距离之倒数作为空间权重,假设区域 m 与区域 n 的空间距离为 d_{mn} ,则 $w_{mn} = 1/d_{mn}$ 。本文使用逆距离矩阵来构建工具变量。之所以不采用邻近矩阵,其原因在于个别县级地区的邻县较少或有邻县但缺少数据,以此构建工具变量导致样本观测值损失较多。为了保证权重之和为 1,我们对权重矩阵进行标准化,即对于给定的 m 县而言,其他县级地区的权重分别为:

$$w_{mn} = \frac{1/d_{mn}}{\sum_{n \neq m} (1/d_{mn})} \quad (28)$$

我们结合式(27)和式(28)构造财政分权指标相应的工具变量^①。在本文的计量模型中,由于财政分权变量的一次项和二次项均为内生变量,我们至少需要两个工具变量才能进行回归。为了满足工具变量的有效性要求,同时消除弱工具变量问题,我们还引入了财政分权变量的 2 期或 3 期滞后项作为工具变量。选取滞后项的原因在于,滞后项与当期项之间的相关性较强,同时从影响机制的角度看,当期经济增长无法影响往期的财政分权程度,具有一定的外生性。工具变量法的回归结果如表 6 所示。

据表 6 可知:Kleibergen-Paap LM 统计量均高度显著,表明模型不存在识别不足的问题;Kleibergen-Paap F 统计量远大于 10,表明模型不存在弱识别问题;由于模型恰好识别,所以不存在过度识别问题,这表明工具变量基本满足外生性的要求。可见,我们选取的工具变量均是有效的。工具变量法的回归结果表明,财政分权与经济增长之间的倒 U 型关系较为显著;尽管模型(2)和(6)中财政分权变量的系数不显著,但是一次项和二次项的联合显著性检验表明,二者的系数整体显著不为零(F 统计量分别为 12.04 和 102.99)。可见,财政分权与经济增长之间的倒 U 型关系并不受内生性问题的干扰。

表 6 工具变量法的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>zfts_fis</i>	<i>zfts_vat</i>	<i>zfts_cit</i>	<i>pjts_vat</i>	<i>pjts_cit</i>	<i>fd_xjr</i>
财政分权程度	2.821 ** (2.52)	1.266 (0.85)	5.111 *** (2.67)	9.276 *** (5.97)	3.201 *** (3.50)	-1.127 *** (-2.95)
财政分权程度平方项	-3.328 ** (-2.43)	-5.500 (-1.03)	-7.244 ** (-2.39)	-25.546 *** (-6.07)	-5.421 *** (-3.38)	-0.825 (-1.11)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Kleibergen-Paap LM 统计量	314.8 ***	189.3 ***	58.30 ***	339.9 ***	85.61 ***	96.40 ***
Kleibergen-Paap F 统计量	162.9	110.3	28.09	169.1	42.61	51.04
样本量	14 314	10 947	8 032	12 517	7 892	20 907
R^2	0.201	0.224	0.061	0.228	0.080	0.086
县级地区个数	1 906	1 905	1 835	1 925	1 811	1 979
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注:Kleibergen-Paap LM 统计量为识别不足检验统计量,Kleibergen-Paap F 统计量为弱识别检验统计量。囿于篇幅限制,控制变量的回归结果不再报告。

^①就距离而言,两国(地区)之间的空间距离采用两国(地区)版图几何中心之间的欧几里德距离,具体测算方法见 Drukker 等(2013)。

除上述稳健性分析以外,本文还考察了经济收敛性对经济增长的影响。借鉴文献中的相关做法,本文以人均 GDP 的滞后项和三年移动平均值来代替当期项进行回归,以捕捉可能存在的收敛效应。固定效应回归结果表明,财政分权与经济增长之间仍存在着显著的倒 U 型关系。可见,经济收敛性问题并不影响财政分权与经济增长之间的倒 U 型关系。囿于篇幅限制,本文不再汇报相关结果。

五、结论和启示

本文在一般均衡分析框架下,利用内生增长理论研究了财政分权对经济增长的非线性影响。结果表明,地方财政分权程度与经济增长之间存在着倒 U 型关系,即当地方财政分权程度较低时,财政分权的提高会促进经济增长;然而,当地方财政分权程度超过一定水平时,财政分权的提高反而会抑制经济增长。这表明,从经济增长的角度看,过高和过低的财政分权程度对于地方政府而言都不是合意的。此外,确定地方最优的财政分权程度要综合考虑各层级政府的生产性支出比例和相应的产出弹性。倒 U 型关系产生的理论机制在于,在地方财政分权程度的变化过程中,中央公共物品和地方公共物品带来的正外部性的相对大小会发生变化。本文利用我国的县级面板数据进行实证分析和稳健性检验,实证结果较好地支持了理论判断。

本文的研究结论具有重要的政策启示。目前,我国财税体制改革以建立现代财政制度为改革方向,其中关键的着力点就是规范不同层级政府间的财政收支关系,即“建立权责清晰、财力协调、区域均衡的中央和地方财政关系”。本文的理论和实证分析表明,从经济增长的角度出发,地方政府的财政分权程度存在一定的界限,这背后体现了三个方面的政策启示:一是重视不同层级政府的财政行为对企业生产活动的差异性影响。在企业生产活动中,中央和地方政府提供的公共物品都能发挥作用,然而对产出的边际贡献却存在差异。那么,当改变政府间的财政关系时,就会影响不同层级政府公共物品的供给,并改变各级政府公共物品的相对边际贡献大小,从而对最后的经济增长产生促进或抑制作用。二是政策目标和不同层级政府间的支出偏好会影响地方最优的财政分权程度。在财政分权程度安排上,到底给予地方多大的财政权限(更准确地说是地方收入分成比例)才能实现最优经济增长,将部分取决于中央和地方政府的财政支出结构差异。当地方政府更加偏好于生产性支出或者中央政府更加偏好于非生产性支出(民生支出等)时,地方政府最优的财政分权程度将会升高。值得注意的是,在以经济增长为最优目标的前提下,对于更为偏好生产性支出的政府层级给予更高的财政分权程度,显然会更有利于整体的经济增长;但如果将公共服务等其他指标纳入目标函数时,生产性支出偏好对最优分权程度的影响将发生变化。三是过度的财政集权和财政分权均不利于经济增长。由于地方政府的财政分权程度与经济增长之间存在着倒 U 型关系,过度的财政集权会导致中央公共物品的正外部性低于地方公共物品的正外部性,此时提高地方财政分权进而增加地方的公共物品供给会增加企业产出;相反,过度的财政分权会导致地方公共物品的正外部性低于中央公共物品的正外部性,此时降低地方财政分权进而增加中央公共物品的供给反而会增加企业产出。可见,财政分权程度的变化会通过影响微观企业的生产行为来作用

于宏观经济。因此,如果仅从微观的企业生产活动视角出发,地方政府财政分权程度也并非越高越好,我们应当在协调均衡中寻找最适宜经济增长的政府间财政关系。

参考文献:

1. 范子英、田彬彬,2013:《税收竞争、税收执法与企业避税》,《经济研究》第9期。
2. 范子英、张军,2009:《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》第7期。
3. 傅勇、张晏,2007:《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》第3期。
4. 高培勇,2018:《中国财税改革40年:基本轨迹、基本经验和基本规律》,《经济研究》第3期。
5. 贾俊雪、张永杰、郭婧,2013:《省直管县财政体制改革、县域经济增长与财政解困》,《中国软科学》第6期。
6. 林毅夫、刘志强,2000:《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)》第4期。
7. 刘冲、乔坤元、周黎安,2014:《行政分权与财政分权的不同效应:来自中国县域的经验证据》,《世界经济》第10期。
8. 吕冰洋、马光荣、毛捷,2016:《分税与税率:从政府到企业》,《经济研究》第7期。
9. 毛捷、吕冰洋、陈佩霞,2018:《分税的事实:度量中国县级财政分权的数据基础》,《经济学(季刊)》第17卷第2期。
10. 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖,2009:《地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思》,《经济研究》第7期。
11. 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭,2007:《中国的大国发展道路——论分权式改革的得失》,《经济研究》第1期。
12. 谢贞发、范子英,2015:《中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争》,《经济研究》第4期。
13. 谢贞发、张玮,2015:《中国财政分权与经济增长——一个荟萃回归分析》,《经济学(季刊)》第14卷第2期。
14. 殷德生,2004:《最优财政分权与经济增长》,《世界经济》第11期。
15. 张晏、龚六堂,2005:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》第5卷第1期。
16. 周黎安,2004:《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》第6期。
17. 周黎安,2007:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
18. 周业安、章泉,2008:《财政分权、经济增长和波动》,《管理世界》第3期。
19. Akai, N., Y. Nishimura, and M. Sakata. 2007. "Complementarity, Fiscal Decentralization and Economic Growth." *Economics of Governance* 8(4): 339-362.
20. Barro, R. J. 1990. "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth." *Journal of Political Economy* 98(5): 103-126.
21. Blöchliger, H., and B. Égert. 2013. "Decentralisation and Economic Growth-Part 2: The Impact on Economic Activity, Productivity and Investment." OECD Working Papers on Fiscal Federalism No.15.
22. Bodman, P. 2011. "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the OECD." *Applied Economics* 43(23): 3021-3035.
23. Devarajan, S., V. Swaroop, and H. F. Zou. 1996. "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth." *Journal of Monetary Economics* 37(2): 313-344.
24. Driscoll, J. C., and A. C. Kraay. 1998. "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data." *Review of Economics and Statistics* 80(4): 549-560.
25. Drukker, D. M., H. Peng, I. R. Prucha, and R. Raciborski. 2013. "Creating and Managing Spatial-Weighting Matrices with the Spmat Command." *Stata Journal* 12(2): 242-286.
26. Hayek, F. A. 1945. "The Use of Knowledge in Society." *American Economic Review* 35(4): 519-530.
27. Lee, Y., and R. H. Gordon. 2005. "Tax Structure and Economic Growth." *Journal of Public Economics* 89(5): 1027-1043.
28. Liu, Y. 2014. "Does Competition for Capital Discipline Governments? The Role of Fiscal Equalization."

- International Tax & Public Finance* 21(3): 345–374.
- 29.Oates, W. E. 1999. “An Essay on Fiscal Federalism.” *Journal of Economic Literature* 37(3): 1120–1149.
- 30.Oates, W. E. 1972. *Fiscal Federalism*. New York: Edward Elgar Publishing.
- 31.Qian, Yingyi, and B. R. Weingast. 1997. “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives.” *The Journal of Economic Perspectives* 11(4): 83–92.
- 32.Qian, Yingyi, and G. Roland. 1998. “Federalism and the Soft Budget Constraint.” *American Economic Review* 88(5): 1143–1162.
- 33.Qiao, B., J. Martinez – Vazquez, and Y. Xu. 2008. “The Tradeoff between Growth and Equity in Decentralization Policy: China’s Experience.” *Journal of Development Economics* 86(1): 112–128.
- 34.Revesz, R. L., and J. R. Nash. 2001. “Markets and Geography: Designing Marketable Permit Schemes to Control Local and Regional Pollutants.” *Ecology Law Quarterly* 28(3): 569–661.
- 35.Thießen, U. 2003. “The Impact of Fiscal Policy and Deregulation on Shadow Economies in Transition Countries: The Case of Ukraine.” *Public Choice* 114(3–4): 295–318.
- 36.Tiebout, C. M. 1956. “A Pure Theory of Local Expenditures.” *Journal of Political Economy* 64(5): 416–424.
- 37.Xie, D., H. F. Zou, and H. Davoodi. 1999. “Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States.” *Journal of Urban Economics* 45(2): 228–239.
- 38.Young, A. 2000. “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China.” *Quarterly Journal of Economics* 115(4): 1091–1135.

Fiscal Decentralization and Economic Growth: Theoretical Analysis and Empirical Evidence

Sun Meng¹ and Tai Hang²

(1: School of Economics, Peking University; 2: Financial Research Institution
Post-doctoral Research Center, The People’s Bank of China)

Abstract: Intergovernmental fiscal relations have an important impact on economic growth. However, the current theoretical analyses and empirical evidences seldom present consistent conclusion on the influence of local fiscal decentralization on economic growth. By referring previous research and combining with flexible tax sharing, which represents Chinese-style fiscal decentralization, this paper uses endogenous growth theory to analyze the nonlinear effects of local fiscal decentralization on economic growth in the general equilibrium framework. The theoretical conclusions show that there is a hump-shaped relationship between local fiscal decentralization and economic growth; excessive or insufficient degree of fiscal decentralization can hinder economic growth. Besides, the optimal fiscal decentralization needs to match the share of productive expenditures and the elasticity of output of all levels of government. This article discusses the formation mechanism of the hump-shaped relationship from perspective of public goods supply and carries out empirical test based on Chinese county-level panel data from 1997–2015. The empirical results support the theoretical conclusions well. The results obtained from the robustness tests including the instrumental variables regression are also highly consistent with the basic conclusions.

Keywords: Fiscal Decentralization, Economic Growth, Endogenous Growth Theory

JEL Classification: E62, H77, O41

(责任编辑:赵锐、彭爽)