

财政压力与地方经济增长： 来自中国所得税分享改革的政策实验^{*}

陈思霞 许文立 张领祎

内容提要：本文基于 2002 年的所得税分享改革构造了强度类 DID 模型，借助所得税分税关系调整的外生冲击测度财政压力变化，并使用来自城市一级的卫星灯光数据，实证检验了财政压力与地方经济增长之间的关系。研究发现，财政压力显著提高了地区灯光亮度。进一步地，研究还发现：第一，在财政转移支付净流入地区，财政压力的经济激励效应并不显著；第二，财政压力下，地方政府倾向于支持房地产等地方高税行业的发展，而这种趋向于单一化的发展模式，可能会降低地方经济增长多样性，增加宏观经济风险；第三，所得税分享改革形成的财政压力，约束了地方政府过度的支出竞争，但以土地收入为资金支持开展的税收竞争仍普遍存在。本文的研究在支出分权和决策分权之外，为中国式分权解释地方经济增长奇迹提供了一种新视角，也为更加全面理解分税制度下地方政府的经济增长激励提供了新的经验证据。

关键词：财政压力 城市灯光 所得税分享改革 倍差法

作者简介：陈思霞，中南财经政法大学财政税务学院，副教授，430073；

许文立，武汉大学经济与管理学院，博士研究生，430072；

张领祎，中南财经政法大学财政税务学院，硕士研究生，430073。

中图分类号：F812.4 **文献标识码** A **文章编号：**1002—8102(2017)04—0000—00

一、引言和文献综述

财政分权是推动经济增长的重要制度因素，许多文献围绕财政分权与经济增长的关系展开了研究。Davoodi 和 Zou(1998)利用跨国数据检验了财政分权对经济增长的影响，并将财政分权对经济增长的负向影响归结为支出结构性偏差以及支出缺乏回应性。此后，许多国内外研究都通过寻找更加精准的传导机制，解释财政分权对经济增长的影响和作用机制(沈坤荣和付文林，2005；张宴和龚六堂，2005；王文剑和覃成林，2008；方红生和张军，2014)。这些文献认为财政分权对地方经济增长存在

^{*} 基金项目：国家自然科学基金青年项目“政府投资激励政策的效应评估及优化设计：基于准自然实验与微观计量技术分析”(71503270)；国家自然科学基金青年项目“收入不平等代际传递与财政支出干预设计：评估技术及应用”(71503187)以及教育部人文社科基金青年项目“高速城镇化背景下地方政府激进投资行为：效应评估及防范机制研究”(14YJC790015)。

积极的影响。研究指出,在中国财政分权的制度下,地方政府有激励运用补贴、减税等公共政策手段帮助企业提高生产效率,形成微观上可持续的经济增长基础。另一方面,政治晋升激励的相关文献也提供了分权制度下地方经济增长的内在机制,即,地方官员具备“向上”晋升的政治动力,而同级地方政府间存在显著的横向经济竞争,分权赋予了地方官员较为自主的经济事务决策权和行政决策权,因此他们有动力在其可掌握的资源范围内,将增加的财政收入更多地转向提供资本性的、有利于获取 GDP 竞争优势的经济性公共物品的供给,从而在短期内创造可观的经济增长绩效(傅勇,2010;尹恒和朱虹,2011)。

1994 年分税制以后,中国式财政分权鲜明的特征是财政支出分权伴随着税收收入的上收。1994 年的分税制改革和 2002 年的所得税分享改革,中央政府对税收收入的纵向分配关系进行了调整,分别将 75% 的增值税收入和 60% 的所得税收入划归中央,实现了中央财政收入在全国财政收入中的主导地位。然而,地方支出责任与收入不匹配形成了较大的财力缺口,在这种财政压力下,地方政府对宏观经济干预的行为决策相机改变,但既有文献还没有对财政压力对经济增长的激励效应评估做出充分研究。

当地方政府面临实际的财政压力约束时,其行为决策回应可能包括:一方面,在培育预算内财源时,倾向支持地方税源重点企业,扶持金融、房产、建筑等地方高税行业进而带动经济增长(Han 和 Kung, 2015);另一方面,在培育预算外财源时,地方政府通过绕过预算内约束规制,出让以土地为主的公共资源产品来获取其它财政性收入弥补财力缺口(梁若冰, 2009),这一行为导致地价成本抬升以及房价上涨,构成了地方 GDP 增长的重要组成部分。

对于财政压力下地方经济增长的效应评估,也有研究提出了不同的观点。有文献认为,当中央政府提高税收分成的占比时,地方政府间竞争的净收益下降,因此财政压力会某种程度上抑制地方政府间过度的横向竞争,而不是新财政集权理论提出的“压力加剧竞争、竞争带来援助”的情形。如果该假设成立,则与上述“财政压力下地方政府的行为决策”的研究结论存在显著不同(Oates, 1993; 范子英和张军, 2010; 谢贞发和范子英, 2015)。也有文献提出,财政压力下地方政府“引导”性改变经济增长模式可能不具有可持续性。有些认为,如果压力型财政激励造成地方政府过度依赖房产及其关联行业,较为单一的增长模式可能并非是可持续的经济增长方式(Du, Lu 和 Tao, 2015)。

本文主要工作和贡献有:第一,研究中国式分权下形成的财政压力对地方经济增长有无影响以及影响方向。评估这一关系,有利于更好地结合中国财政分权制度的实际特征,探析中国经济增长的现实基础,对既有文献形成有益的补充。第二,验证压力式财政激励效应的作用机制,包括地方差异化的产业选择策略和政府间横向竞争变化。第三,在技术方法和数据上同样也做出了推进。一是借助 2002 年所得税分享改革作为地方政府财政压力变化的外生冲击事件,通过构建“类政策实验”的强度 DID(Difference-in-Differences)模型,近似度量了所得税纵向税权分配变化造成的地方财政压力的改变,将既有文献关注不够的内生性处理工作往前推进。二是采用 1997—2012 年的城市卫星灯光数据作为衡量 GDP 的指标,从而更好地解决各地方在统计 GDP 数据过程中瞒报、注水等测量偏误。除了引言和文献综述,本文后续架构是:第二部分是制度背景与理论分析;第三部分是指标、数据和实证策略;第四部分为实证解读;第五部分为结论与启示。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

1994 年开启的分税制改革将工商税划分为增值税、消费税和营业税,规定增值税的 75% 和消

费税的 100% 归中央政府。之后, 中央财政收入开始稳步上升: 1994 年之前的中央财政收入不到地方政府财政收入的 50%, 而 1994 年之后的中央财政收入快速超过地方财政收入。2002 年启动的所得税分享改革被视为又一重要的税收收入上收过程。改革之前, 所得税根据企业隶属关系来划分税收归属; 所得税分享改革后便不再区分企业隶属关系, 地方政府留存所得税收入的 50% (从 2003 年起下降为 40%), 其余的税收收入归属中央。^① 此次税制改革又一次提高了中央收入分配占比。统计分析表明, 1994 年中央本级收入对地方本级收入占比从改革前不到 50% 迅速上升到 1.26, 2001 年略下降至 1.09, 而 2002 后快速提高至 1.22; 2004 年后该比例略有下降, 此后该比例一直维持在 1.10 左右。与此同时, 地方政府的支出责任稳步上升。2000 年之前, 中央财政支出与地方财政支出之比大约为 0.4~0.5 之间; 2000 年之后, 中央财政支出与地方财政支出之比逐步下滑, 至 2010 年中央财政支出占地方财政支出只有 21% 左右。

新财政集权理论为财政压力的激励效应提供了一种可能的解释: 在财政压力的激励下, 面对收紧的财政预算内约束, 地方政府会更加支持地方独享税源相关的产业。因此, 地方政府可能通过税收优惠、收费减免、财政补贴等方式“援助”地方高税行业发展 (Xu, 2011; 龙小宁等, 2014)。本文统计发现, 2003 年所得税分享改革之后, 包括房地产业、建筑业和交通运输业等营业税源的相关产业增加值都出现了比较明显的快速增长。^②

从其他财政性收入分析, 当地方政府面对缩紧的预算内规制约束, 会转向买卖辖区内公共资源 (最为典型的是土地资产) 去获取足够多的财政收入, 通过更多以及高价出让土地的方式, 为积累工业化资本及辖区间“蒂伯特竞争”提供资金援助, 以支撑本地基础设施建设并吸引制造业相关生产要素流入 (方红生和张军, 2014; 陈思霞和陈志勇, 2015)。本文统计发现, 2002—2003 年, 全国土地出让收入迅速上升, 2003 年全国土地收入增长率高达 123%, 此后逐年保持稳定。^③ 因此, 财政压力激励地方政府更多地出售掌握的公共资源扩充财政性资金, 从而保障制造业和服务业等关联性产业发展能得到支持。

然而, 财政压力的激励效应依赖于两个前提: 第一, 地方税收收入上收之后, 地方政府财政压力是否真实扩大。所得税分享改革带给地方政府财力结构的变化是, 地方政府逐步从财力自给转向依靠上级政府的财政转移支付。^④ 考虑财政转移支付后, 地方财政压力的激励效应是否还成立是需要验证的。第二, 同级政府间横向经济竞争究竟会因财政压力的变化增强还是减弱。新财政集权认为, 在给定资本要素流动、制造业与服务业的产业关联、地方政府对土地市场垄断的三个重要条件下, 财政压力带来的是地方政府对经济发展的援助之手 (陶然等, 2009; Zhang, 2012)。而传统财政集权理论则表明, 如果其他政府收入保持不变, 地方税收分成比例的下降会导致地方政府支出竞争 (或税收竞争) 的净收益下降 (吕冰洋, 2009), ^⑤ 地方政府低均衡水平的无效率竞争某种程度会得到局部纠正; 通过中央政府对区位粘度低的税基做出统一征管, 有利于克服低水平的无效竞争提高资源配置效率。

① 改革实施的是增量收入的分配改革形式, 因此 2001 年地方政府大多提高了所得税收入基数。所有数据均由作者手工整理得到, 相关图表读者可以直接向作者索取。

② 相关图表读者可以直接向作者索取。

③ 相关图表读者可以直接向作者索取。

④ 《国务院关于印发所得税收入分享改革方案的通知》(国发[2001]37 号) 指出, “中央财政因所得税分享改革增加的收入, 按照公平、公正的原则, 采用规范的方法进行分配, 对地方主要是中西部地区实行财政转移支付”。

⑤ 地方政府以更少的收入分成去支撑支出竞争或者经济竞争成本, 所面临的财政风险就会更高。

(二)理论分析

本部分我们主要通过构建理论模型,讨论财政压力与地方经济增长之间可能存在的关系。

1. 家庭行为决策

本文基于 Barro(1990)、Barro 和 Sala-I-Martin(1992)的政府与增长模型,扩展 Adam 和 Bevan(2005)的财政赤字与增长模型。假设政府对产出征收线性税收,且更高层级政府会给予本级政府一定比例的财政转移支付。政府提供的公共产品对产出具有溢出效应。政府在每一个预算周期内不遵循预算平衡(即,政府可以出现财政赤字)。地方政府弥补财政赤字的主要来源是:一为债务发行收入;二是以土地出让收入为主的非税收入。

在一个分散化决策的经济环境中,家庭存续两期,且无弹性地供给一单位劳动。假定人口规模不变,即 $L_t = \bar{L} = 1$ 。家庭的效用来自于两期的消费决策,效用函数为对数形式 $U = b \ln c_t + (1 - b) \ln c_{t+1}$, C_t 和 C_{t+1} 分别表示第一期和第二期的消费量, b 表示偏好参数。^①

2. 厂商行为决策

假设存在一个代表性企业,企业投入资本和劳动进行生产。政府公共产品对企业生产产生溢出效应,参考 Adam 和 Bevan(2005),生产函数形式设为:

$$Y_t = (A_t K_t)^\alpha G_t^{1-\alpha} \tag{1}$$

其中, Y_t 表示代表性厂商的产出;^② K_t 表示厂商投入的资本要素; A_t 为生产技术。

代表性厂商支付资本利息,资本利息率为 r_t ,还需要支付劳动价格 w_t 。^③ 进一步假设政府向厂商征收一个税率为 τ_t 的产出税,那么,根据企业利润最大化目标,得到一阶条件为:

$$r_t = (1 - \tau_t) \alpha A_t^\alpha K_t^{\alpha-1} G_t^{1-\alpha} \tag{2}$$

根据欧拉定理可知:

$$w_t = (1 - \tau_t) (1 - \alpha) Y_t \tag{3}$$

假设投资与资本存量之间的关系为:

$$\frac{K_t}{I_t} = \phi_t \tag{4}$$

3. 政府行为决策

根据 Barro(1990)、Barro 和 Sala-I-Martin(1992)和 Acemoglu(2009),假设政府支出与经济产出的关系为 $\omega = G_t/Y_t$ 。该层级政府会收到来自上级政府的转移支付,根据奥卡姆剃刀原则,假设财政转移支付与经济产出也呈线性关系,即 $T_t = \varphi_t Y_t$, $\varphi_t < 0$,即经济发达地区是转移支付净流出地。^④

地方政府允许出现财政赤字,财政赤字代表地区承担的财政压力。假定财政赤字主要依靠发

① 对数形式的效用函数只是一种简化形式。这种形式的好处在于,如果税收工资为 w ,那么,第一期消费为 bw ,第二期消费为 $(1-b)w$,这将简化本文后面的分析过程。

② 在产出表达式中,我们假设地方经济总量是地方税基,简化共享税的影响。

③ 需要注意的是,上述生产函数中隐含着劳动投入,只是将劳动供给标准化为 1,且在经济均衡中,劳动需求与劳动供给相等,因此,生产函数中省略了劳动投入要素。

④ 根据尹恒和朱虹(2011)、贾晓俊和岳希明(2012)的研究,财政转移支付都存在一定的“亲富”或“亲贫”特征。根据财力性转移支付的特点,在此我们将其设置为负向关系。

行债券和非税收入弥补:政府发行短期债券,即在第 t 期初政府有到期债券 D_t ,且新发债券 D_{t+1} 在第 $t+1$ 期初到期。在第 t 期,政府要支付债务余额的利息,利率为 r_{dt} 。^① 根据 Adam 和 Bevan (2005),期末政府债券与经济产出仍呈线性关系,即 $\frac{D_{t+1}}{Y_t} = d_{t+1}$ 。政府还会利用预算外收入 AR_t 来弥补财政赤字,假设政府预算外收入与经济产出比率为 θ_t 。

地方政府赤字为:

$$\pi_t Y_t = AR_t + (D_{t+1} - D_t) \quad (5)$$

其中,为第 t 期赤字—产出比率。

则政府预算约束为:

$$D_t \cdot (1 + r_{dt}) = (\tau Y_t + T_t + AR_t + D_{t+1} - G_t) \quad (6)$$

公式(6)左边表示地方政府在第 t 期的债务还本付息额,这里看做地方政府财政压力;公式右边为地方政府当期的收入扣除一般公共支出。其中 Y_t 表示地方税源相关产业总产出, T_t 表示财政转移支付, AR_t 表示预算外收入, D_{t+1} 表示新发行的政府债务, G_t 表示财政支出。

从政府预算约束公式(6)中可以看出,当 T_t 、 AR_t 、 D_{t+1} 以及 G_t 保持不变时,由于税率由上级政府确定,财政压力的增长会激励地方政府扩大地方税源产出 Y_t 来缓解财政压力。由此得到命题 1:

命题 1:当其他条件不变时,基于扩大税基的目标,财政压力下地方政府选择支持地方税源产业发展。

如果当 T_t 、 τY_t 、 D_{t+1} 以及财政支出 G_t 保持不变时,财政压力增长会激励地方政府增加预算外收入 AR_t 来缓解财政压力。由此得到命题 2:

命题 2:当其他条件不变时,财政压力下地方政府选择扩大预算外收入。

将公式(6)变换成相对于产出的比率约束:

$$\frac{(1 + r_{dt})}{(1 + g_t)} d_t = \tau + \varphi_t + \theta_t + d_{t+1} - \omega_t \quad (7)$$

其中,表示产出增长率。不难发现,财政压力与财政转移支付比例、非税收入比例、新发债券比例以及公共支出相对规模有关。

4. 均衡值求解

由家庭的效用函数可知,家庭在第 t 期的储蓄为:

$$S_t = (1 - b) \omega_t \quad (8)$$

家庭的储蓄主要用于两种用途:一种是投资,另一种是购买政府债券。则:

$$S_t = (1 - b) \omega_t = I_{t+1} + D_{t+1} \quad (9)$$

由此,结合公式(4)和(9)得到资本存量为:

$$K_{t+1} = \phi_t [(1 - b) \omega_t - D_{t+1}] \quad (10)$$

^① 从政府债务对经济的发展影响机制来看,政府发债行为既会通过债券销售获得财政收入,而从收入端影响政府行为进而影响地方经济发展,又会通过债务还本付息,从支出端影响政府行为,进而影响地方经济发展。

将公式(10)代入生产函数(1)中,得到产出增长率为:

$$g_{t+1} = \frac{Y_{t+1}}{Y_t} - 1 = \frac{\{A_t \phi_t [(1-b)\omega_t - D_{t+1}]\}^a G_t^{1-a}}{Y_t} - 1 \tag{11}$$

将公式(3)和(7)代入上式中,得到下式:

$$g_{t+1} = \left\{ A_t \phi_t \left[(1-b)(1-\alpha)(1-\tau_t) - (\omega_t - \tau_t - \theta_t - \varphi_t) + \frac{(1-r_{d_t})}{(1+g_t)} d_t \right] \right\}^a \omega_t^{1-a} - 1 \tag{12}$$

公式(12)表示地方经济增长率由生产率 A_t 、折旧率 ϕ_t 、财政收支系数 $(\omega_t, \theta_t, \varphi_t)$ 以及财政压力(政府债务)系数 d_t 决定。由公式(12)不难发现,当地方政府财政压力越大时(即,政府承担债务系数 d_t 越高),地区经济增长率越快,由此得出命题 3:

命题 3:在平衡增长路径上,其他条件保持不变,地方政府财政压力越大,地区经济增长率也越高。

三、指标、数据与实证策略

本文主要检验财政压力对地方经济增长的激励效应及其传导机制。在技术方法上,本文借助所得税分享改革来描述地方政府财政压力受到的外生冲击,构建“类政策实验”的强度 DID 模型进行实证研究。这不仅有利于克服使用宏观数据构建财政压力指标带来的内生性问题,也有利于更精确地反映中国分税制度改革的实际增长效应。

(一)城市经济绩效

本文核心指标是刻画城市一级的经济绩效和财政压力。经济增长的衡量指标十分丰富,包括经济增长率、人均 GDP 和人均 GDP 增长率等。然而,这些指标多是主观统计的结果,可能面临测量偏误和人为主观调整等弊端。因此,本文除了使用人均 GDP 指标外,还采用了卫星采集的城市夜间灯光亮度数据来衡量地区经济发展水平。近些年来,地区灯光亮度作为度量地区经济发展的有效指标已经被广泛采用(Henderson, Storeygard 和 Weil, 2012; Hodler 和 Raschky, 2014; 徐康宁等, 2015; 范子英等, 2016)。本文基于美国国防气象卫星搭载的业务型线扫描传感器(DMSP/OLS)获取的夜间灯光影像,提取 2000—2012 年中国城市灯光总强度数据,并基于此来度量城市发展状况。长时间序列的 DMSP/OLS 夜间灯光影像数据集在校正过程中需要解决两个难题:第一,原始影像数据集中的影像是非连续性的;第二,影像中表征灯光强度的像元亮度值存在饱和现象。针对这些问题,我们基于一种不变目标区域法的影像校正方法,对提取出来的每一期区域夜间灯光影像进行校正,该方法被广泛用于长时间序列夜间灯光影像数据集的校正处理(Wu, He, Peng, Li 和 Zhong, 2013; 曹子阳等, 2015)。我们将使用影像校正方法后的夜间灯光数据进行实证。^①

(二)所得税实际损失率

财政压力采用所得税实际损失率进行测度。所得税分享改革于 2002 年开始在全国层面统一推行,实施的是增量分成改革模式,中央政府在维持地方政府既有所得税基数不变的基础上,对于增量收入部分中央政府和地方政府 2002 年实施五五收入分成,2003 年推进到收入六四分成。其

① 具体的影响校正思路可直接向作者索取。

中“基数”的确定是用 2001 年地方实际得到的企业所得税总额减去假定 2001 年就实行了五五分成地方分得的所得税份额得出一个固定数,2002 年后中央每年再以这个固定数向地方进行返还。然而,自 2001 年 9 月份地方获知所得税征管将要改革的消息后,各省的地方企业所得税增长率直线上升,因此在实际执行过程中,“基数”的确定方式是承认地方 2001 年 1~9 月的正常增长率,以 2000 年度的所得税总额乘以正常增长率得到了 2001 年的返还基数。

所得税实际损失率的构建方式是:首先,假设地方政府留存的税收收入总和为(所得税收入+其他税收收入),因此分税后地方政府留存的所得税收入为(总税收收入-其他税收收入),将(总税收收入-其他税收收入)除以 40%,得到分税前产生于各地方的所得税总收入;其次,由于在所得税分享改革前,所得税收入归地方独享,而分税后中央政府享受所得税收入的 60%,因此相对分税改革之前,分税改革带来的地方所得税收入损失为(地方税收收入-其他税收收入) $\times \frac{6}{4}$;最后,由于所得税分享改革为增量分成,即中央政府需要保证地方政府在改革前的所得税收入不受“侵蚀”,因此会对所得税收入基数进行返还。地方所得税收入实际损失则为[(地方税收收入-其他税收收入) $\times (60\%/40\%)$ -所得税返还基数],所得税收入实际损失率见式(13):^①

地方所得税收入实际损失率

$$= \frac{(\text{地方税收收入} - \text{其他税收收入}) \times \frac{6}{4} - \text{所得税返还基数}}{(\text{地方税收收入} - \text{其他税收收入}) \times \frac{6}{4} + \text{地方税收收入} - \text{所得税返还基数}}$$

$$= \frac{1.5 - \text{返还基数} / \text{地方税收收入} - 1.5 \times (\text{其他税收收入} / \text{地方税收收入})}{2.5 - \text{返还基数} / \text{地方税收收入} - 1.5 \times (\text{其他税收收入} / \text{地方税收收入})} \quad (13)$$

我们分地区统计了所得税分享改革后地方所得税收入的实际损失率。结论表明:东部地市在这次改革后所得税收入的损失程度最大,平均来说,浙江、江苏、福建和山东四个省所辖的地市的所得税收入实际损失率居前;中部地区所得税收入实际损失率居中,除湖北和安徽两省所辖地市的所得税收入实际损失率偏低,其余地市所得税收入实际损失率基本保持在 5%;西部地区地市所得税损失率最小,西部大部分地市所得税收入实际损失率都在 3% 以下,为所得税分享改革中财政转移支付补贴的目标对象。^②

(三)强度 DID 相关指标

由于地方所得税收入损失率可能内生于城市发展水平,并且使用分税改革后实际税收损失率会导致无法识别所得税分享改革前后的财政压力的变化。从公式(13)中不难发现,决定所得税收入实际损失率有两个关键变量:“基数/地方税收收入”和“除所得税外其他税收收入/地方税收收入”。由于返还基数是相对固定的,因此,地方所得税收入损失造成的财政压力与地方财政对所得税收入的依赖程度(即,所得税收入/地方税收收入)是密切相关的。地方税收对所得税依赖程度

① 其中,地方税收收入、所得税收入均来自《全国地市县统计资料》《中国区域经济统计年鉴》。根据所得税分享改革的实际状况,基数的计算采用 2000 年所得税总额乘以 1998—2000 年三年平均的正常增长率进行替代。所得税增长率的计算是使用 1998—2000 年的几何平均增长率计算得到。因为无法获得 2001 年各地市 1~9 月的所得税收入增长率,因此采用该办法进行近似替代。

② 限于版面限制,绘制表格没有汇报,有需要的读者可以向作者直接索取。

越高,所得税分享改革造成的财政压力越大。^①

强度 DID 是一种类似于双重差分模型的计量回归方式。在双重差分模型中,根据是否接受实验,样本被划分为“实验组”和“对照组”。然而,在所得税分享改革中,所有观测到的样本都受到了“突然”的分税冲击,导致我们无法必然划分“实验组”和“对照组”。强度 DID 模型使用“受到改革冲击的程度”作为划分实验组和对照组的依据,在使用强度 DID 模型时,实验组和对照组是“相对”而非“绝对”的。

基于上述逻辑,本文刻画了在所得税分享改革中反映财政压力变化的强度类指标,具体做法是:我们测度了改革前 1998—2000 各地市三年所得税占税收收入的结构平均值,^②以此刻画不同地市可能受到所得税分享改革冲击的大小。该比例越大说明地方财政收入对所得税收入的依赖程度越强,而地方受到改革影响产生的财政压力越大。我们依次统计分析了所得税依赖程度的年度动态变化趋势;以及按照改革前所得税依赖程度进行四分位分组、观察所得税依赖度高的地区是否在分税改革之后来自所得税贡献率会更快地减少。结果分别见图 1 和表 1。

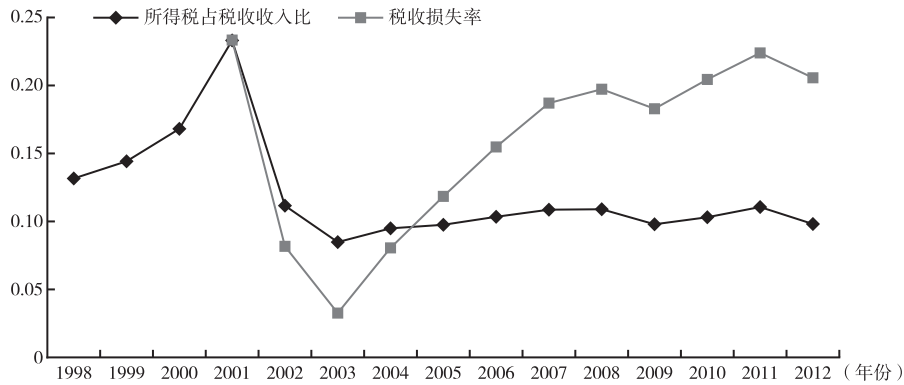


图 1 所得税分享后税收实际损失率与所得税依赖度关系图

图 1 显示了自 2002 年分税改革后,全国的税收损失率与所得税依赖度关系图。结论显示:首先,自 2002 年所得税分享改革之后,地方政府来源于所得税收入的贡献显著下降,平均而言,各地市因所得税分享而承受的财政压力是存在的;其次,所得税收入实际损失率与所得税依赖程度保持了大致相同的动态趋势,当所得税依赖程度较低时,所得税收入实际损失率降低;而当所得税依赖程度较高时,所得税收入实际损失率提高;最后,从增长幅度上看,所得税依赖程度一个单位的变化会引起所得税收入实际损失率大于一个单位的变化。

为了进一步验证所得税依赖程度与所得税收入实际损失率之间的对应关系,我们按照税前所得税平均依赖度进行了四分位分组,考察是否所得税依赖度更大的地市在分税改革后所得税贡献率^③出现了更大幅度的下降,具体见表 1。

① 例如,A 区的税前所得税依赖度为 50%,B 区的税前所得税依赖度为 10%;那么,改革造成的 A 区税收损失率为 30%,B 区税收损失率为 6%,A 区因损失所得税收入承受的财政压力应大于 B 区。

② 这样做的好处:一是能够减少双向因果带来的估计偏误,二是考虑到税制结构一般是比较稳定的。我们并没有采用 2001 年相关数值,因为所得税收入分享改革是增量分成的,所以地方政府大多都在 2001 年提高了所得税收入,造成加入 2001 年的所得税依赖度进行比较有失真的风险。

③ 这里的贡献率也即(所得税收入/税收总收入)。

表 1
 所得税税收贡献度分位组变化
 单位：％

贡献率变化分位组	0～25 分位	25～50 分位	50～75 分位	75～100 分位
2001	10.90	7.85	8.11	7.91
2002	2.42	－2.65	－4.92	－8.45
2003	0.54	－5.02	－7.89	－12.02
2004	1.49	－4.18	－6.98	－10.93
2005	2.14	－3.97	－6.29	－11.35
2006	2.70	－3.58	－6.18	－11.19
2007	3.23	－3.00	－5.26	－10.16
2008	3.33	－2.70	－4.91	－10.53
2009	2.28	－3.39	－6.28	－12.02
2010	2.57	－2.92	－5.98	－10.90
2011	3.39	－2.41	－5.19	－10.53
2012	2.56	－3.03	－6.65	－11.78

表 1 中的列 1—列 4 显示的是各年度所得税贡献度相对于改革前三年所得税贡献度的变化。从表 1 不难看出，分税前所得税占比较低的地区，分税改革后税收收入中来源于所得税收入的比例反而有所提高；而随着所得税占比值的不断提高，分税改革后税收收入中来源于所得税收入的贡献度下降显著。所得税分享改革给地方财力带来的冲击是比较明显的。^①

(四)其他变量

本文选择的控制变量包括：人口和人口密度、固定资产投资率(固定资产额占 GDP 的比重)、消费率(全社会消费零售总额占 GDP 的比重)、政府规模(财政支出占 GDP 比重)和产业结构(二三产业产值占 GDP 比重)。

(五)实证策略

本文研究设定的计量模型见公式(14)：

$$light_{it}(pergdp_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \alpha_2 D_t \cdot D_{group} + \alpha_k \cdot x_{ik} + \alpha_i + year_t + \theta_p \cdot year_t + \epsilon_{it} \tag{14}$$

其中，被解释变量为人均 GDP 或者是地区夜间灯光亮度。^② D_t 代表所得税分享改革的政策实施时间，是以受所得税分享改革影响程度大小来划分“相对”实验组(取值为 1)和“相对”对照组(取值为 0)，这里分别采取两种划分标准：中位值及所得税占比原值。第一种方式下，设定大于所得税占比中位值的样本为实验组，设定小于中位值标准的则为控制组；第二种方式下，采用所得税

① 由于税前所得税占比是从结构角度考察各地区在所得税分享改革中受冲击的效应，我们同时以税前各地区所得税增长率为基准，从规模上考察了各地区在所得税分享改革中受到的财政压力的冲击，即是否所得税收入增长较快的地区在分税改革后受到的财政压力更大。从规模效应上我们同样也能发现，由于对于所有地区中央政府分享了地方税收收入中的 60%，导致税前所得税增长率较低的地区，分税改革后税收增长损失率小；而税前所得税增长率较高的地区，分税改革后税收增长损失率大。后文中我们也将以税前所得税收入增长率作为强度指标进行稳健性检验。由于所涉数据汇报占比篇幅较大，如有读者需要，可直接向作者索取。

② 这里的灯光亮度为地区栅栏上的总灯光亮度，由于每个地区的面积总量为恒定值，因此面积变量会随控制地区固定效应而“消失”，估计结果与使用单位面积灯光亮度是一致的。

占比原值与政策年份做强度 DID 交乘项,即在每一个分位上,大于该占比值的城市样本都为该分位所属样本的相对实验组。 x 为控制变量集合。

为了尽量缩减遗漏变量和双向因果的计量偏误,并考虑到可能时间上渐序实施的灯光亮化工程,模型都使用控制时间和地区的双向固定效应模型。^① 此外,由于地级市的经济的发展很大程度上受省级政府的影响,因此我们进一步控制了省与年份的趋势效应($\theta_p \cdot year_t$)。

四、实证解读

(一)基础性回归

1. 基本回归:不考虑财政转移支付因素

表 2 显示了不考虑财政转移支付因素时,基础回归的检验结果。其中,列 1 和列 2 显示的使用所得税依赖程度中位组划分实验组和对照组的回归结果,列 3 和列 4 是使用所得税依赖程度(强度指标)与改革时间交乘的回归结果。

表 2		基础回归结果		
变量	灯光	人均 GDP	灯光	人均 GDP
	中位值分组	中位值分组	强度指标	强度指标
分税改革时间	-0.576*** (-5.34)	-1.156*** (-15.72)	-0.942*** (-4.61)	-1.141*** (-9.37)
分税改革交乘项	0.485*** (2.65)	0.179 (1.38)	4.373*** (3.17)	0.662 (0.69)
常数	2.396*** (5.18)	0.296 (0.96)	2.446*** (5.09)	0.307 (0.99)
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
时间与省份交乘项	控制	控制	控制	控制
R ² 值	0.6837	0.7281	0.6925	0.7299
F 值	34.82*** (0.00)	52.36*** (0.00)	35.33*** (0.00)	52.06*** (0.00)
观测数	4154	4153	4093	4092

注:***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的置信区间上显著。所有标准误均为稳健标准误,下同。

结果显示,使用强度 DID 模型,财政压力每提高一个单位,改革后灯光亮度提高 4.373 个单位;使用中位组进行组别划分,财政压力每提高一个单位,改革后灯光亮度提高 0.485 个单位。使用人均 GDP 作为被解释变量,双重差分项为正但系数并不强显著,即省级层面其他宏观政策冲击

① 实验组和对照组的划分是依据 1998—2000 年所得税占比的三年均值来产生的,它的互为因果关系较弱,因为很难推测每年城市灯光亮度会逆向影响改革前地方所得税收入占比结构。而地方经济初始水平的影响可以通过固定效应做差分消除。当然,后文也将使用控制上一年度 GDP 的做法来进一步消减双向因果效应。

可能在一定程度上解释了所得税分享改革后的经济增长,同时也说明人均 GDP 和灯光所刻画的经济
发展水平确实存在一定差异。总的来说,财政压力显著促进了地方经济增长,财政压力对经
济增长的激励效应得到验证。

2. 基本回归:考虑财政转移支付因素

接下来,考虑财政转移支付对压力型财政激励的影响。参考贾晓俊和岳希明(2012)的研究,我们将样本城市划归为两大类:第一类,包括北京、天津、上海、江苏、浙江、广东、辽宁、福建、山东九个省份,这些省份在改革前后没有(或很少)接收均衡性一般转移支付,为均衡性转移支付的净流出地,赋值为 1;其余的为第二类,即均衡性转移支付的相对净流入地,赋值为 0。我们将转移支付地区组别虚变量与分税改革交乘项做三重差分项,考察压力式财政激励的经济增长效应在不同转移支付类型地区的异质性效应。结果见表 3。

表 3 财政转移支付与压力型财政激励

变量	灯光	人均 GDP	灯光	人均 GDP
	中位值分组	中位值分组	强度指标	强度指标
分税改革时间	−0.579*** (−8.75)	−1.145*** (−15.07)	−0.929*** (−10.47)	−1.148*** (−9.92)
分税改革交乘项	0.444*** (5.37)	0.302*** (2.91)	3.469*** (6.49)	1.159* (1.67)
分税改革* 转移支付地区类型	0.124 (1.00)	−0.376 (−1.44)	2.336*** (3.82)	−1.283 (−1.01)
常数	2.402*** (11.26)	0.279 (0.92)	3.098*** (4.04)	0.304 (0.98)
其它变量	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制
时间与省份交乘项	控制	控制	控制	控制
R ² 值	0.6838	0.6220	0.6937	0.7304
F 值	244.27*** (0.00)	19.95*** (0.00)	252.01*** (0.00)	50.80*** (0.00)
观测数	4154	4153	4093	4092

注:***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的置信区间上显著。

从回归结果看,首先,所得税分享改革交乘项均在显著,即所得收入分税带来的财政压力提高了地区灯光亮度和人均 GDP。然而,转移支付净流出地与分税改革的三重差分项在灯光模型中保持正向显著,即在财政压力下,转移支付净流出地相对于转移支付净流入地的经济增长效应更强。结果表明,在接受财政转移支付较多的地区,由于上级政府的财政转移支付缓解了地方财力约束,压力型财政激励效应并不显著。

(二)稳健性检验

1. 税收增长率匹配强度指标

以改革前所得税占比划分组别或者作为强度指标,是从结构方面刻画地市在分税改革中的税

收相对损失。这里,我们从规模角度切入,以改革前三年的所得税税收增长率为基准构造强度指标并划分实验组别和对照组别,检验结论稳健性。^①从回归结果来看,从相对损失规模上刻画所得税分享改革造成的财政压力,同样能够得到财政压力对经济增长正向影响的结论。无论是采用人均 GDP 还是灯光亮度,分税改革交乘项都保持了正向显著。

2. 财政压力的再提高

所得税分享改革存在两个显著的时间节点:2002 年所得税收入中央政府和地方政府五五分成,2003 年中央享有的所得税比例由 50% 上升到了 60%。如果基础结论成立,当我们在基础模型中再次加入 2003 年为改革时间基准的强度 DID 指标时,所得分税比例的再提高应该对灯光(或人均 GDP)有正向的促进作用。

回归结果显示,在控制 2002 年分税改革交乘项的基础上,所有 2003 年分税改革交乘项在小于 1% 的水平上同时显著,与预期吻合,财政压力对经济增长的促进效应得到验证。使用人均 GDP 时,2003 年分税改革交乘项显著为正,但 2002 年分税改革交乘项影响不显著,即对于人均 GDP 而言,更高比例分税带来的财政压力的经济增长效应相对更显著。

3. 控制城市初始经济发展水平

由于我们采用的是 1998—2000 年各城市所得税结构作为强度指标并进行了分组,我们担心回归结果是否会受到初始经济发展水平差异的影响。因此,模型进一步控制时间趋势效应并且控制每个地区上一年度人均 GDP。

回归结果显示,在控制住时间趋势项和上年度的人均 GDP 的情况下,灯光模型中税改交乘项仍然在 1% 的水平上显著。^②所得税改革交乘项的系数与基础回归相比有所减小,说明初始经济水平和时序惯性增长对结果的影响是存在的,但并不影响基本结论。

4. 控制分权改革:省直管县和撤县并区

与所得税分享改革同步进行其他分权改革措施还包括“省直管县”改革和“撤县设区”改革,我们试图剥离其他分权改革政策可能带来的经济激励,因此模型进一步控制“撤县设区”和“省直管县”改革。在此设置“省直管县”和“撤县设区”两个虚拟变量。设如果某市当年所辖县实施了“省直管县”政策取值为 1,否则赋值为 0;以及将某市当年实施了“撤县设区”政策取值为 1,否则赋值为 0。

回归结论显示:控制“省直管县”和“撤县设区”后,相对于基础回归结果,灯光模型中核心解释变量系数变小,但在小于 1% 的水平上显著,基本结论并不受同期分权改革政策的影响。使用人均 GDP 同样能够得到正向影响系数,但显著度降低,说明灯光与人均 GDP 在刻画经济发展水平上存在差异。

5. 控制其他宏观发展战略和系数加权

第一,2003—2005 年,国务院相继提出振兴东北老工业基地和中部崛起战略,给予东北地区和中部地区九个省份以倾斜性政策。因此删除中部和东北地区九个省的数据之后,使用剩余样本再次进行回归。第二,通过观察数据增长趋势,我们发现,2005 年以后第三产业增加值迅速上升并数据波动异常,而同时全国土地出让收入在 2005 年增长率为负。为控制基础回归的结果不受到 2005 年之后不可观测因素的系统性干扰,将样本缩短至 1997—2005 年进行回归。第三,我们在 1997—2005 年样本的基础上,对各指标使用重新分配权重的方法(Reweighting)缩减样本间初始

① 由于版面限制,稳健性检验的相关回归结果读者可以直接向作者索取。

② 被解释变量为人均 GDP 时,由于控制上一年度 GDP 会存在很强的内生性,因此我们控制的是使用 1997 年人均 GDP 乘以时间趋势值 t 。

经济发展水平差异。^① 回归结论显示,删除中部和东北地区后的所得税改革交乘项系数明显变大,但系数显著为正,结论稳健。缩短样本的时间段后,双重差分项和强度 DID 回归系数均显著为正,结论稳健。系数再分配加权后回归结果同样支持基本结论。

(三)机制检验

1. 产业发展选择

接下来,拟验证下面三条传导机制。第一,所得税分享改革后,受财政压力激励,营业税源重点相关行业—房地产业得到了更快的发展;第二,所得税分享改革后,地方政府通过高价出让土地,以土地财政等非税收入支持地方经济发展;第三,控制土地财政收入规模不变,所得税改革通过改变地方政府间竞争影响经济增长。^②

表 4 检验了压力型财政激励下,地方政府通过促进房地产发展和增加土地财政收入进而影响地区经济增长的机制。我们检验了灯光亮度为被解释变量,分别使用中位值分组和使用强度 DID 模型的回归结果。其中,房地产投资率使用房地产投资总额占 GDP 值衡量;投资多样性指标借鉴赫芬达尔指数,使用房地产投资总额占社会固定资产投资总额的平方项衡量(该值越大说明投资多样性越低)。

表 4 传导机制检验一

指标	中位值	强度	中位值	强度	中位值	强度
	房地产投资率	房地产投资率	投资多样性	投资多样性	土地财政收入	土地财政收入
传导指标	2.170 (1.53)	0.194 (0.11)	-2.357 (-1.48)	-3.797* (-1.91)	-0.000* (-1.95)	-0.000** (-2.15)
税权改革交乘项	0.252 (1.38)	2.398 (1.58)	0.304* (1.66)	2.805** (2.01)	0.266*** (3.28)	2.708*** (5.02)
税权改革×改革 时间×传导机制	2.864* (1.71)	24.501** (2.34)	5.068** (2.36)	36.607** (2.60)	0.00001*** (3.45)	0.0001*** (3.49)
常数	2.488*** (5.54)	2.602*** (5.73)	4.057*** (8.80)	2.541*** (5.59)	1.799*** (6.12)	1.825*** (6.31)
其它变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ² 值	0.6903	0.7000	0.6874	0.6990	0.6904	0.6993
时间与省份交乘项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	34.49*** (0.00)	34.93*** (0.00)	39.92*** (0.00)	34.81*** (0.00)	197.06*** (0.00)	202.61*** (0.00)
观测数	4143	4086	4143	4086	3408	3360

注:***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的置信区间上显著。

① 当年实验组群组(对照组)的人均 GDP 高于(低于)基年对照组,在对应的“箱”里中降低(提高)权重比,使得实验组和对
 照组尽量可比,并剔除不同“箱”中的样本可能存在的系统性偏差。得到每一个箱的权重比后,我们对解释变量和被解释变量乘以
 加权系数后再进行回归。参见 Dinardo, Fortin 和 Lemieux(1996)。

② 经济竞争采用同一省内其他地市 GDP 加权增长率衡量,支出竞争是同一省内其他地市财政支出占比加权数,税收竞争
 是同一省内其他地市税收收入占比加权数,加权系数均为两地市人均 GDP 差额绝对值的倒数。

回归显示,从传导机制的单变量分析,单一的投资结构和较高的土地财政收入对于经济增长是不利的(土地财政收入的负向影响效应相对很小)。传导机制的三重交乘项基本显著为正,这说明所得税分享改革后,财政压力越大的地区如果拥有更高的房地产投资率、更多的土地财政收入和偏向于房地产行业的投资结构,则在所得税分享改革后地区灯光强度更亮(同样,财政压力下土地财政收入对经济增长的贡献率是偏小的)。财政压力下,偏向于房地产投资或土地出让行为,其带来的经济增长正向效应会抵消传导机制本身的负向效应。结论表明,所得税分享改革形成的财政压力,会通过促使地方政府扶持房地产等地方高税行业的发展,促进地方经济增长。但值得注意的是,大量社会投资都向房地产行业集中,地方经济增长是以单一化的社会投资结构为代价的,这很可能加剧宏观经济体系的脆弱和波动。

2. 政府间竞争

对于压力型激励下的政府间竞争变化,传统财政集权理论认为,税收分成导致地方努力征税的净收益下降,经济竞争可能会扩大真实财政赤字,^①财政收入集权有利于降低地方政府过度竞争和地区分割。中央政府上收流动性税基有利于资源在更加统一的市场内进行有效配置,提高经济发展水平。而新财政集权理论认为,税收分成后,给定资本要素流动、垄断性土地收入和工业发展的政治收益,收入集权压力下地方政府仍然会运用土地出让等非税收收入资源来“援助”企业、促进地方经济增长。这里主要验证财政压力的激励究竟“增强”还是“削弱”了政府间竞争。^②

表 5 的机制检验中,我们在控制地方土地财政收入规模后,以灯光被解释变量,加入政府竞争指标与所得税分享改革的 DID 交乘项从而形成三重差分,检验结果如表 5 所示。

表 5 传导机制检验二

指标	中位值_ 经济竞争	强度_ 经济竞争	中位值_ 税收竞争	强度_ 税收竞争	中位值_ 支出竞争	强度_ 支出竞争
传导指标	0.007 (1.17)	0.061** (2.01)	0.001 (1.35)	0.003 (1.10)	0.005 (0.98)	0.012 (1.09)
税收改革交乘项	0.496*** (2.69)	3.073** (2.56)	0.496*** (2.68)	3.043** (2.53)	0.321** (2.00)	3.045** (2.54)
税收改革×改革 时间×传导机制	-0.069*** (-3.07)	-0.509** (-2.39)	-0.014** (-1.97)	-0.033 (-1.42)	-0.036* (-1.76)	-0.174 (-1.60)
常数	2.397*** (5.18)	1.764*** (2.63)	2.395*** (5.17)	1.819*** (2.76)	1.791*** (2.82)	1.806*** (2.73)
土地收入规模	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其它变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制

① 税收竞争造成地方政府竞相降低实际税率、财政收入下降,支出竞争导致地方政府竞相提高支出水平,从而导致地方政府真实财政赤字不断增加。

② 根据政治晋升锦标赛理论,对于每一个地级市而言,经济竞争指标是一省之内除该地级市之外其它地级市经济增长率的加权平均值,税收竞争指标是一省之内除该地级市之外其它地级市实际宏观税率(税收收入/GDP)的加权平均值,支出竞争指标是一省之内除该地级市之外其它地级市支出相对规模(财政支出/GDP)的加权平均值,加权系数均为该地市与省内其它地级市之间人均 GDP 的倒数。

续表 5

指标	中位值_经济竞争	强度_经济竞争	中位值_税收竞争	强度_税收竞争	中位值_支出竞争	强度_支出竞争
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间与省份交乘项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ² 值	0.6839	0.6986	0.6839	0.6983	0.6893	0.6983
F 值	32.99*** (0.00)	37.13*** (0.00)	33.16*** (0.00)	36.45*** (0.00)	36.00*** (0.00)	36.42*** (0.00)
观测数	4150	3358	4151	3358	3407	3359

注：***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的置信区间上显著。

回归结果发现, 税权改革与政府间竞争三重差分项显著为负, 说明财政压力下的政府间竞争对经济增长是不利的。中央政府上收流动性税基的税收征管权并提高税收分成比例, 降低了地方政府竞争的净收益、加大了支出竞争的财政风险, 财政压力会约束地方政府减少支出竞争。但在相同的土地收入规模下, 税收竞争仍然能够帮助地方取得经济发展优势, 因此地方政府如果能够通过其他财源取得展开竞争的资金, 依然会继续有利于工业化及其关联产业的“蒂伯特竞争”。总的来说, 财政压力下地方政府支出竞争力度下降, 而地方政府拥有足够的土地性财政收入后仍能加强税收竞争程度, 提高地方经济增长优势。

五、结论与启示

本文研究基于 2002 年所得税分享改革作为地方财政压力变化的外生冲击事件, 构建了强度 DID 计量模型, 使用 1997—2012 年中国城市卫星夜间灯光数据衡量经济发展水平, 检验了地方财政压力对城市经济发展水平的影响及其传导机制。研究发现, 在财政压力的激励下, 地方政府偏向发展地方高税行业、激励地方经济增长, 但这也形成了地方偏向房地产行业的经济发展模式、降低了经济发展的多样性。此外, 财政压力会约束地方政府减少支出竞争。然而, 地方政府会转向使用土地出让收入等筹集资金, 作为地区间税收竞争的基础, 吸引流动性生产要素。

我们的研究表明, 财政制度设计会深刻影响地方政府的行为决策。财政压力激励下地方政府容易形成较为单一的经济发展模式, 增加宏观经济风险。地方政府在财政压力下转向使用土地收入等非税收入来源作为新一轮的税收竞争手段, 依然不利于国内统一市场的形成, 并有悖于生产要素充分、自由流动的资源配置机制。因此, 在政策建议上, 我们认为: 第一, 合理划分中央政府与地方政府的财权责任和事权责任, 在税收制度设计上适当增加地方政府的自主决策权, 有利于防范地方政府过于依赖某类地方高税行业的发展模式, 增进地方经济发展的多样性; 第二, 规范政府性基金收入管理, 减少地方政府对于土地性财政收入的依赖, 有利于抑制地方政府陷入低效的政府间竞争。

参考文献:

1. 曹子阳、吴志峰、匡耀求、黄宇生:《DMSP/OLS 夜间灯光影像中国区域的校正及应用》,《地球信息科学》2015 年第 9 期。
2. 陈思霞、陈志勇:《需求回应与地方政府性债务约束机制:经验启示与分析》,《财贸经济》2015 年第 2 期。
3. 范子英、彭飞、刘冲:《政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究》,《经济研究》2016 年第 1 期。

4. 范子英、张军:《财政分权、转移支付与国内市场整合》,《经济研究》2010年第3期。
5. 方红生、张军:《财政集权的激励效应再评估:攫取之手还是援助之手》,《管理世界》2014年第2期。
6. 傅勇:《财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给》,《经济研究》2010年第8期。
7. 贾晓俊、岳希明:《我国均衡性转移支付资金分配机制研究》,《经济研究》2012年第1期。
8. 梁若冰:《财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法》,《经济学(季刊)》2009年第9卷第1期。
9. 龙小宁、朱艳丽、蔡伟贤、李少民:《基于空间计量模型的中国县级政府间税收竞争的实证分析》,《经济研究》2014年第8期。
10. 吕冰洋:《政府间税收分权的配置选择和财政影响》,《经济研究》2009年第6期。
11. 沈坤荣、付文林:《中国的财政分权制度与地区经济增长》,《管理世界》2005年第1期。
12. 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖:《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》2009年第7期。
13. 王文剑、覃成林:《地方政府行为与财政分权增长效应的地区性差异—基于经验分析的判断、假说及检验》,《管理世界》2008年第1期。
14. 谢贞发、范子英:《中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争》,《经济研究》2015年第4期。
15. 徐康宁、陈丰龙、刘修岩:《中国经济增长的真实性:基于全球夜间灯光数据的检验》,《经济研究》2015年第9期。
16. 尹恒、朱虹:《县级财政生产性支出偏向研究》,《中国社会科学》2011年第1期。
17. 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5册第1期。
18. Adam, C. S., & Bevan, D. L., Fiscal Deficits and Growth in Developing Countries. *Journal of Public Economics*, Vol. 89, 2005, pp. 571—597.
19. Acemoglu, D., *Introduction of Modern Economic Growth*. Princeton and Oxford: Princeton University Press, 2009.
20. Barro, R. J., Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, pp. 103—125.
21. Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X., Public Finance in Models of Economic Growth. *Review of Economic Studies*, Vol. 59, 1992, pp. 645—661.
22. Davoodi, H., & Zou, H. F., Fiscal Decentralization and Economic Growth: A Cross-Country Study. *Journal of Urban Economics*, Vol. 43, 1998, pp. 244—257.
23. Dinardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T., Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973—1992: A Semi-Parametric Approach. *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, 1996, pp. 1001—1044.
24. Du, J. L., Lu, Y., & Tao, Z. G., Government Expropriation and Chinese-style Firm Diversification. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 43, 2015, pp. 155—169.
25. Han, L., & Kung, J. K., Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol. 116, 2015, pp. 89—104.
26. Henderson, J. V., Storeygard, A., & Weil, D. N., Measuring Economic Growth from Outer Space. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 2, 2012, pp. 994—1028.
27. Hodler, R., & Raschky, P. A., Regional Favoritism. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 2, 2014, pp. 995—1033.
28. Oates, W. E., Fiscal Decentralization and Economic Development. *National Tax Journal*, Vol. 46, No. 2, 1993, pp. 237—243.
29. Wu, J., He, S., Peng, J., Li, W. F., & Zhong, X. H., Intercalibration of DMSP-OLS Night-Time Light Data by the Invariant Region Method. *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 34, No. 20, 2013, pp. 7356—7368.
30. Xu, C. G., The Fundamental Institutions of China's Reform and Development. *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 4, 2011, pp. 1076—1151.
31. Zhang, J., Zhu Rongji Might Be Right: Understanding the Mechanism of Fast Economic Development in China. *The World Economy*, Vol. 35, No. 12, 2012, pp. 1712—1732.

Fiscal Pressure and Local Economic Growth: An Experiment from China Income Tax Sharing System Reform

CHEN Sixia (Zhongnan University of Economics and Law, 430073)

XU Wenli (Wuhan University, 430072)

ZHANG Lingyi (Zhongnan University of Economics and Law, 430073)

Abstract: In this paper, we construct an “as-if” DID model on the basis of the 2002 “Income Tax Sharing System” reform and evaluate the changes in local fiscal pressure based on an exogenous shock that redefine the tax sharing rules between the central government and local governments. By using the DMSP/OLS satellite data at the city-level, we empirically examine the impact of fiscal pressure on the economic growth. We find that fiscal pressure significantly increase the satellite lighting. Furthermore, we obtain the following findings: Firstly, the fiscal pressure effects are less profound in cities that receive considerable intergovernmental transfers from high levels of governments. Secondly, the local governments are more likely to help the growth of real estate industry, which can reciprocally bring them considerable sales taxation. However, this homogenized growth pattern might be detrimental for the economic diversification and finally enhance the risk of economical fluctuation. Finally, the fiscal pressure created by the reform restricts the extent to which jurisdictions compete with each other. However, the tax competition still exists because local governments are able to lower the tax rate once they gain enough revenues from land-sales. This paper provides a new explanation for China’s high-speed growth in addition to expenditure decentralization or administration decentralization. It also offers extra evidence for exploring the growth incentives of local government within the framework of Chinese decentralization.

Keywords: fiscal pressure, DMSP/OLS satellite data, income tax sharing reform, difference-in-differences

JEL: H00, H20, H60

责任编辑:鲁 洲