

中国式“压力型”财政激励的 财源增长效应*

——基于取消农业税改革的实证研究

□谢贞发 严瑾 李培

摘要:在经济社会转型期,地方政府面临着“压力型体制”下复杂多样的压力来源,积极汲取财政收入成为地方政府应对压力的主要途径,从而形成典型的中国式“压力型”财政激励。文章以取消农业税改革作为地方政府财政压力变化的准自然实验,利用强度双重差分法实证检验财政压力变化的财源增长效应。文章研究发现,在同一地区内,取消农业税改革后财政压力更大的县,其第二产业尤其是工业产值实现了更快增长。但这一结果并未出现在同一地区中农业税占比更大的县,说明地方政府的财源建设行为更多来自财政压力的激励而非税收结构变化的激励。这种财政压力的工业增长效应更多发生于工业基础薄弱和财政自给率高的地区,且放松环境规制成为地方政府实现工业增长效应的重要手段。

关键词:财政压力 工业增长 环境污染

一、引言

在经济社会转轨过程中,中国地方政府面临着日益复杂的压力来源,如自上而下的政绩要求压力、水平方向的发展竞争压力、自下而上的需求满足压力等。地方政府的运行就是对不同来源的发展压力的分解和应对。理论界将这种运行模式简称为“压力型体制”^①,它是计划经济时期动员体制在现代化和市场化压力下的延续,是经济转轨过程的产物(杨雪冬,2012)。诸多复杂多样的压力都会转化为地方政府的财政支出压力,因此,努力汲取财政收入成为地方政府应对这些压力的重要途径,从而形成典型的中国式“压力型”财政激励。本文试图从中国式“压力型”财政激励角度考察地方政府行为对中国经济运行轨迹的影响。这一思路与陶然等(2009)所提出的分析框架是一致的。他们认为,在理解中国转轨期高速增长的政治经济学背景上,一个简单而统一的分析框架是不断变化的博弈规则下地方政府追求财政收入的激励。这一思路也与Weingast(2009)所倡导的财政激励方法是一致的。他认为,无论地方官员的目标是什么,更多的财政收入可以放松他们的预算约束,从而可以更好地实现他们的目标。因此,不同的财政制度设计直接影响了地方政府官员的行为和政策选择,进而影响了他们辖区的经济绩效。

与不断增强的财政支出压力相反,为了扭转财政包干制时期“两个比重”^②持续下滑和中央财政拮据被动的局面,中国从1994年开始实施了以财权财力集中为主要特征的分税制改革。通过分税种、分收入、分机构的方式,中央政府基本控制了税权税力的配置权。同时,为了约束地方政府通过隐藏和转移预算内财政收入的方式削弱中央政府财权财力的行为,中央

*作者感谢国家自然科学基金面上项目(71573218、71673229)、福建省自然科学基金计划资助项目(2017J011134)、中央高校基本科研业务费专项资金(20720161013)的资助,感谢陈晓光的实证指导和尹恒提供的部分数据。文责自负。

政府通过政府预算制度改革逐步规范了地方政府的财政收入行为。典型如逐步从规范到取消预算外和制度外财政收入,实施了全口径预算管理,将所有财政收入纳入政府预算管理^③。这些以财权财力集中为主要导向的改革,实现了财政收入稳定增长机制,中央财政占比稳定在较高水平上。但是,基于分税制改革的特殊历史使命,1994年的财政体制变革并没有相应调整不同层级政府间的支出责任。而且伴随着国有企业改制和城镇化所内生出来的许多财政支出责任也主要由地方政府承担,如社保支出等(陶然等,2009;中国经济增长与宏观稳定课题组,2009)。因此,1994年后各级地方政府尤其是基层政府都普遍面临着财政集权改革与不断增长的财政支出责任所形成的巨大财政压力,从而内生出增加地方政府可用财政收入的财政激励。更进一步,中国式“压力型体制”中上级政府通过强化干部考核等方式增强了这种“压力型”财政激励。一方面是强化GDP和财政收入增长指标考核,迫使下级政府通过各种途径(如招商引资、收费等)来创造更多的(可以与上级政府分享的)财政收入;另一方面是通过各种方式,典型如法定支出^④、“上级请客,下级买单”等方式把支出责任压给低一级政府(陶然等,2003,2009;周黎安、陈伟,2015)。这种不断增强的财政支出压力所引致的增加财政收入的“压力型”财政激励,与不断变化的中央地方之间财政关系和市场环境一起,内生了转轨期地方政府的策略行为,进而塑造了中国经济转轨的轨迹。

对财政包干制时期地方政府行为的研究,大多数文献关注的是作为“剩余占有者”的地方政府具有强激励对发展地方经济伸出“援助之手”(陈抗等,2002;Jin et al.,2005)。而对于1994年后以收入集权为基本特征的分税制改革时期的地方政府行为研究,现有文献则更多地关注地方政府在财政压力下通过各种途径^⑤直接向市场汲取财政收入的“攫取之手”(陈抗等,2002;方红生、张军,2014)或“逆向软预算约束”(周雪光,2005)行为。如陈抗等(2002)基于1985~1998年省级数据的研究发现,在20世纪90年代中期,伴随着分税制的实行,中国财政集权改革使得财政资源迅速地由预算内向预算外甚至体制外转移,地方政府的“援助之手”有向“攫取之手”转变的明显趋势,进而对经济增长、投资和效率产生负面影

响。周雪光(2005)认为地方政府“逆向软预算约束”行为是组织制度失败的产物:扭曲的微观激励机制引导政府官员追求“短期政绩”,自上而下的宏观组织制约机制在实际运行中常常失灵。Han和Kung(2015)利用1999~2005年地级数据,考察了中国2002年企业所得税分成改革对地方政府土地财政行为的影响,研究发现,地方政府企业所得税留成率的下降,使得地方政府增加了商住用地的出让面积和出让金收入。陈晓光(Chen,2017;陈晓光,2016)基于2000~2007年县级工业企业数据,利用2005年取消农业税改革作为准自然的“财政压力”实验,发现净收入(税收收入扣减农村税费改革转移支付)受取消农业税改革冲击越大的区县,其制造业增值税征管力度上升更多,企业通过低报利润以偷逃所得税变得更加困难,从而税收负担在改革后增加越多。进而他认为,落后地区会由于更大的财政压力而陷入恶性征税与经济恶性循环,地区间的财政压力差异会通过税收征管的“乘数效应”,使得业已存在的地区间经济差异进一步扩大。

但这些研究仅仅是故事的一部分。理论上,为了增加财政收入,除了可以利用各种手段自上而下地直接向市场汲取财政收入外,地方政府还可以通过财源建设来扩大税基,进而实现经济与财政收入增长的“双丰收”。而且,这一行为与中国式“压力型”体制是相契合的。虽然地方政府面临着各种复杂来源的压力,但在经济增长这个目标上,许多压力实现了聚合,它成为缓解各种压力的根本途径,经济增长成为了一种社会共识(杨雪冬,2012)。具体地,地方政府的财源建设可以缓解其面临的多项压力。首先,财源增长意味着GDP和财政收入的增长,它有助于完成上级下达的经济增长和其他支出责任等政治任务;其次,财源增长可以使得地方政府在与其他地区竞争中保持优势;最后,财源增长与当地公众的就业和生活水平改善直接关联。因此,积极进行财源建设是地方政府应对财政压力、彰显政绩的重要策略行为,符合其自身职业生涯利益的考量。这是本文研究的一个重要逻辑,即关注中国式“压力型”财政激励与地方政府的财源建设行为。

本文借鉴陈晓光(Chen,2017;陈晓光,2016)的做法,以取消农业税改革作为地方政府财政压力变化的准自然实验,重点考察地方政府应对财政压力

变化的另一种行为可能,补充了陈晓光(Chen, 2017;陈晓光,2016)对于地方政府加强税收征管的“攫取之手”的研究,从而更全面地认识了中国式“压力型”财政激励对地方政府行为的影响。本文研究发现,在同一地区内,取消农业税改革后财政压力更大的县,其第二产业尤其是工业产值实现了更快增长。但这一结果并未出现在同一地区中农业税占比更大的县,说明地方政府的财源建设行为更多地来自财政压力的激励而非税收结构变化的激励。从异质性特征来看,财政压力的工业增长效应更多地发生于工业基础较为薄弱和财政自给率更高的地区。从作用途径来看,在基层政府可控的有限政策工具中,放松环境规制成为地方政府实现工业产值增长的重要手段。

相比已有研究,本文的贡献主要在于:第一,本文主要专注于中国式“压力型”财政激励下地方政府的财源建设行为,补充了现有“攫取之手”行为的研究,有助于更加综合地认识中国经济转轨过程中地方政府的行为轨迹。第二,本文更好地解释了财政集权与经济增长之间的矛盾现象。许多基于财政联邦主义理论的财政分权与经济增长的关系研究,往往难以协调1994年分税制之后的财政集权改革与经济增长之间的逻辑矛盾,也难以得到令人信服的实证证据(谢贞发、张玮,2015),这也是许多学者批判财政联邦主义理论的重要原因(陶然等,2009)。本文从财政激励理论出发,探讨了中国式“压力型”财政激励下地方政府的财源建设行为,可以更好地解释1994年财政集权改革后形成的“压力型”财政激励与财源增长之间的关系,并提供了相应的实证证据。第三,本文研究丰富了中国式分权的负面效应的实证证据,有助于理解中国式环境污染问题背后的财政激励逻辑。

本文后面内容的结构安排如下:第二部分是制度背景介绍和研究问题总结;第三部分是实证策略及数据说明;第四部分是实证结果及稳健性检验;第五部分是备择假说、异质性和作用途径分析;第六部分是结论及讨论。

二、制度背景与研究问题

(一)制度背景和财政压力指标设计

对于21世纪初中国推行的农村税费改革的背

景,贾康和白景明(2002)曾简单梳理了一条传导关系:“在外部竞争和生产过剩压力下,原体制空间内农业的创收功能愈益降低→农村人口收入增长明显降低→基层政权财源捉襟见肘、财政困难→财政困难压力未能促成政府真正精简机构提高效能,却刺激了基层政府的乱收费→脱离正轨的乱收费愈演愈烈而‘民怨沸腾’→决策层不得不下决心实施税费改革”。由此可见,中央推行农村税费改革既是对“三农”问题的回应,也是对地方政府“攫取之手”的抑制。广义上的农村税费改革,涵盖2000~2006年一系列包括取消行政事业性收费和政府性基金在内的相关改革措施,此次改革以规范和强化农业税分配制度开始,以减征、免征、停征农业税而终结(陈晓光,2016)。2005年12月29日,第十届全国人大常委会第19次会议决定,《中华人民共和国农业税条例》自2006年1月1日起废止。这意味着在中国存续长达2600多年的“皇粮国税”退出了历史舞台。在中国农业税制中,广义的农业税包括农业税、农业特产税和牧业税,因此,这里所指的取消农业税改革也特指取消这3个主体税种的改革。

尽管2005年之前各地区就已经陆续开展了取消农业税的改革试点,但从税收收入数据看,全国大规模完全取消农业税是在2005年^⑥。因此,我们选择2005年为取消农业税改革的时间截止点。同时,为了支持地方推进农村税费改革,2003年7月,财政部公布了《2003年农村税费改革中央对地方转移支付办法》,按照计算公式对地方政府进行相应的转移支付支持。因此,只有考虑了这项转移支付后的财政压力指标才能更加真实地反映地方政府面临的财政压力程度^⑦。由此,我们参考陈晓光(Chen, 2017;陈晓光,2016)的做法,设计了如下财政压力冲击指标^⑧:

$$shock_c = \frac{(agrtax_{c,2001\sim 2004} + subsidy_{c,2001\sim 2004})}{rev_{c,2001\sim 2004}} - \frac{subsidy_{c,2005\sim 2007}}{rev_{c,2005\sim 2007}} \quad (1)$$

其中, $agrtax_{c,2001\sim 2004}$ 为农业税取消前各县平均农业税收入, $subsidy_{c,2001\sim 2004}$ 以及 $subsidy_{c,2005\sim 2007}$ 分别为农业税取消前后,各期间各县的平均农村税费改革补贴, $rev_{c,2001\sim 2004}$ 及 $rev_{c,2005\sim 2007}$ 分别为农业税取消前后各县平均一般财政预算收入。

农业税自开征以来,由于受到财政体制改革以及经济发展结构变化的影响,全国农业税占税收总收入的比例一直在下降,2004年已经不到2%。但在县一级,根据陈晓光(2016)的测算,2000~2004年,农业税占税收总收入的比重平均为12%。考虑了“农村税费改革转移支付补助”以后,农业税与农村税费改革转移支付补助占税收收入的比重从2005年前的均值21.8%下降到9.5%。由于各地的农业比重不同,取消农业税改革对各地造成的冲击存在很大差别。这为本文检验地方政府面对财政压力的行为效应提供了良好的实证基础。

(二)研究问题

理论上,地方政府财政收入来源可以由(2)式描述:

$$R = \alpha\tau B + \pi(B) \quad (2)$$

其中, α 是地方政府的税收分成比例, τ 是实际税率, B 是财源(或税基), π 是其他非税收入,如土地财政收入等。

现有研究更多专注于地方政府面对财政压力直接汲取税收收入 τ (Chen, 2017; 陈晓光, 2016)或其他非税收入 π (陈抗等, 2002; 周雪光, 2005; Han and Kung, 2015)的“攫取之手”行为。本文则主要关注地方政府面对财政压力时另一种行为可能,即通过扩大财源 B 间接增加财政收入。

地方政府应对财政压力的财源建设行为策略的主要判断依据在于,一方面,财源建设符合中国式分权下地方政府官员的政绩考核和自身职业生涯考量,是中国式“压力型”财政激励下的理性选择;另一方面,若地方政府应对财政压力的唯一策略是“攫取之手”,则难以解释1994年以来财政集权下的中国经济增长。因此,可以合理预期的是,除了现有研究所识别的“攫取之手”外,积极培育财源也应是地方政府的重要策略选择。由此,本文研究的核心问题是,除了直接向市场汲取财政收入的“攫取之手”之外,中国式“压力型”财政激励是否引致了地方财源的增加?如果这一结果存在,它具有什么样的异质性特征?更为重要的,地方政府实现财政压力下财源增长的可能途径是什么?对于这些问题的解答,将有助于我们更加综合地认识中国式财政集权下地方政府的行为特征,也有助于更好地设计中国未来的财政激励机制。

三、实证策略及变量、数据说明

(一)实证策略

与1994年以“财权上收和事权下移”为基本特征的分税制改革类似,取消农业税改革加剧了基层政府(主要是县乡政府)的财政收支矛盾,这必然引起地方政府为应对财政压力而汲取财政收入的行为反应。因此,利用2005年取消农业税改革作为准自然的“财政压力”实验,可以用来识别中国式“压力型”财政激励下地方政府的行为特征。陈晓光(Chen, 2017; 陈晓光, 2016)就利用了这一准自然实验识别了地方政府加强增值税和企业所得税征管的“攫取之手”行为。本文参考他的做法,利用取消农业税改革来检验地方政府可能存在的应对财政压力的财源建设行为及特征。

由于经济社会条件的差异,取消农业税的改革使得不同地区面临的财政压力存在差异,利用这种财政压力差异进行对比研究,将可以更好地识别财政压力变化对地方政府行为的影响。因此,本文的实证策略就是利用取消农业税改革作为准自然实验,选择强度双重差分法作为主要的实证模型。由于不同地区具有异质性的经济、社会特征,同比性较弱,为了更好地进行比较分析,我们借鉴陈晓光(Chen, 2017; 陈晓光, 2016)的做法,比较同一地市级行政区划内的不同县受到改革冲击的效应差异。我们在实证模型中控制“地区一年份”固定效应以及县域固定效应,从而实现了仅对同一地市级中不同县的相互比较。由此,本文的基础实证回归模型如下:

$$y_{c,p,t} = \alpha_{p,t} + \beta_c + \theta \times post_t \times shock_c + \rho \times X_{c,t} + \epsilon_{c,p,t} \quad (3)$$

其中, $y_{c,p,t}$ 为结果变量,下标 c 、 p 、 t 分别代表县级辖区、地市级辖区和年份。 $\alpha_{p,t}$ 为“地区一年份”固定效应, β_c 为县域固定效应, $post_t$ 为标志政策实施前后的时间虚拟变量(我们将2005年之前赋值为0,2005年及之后赋值为1), $shock_c$ 为县域 c 由于取消农业税改革引起的财政压力变化的程度(其定义见(1)式), $X_{c,t}$ 为相关控制变量。 θ 为本文核心待估计参数,它反映取消农业税改革后财政压力变化对被解释变量的影响程度。

(二)变量和数据说明

根据本文的研究目的和实证策略,本文选择的

主要被解释变量是反映财源变化的相关变量,包括人均GDP、人均第一产业产值、人均第二产业产值、人均第三产业产值以及工业产值等。为了进行稳健性检验、异质性和作用途经等分析,我们还选择了其他相关变量作为被解释变量(具体见下文)。核心解释变量是取消农业税改革引起的地区间财政压力变化程度,由(1)式构造得到。控制变量的选择根据实证需要和变量的可获得性,县级样本的控制变量包括人均GDP、人口规模、人口密度、教育结构、人均财政支出、财政自给率、基本建设投资完成额、电话用户数等,地级市样本除了加入人均GDP、人口规模、人口密度、教育结构、人均财政支出、财政自给率等控制变量之外,我们还加入了环境治理投资额以及外商投资实际使用金额^⑨等。

本文县级样本数据主要来源于《地市县财政统计资料》^⑩、《中国县市社会经济统计年鉴》、《工业企业数据库》以及各省份“强县扩权”和“省直管县”改革的相关文件,样本期间是2001~2007年。各变量货币名义值都转换为以2001年为基期的实际值。对于地级市样本,由于污染类数据始于2003年,因此地级市样本期间确定为2003~2007年,相关数据主要来自于《地市县财政统计资料》、中国经济数据库(CEIC)、《中国城市统计年鉴》、《中国国土资源年鉴》。各变量货币名义值都转换为以2003年为基期的实际值。将样本期间限于2007年之前,一是因为相关数据可获取性的约束,典型如《地市县财政统计资料》、《工业企业数据库》等;二是可以减少2008年全球金融危机之后诸多政策的冲击。主要变量的描述性统计见表1所示。

四、实证结果及稳健性检验

(一)基本回归结果

根据实证模型(3),我们基于县级数据,在同一地级市内比较不同县域受取消农业税改革引起的财政压力变化所带来的财源变化效应。表2是基本回归结果。由表2,我们可以发现,2005年后,在同一地区中,虽然受取消农业税改革冲击越大的县人均实际GDP未显著增长,但不同产业却呈现了明显差别,财政压力越大的县实现了显著更多的人均第二产业生产总值的增长,尤其是工业产值的增长。从表2第(6)列可见,即使我们控制了经济发展水平

表1 主要变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
县级样本					
人均GDP的对数(<i>gdp</i>)	14116	8.722	0.864	-1.242	12.365
人均第一产业生产总值的对数	14086	7.398	0.805	-2.545	12.295
人均第二产业生产总值的对数	14098	7.633	1.193	-2.730	11.506
人均第三产业生产总值的对数	12203 ^a	7.631	0.894	-2.053	11.240
工业产值的对数	14039	11.330	2.011	0.585	17.303
土地有偿使用收入的对数 ^b	12597	5.200	2.791	0	13.166
基建支出占财政支出比例 ^c	16397	0.041	0.061	0	0.749
农林水气占财政支出比例	16420	0.075	0.049	0	0.531
教育支出占财政支出比例	16420	0.239	0.0749	0	0.637
社会保险支出占比	16420	0.029	0.0327	0	0.502
行政事业支出占比	16420	0.153	0.066	0	0.718
公检法支出占比	16420	0.060	0.026	0	0.285
其他支出占比	16420	0.363	0.095	0.0293	0.986
财政压力(<i>shock</i>)	19341	0.169	0.162	-1.069	1.058
农业税占比(<i>agr</i>)	19250	0.190	0.141	0	0.726
年末人口数的对数(<i>pop</i>)	14338	3.514	0.927	-0.511	6.746
人口密度的对数(年末总人口数/行政区域土地面积)(<i>den</i>)	14306	5.066	1.585	-2.306	12.128
教育结构(普通中学在校学生数/年末总人口数)(<i>edu</i>)	14261	0.062	0.019	0.000	0.264
人均财政支出的对数(<i>exp</i>)	14307	6.644	0.664	2.580	9.936
财政自给率(财政一般公共预算收入/财政一般公共预算支出)(<i>fssr</i>)	19132	0.470	0.961	0.002	110.539
基本建设投资完成额的对数(<i>inv</i>)	14129	10.631	1.248	2.833	13.941
电话用户数的对数(<i>tel</i>)	14249	10.499	1.390	2.302	15.127
省直管县(<i>pnc</i>)	12236	0.101	0.301	0	1
强县扩权(<i>cpc</i>)	12236	0.112	0.315	0	1
以下变量由《工业企业数据库》匹配生成					
规模以上工业产值的对数	18269	13.982	2.283	-0.013	19.985
规模以上工业增加值的对数	15544 ^d	12.977	2.098	1.382	18.857
规模以上污染型工业企业工业产值的对数	17623	13.474	1.968	2.303	19.120
规模以上污染型工业企业工业增加值的对数	14993	12.382	1.902	0.700	18.820
规模以上污染型工业企业工业产值占规模以上工业企业总产值比	18269	0.558	0.286	0.000	3.389
规模以上污染型工业企业工业增加值占规模以上工业企业总增加值比	15578	0.536	0.297	-3.407	5.078
地级市样本					
工业二氧化硫排放量的对数	1410	3.644	1.214	-2.813	6.566
工业废水排放量的对数	1412	3.778	1.114	-1.514	6.816
工业SO ₂ 排放强度(单位实际GDP工业二氧化硫排放量的对数)	1403	2.426	1.082	-3.886	5.652
工业废水排放强度(单位实际GDP工业废水排放量的对数)	1405	2.557	0.811	-1.502	5.994
协议出让土地宗数的对数	1391	5.205	1.412	0.000	8.823
财政压力(<i>shock</i>)	1425	0.122	0.070	-0.012	0.500
人均GDP的对数(<i>gdp</i>)	1381	9.206	0.684	7.415	11.391
年末人口数的对数(<i>pop</i>)	1412	5.814	0.694	2.771	8.071
人口密度的对数(<i>den</i>)	1412	5.704	0.889	1.548	7.904
教育结构(高等教育在校生人数/年末总人口数)(<i>edu</i>)	1330	1.040	1.493	0.010	10.450
人均财政支出的对数(<i>exp</i>)	1409	7.104	0.669	3.114	10.998
财政自给率(<i>fssr</i>)	1402	0.476	0.224	0.051	1.298
环境治理投资额的对数(<i>einw</i>)	1399	9.518	1.830	2.890	14.875
外资实际使用金额的对数(<i>fdi</i>)	1350	10.649	2.033	2.748	15.508

注:a.由于缺少2001年人均第三产业生产总值的数据,因此以人均第三产业生产总值作为被解释变量的回归样本不含2001年。b.由于有些县市某些年份的土地有偿出让收入为0,因此,这里是加1后取对数。c.由于2007年财政收支科目改革,科目统计口径发生相应变化,为了防止该改革对回归结果的影响,这里几个财政支出结构的变量采用2001年至2006年的财政支出数据。d.由于缺少2004年工业增加值的数据,因此以工业增加值作为被解释变量的回归样本不含2004年。

的影响(人均实际GDP),财政压力越大的县的工业产值增长基本与第(5)列相同。系数0.696意味着,假设“处理”县相比“对照”县受到100%的财政收入损失,则相比“对照”县,“处理”县的工业产值将增加0.696%。平均来说,样本中“处理”县与“对照”县的财政收入损失缺口是30%,这意味着工业产值平均上升约0.21%。这些结果表明,中国式“压力型”财政激励产生了显著的工业增长效应。

由表2的回归结果,我们发现,面对取消农业税改革后的财政压力,三大产业生产总值的变化显示出明显的差异,从财源建设的角度来看,这些差异的原因在于:(1)农业税取消后,地方政府基本没有了来自第一产业的财政利益,也就没有了发展第一产业的财政动机。而且农业的产业特性也使得其难以成为现阶段经济增长的主要引擎。(2)农业税取消后,县级政府来自第二产业的直接财政利益增长,因此有发展第二产业的财政动机。而且,现有研究表明,工业增长对于商业和房地产业等服务业发展具有较大的溢出效应,从而有助于扩大总体税基和土地财政收入等其他财源发展(陶然等,2009),这进一步增强了地方政府发展第二产业尤其是工业的财政激励。(3)虽然营业税是地方政府的第一大税种,地方政府有强财政激励发展第三产

业,但受取消农业税改革冲击较大的地区,往往是农业占比较大且经济发展基础较为薄弱的地区,第三产业发展基础亦较为薄弱^①,地方政府难以在短期内实现这一产业的高增长。虽然来自房地产业的高财政利益(土地财政)使得地方政府有更强动机发展该行业,但从房地产业的现实发展状况来看,由于住房作为耐用性消费品和投资品的综合体,其周期性波动是诸多因素综合作用的结果,一个县级政府对其发展波动的影响力和作用空间是非常有限的,其土地出让行为的变化更多地是适应这一周期波动的“顺势”而为。典型地,现实中我们可以观察到,当房地产市场低迷时,县域经济中房地产去库存压力大,地方政府各种刺激房地产市场的政策并没有太大效果。为了更加直接地观察财政压力对地方政府土地出让行为的影响,我们实证检验了2001~2007年财政压力与土地有偿出让收入的关系。表2第(7)列的结果显示,财政压力没有对县级政府的土地有偿出让收入产生显著影响。综上可知,从财政动机和现实约束来看,发展第二产业尤其是工业,是县级政府在财政压力下实现财源增长的主要途径。

(二)稳健性检验

表2的结果表明,取消农业税改革所形成的中国式“压力型”财政激励产生了显著的工业增长效应。因此,下面的稳健性检验将集中于检验这一结果是否稳健。

1. 财政压力指标的内生性问题及替代指标

取消农业税改革产生的财政压力冲击是由(1)式定义的,这一公式中的分子和分母都可能受到取消农业税改革本身的影响,因此存在着一定的内生性问题。首先,在2005~2007年的财政收入直接受到农业税取消的影响,间接受到财源增长变化的影响。其次,虽然农业税改革相关的补贴是按公式计算的^②(李萍、许宏才,2006),但2005~2007年的农业税改革补贴仍然可能受到政府间讨价还价的影响。

为了解决这些可能存在的内生性问题,我们参考Chen(2017)的做法,采取模拟的2005~2007年的财政收入和补贴来替代公

表2 财政压力对县域财源变化的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	人均国内生产总值	人均第一产业生产总值	人均第二产业生产总值	人均第三产业生产总值	工业产值	工业产值	土地有偿使用收入
<i>shock_{post}</i>	0.018 (0.087)	-0.006 (0.103)	0.290** (0.122)	-0.004 (0.085)	0.689*** (0.186)	0.696*** (0.183)	-0.547 (0.447)
<i>gdp</i>						0.054*** (0.017)	-0.037 (0.046)
<i>pop</i>	-0.621*** (0.075)	-0.780*** (0.099)	-0.535*** (0.114)	-0.640*** (0.090)	0.609*** (0.200)	0.638*** (0.203)	0.271 (0.498)
<i>den</i>	-0.030 (0.024)	-0.044 (0.041)	-0.018 (0.046)	-0.025 (0.030)	0.175** (0.082)	0.177** (0.083)	-0.215 (0.136)
<i>edu</i>	0.552 (0.599)	0.104 (0.686)	-0.479 (0.770)	0.554 (0.774)	2.038** (0.993)	2.101** (0.967)	2.580 (2.632)
<i>exp</i>	0.308*** (0.067)	0.066 (0.062)	0.431*** (0.092)	0.273*** (0.077)	0.320*** (0.078)	0.306*** (0.076)	0.183 (0.280)
<i>fssr</i>	0.194*** (0.075)	0.059 (0.038)	0.277** (0.109)	0.337** (0.144)	0.199** (0.079)	0.179** (0.071)	0.325 (0.449)
<i>inv</i>	0.013 (0.022)	-0.000 (0.011)	0.059*** (0.014)	0.005 (0.012)	0.284*** (0.061)	0.098*** (0.019)	0.093** (0.046)
<i>tel</i>	0.023** (0.010)	0.015 (0.023)	0.035 (0.028)	0.010 (0.031)	0.099*** (0.019)	0.289*** (0.062)	0.006 (0.098)
常数项	8.663*** (0.745)	9.522*** (0.674)	5.791*** (0.970)	8.069*** (0.867)	2.002 (1.218)	1.354 (1.210)	2.726 (3.432)
固定效应:包含“地市一年份”固定效应、“县域”固定效应							
N	13669	13649	13653	11814	13623	13421	9775
R ²	0.830	0.769	0.878	0.822	0.970	0.970	0.829

注:括号内为地市聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

式(1)中的财政压力指标。模拟变量的基本思想是假设农业税仍然存在来构造一个反事实的变量。这里使用2001~2004年间的财政收入的指数外推法得到2005~2007年的财政收入,采取2001~2004年的平均补贴替代2005~2007年的补贴。补贴采用平均数而不是指数外推法,是因为补贴是基于一个县以前年份的支出按公式计算得到的,因此是前定的。为了进行稳健性检验,这里也使用2004年的补贴替代2005~2007年的补贴。这是因为2004年的补贴是最接近农业税取消改革且非常不可能受到改革后讨价还价影响的。需要指出的是,财政收入的拟合值中进行了双向10%缩尾处理,目的是剔除由指数外推法所产生的极端值的影响。

表3是回归结果,第(1)列是用拟合值替代2005~2007年的财政收入;第(2)列是用2001~2004年的平均值替代2005~2007年的补贴;第(3)列是用2004年的补贴替代2005~2007年的补贴;第(4)列是用财政收入的拟合值和2001~2004年的平均值替代两个相应的指标;第(5)列是用财政收入的拟合值和2004年的补贴替代两个相应的指标。表3中所有结果显示,农业税取消后财政压力增加所带来的工业增长效应对所有的外生替代指标仍然是稳健的。

正如Chen(2017)所指出的,虽然财政收入的拟

表3 财政压力替代指标的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2005~2007年农业税补贴/指数预测收入	以2002~2004年农业税补偿均值替代2005~2007年的相关变量	以2004年农业税补偿值替代2005~2007年的相关变量	2001~2004年农业税补贴/指数预测收入	2004年农业税补贴/指数预测收入
<i>shock</i> × <i>post</i>	0.638*** (0.221)	0.568*** (0.181)	0.557*** (0.170)	0.491** (0.226)	0.523** (0.216)
<i>gdp</i>	0.054*** (0.017)	0.054*** (0.017)	0.054*** (0.017)	0.054*** (0.017)	0.054*** (0.017)
<i>pop</i>	0.630*** (0.204)	0.646*** (0.203)	0.650*** (0.203)	0.636*** (0.204)	0.639*** (0.205)
<i>den</i>	0.180** (0.084)	0.177** (0.083)	0.177** (0.083)	0.181** (0.084)	0.180** (0.084)
<i>edu</i>	2.129** (0.986)	1.975** (0.995)	2.001** (0.995)	2.078** (0.989)	2.074** (0.990)
<i>exp</i>	0.307*** (0.078)	0.322*** (0.078)	0.325*** (0.079)	0.318*** (0.079)	0.320*** (0.079)
<i>fssr</i>	0.180** (0.073)	0.197** (0.080)	0.198** (0.079)	0.194** (0.079)	0.194** (0.078)
<i>inv</i>	0.288*** (0.062)	0.100*** (0.019)	0.100*** (0.019)	0.288*** (0.062)	0.288*** (0.062)
<i>tel</i>	0.098*** (0.019)	0.291*** (0.062)	0.290*** (0.062)	0.100*** (0.019)	0.100*** (0.019)
常数项	1.424 (1.215)	1.219 (1.231)	1.278 (1.239)	1.354 (1.225)	1.258 (1.227)
固定效应:包含“地市—年份”固定效应、“县域”固定效应					
N	13401	13421	13421	13401	13401
R ²	0.970	0.970	0.970	0.970	0.970

注:括号内为地市聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

合值具有外生性的优势,但基于两个原因,本文的主回归和其他回归分析中主要还是基于公式(1)的财政压力指标。第一,由于财政收入的拟合值在10%和90%分位数进行了缩尾处理来处理极端值。这种缩尾后的拟合值损失了变量的部分变化程度、信息和统计效力。第二,本文的主要内生性问题是(1)式构造的财政压力指标可能高估了处理效应。然而,从两方面来看,实际情况可能不是高估而是低估了效果。理论上,(1)式可能与工业增长正相关,因为工业增长增加了2005年之后的总财政收入(第二项的分母)。这意味着工业增长效应不仅增加了回归方程左边的工业增长而且增加了后边解释变量的财政压力。因此,处理效应会低估而不是高估。而且从实证结果来看,表3的回归结果显示,各替代指标的系数小于表2中第(6)列的财政压力指标的结果。

2. 平行趋势假设检验和时间趋势动态分析

由于双重差分模型的一个重要适用前提是要对对照组与实验组之间存在“平行趋势假设”,因此我们对财政压力的工业增长效应进行平行趋势假设检验,检验模型如下:

$$y_{c,p,t} = \alpha_{p,t} + \beta_c + \theta \times post_t \times shock_c + \sum_{s=2001}^{2003} \gamma_s \times shock_c \times year_t^s + \rho \times X_{c,t} + \epsilon_{c,p,t} \quad (4)$$

其中, $year_t^s$ 为年份虚拟变量, s 分别取值为2001~2003年。 t 为年份,如果 $t=s$,则 $year_t^s=1$,否则 $year_t^s=0$ 。

在此基础之上,我们进一步观察财政压力的工业增长效应的动态变化,因此我们进行如下动态时间趋势检验:

$$y_{c,p,t} = \alpha_{p,t} + \beta_c + \sum_{s=2001}^{2007} \theta_s \times shock_c \times year_t^s + \rho \times X_{c,t} + \epsilon_{c,p,t} \quad (5)$$

在模型(5)的回归中,我们以2004年作为基准年,因此 s 的取值不包含2004年。

由表4第(1)列结果可知,以2004年为基准年,在同一地区中,

受到不同财政压力影响的县在2001~2003年的工业增长并没有显著差别,满足“平行趋势”假设。表4第(2)列结果显示,以2004年为基准年,2001~2003年的工业增长并没有显著差别,而2005~2007年受改革冲击越大的县的工业增长越多,且随着时间的推移这一效应逐渐增大。图1更为直观地显示了财政压力变化对工业增长的时间动态效应。

3. 剔除改革试点地区的回归检验

在取消农业税的改革中,安徽、江苏比其他省份更早地对农业税进行了减免改革,为了更好地保持样本中改革时间点的一致性,我们将安徽、江苏

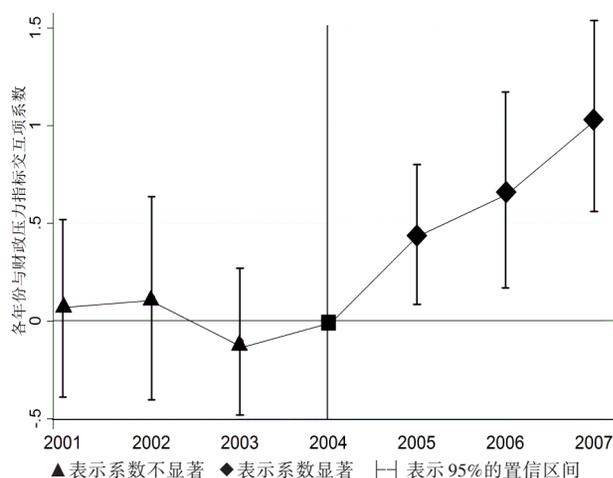


图1 财政压力的工业增长效应的时间趋势

表4 财政压力的工业增长效应的稳健性检验

	(1)		(3)		(5)	
	平行趋势 假设检验	时间趋势 动态分析		剔除安徽、江苏 样本的回归结果	剔除东北三省 样本的回归结果	加入省直管县及强县 扩权后的回归结果
<i>shock</i> × <i>post</i>	0.716*** (0.206)		<i>shock</i> × <i>post</i>	0.712*** (0.192)	0.729*** (0.192)	0.691*** (0.183)
<i>shock</i> × <i>year</i> 2001	0.077 (0.234)	0.076 (0.235)	<i>gdp</i>	0.057*** (0.019)	0.061*** (0.019)	0.051*** (0.017)
<i>shock</i> × <i>year</i> 2002	0.111 (0.267)	0.111 (0.267)	<i>pop</i>	0.629*** (0.205)	0.586*** (0.217)	0.818*** (0.190)
<i>shock</i> × <i>year</i> 2003	-0.109 (0.193)	-0.109 (0.193)	<i>den</i>	0.175** (0.083)	0.227** (0.093)	0.122 (0.089)
<i>shock</i> × <i>year</i> 2005		0.433** (0.184)	<i>edu</i>	2.067** (0.991)	1.799* (0.980)	2.309** (0.980)
<i>shock</i> × <i>year</i> 2006		0.665** (0.259)	<i>exp</i>	0.290*** (0.078)	0.301*** (0.078)	0.336*** (0.077)
<i>shock</i> × <i>year</i> 2007		1.060*** (0.252)	<i>fssr</i>	0.171** (0.070)	0.171** (0.068)	0.194** (0.080)
控制变量	是	是	<i>inv</i>	0.094*** (0.019)	0.098*** (0.020)	0.283*** (0.064)
			<i>tel</i>	0.290*** (0.064)	0.277*** (0.063)	0.089*** (0.019)
			<i>pmc</i>			0.022 (0.054)
			<i>cpe</i>			0.048 (0.042)
			常数项	1.465 (1.217)	1.460 (1.257)	0.963 (1.210)
固定效应: 包含“地市一年份”固定效应、“县域”固定效应						
N	13421	13421		12626	12413	11496
R ²	0.970	0.970		0.968	0.971	0.966

注: 括号内为地市聚类稳健标准误, *, **, ***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

这两个省份的全部样本剔除后进行了回归检验。表4第(3)列的结果显示,剔除安徽、江苏两省样本后的回归结果与表2第(6)列的结果基本相同。

2004年东北三省实施了“八大产业”增值税转型的试点改革,这一改革有可能对我们的回归结果产生影响,因此为了剔除该项改革对主体实证结果的影响,我们将东北三省的样本剔除后进行了回归。表4第(4)列的结果显示,剔除东北三省样本后的回归结果与表2第(6)列、表4第(3)列的结果没有明显差别。

4. “强县扩权”与“省直管县”改革的冲击

在本文的实证研究期间,还有两项重要改革可能对结果产生冲击(才国伟等,2011)。一个是“强县扩权(county-power-expansion, cpe)”改革。20世纪90年代以来,浙江省陆续对市县管理体制进行了改革,下放权力到县级政府,扩大县域发展经济的自主权。2002年起,在中央政府的支持下,浙江、河北、江苏、河南、安徽、广东、湖北、江西、吉林等省份陆续推行了以“强县扩权”为主要内容的改革试点,对经济发展较快的县市进行了扩权,把地级市的经济管理权限直接下放给一些重点县。主要包括计划管理、经费安排、税务办理、项目申报、用地报批、证照发放、价格管理、统计报送、政策享有、信息获

得等方面。另一个是“省直管县(province-managing-county, pmc)”改革。2004年以来,湖北、安徽、吉林等省份开展了“省直管县”的财政改革试点工作,具体表现为财政体制制定、转移支付和专款分配、财政结算、收入报解、资金调度、债务管理等方面,全部或部分实行省对县的直接管理。

一些学者讨论了这两项改革对经济增长的影响。张占斌(2009)认为,“省直管县”体制改革有利于提高行政、财政效率,有利于发展县域经济。才国伟和明亮雄(2010)使用2000~2007年的县域数据的实证研究证实了“强县扩权”、“省直管县”改革显著提高了县域财政支出和经济增长速

度,但两种改革措施的作用程度不同。袁渊和左翔(2011)利用浙江、福建两个省份的规模以上工业企业数据,对“强县扩权”与经济增长的关系进行了检验,结果表明,“强县扩权”对浙江省县辖企业的发展有显著的促进作用。郑新业等(2011)基于河南省数据的研究发现,在分离了其他因素对经济增长的影响之后,“省直管县”政策提高了被直管县的经济增长率1.3个百分点。刘冲等(2014)利用“强县扩权”和“省直管县”政策来区分行政分权和财政分权对县域经济增长影响的不同效果,研究结果表明,行政分权(强县扩权)通过吸引更多新企业、提高企业平均利润率来促进经济增长,财政分权(省直管县)则通过增加财政收入来刺激经济。但不同于上述肯定性结论,Li等(2016)的实证研究却发现,“省直管县”改革对县域经济绩效具有负向影响,他们认为,这一结果的原因在于治理结构扁平化改革增加了省级政府协调和监管难度。

综合现有研究,我们可以发现,“强县扩权”和“省直管县”改革可能对经济增长包括工业产值增长产生影响,因此,为了控制这两项改革对本文结果的冲击,我们增加了两个控制变量:“强县扩权”变量 $cpe_{i,t}$,如果 i 县在 t 年实施了“强县扩权”改革,则 t 年及之后年份 $cpe_{i,t}=1$,否则为0;“省直管县”变量 $pmc_{i,t}$,如果 i 县在 t 年实施了“省直管县”改革,则 t 年及之后年份 $pmc_{i,t}=1$,否则为0。加入这两个控制变量后的回归结果见表4第(5)列,结果显示,这两项改革没有对回归结果产生显著影响。

上述一系列稳健性检验结果表明,财政压力的工业增长效应具有良好的稳健性。由此,我们可以较为可信地得到本文的一个核心结论:在中国式“压力型”财政激励下,取消农业税改革后的财政压力产生了重要的财源增长效应——工业增长效应。

五、备择假说、异质性和作用途径分析

(一)备择假说检验

取消农业税改革不仅给县市带来了财政压力,同时也引起了县市税收结构的变化。典型地,农业税取消后,地方政府来自营业税、增值税、企业所得税等税收收入的相对比重上升,从而可能有更强劲机发展与这些税种相对应的税基。如Bai等(2004)

利用中国省级面板数据,发现越是利税率高的企业,越容易受到本地政府的保护。Burnes等(2014)利用美国佛罗里达州县级数据,研究了地方销售税激励与地方政府财政区划的关系,发现有更高销售税率的地方官员专注于吸引大商店和购物中心。与此对应,一个重要的备择假说是:取消农业税改革引起的税收结构变化,可能诱使地方政府加强重要税种的税基建设,从而产生与取消农业税改革对应的财源增长效应。

为了检验这一备择假说,我们构造了一个反映取消农业税改革引起的税收结构变化程度的指标:

$$agr_c = \frac{agrtax_{c, 2001-2003}}{rev_{c, 2001-2003}} \quad (6)$$

其中, $agrtax_{c, 2001-2003}$ 为2001~2003年各县平均农业税收入^③, $rev_{c, 2001-2003}$ 为2001~2003年各县平均一般财政预算收入。

与(1)式所刻画的财政压力指标相比,(6)式中没有包括上级农村税费改革转移支付,因此更多的是反映税收结构变化的程度。一个县的农业税占比越高,取消农业税改革后该县其他税种的占比就越高,则其受到的税收结构变化的冲击就越大,相应的税收激励就越大。若该县得到了更多的上级专项补助,则其受到的财政压力冲击就相对较小,相应的财政压力激励就越小。因此,两个指标反映了不同的激励机制。

为了更加直接地观测农业税占比与财政压力指标的偏离程度,我们以农业税占比作为排序的标准,将样本从高至低进行排列,并按照10%为一组(大约每组样本量为1925个)对样本的两个指标进行描述性统计分析,见表5。

由表5的比较可以发现,农业税占比与财政压力指标间存在着明显的偏离。相对来说,农业税占比更高的地区得到了更多的专项转移支付,使得农业税占比高的地区的财政压力冲击减缓了许多。特别地,农业税占比前10%的地区相比10%~20%的地区,虽然农业税占比更大,但财政压力的均值反

表5 按农业税占比分位划分的两个指标的统计描述

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	前10%	10%~20%	20%~30%	30%~40%	40%~50%	50%~60%
农业税占比	0.481 (0.068)	0.347 (0.027)	0.275 (0.016)	0.226 (0.013)	0.183 (0.011)	0.144 (0.011)
财政压力	0.265 (0.304)	0.289 (0.160)	0.250 (0.140)	0.220 (0.094)	0.198 (0.094)	0.173 (0.096)

注:括号内为标准差。

而更低。这种显著的偏离为我们比较检验两种激励效应提供了条件。

接下来我们利用农业税占比指标来实证检验税收结构变化的财源增长效应假说,用 *agr* 替换实证模型(3)中的 *shock_c*,结果见表6所示。明显地,表6的回归结果不同于表2的回归结果,相比财政压力指标,表6中以农业税占比指标反映的税收结构变化并没有对财源发展产生重要的显著正向影响,人均实际GDP甚至在10%的水平上显著为负。这些结果意味着,农业税占比高的地区,虽然农业税改革带来了更强的税收结构变化激励,但若上级专项补助使得地方政府的财政压力减弱,则其通过自身努力扩大财源的激励弱化。由此,我们可以得到一个基本结论,即地方政府存在的财源建设行为反应更多的是来自财政压力的激励,而非来自税收结构变化的激励。

(二)异质性分析

这里的异质性分析,我们主要关注两方面:一是工业基础的异质性效应,二是财政自给率的异质性效应。我们试图观测财政压力的工业增长效应主要发生于工业基础较好的地区还是较差的地区、财政自给率高的地区还是财政自给率低的地区。为了减少内生性问题对回归结果的影响,我们以

表6 农业税占比对县域财源变化的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均国内生产总值	人均第一产业生产总值	人均第二产业生产总值	人均第三产业生产总值	工业产值	工业产值
<i>agr</i> × <i>post</i>	-0.225* (0.135)	0.214 (0.144)	-0.238 (0.180)	0.109 (0.138)	0.119 (0.202)	0.122 (0.202)
<i>gdp</i>						0.054*** (0.017)
<i>pop</i>	-0.632*** (0.075)	-0.784*** (0.099)	-0.546*** (0.115)	-0.637*** (0.091)	0.602*** (0.201)	0.635*** (0.204)
<i>den</i>	-0.028 (0.024)	-0.036 (0.041)	-0.013 (0.046)	-0.026 (0.031)	0.183** (0.083)	0.183** (0.084)
<i>edu</i>	0.616 (0.602)	0.049 (0.690)	-0.412 (0.764)	0.540 (0.776)	2.043** (1.008)	2.090** (0.989)
<i>exp</i>	0.301*** (0.067)	0.076 (0.062)	0.433*** (0.092)	0.274*** (0.078)	0.339*** (0.083)	0.326*** (0.081)
<i>fssr</i>	0.187*** (0.072)	0.068* (0.038)	0.275** (0.109)	0.354** (0.152)	0.219** (0.089)	0.199** (0.081)
<i>inv</i>	0.022** (0.010)	0.001 (0.011)	0.059*** (0.014)	0.006 (0.012)	0.284*** (0.062)	0.099*** (0.019)
<i>tel</i>	0.013 (0.022)	0.014 (0.023)	0.036 (0.028)	0.010 (0.031)	0.101*** (0.019)	0.290*** (0.062)
常数项	8.722*** (0.745)	9.365*** (0.677)	5.740*** (0.976)	7.896*** (0.877)	1.772 (1.259)	1.316 (1.254)
固定效应:包含“地市—年份”固定效应、“县域”固定效应						
N	13655	13635	13639	11800	13608	13407
R ²	0.830	0.769	0.878	0.822	0.969	0.970

注:括号内为地市聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2000年《地市县财政统计资料》的数据来划分分组样本,由于我们关注的是同一地区内的比较,因此这里的样本划分是以每一个地级市为一组,根据每组中位数来划分样本。回归结果见表7。

由表7的结果可知,一方面,财政压力的工业增长效应主要发生于工业基础比较薄弱的县市,这说明工业基础相对薄弱的地区,往往是农业占比高的地区,其受到的财政压力冲击往往也较大,对应的财源建设激励也较大。另一方面,虽然不同财政自给率的地区都呈现显著的工业增长效应,但财政自给率更高的地区的效应更明显。这一结果与财政压力激励逻辑是一致的。财政自给率越高意味着地方政府的财政支出主要由自身财力解决,因此对这些地区来说,取消农业税改革所形成的财政压力更需要自身努力进行消化,因而有更强动机进行财源建设。综合来看,上述两个异质性效应更进一步反映了财政压力激励的逻辑一致性。

(三)作用途径分析

以上实证结论仅仅建立了财政压力激励与财源发展结果之间的关联,但还没有建立两者联系的桥梁——作用途径。因此,本部分我们集中检验分析各种可能的实现途径。

表7 异质性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	大于工业产值占国内生产总值比重中位数的样本	小于工业产值占国内生产总值比重中位数的样本	大于财政自给率中位数的样本	小于财政自给率中位数的样本
<i>shock</i> × <i>post</i>	0.357 (0.317)	0.742** (0.301)	0.861* (0.472)	0.691** (0.269)
<i>gdp</i>	0.045* (0.024)	0.056** (0.028)	0.063 (0.045)	0.055*** (0.020)
<i>pop</i>	0.197 (0.286)	1.151*** (0.258)	0.936** (0.406)	0.507** (0.232)
<i>den</i>	0.367** (0.153)	0.117 (0.119)	0.121 (0.153)	0.182 (0.135)
<i>edu</i>	2.039 (1.455)	2.880* (1.610)	3.163* (1.849)	1.199 (1.511)
<i>exp</i>	0.377*** (0.111)	0.342*** (0.129)	0.308* (0.176)	0.332*** (0.104)
<i>fssr</i>	0.441** (0.204)	0.155** (0.073)	0.208** (0.104)	0.232 (0.168)
<i>inv</i>	0.083*** (0.028)	0.114*** (0.029)	0.122*** (0.039)	0.074*** (0.025)
<i>tel</i>	0.176* (0.106)	0.352*** (0.097)	0.273*** (0.104)	0.279*** (0.082)
常数项	3.100 (2.261)	-1.500 (1.727)	0.463 (2.346)	1.795 (1.491)
固定效应:包含“地市—年份”固定效应、“县域”固定效应				
N	6233	7428	5651	7922
R ²	0.977	0.975	0.972	0.978

注:括号内为地市聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。由于有些变量缺失市属区的样本,因此会出现中位数两端的样本数量不一致的现象。

虽然本文先验地认为中国式“压力型”财政激励会迫使地方政府主动进行财源建设,进而引起财源增长效应,但可能存在的一个重要冲击是,这种财政压力的工业增长效应可能是市场自身作用的结果,而非地方政府主动作为的结果。对应于取消农业税改革,这里需要检验分析的一个重要问题是,工业增长效应是否是农民收入和农业生产方式变化的作用结果?直觉上,农业税取消后,农民收入会增加,农业生产方式也可能发生变化,这会引引起工业产品需求变化,进而引起工业产值增长。那么,这一可能的作用途径是否足以引起工业增长效应呢? Wang 和 Shen(2014)利用农村经济研究中心收集的 2003~2008 年农村家庭面板数据评估了 2004~2005 年农业税取消对农民收入和生产行为的影响。他们的实证研究发现,农业税取消没有显著增加农户的净收入,也没有显著影响农业生产,对要素使用和生产率的影响在统计上也不显著。他们认为这些结果与农业税取消类似于税收的一次总额支出特征是一致的。由这一实证发现,我们可以认为,取消农业税改革并没有产生显著的农民收入和农业生产方式变化,进而也难以对工业增长产生显著影响。

在排除了取消农业税改革引起的市场变化的可能冲击后,接下来我们重点转向地方政府可能采取的主动行为上。现实中,地方政府吸引流动资本、扩大工业产值的主要政策工具包括:降低税收征管效率、增加财政支出或补贴、改变财政支出结构、低工业地价、放松环境规制等。下面我们依次分析各种政策工具的可行性和有效性。

1. 降低税收征管效率

中国式分税制是中国地区分权式权威体制中的财政体制设计,其重要特征是中央政府对税权的高度统一和控制,地方政府只拥有非常有限的不完全税权(征管权),因而地方政府可控的重要税收工具是“征管效率”^⑧(汤玉刚、苑程浩,2010)。通过降低税收征管效率,降低了企业的实际税率,低税负可以刺激企业扩大生产规模。因此,降低税收征管效率可能是地方政府实现财政压力下工业增长效应的一条重要途径。但我们认为,中国式分税制设计及集权改革与取消农业税改革一起,使得这一工具不具有现实可行性。一方面,1994 年分税制的国

地税分设改革及之后中央逐步通过国税系统“蚕食”地税系统税收征管权的改革^⑨,使得地方政府可控的税收工具被极大压缩(谢贞发、范子英,2015)。另一方面,财政压力使得地方政府没有动机降低税收征管效率,因为这一行为在短期内会进一步增加地方政府的财政压力却难以实现税基的即时增长。陈晓光(Chen,2017;陈晓光,2015)的研究发现就是对这一作用途径的否定。

2. 增加财政支出或补贴

与降低税收征管效率一样,增加财政支出或补贴也是以牺牲短期财政利益换取财源增长的重要途径。类似地,在取消农业税改革后财政压力增大的约束下,这一工具也不具有现实可行性。

3. 改变财政支出结构^⑩

在财政支出规模不变的情况下,通过改变财政支出结构,尤其是增加生产性支出的比重,也有利于财源增长。这一可能途径是现有研究所识别的“中国式分权下财政支出偏向性经济增长”(傅勇、张晏,2007)的典型表现。那么,这一可能途径是否存在呢?我们利用《地市县财政统计资料》的相关数据进行相应的实证检验。由于 2007 年财政收支分类改革,使得各项财政支出前后不具有直接可比性,因此这里的财政支出结构回归期间为 2001~2006 年。我们利用《地市县财政统计资料》提供的各项财政支出计算对应的支出结构,基于模型(3)对财政压力与各项财政支出结构进行回归分析,结果见表 8。表 8 的结果显示,取消农业税改革产生的财政压力变化并没有引起各项财政支出结构的显著变化。这说明地方政府在短期内没有通过改变财政支出结构来实现财源增长。

4. 低工业地价

低工业地价一直是中国各地区吸引资本的重要手段,但现有研究(黄小虎,2007;蒋省三等,2007;北京天则经济研究所《中国土地问题课题组》,2007)发现,由于地区间的恶性竞争,低地价甚至零地价现象严重,这意味着工业地价已经足够低到难有更大作用空间的程度。尤其是在地方财政收入下降的情况下,进一步降低工业地价会使得地方政府面临更大的财政压力,因此这一手段也受到现实约束。另外,通过低工业地价吸引流动资本扩大产能需要一定的时间,难以在短期内实现财源增长。

5. 放松环境规制

在中国目前的环境事权管理体制中,环境规制是地方政府在财政压力下可控且可行的重要工具。一方面,中国倾向于分权的环境事权管理体制使得地方政府对当地环境事务具有重要的决策权和执法权,放松环境规制往往是地方政府招商引资的重要手段。而且放松环境规制也意味着已有企

业可以以更低成本扩大产能,从而有助于短期内扩大财源。另一方面,相比其他政策工具,放松环境管制不需要增加即期财政支出,不会增加财政压力。因此,放松环境规制很可能是地方政府在财政压力下实现短期财源增长的重要工具。表2第(5)、(6)列回归结果在一定程度上反映了地方政府放松环境规制的可能性,因为工业产值的显著增长很可能是环境规制放松的结果。更进一步,我们实证检验更直接的证据。

一是考察财政压力变化对污染型工业企业的影响。如果放松环境规制,则更容易吸引和扩大污染型工业企业的产能。我们根据《上市公司环保核查分类管理名录》中关于污染型工业企业的划分标准^①,整理出各地区污染型工业企业的相关数据,实证检验财政压力变化对污染型工业企业产值及占比变化的影响,结果见表9。对比表2第(6)列,表9第(1)、(2)列的结果显示,同一地区中受财政压力冲击越大的县的规模以上污染型工业企业产值和增加值都实现了更大程度的增长。从相对增长来看,表9第(3)、(4)列的结果显示,规模以上污染型工业企业产值和增加值占规模以上工业企业总产值和增加值的比重也显著为正。

二是考察财政压力变化对污染排放量和排放强度的影响。现在我们更直接地观测财政压力变化对污染排放的影响。由于我们仅收集到地级市污染排放的数据,因此,我们利用(1)式计算了地级市层级的财政压力指标,再利用实证模型(3)进行回归,结果见表10。表10第(1)列的结果表明,从地级市层级来看,财政压力越大的地区,工业总产值的变化是显著为正的,与之前县级的实证结果一致。表10第(2)、(3)列的结果表明,财政压力越大的地区的工业二氧化硫排放量和工业废水排放量也显著更大。相应地,表10第(4)、(5)列的结果表明,财政压力越大的地区的工业二氧化硫和工业废水排放强度也更大。

综合上述分析,我们可以发现,为应对取消农业税改革形成的财政压力,地方政府在有限的政策工具中倾向于选择财政成本相对较小的环境管制工具,通过放松环境规制实现短期内财源增长,进而实现短期内的财政收入增长。

表8 财政压力对财政支出结构的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	基建支出占比	农林水气支出占比	教育支出占比	社会保障支出占比	行政支出占比	公检法支出占比	其他支出占比
<i>shock</i> × <i>post</i>	-0.005 (0.009)	0.002 (0.005)	-0.005 (0.007)	0.003 (0.003)	0.008 (0.006)	0.001 (0.002)	-0.008 (0.011)
<i>gdp</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.002* (0.001)	0.000 (0.000)	-0.002 (0.002)
<i>pop</i>	0.125*** (0.023)	-0.009 (0.008)	-0.087*** (0.010)	0.010 (0.007)	-0.068*** (0.007)	-0.023*** (0.003)	0.062*** (0.021)
<i>den</i>	0.002 (0.003)	0.004* (0.003)	-0.003* (0.002)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.004)
<i>edu</i>	-0.117** (0.048)	-0.026 (0.032)	0.143*** (0.039)	-0.020 (0.019)	0.011 (0.033)	0.000 (0.013)	-0.009 (0.069)
<i>exp</i>	0.127*** (0.020)	0.004 (0.006)	-0.094*** (0.009)	0.009 (0.007)	-0.069*** (0.006)	-0.024*** (0.003)	0.060*** (0.019)
<i>fssr</i>	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.003)	0.004 (0.003)	-0.001 (0.001)	0.003* (0.002)	0.001 (0.001)	0.004 (0.005)
<i>inv</i>	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
<i>tel</i>	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.000 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.002)
常数项	-1.224*** (0.203)	0.062 (0.062)	1.151*** (0.089)	-0.070 (0.069)	0.833*** (0.063)	0.290*** (0.028)	-0.211 (0.188)
固定效应:包含“地市—年份”固定效应、“县域”固定效应							
N	12372	10532	12840	10947	5577	4358	12400
R ²	0.967	0.961	0.867	0.859	0.740	0.751	0.967

注:括号内为地市聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表9 财政压力对规模以上污染型工业企业的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	污染型工业企业产值	污染型工业企业增加值	污染型工业企业产值占工业企业总产值比	污染型工业企业增加值占工业企业总增加值比
<i>shock</i> × <i>post</i>	0.962*** (0.241)	1.288*** (0.254)	0.070 (0.051)	0.138** (0.061)
<i>gdp</i>	0.026 (0.017)	0.034* (0.019)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
<i>pop</i>	0.518*** (0.121)	0.530*** (0.141)	-0.006 (0.033)	-0.028 (0.037)
<i>den</i>	-0.028 (0.036)	-0.046 (0.055)	0.003 (0.012)	0.004 (0.013)
<i>edu</i>	0.518 (0.797)	1.597* (0.967)	-0.280 (0.197)	-0.086 (0.235)
<i>exp</i>	0.467*** (0.096)	0.464*** (0.096)	0.020 (0.023)	0.002 (0.026)
<i>fssr</i>	0.284** (0.118)	0.235** (0.103)	0.012 (0.013)	-0.000 (0.014)
<i>inv</i>	0.037** (0.016)	0.049** (0.020)	0.011** (0.005)	0.005 (0.006)
<i>tel</i>	-0.015 (0.028)	-0.046 (0.037)	0.001 (0.007)	-0.001 (0.010)
常数项	7.845*** (1.158)	6.891*** (1.093)	0.328 (0.298)	0.531 (0.342)
固定效应:包含“地市—年份”固定效应、“县域”固定效应				
N	12372	10532	12840	10947
R ²	0.967	0.961	0.867	0.859

注:括号内为地市聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

六、结论及讨论

中国式压力型体制内生出“压力型”财政激励,地方政府面临着各种复杂多样的压力来源,有动机积极汲取财政收入以应对各种财政支出压力。中国式“压力型”财政激励与不断变化的中央地方之间财政关系和市场环境,内生决定了地方政府的行为特征,进而决定了中国转轨经济的运行特征。1994年以来以财权财力集中为主要特征的分税制改革及调整,增强了地方政府的财政压力,强化了中国式“压力型”财政激励。现有研究大多专注于中国式“压力型”财政激励下地方政府应对财政压力的“攫取之手”行为,即通过各种途径直接向市场汲取财政收入。与这类研究不同,本文关注地方政府应对财政压力的另一种行为可能——通过财源建设获取财政收入的增长。因此,本文研究的核心问题是中国式“压力型”财政激励的财源增长效应。我们利用取消农业税改革作为财政压力冲击的“准自然实验”,基于强度双重差分模型,实证检验了财政压力冲击的财源增长效应及其特征。实证结果表明,在同一地区内,受农业税取消改革引起的财政压力冲击越大的县,其工业产值实现了更快增长。这种财政压力的工业增长效应具有良好的稳健性。进一步的实证分析表明,这种工业增长

效应主要来自财政压力激励而非税收结构变化的激励。从异质性角度来看,工业基础较为薄弱和财政自给率更高的地区,它们受到改革引起的财政压力冲击越大,因而财政压力的工业增长效应在这些地区呈现出更显著和更大的效应。在实现这种工业增长效应的有限政策工具中,放松环境规制成为地方政府可控的、财政成本相对较小的重要手段,因此,这种工业增长效应是以牺牲环境为代价的财源增长。

本文研究弥补了现有研究集中于1994年分税制改革以来地方政府应对财政压力的“攫取之手”行为研究的局限性,丰富了中国式分税制中财政集权改革与地方政府行为的认识,从而更加全面地认识了地方政府的行为轨迹。本文的研究表明,在面对财政压力时,地方政府不仅存在着“攫取之手”,而且也存在着发展财源的“援助之手”。正是这两种行为的交错,才形成了中国式分权下地方政府行为轨迹的多样性和复杂性。

本文的研究还克服了财政联邦主义理论在解释中国式财政集权与经济增长关系问题上的局限性,基于“压力型”财政激励视角,逻辑一致地解释了中国式集权改革下地方政府发展财源的财政激励。而且本文的实证研究缓解了现有研究中财政分权指标选择的困境(陈硕、高琳,2012;谢贞发、张玮,2015)和内生性问题,提供了财政集权与财源增长关联的良好逻辑关系和实证证据。

本文的研究还为中国式经济增长与环境污染问题的关联性提供了一个合理的制度解释。本文的研究结果表明,虽然财政集权下地方政府仍然存在发展经济的“援助之手”行为,但这种行为存在着明显的负面效应,典型如以牺牲环境为代价换取短期的财政利益。由此延伸的一个推断是,在财政压力日益趋紧的当前,地方政府保护环境的财政激励很弱,这也意味着绿色GDP建设需要良好的财政激励机制的支持。

本文的研究结论对完善现代财政制度建设也具有重要的启示意义。贾康和白景明(2002)基于中国式分税制与县乡财政困难关系的认识,认为改革的主要思路是减少政府层级和财政层级、按照“一级政权,一级事权,一级财权,一级税基,一级预算,一级产权,一级举债权”思路推进省级以下财政

表10 地级市财政压力对环境污染排放量及强度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	工业总产值	工业SO ₂ 排放量	工业废水排放量	工业SO ₂ 排放强度	工业废水排放强度
<i>shock</i> × <i>post</i>	0.594*** (0.207)	0.647* (0.384)	0.823** (0.327)	0.929** (0.424)	1.104*** (0.376)
<i>gdp</i>	0.082** (0.036)	0.035* (0.020)	-0.040** (0.019)	-0.011 (0.040)	-0.086** (0.039)
<i>pop</i>	0.177* (0.106)	0.467 (0.400)	0.101 (0.119)	-0.143 (0.326)	-0.508*** (0.139)
<i>den</i>	0.210*** (0.075)	0.738** (0.339)	0.365** (0.168)	0.537* (0.318)	0.164 (0.155)
<i>edu</i>	-0.010 (0.010)	-0.073*** (0.021)	-0.037 (0.023)	-0.100*** (0.022)	-0.064** (0.025)
<i>exp</i>	0.040* (0.022)	0.047 (0.039)	-0.031* (0.017)	0.039 (0.036)	-0.038 (0.025)
<i>fssr</i>	0.082 (0.091)	0.044 (0.101)	0.114 (0.108)	-0.033 (0.100)	0.039 (0.092)
<i>einv</i>	-0.001 (0.005)	-0.013 (0.016)	-0.010** (0.005)	-0.016 (0.016)	-0.013*** (0.004)
<i>fdi</i>	0.001 (0.003)	0.009 (0.006)	-0.002 (0.005)	0.009* (0.005)	-0.003 (0.004)
固定效应:包含地区、时间固定效应					
N	1192	1194	1196	1194	1196
R ²	0.883	0.229	0.102	0.098	0.232

注:括号内为地市、时间聚类稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。这里使用的回归命令是xtivreg2,该命令的回归结果不含常数项。

体制改革,同时健全自上而下的转移支付,完善以分税制为基础的分级财政。本文的研究进一步表明,在中国式“压力型体制”中,需要更加综合地完善“压力型”财政激励制度:第一,完善事权与财权财力相匹配的财政体制,在科学划分事权基础上,合理规范地划分各级政府间的财权财力。这是从根本上解决地方政府“攫取之手”恶性结果的途径。第二,进一步完善政府预算制度和中央地方之间财政关系,规范地方政府的“攫取之手”行为。通过政府预算体系建设和预算透明度建设,将地方政府汲取财政收入的行为尽可能限定在法律法规要求的限度内。第三,优化财政激励制度设计,赋予地方政府合适的政策工具,引导地方政府的“援助之手”向有利于经济社会和谐、经济自然和谐的方向上发展。

当然,本文的研究还存在两个不足。一是实证检验的时期较短,这使得本文的结论主要是短期的,即地方政府应对财政压力冲击的短期财源增长效应,中长期的效应需要更进一步的研究。二是本文以取消农业税改革作为财政压力的冲击,由此得到的一些结论具有一定的一般性,如财政压力增加并未抑制地方政府的财源建设行为,且不恰当的财政激励设计会带来不合意的负面效应等,但延伸的政策含义则需要谨慎,因为不同的财政激励制度与不同时期的市场环境一起会带来不同的结果。因此,如何更好地设计财政激励制度,需要更深入和细致的理论和实证研究。这是未来的一个重要研究方向。

(作者单位:厦门大学经济学院财政系;责任编辑:蒋东生)

注释

①杨雪冬(2012)对“压力型体制”概念的形成历史进行了一个简述。

②财政收入占GDP比重和中央财政收入占全国财政收入比重。

③杨志勇(2015)《现代财政制度探索:国家治理视角下的中国财税改革》第三章对中国预算外管理制度的变迁历史进行了梳理和介绍。

④法定支出主要指有关法律法规明确规定了支出比例或增幅要求的特定支出项目,涉及面很广,包括农业、教育、科技、计生、卫生、环保、社会保障、公务员工资等。法定支出具有强制性的特点,往往是通过法律、法规、政府文件和各种形式的“达标”规定,甚至“一票否决”(陶勇,2014)。

⑤典型方式包括将预算内收入转为预算外收入、三乱行为

(乱收费、乱罚款和乱摊派)、高负债、高价出让商住用地的土地财政行为、强化税收征管的税收攫取行为(刘骏、刘峰,2014)等。

⑥根据陈晓光(2016)的梳理和测算,从农业税费改革的书面规定、通知和条例看,至2004年9月24日,全国有5个省(自治区、直辖市)完全取消农业税,3个省(直辖市)基本取消,16个省(自治区)的310个县免征了农业税,11个粮食主产省(自治区)降低农业税率3%。其余省、自治区、直辖市农业税税率总体上降低1%。2005年,全国有28个省份全面免征了农业税,河北、山东、云南也按中央要求将农业税税率降到2%以下。在《农业税条例》正式废止之前的2005年,全国几乎所有的区县已经停征了农业三税,该年县级农业三税总收入仅为2004年的8.9%。

⑦实际上,以农业税占财政收入的比重衡量更多的是税收结构变化的程度,它与财政压力的作用机制是不同的。后文我们将专门讨论这一差别的影响。

⑧由于数据匹配问题,我们的计算起始年份为2001年,陈晓光(Chen, 2017, 2016)的起始年份为2000年。

⑨外资实际使用金额是将《中国城市统计年鉴》中的“当年实际使用外资金额”乘以当年的基准汇率转换为以人民币为单位的数字,然后通过每年的CPI指数转换为以2003年为基期的实际值。

⑩《地市县财政统计资料》中2006~2007年的数据不全,这里采用了尹恒教授收集整理的相关数据。

⑪配第一克拉克定理指出,随着经济发展和人均国民收入水平的提高,劳动力首先由第一产业向第二产业转移,然后再向第三产业转移的演进趋势

⑫李萍、许宏才(2006)在《中国政府间财政关系图解》第76~79页详细说明了农村税费改革转移支付办法。

⑬由于有些县在2004年已经开始试点减免农业税,因此这些县的农业税收入有大幅度减少,这样4年平均的税收收入就比较低,因此为了更好地反映农业税占比情况,这里用2001~2003年的平均值来衡量。

⑭汤玉刚、苑程浩(2010)指出,这里的“征管效率”是广义的,不仅仅指技术层面的税务管理效率,更重要的是地方政府为吸引外部资本而给出的各种名目的税收优惠和返还等因素所造成实际征管效率的内生变动。

⑮典型如2002年所得税分享改革方案调整了内资企业所得税的征管范围:自改革方案实施之日起新登记注册的企事业单位的所得税,由国家税务局负责征收管理。2012年起逐步推行的营改增改革,也将原地税征管的营业税改为由国税征管的增值税。

⑯我们也实证检验了农业税占比对各项财政支出结构的影响,结果显示,农林水气支出占比发生了显著上升,而教育支出占比显著下降,其他支出结构没有发生显著变化。这一结果与左翔等(2011)和张博骥、王辉(2015)的实证结果是一致的。这些结果进一步表明税收结构变化与财政压力变化对地方政府行为影响的差别。

⑰《上市公司环保核查分类管理名录》中将火电、钢铁、水泥、电解铝、煤炭、冶金、建材、采矿、化工、石化、制药、轻工、纺织、制革等14个行业列入污染型行业。

参考文献

(1) Bai, C. E., Y. Du, Z. Tao and S. Tong, 2004, "Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China's Industries", *Journal of International Economics*, Vol.63, pp.397-417.

(2) Burnes, D., D. Neumark and W. J. Michelle, 2014, “Fiscal Zoning and Sales Taxes: Do Higher Sales Taxes Lead to More Retailing and Less Manufacturing?”, *National Tax Journal*, Vol.67, pp.7-50.

(3) Chen, S. X., 2017, “The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China”, *Journal of Public Economics*, Vol.147, pp.62-76.

(4) Han, L. and J. K.-S. Kung, 2015, “Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol.116, pp.89-104.

(5) Jin, H., Y. Qian and B. R. Weingast, 2005, “Regional Decentralization and Fiscal Incentives: Federalism, Chinese Style”, *Journal of Public Economics*, Vol.89, pp.1719-1942.

(6) Li, P., Y. Lu and J. Wang, 2016, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, Vol.123, pp.18-37.

(7) Wang, X. and Y. Shen, 2014, “The Effect of China’s Agricultural Tax Abolition on Rural Families’ Incomes and Production”, *China Economic Review*, Vol.29, pp.185-199.

(8) Weingast, B. R., 2009, “Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives”, *Journal of Urban Economics*, Vol.65, pp.279-293.

(9) 北京天则经济研究所“中国土地问题课题组”:《城市化背景下土地产权的 implementation 和保护》,《管理世界》,2007年第12期。

(10) 才国伟、黄亮雄:《政府层级改革的影响因素及其经济绩效研究》,《管理世界》,2010年第8期。

(11) 才国伟、张学志、邓卫广:《“省直管县”改革会损害地级市的利益吗?》,《经济研究》,2011年第7期。

(12) 陈抗、Hillman、顾清扬:《财政集权与地方政府行为变化》,《经济学(季刊)》,2002年第2期。

(13) 陈硕、高琳:《央地关系:财政分权度量及作用机制再评估》,《管理世界》,2012年第6期。

(14) 陈晓光:《财政压力、税收征管与地区不平等》,《中国社会科学》,2016年第4期。

(15) 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。

(16) 傅勇、张晏:《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》,2007年第3期。

(17) 黄小虎:《当前土地问题的深层次原因》,《中国税务》,2007年第2期。

(18) 贾康、白景明:《县乡财政解困与财政体制创新》,《经济研究》,2002年第2期。

(19) 蒋省三、刘守英、李青:《土地制度改革与国民经济成长》,《管理世界》,2007年第9期。

(20) 李萍、许宏才:《中国政府间财政关系图解》,中国财

政经济出版社,2006年。

(21) 刘冲、乔坤元、周黎安:《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》,2014年第10期。

(22) 刘骏、刘峰:《财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据》,《会计研究》,2014年第1期。

(23) 汤玉刚、苑程浩:《不完全税权、政府竞争与税收增长》,《经济学(季刊)》,2010年第10卷第1期。

(24) 陶然、刘明兴、章奇:《农民负担、政府管制与财政体制改革》,《经济研究》,2003年第4期。

(25) 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。

(26) 陶然、苏福兵、陆曦、朱昱铭:《经济增长能够带来晋升吗?——对晋升锦标竞赛理论的逻辑挑战与省级实证重估》,《管理世界》,2010年第12期。

(27) 陶然、袁飞、曹广忠:《区域竞争、土地出让与地方财政效应:基于1999-2003年中国地级城市面板数据的分析》,《世界经济》,2007年第10期。

(28) 陶勇:《法定支出脱钩后何去何从》,《第一财经日报》,2014年6月12日。

(29) 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。

(30) 谢贞发、张玮:《中国财政分权与经济增长——一个荟萃回归分析》,《经济学(季刊)》,2015年第2期。

(31) 杨雪冬:《压力型体制:一个概念的简明史》,《社会科学》,2012年第11期。

(32) 杨志勇:《现代财政制度探索:国家治理视角下的中国财税改革》,广东经济出版社,2015年。

(33) 袁渊、左翔:《“扩权强县”与经济增长:规模以上工业企业的微观证据》,《世界经济》,2011年第3期。

(34) 张博骁、王辉:《取消农业税、财政集权与农村公共品》,《经济学报》,2015年第2卷第1期。

(35) 张占斌:《政府层级改革与省直管县实现路径研究》,《经济与管理研究》,2007年第4期。

(36) 郑新业、王晗、赵益卓:《“省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法》,《管理世界》,2011年第8期。

(37) 中国经济增长与宏观稳定课题组:《城市化、产业效率与经济增长》,《经济研究》,2009年第10期。

(38) 周黎安、陈祎:《县级财政负担与地方公共服务:农村税费改革的影响》,《经济学(季刊)》,2015年第2期。

(39) 周雪光:《“逆向软预算约束”:一个政府行为的组织分析》,《中国社会科学》,2005年第2期。

(40) 左翔、殷醒民、潘孝挺:《财政收入集权增加了基层政府公共服务支出吗?——以河南省减免农业税为例》,《经济学(季刊)》,2011年第10卷第4期。

BRIFE COMMENTARIES

- An Analysis of Linkage Mechanism of Floating Population Control *Feng Hong and Liu Tingting*
- A Study on The Residence Intention and Households ' Consumption Level of Chinese Floating Population under "New Normal" *Li Guozheng and other authors*
- The System Construction and Governance Practice of Marine Ecological Compensation *Zhu Wei and other authors*
- Chinese-Style Decentralization and the Yardstick Competition in The Context of New Development Concept
..... *Liu Shanshan and Ma Zhiyuan*
- Challenges and Opportunities of Public Management in We-Media Era *Ding Xiangtao*
- A Research on the Innovation of Retail Business Model under the Background of Digital Technology Revolution
..... *Qi Yan, Si Yajing and Wu Lihong*
- A Study on the Relationship between Leadership Forgiveness and Employees ' Suppressive Advice
..... *Zhang Yajun and Zhang Lei*

ABSTRACTS OF SELECTED ARTICLES**Will Individual Income Tax Cut Increase Labor Supply?***Ye Jingjing and other authors*

According to Decree NO.600th of the State Council of the People ' s Republic of China, China raised the threshold of individual income tax and reduced the tax tiers in September 1, 2011. This paper focuses on evaluating the impact of the implementation of the Law on the individual labor supply and further explores the role on the income distribution gap. Using the Chinese Household Finance Survey(CHFS)2011-2013 panel data, we apply the difference-in-difference method and fixed effect model, and take reference to the regression discontinuity design. We find this individual tax reform improves the individual labor force participation, but has no significant effect on the labor hours. Especially, the labor incentive of high income groups is higher than that of low income groups. Therefore, the income tax cut will improve China ' s overall labor supply, but not help to reduce the residential income gap.

Chinese " Pressure-Type " Fiscal Incentives and Local Fiscal Resource Growth*Xie Zhenfa, Yan Jin and Li Pei*

Local governments face complex and diverse pressures from various resources under Chinese pressure system during the period of economic and social transition. Extracting fiscal revenues actively is the main way for local governments to cope with pressures, which forms Chinese " pressure-type " fiscal incentives. Using the nation-wide abolition of agriculture tax in 2005 as the quasi-experiment of fiscal revenue pressures and the difference-in-difference models, the paper explores empirically the effect of fiscal pressures on local fiscal resource growth. The empirical results show that a county, which suffered more public revenue loss due to the agriculture tax abolition among the same prefecture, would have more industries ' outputs. However, these results were not driven from the incentives of taxation structure changes, but more from the incentives of fiscal pressures. The effects arose in the county with weaker industrial base and higher fiscal self-sufficiency rate. And relaxing environmental regulation was the key tool of local governments to

increase the industries' outputs.

**How Does Cognitive Fixation Affect Innovation?
An Empirical Examination of Image Ideation Crowdsourcing**

Yang Guang and Wang Li

Innovation is the engine of social progress. Innovators face many difficulties and challenges during the practice. Numerous studies have shown that cognitive fixation will limit people's minds and reduce the quality of creation. Cognitive fixation could be developed from innovators' own experience or other people's experience. There are few studies that focus on the impacts of different types of cognitive fixation on creativity and how different cognitive fixation interact with each other. Specifically, we borrow the theory of cognitive fixation from psychology and use a 6-year panel data of individual user's ideation from a "crowdsourcing" clothing company to empirically examine the effects of users' own past success, the success of other users and the interaction of the two types of cognitive fixation on users' future success. We find that: (1) for users without prior success, the cognitive fixation formed by other users' successes raises the likelihood of success for their future ideation; (2) the cognitive fixation from own past success lowers the likelihood for future success; (3) for users with success experience, the cognitive fixation formed by other users' success can alleviate the negative effects brought by the fixation from own past successes. We contribute to the literature by distinguishing two types of cognitive fixation from own and other users' success and studying their differentiated and interactive effects on users' future success. We also explore the potential mechanism underlying the findings.

Insider Advantage: Empirical Evidence from Firm's Personnel Data

Zhang Hong, Zhou Li'an and Liang Jianzhang

This paper explores the company's choice between external hiring and internal promotion when a job is vacant. We find that the insiders are preferred by firms when there is an open position, with less general human capital, lower wages and lower likelihood to be promoted than their outsider counterparts, which implies a handicap on outsiders in the recruitment. And the handicap disappears as the job level increases and vary with job categories. Furthermore, this paper also discusses the mechanism behind the advantages of such internal staff, and demonstrates that the management defense, dedicated human capital, and the championship competition mechanism are the reasons that lead to the advantages of the insiders. The competition mechanism of the championship is the main reason. We find that: It is expected that job openings have a negative impact on the existing staff's efforts and opening up to the outside will make existing staff more likely to voluntarily leave after realizing that the promotion path is no longer smooth. At the same time, other mechanisms can only explain at most a small part of the insider advantage.