

中央地方利益协调下减税政策的增收效应

贾俊雪, 秦 聪, 孙传辉, 张珂玮

[摘要] 在一个分权的多级政府框架下,减税政策本质上是一个集体行为问题。本文以中国取消农业税改革为研究重点,深入剖析中央地方利益协调下减税政策的增收效应。理论研究表明,取消农业税对农民收入的一般均衡效应,不仅取决于改革对农民税费负担直接影响及其对农民生产决策的影响,更取决于中央地方利益协调及其引致的地方政府支政策行为反应的影响,因而效应是不明确的。基于 2000—2010 年县级数据的经验分析发现,取消农业税有利于农民增收,但这并非主要源于农民总体税费负担的下降,而主要是为地方政府获得较大的利益补偿(转移支付收入规模增加)、故而财政支出尤其农林水出规模显著增加所致。取消农业税后,地方财政收入规模并未显著减少,且非农部门税收收入和土地出让收入规模均没有显著增加,意味着地方政府更倾向通过加强其他涉农税的征管来弥补改革造成的财力损失,农民的总体税费负担很可能没有明显减轻。这对于新时期供给侧结构性改革中减税政策的有效运用具有良好启示。

[关键词] 中央地方利益冲突与协调; 减税政策; 取消农业税改革

[中图分类号]F812 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2019)06-0079-19

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2019.06.005

一、引言

改革开放以来,中国成功把握了工业化进程中的战略机遇,实现了近 40 年的高速增长。但近年经济遭遇了前所未有的挑战:经济增速持续下行,结构性矛盾凸显,市场活力不足。在此背景下,中央推行了“供给侧结构性改革”,而作为其中的重要手段,减税政策被寄予厚望(贾俊雪, 2016; 培勇, 2016)。事实上,21 世纪以来,中国实施了一系列减税政策,包括 2000 年农村税费改革、2008 年企业所得税改革、2009 年增值税改革、2011 年个人所得税改革和 2012 年“营改增”改革等。然而,微观主体的总体税费负担似乎并未明显减轻,且仍普遍较重(疑有陷入“黄宗宪定律”之忧),极大制约着减税政策效应的有效发挥,引起学术界、政界乃至全社会的高度关注。

[收稿日期] 2019-02-01

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“中国高速增长中高速可持续发展的突破性改革:地方政府治理体系改革与中央地方利益协调”的阶段性成果;教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“基于中国实践的财政分权理论”(批准号 71673279)。

[作者简介] 贾俊雪,中央财经大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心教授,博士生导师,经济学博士;秦聪,中央财经大学财政金融学院讲师,经济学博士;孙传辉,中央财经大学财经研究院讲师,经济学博士;张珂玮,中央财经大学财政金融学院博士研究生。通讯作者:秦聪,电子邮箱:qincong@163.com

[注释] ① 本文在写作过程中得到了匿名审稿专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

② 很多学者对一些减税政策进行了研究,例如,周黎安和陈烨(2005)、申广军等(2009)、秦聪(2016)以及范子英和秦聪(2017)分别考察了 2000 年农村税费改革、2009 年增值税改革、2011 年个人所得税改革和 2012 年“营改增”改革的增收效应。

观上述改革实践,可清晰地发现:这些减税政策均是由中央政府主导设计的,而涉及到的税种均是中央地方共享税(个人和企业所得税、增值税)或是地方税(农业税、营业税),故对地方财政有一定影响。分权体制下,作为一个相对独立的利益主体,地方政府势必会维护自身财政利益,而一个极其自然的政策行为反应便是加强其他税费的征管来弥补改革造成的财力损失(即所谓“内损失堤外补”)。尤其是,中央政府在推行上述减税政策时并未采取有效措施减轻地方政府的支出责任,致使地方政府的这一行为反应更强烈,导致微观主体的总体税费负担很可能没减轻。面对地方政府的逆向行为反应,如若中央政府能够及时关注和回应地方利益诉求,给以利益补偿,则有利于遏制地方政府的这一行为反应,促使其更好地贯彻执行中央政策意图;涉及到如何确定补偿标准(过低则效果不彰,过高则可能存在地方成本转嫁)以及如何进行补偿(常见手段为中央转移支付,而这可能产生道德风险)等利益攸关问题。由此可见,在一个分权政府框架下,减税政策本质上是一个集体行为问题,能否有效降低微观主体的总体税费负担并促进微观主体收入(或利润)增加,关键在于中央地方的利益协调及其引致的地方政府政策行为。

本文以中国取消农业税改革为研究重点,在一个相对统一的框架内从理论和经验两个层面剖析中央地方利益协调下减税政策的增收效应。之所以聚焦于取消农业税改革,原因在于:①这一改革是“21世纪#”年代以来中国最彻底的一次减税政策实践,主要目的是减轻农民税费负担、增加农民收入(周黎安和陈焯,2006;王力,2007);②农业税在改革前是地方重要税种,因而改革对地方财政影响尤为突出,而中央政府为确保改革顺利推进给予了地方较大规模的财力补偿,故这一改革有着丰富的中央地方利益互动,①为厘清中央地方利益协调下减税政策的影响及其内在逻辑机制提供了一个良好契机。特别地,取消农业税改革是2006年中国农村税费改革的第二阶段,始于2006年,终于2006年《农业税条例》;与第一阶段(正税清费改革)主要是规范农村税费制度不同,第二阶段旨在逐步取消农业税、减轻农民税费负担、增加农民收入。

近年来,学术界对取消农业税改革的影响进行了较深入的研究②。汪伟等(2007)利用省级数据研究发现,取消农业税对农民消费具有显著促进作用。陈晓光(2008)和汪伟、余靖雯等(2008)利用区县级(地级市和县和县级市)数据研究发现,取消农业税对地方财政造成的影响改变了地方政府的税收征管行为。余靖雯等(2008)基于县级(县和县级市)数据的分析表明,取消农业税致使地方公共教育供给增加。不过,这些文献均未研究取消农业税对农民收入的影响。王芳等(2008)以及王芳等(2008)则重点探究了取消农业税的农民增收效应。但王芳等(2008)忽略了改革引发的中央地方利益协调及其对地方政府的行为激励、政策选择进而对取消农业税增收效应的影响。王芳等(2008)较好地认识到这些影响但对中央和地方政府政策行为的刻画略显不足(忽略了改革对地方政府支出结构和转移支付结构等的影响)。而且,这些文献均为经验研究。

本文在借鉴已有文献研究的基础上,构建了一个中央地方利益协调下取消农业税对农民收入的影响及

取消农业税改革具有很大相似之处:一是涉及的主体税种均为地方税。取消农业税改革前,农业税占地方财政收入比重为0.6%7(占县财政收入的比重为1.6%#7);“营改增”改革前(2012年)营业税占地方财政收入的比重为1.6%7。二是中央均给予了地方利益补偿。取消农业税改革时,中央通过转移支付,提高了增值税地方分成比例(由1%7提高到1.7%)。但“营改增”改革时,中央和地方利益补偿和改革结束时间(2012年)较晚,限制了改革对地方财政的影响。此外,也有大量文献研究了农村税费改革第一阶段(正税清费改革)的影响,如周黎安和陈焯(2006)、89、90;王力(2007)和周黎安(2007)。

,进而以取消农业税改革为基础,利用 2004—2009 年全国县级数据和倾向得分匹配方法,对取消农业税对农民收入的一般均衡效应不明确,不仅与改革对农民税费负担及其对农民生产影响有关,更关键的是受中央地方利益互动及其引致的地方政府收支政策行为反应的影响。分析则发现,取消农业税显著提高了农民人均纯收入的增速,这一增收效应具有较好持续性。非主要源于农民总体税费负担的明显下降:取消农业税后,地方财政收入规模没有显著减少,农业部门税收收入(包括工业企业总体税负)和土地出让收入规模均没有显著增加,^① 意味着更倾向加强其他涉农税费的征管来弥补改革造成的财力损失,农民总体税费负担很可能没有减轻,^② 增收效应主要是因为地方获得了较多的中央利益补偿和财力支持(转移支付收入增加),故而地方政府支出尤其农林水支出规模显著增加所致。上述影响在农业大县表现得尤为

明显的特色主要体现在如下三个方面:①本文理论分析较全面地刻画了中央和地方政府行为。不仅考虑了农业税和涉农商品服务课税,还特别考虑了地方政府支出结构(消费性和生产性支出)和中央转移支付结构(取消农业税改革转移支付、一般性转移支付、生产性和消费性转移支付)。这可增强理论分析的现实意义,也有利于揭示中央地方利益协调下取消农业税的作用机制。②本文实证分析利用倾向得分匹配方法较好地矫正选择偏差,稳健性检验证实了这一计量策略的有效性。机制检验则较细致地分析了取消农业税对第一产业增加值以及地方政府财政收入规模、农业部门税收收入规模、土地出让收入规模、财政支出和转移支付规模和结构的影响,并探究了取消农业税对农业大县的影响。这有助于得到较丰富的结论,也有利于形成较完整的证据链条。③本文研究和理解减税政策效应提供了一个有益视角,亦可为新时期供给侧结构性改革中减税政策运用提供一些有益思路。就中国国情看,减税政策因涉及集体行为问题而倍显复杂,不能简单就“论”论“减税”,而应在分权的多级政府框架下充分考虑减税政策对各级政府财政的潜在影响及其引致的地方政府财政收支行为和中央利益补偿政策的交互影响。

二、理论分析

本节基于中国取消农业税改革实践构建一个简单理论模型,剖析中央地方利益协调下取消农业税对农民收入的影响及其机理,为下文的实证分析提供理论指导。

模型框架

本文考虑一个农村经济,农民效用取决于个人的消费和闲暇以及地方政府消费性支出。

① 陈晓光(2010)和 2011 年(2012)利用强度双重差分法发现,取消农业税促使地方政府加强工业企业税收征管,企业税负增加。这与本文结论不同,一个重要原因可能在于陈晓光(2010)和 2011 年(2012)使用的是区县级数据,没有考虑市辖区。没有考虑市辖区是因为本文理论模型是一个农村经济模型,且市辖区在经济结构和自主权等方面与县和县级市存在较大差异。此外,陈晓光(2010)和 2011 年(2012)使用强度双重差分法,但检验表明本文样本不满足平行趋势条件,因此与本文的倾向得分匹配法使用强度双重差分法的样本不同,因此结果并不具有可比性。

取消农业税后,农民仍需负担增值税等商品服务课税和一些隐性收费等。据王丹莉(2010)的研究,取消农业税后,农民总体税费负担依然较重,2009 年农业相关税收收入与农民净所得的比值为 0.15,即 15%。如果考虑其他涉农税费,农民总体税费负担则更高。因此,取消农业税后,地方政府仍需通过加强其他涉农税费的征管来缓解改革给其造成的财政压力。增值税为中央地方共享税,但地方政府仍有很多手段可以缓解其财政压力,如土地出让收入、土地出让金等。因此,取消农业税对农民收入的影响机制较为复杂。

出等),具体可表示为:

$$U(c_t, G_t^c, N_t^a, N_t^i) = \frac{[(c_t + G_t^c)(1 - N_t^a - N_t^i)]^{1-\beta}}{1-\beta} \quad (1)$$

中, β 为相对风险厌恶因子, $\beta > 0$ 为闲暇效用参数。 c_t 为农民消费, G_t^c 为地方政府消费性支出。式(1)刻画了个人消费和政府消费性支出的关系: $\beta > 0$ 意味二者为替代关系, 反之为互补关系。农民有 1 单位时间, 用于农业生产的劳动时间为 N_t^a , 用于非农部门(外出到工业或服务业部门)的劳动时间为 N_t^i , 则闲暇时间为 $1 - N_t^a - N_t^i$ 。就现实来看, 农民属于弱势群体, 长期以来在非农产品市场上的议价能力弱, 因此, 不妨假定农民在非农部门打工的工资率 w_t 对其而言为外生的。农民打工收入普遍较低, 故假定其无需缴纳个人所得税。农民的农业生产活动采用如下形式函数:

$$y_t = f(k_t, G_t^k, N_t^a) = (G_t^k)^{\alpha} k_t^{1-\alpha} (N_t^a)^{1-\beta-\alpha}, \quad \alpha, \beta, 1-\beta-\alpha \in (0, 1) \quad (2)$$

中, k_t 为资本投入, G_t^k 为地方政府生产性支出(如农田水利支出等)。农民预算约束方程为:

$$(1 + \delta_c)c_t + i_t = [1 - (\delta_{y_0} - \delta_{y_\Delta})]y_t + w_t N_t^i \quad (3)$$

中, $i_t = k_{t+1} - (1 - \delta')k_t$ 为投资, δ' 为资本折旧率。 δ_{y_0} 为期初的农业税率, $\delta_{y_\Delta} \in [0, \delta_{y_0}]$ 为农业税率减额。 δ_c 为(增值税等)商品服务课税税率, 用以捕捉农民承担的其他税收负担。^①

地方政府预算约束方程为:

$$G_t = G_t^k + G_t^c = \delta_c c_t + (\delta_{y_0} - \delta_{y_\Delta})y_t + \Pi_t \quad (4)$$

地方政府支出资金来源于地方政府的自有财政收入包括农业税收入 $(\delta_{y_0} - \delta_{y_\Delta})y_t$ 和商品服务课税收入 $(\delta_c c_t)$ ^②, 以及中央转移支付 Π_t :

$$\Pi_t = tr_t + B\delta_{y_\Delta}y_t = (\bar{y} - y_t) + \alpha^* G_t^k + G_t^c + B\delta_{y_\Delta}y_t \quad (5)$$

式表明, 中央转移支付由两大部分构成: 通常的转移支付 tr_t (与取消农业税改革没有直接关系) 和取消农业税改革转移支付 $B\delta_{y_\Delta}y_t$ (即中央特别针对改革给予地方的利益补偿和财力支持)^③。 tr_t 包括一般性和专项转移支付。一般性转移支付为 $(\bar{y} - y_t)$, \bar{y} 为一个外生给定的、足够大的参数, 使得 $y_t < \bar{y}$ 从而确保获得正的一般性转移支付; α^* 为一般性转移支付系数, 刻画了一般性转移支付力度。这一设定意味着, 越落后的地区得到的一般性转移支付越多; α^* 越大, 得到的一般性转移支付越多。专项转移支付包括生产性专项转移支付 $\alpha^* G_t^k$ 和消费性专项转移支付 G_t^c , $\alpha^*, \alpha \in (0, 1)$ 分别

① 在现实经济中, 农民还需承担其他税费。为简化模型, 理论分析将重点放在取消农业税改革转移支付(即中央特别针对改革给予地方的利益补偿和财力支持)和取消农业特产税及降低农业税率(即中央特别针对改革给予地方的利益补偿和财力支持)的商品服务课税理解为现实经济中更广泛的涉农税费)。

② 现实经济中, 商品服务课税包括地方共享税, 即 $\delta_c c_t$ 的一部分, $\delta_c c_t$ (δ_c 为地方分成比例) 为地方收入。为简化模型, 理论分析将重点放在取消农业特产税及降低农业税率(即中央特别针对改革给予地方的利益补偿和财力支持)的商品服务课税理解为现实经济中更广泛的涉农税费)。为更好识别 δ_c 和转移支付的单独影响, 本文假设 $\delta_c c_t$ 中有一部分可能用于转移支付(此情况是 δ_c 和转移支付的单独影响的叠加)。

③ 这对应于取消农业特产税及降低农业税率(即中央特别针对改革给予地方的利益补偿和财力支持)的商品服务课税和取消农业特产税及降低农业税率(即中央特别针对改革给予地方的利益补偿和财力支持)的商品服务课税。为简洁起见, 理论分析统一简称为取消农业税改革转移支付。

刻画了生产性和消费性专项转移支付力度。^①就取消农业税改革转移支付而言,参数 $B \geq \beta$ 刻画了利益补偿力度

其中, $\theta = \frac{\delta\nu(1-\tau_{\#0})}{1/\beta-1} \frac{1+\tau_{\%}}{\tau_{\%}} \left[\phi + \tau_{\#0} + (1-\tau_{\#1}) \frac{[1-\eta(1-\lambda)-\kappa\lambda]}{(1-\lambda)} (1-\tau_{\#0})^{(\mu-1)/\mu} \right],$

$\gamma = \left(\frac{1-\tau_{\#0}}{1+\tau_{\%}} \right) \left(\frac{\delta\nu}{1/\beta-1} \right) \frac{(1+\theta)(\phi + \tau_{\#0} + (1-\tau_{\#1}))}{\tau_{\%}} \frac{1}{1-}$

現實經濟中,地方政府為彌補財力損失很可能加強涉農商品服務課稅的徵管(見(6)式),命題1b捕捉了這種情形。此時, τ_c 增加會加重農民負擔,抑制農民資本投資(見(3)式)和勞動投入(見(8)式),削弱取消農業稅的正影響;另一方面會緩解地方生產性支出的下降及其負影響。故當地方政府將增加的商品服務課稅收入主要用於生產性支出且生產性支出產出彈性較大(進而後種機制產生的正影響大於前種機制的負影響)時,取消農業稅仍有利於農民增收。

命題1c刻畫的則是中央通過轉移支付給予地方利益補償的影響,這種情況較複雜,具體效應取決於採用哪種轉移支付予以補償。如若採取取消農業稅改革轉移支付,無疑最具針對性:直接彌補改革造成的財力損失,故可遏制地方生產性支出下降及其負影響((11)式 Q 中 $-(B-1)\tau_{y\Delta}$ 捕捉了該影響)。因此,力度越大,越有利於改革增收效應的發揮,特別地, $B \geq 1$ (即足以補償地方財力損失,完全消除改革的間接負影響)時,取消農業稅可促進農民增收。

而若中央採取的是一般性轉移支付,同樣可遏制地方生產性支出下降及其負影響(見(11)式),但也會對農業產出和農民收入產生不利影響——農業產出越小,地方得到的一般性轉移支付越多(見前文一般性轉移支付公式),這會產生負向激勵。故此,當地方生產性支出比重較高且一般性轉移支付力度較大時,前一種影響佔據主導地位,取消農業稅有利於農民增收。若補償方式為消費性專項轉移支付,則地方消費性支出增加。這不利於緩解改革的間接負影響,也會對農民資本投資產生排擠效應。故而,當地方生產性支出比重較小(進而改革的間接負影響較小),

南11#个县市取消了农业税(王力,1##\$;陈晓光,1#"%)。

\$&年分税制改革后,农业税一直是县乡基层政府的一个重要税种,因此,农村税费改革给地方利益造成较大冲击,致使地方政府对改革的抵触情绪强烈,各地农民税费负担反弹现象突出又,1##&)。事实上,中央在改革方案设计之初已认识到这一问题,但希望借此“倒逼”地方政府化政府机构改革来化解财政困难,故而未采取措施减轻地方的支出责任,亦未给予地方特别支持。但上述问题的严重程度超出预期,迫使中央不得不回应地方利益诉求,决定给予地方补偿,促使地方政府贯彻执行中央政策意图^①。中央在1##'年和1##&年分别出台了《农村税费中央对地方转移支付办法》和《取消农业特产税降低农业税税率中央对地方转移支付资金的通调通过转移支付对地方政府因改革造成的财力缺口给予补助》。^②在中央的政策支持下,改革顺利推进。

由此可见,取消农业税改革的主要目的在于增加农民收入,且蕴含了丰富的中央地方利益互动。深入研究中央地方利益协调下减税政策的增收效应提供了一个良好契机。

四、计量策略、数据与变量

计量策略

本文实证分析想要识别的是取消农业税对农民收入的因果性影响,故采用处置分析框架(Propensity Score Matching, PSM)。令 $TFR_i \in \{0, 1\}$ 表示县 i 是否取消了农业税:若取消农业税,则 $TFR_i = 1$, 反之 $TFR_i = 0$; Y_i 为结果变量,本文核心结果变量为农民人均纯收入(取自然对数),机制分析考虑了其影响因素。理论上,取消农业税的处置效应是县 i 两种潜在结果的差,即取消和未取消农业税的均纯收入 Y_{i^0} 和 Y_{i^1} 的差值 $(Y_{i^0} - Y_{i^1})$ 。现实中,只能观测到某一真实发生的结果,故需估计另一反事实结果。因此,本文考察的是取消农业税对处置组的平均处置效应,即:

$$\tau_{ATT} = E(Y_{i^0} - Y_{i^1} | TFR_i = 1) = E(Y_{i^0} | TFR_i = 1) - E(Y_{i^1} | TFR_i = 1) \quad (1)$$

其中, $E(Y_{i^1} | TFR_i = 1)$ 为反事实结果,可利用未取消农业税县的结果变量的均值进行度量。但取消农业税并非随机的,故可能存在选择偏差问题,因而这一做法可能有偏。

为修正这一偏差,本文采用倾向得分匹配法:通过 Probit 模型估算出倾向得分 $P(X)$, 即样本县取消农业税的(样本特征 X 给定的)条件概率;据此将取消(处置组)与未取消农业税(对照组)的县进行匹配,将匹配成功后(特征最相近的)对照组的县作为处置组的反事实结果。此时,取消农业税的平均处置效应为:

$$\tau_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{n} \sum_{i \in I \cap S_p} \left\{ Y_{i^0} - \sum_{j \in I_c \cap S_p} W(i, j) Y_{i^1} \right\} \quad (2)$$

其中, n 为样本县数量, I 为处置组, I_c 为对照组, S_p 为匹配域, $W(i, j)$ 为对照组 j 县对处置组 i 县的权重。

PSM 方法的有效性依赖于两个假设条件:一是条件独立分布条件,即要求取消农业税与农民人均纯收入的条件分布独立于样本特征 X ;二是共同支撑条件,即要求处置组和对照组取消农业税的样本特征 X 的取值范围有重叠。

① 王力、陈晓光(2006)较详细地介绍了农村税费改革进程中中央地方的利益冲突与协调。
② 农村税费改革转移支付按客观因素核定地方各项经费需求和改革后减少的支出,按核定支出与改革前支出差额的一定比例计算确定;取消农业特产税及降低农业税税率转移支付根据地方核定支出与改革前支出差额的一定比例计算确定;取消农业特产税和农业税实收数与改革前实收数差额的一定比例计算确定——《农村税费改革转移支付资金管理暂行办法》。

概率(倾向得分)严格处在 0—1 之间,且两组样本的倾向得分分布具有足够大的重合区域,确保它们具有良好的可比性(Caliendo and Kopeinig,2008)。下文分析将对这两个识别条件进行检验。即便如此,(14)式仍可能有偏,因为其可能没有较好地控制潜在不可观测变量的影响。为此,本文在倾向得分匹配法的基础上利用双重差分法消除时间固定效应和个体固定效应等非观测因素的影响(Smith and Todd,2005)。此时的平均处置效应为:

$$\tau_{ATT}^{PSM-DID} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ (Y_{i1}^{t_1} - Y_{i1}^{t_0}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i,j)(Y_{i0}^{t_1} - Y_{i0}^{t_0}) \right\} \quad (15)$$

其中, t_0 和 t_1 为改革前时点(事前时点)和后时点(事后时点)。

2. 数据

本文数据主要来自密西根大学的 China Data Online 数据库,该数据库提供了较详实的县和县级市数据(包括基本特征和经济社会等信息),财政数据来自《全国地市县财政统计资料》。地级市市辖区也是县级行政单位,但在经济结构和自主权等方面与县和县级市存在明显差异(Jia et al., 2014);且本文理论模型为农村经济模型,市辖区与之相比存在较大偏差。因此,本文样本只涉及县和县级市(下文统一简称为县)。根据取消农业税改革实践

表 1 处置组和对照组农民人均纯收入的描述性统计

变量	年份	均值			差异: (2)-(3)
		全样本	处置组	对照组	
		(1)	(2)	(3)	(4)
人均纯收入对数	2003 (t_0)	7.6991 (0.4497)	7.8490 (0.5822)	7.6686 (0.4113)	0.1804*** (0.0274)
	2005 (t_1)	7.8939 (0.4378)	8.0375 (0.5339)	7.8647 (0.4096)	0.1728*** (0.0267)
	Δ_t	0.1948*** (0.0145)	0.1885*** (0.0444)	0.1961*** (0.0147)	-0.0077 (0.0127)
		1877	317	1560	

Δ_t行的数值是第 2 行与第 1 行的数值之差,第(4)列的数值是第(2)列与第(3)列数值的差。Δ_t行和第(4)列小括号里的数字为标准误,其他小括号中为标准差。*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

technikov 内核,带宽为 0.06)和 5 对 1 最邻近匹配法。

而,本文对倾向得分匹配法的两个识别条件进行检验。平衡性检验(结果未报)表明,匹配后处置组和对照组样本分布不存在系统性差异,即较好地符合条件独立分布条件,体现在:匹配后各均值组间差异均不显著,标准化偏差较小^①;利用匹配后样本重新估算的 Probit 模型的 R² 很弱,说明模型对匹配后样本县是否取消农业税的解释力很弱,即此时取消农业税近乎为条件随机变量,图 1 显示匹配后样本较好满足共同支撑条件;两组样本的倾向得分都在 0—1 之间且分布有大重叠区域。^②因此,本文的倾向得分匹配策略是较有效的。

取消农业税对农民收入的影响

命题 1 指出,取消农业税对农民收入的一般均衡效应不明确。那么,实际情况如何呢?表 3 给出的估计结果显示,取消农业税有利于提高农民收入水平——两种匹配方法得到的平均效应均在 0.0374 左右,且在 5%的置信水平上显著。这意味着取消农业税促使处置组农民人均纯收入增速(较对照组而言)平均提高了 3.74 个百分点,相当于样本期内给他们带来约 95.86 元的人均收入增加(处置组事前时点的农民人均纯收入约为 2563 元,见表 1)。周黎安和陈烨(2005)发现,农村税费改革第一阶段(正税清费改革)使农民纯收入的增速提高了约 1.5 个百分点。本文结果补充了他们的研究发现,也表明取消农业税改革的增收效应明显大于第一阶段,这符合预期。

进而,这一增收效应是否具有较长期的影响?需要指出的是,农业税在 2006 年正式取消,本文的对照组在 2006 年也接受了改革处置。但处置组和对照组在 2006 年后仍存在不同:处置组早于对照组一年(2005 年)取消了农业税。故仍可利用 PSM-DID 分析 2006 年后的情况,不同的是,此时考察的是取消农业税的长期影响。本文仍以 2003 年为事前时点,而分别以 2004—2006 年(2005 年)为事后时点(为消除年度波动的影响,事后时点结果变量采取三年移动均值)。由表 3(5)列可知,取消农业税的增收效应具有较好的持续性。

① 标准化偏差为 $(\bar{X}_1 - \bar{X}_0) / \sqrt{0.5(S_1^2 + S_0^2)}$, \bar{X}_1 和 S_1^2 分别为处置组变量的均值和方差, \bar{X}_0 和 S_0^2 分别为对照组的均值和方差。该值越小意味组间差异越小(实践中通常使用 10%或 20%作为判断标准)。
② 由图 1 可知,匹配后处置组样本的倾向得分具有突出的尾端分布。为消除可能由此造成的估计偏差,实证分析利用核密度估计法对处置组样本分布进行了核密度估计,并尝试采用 5%和 15%的修剪策略,结果较稳健。

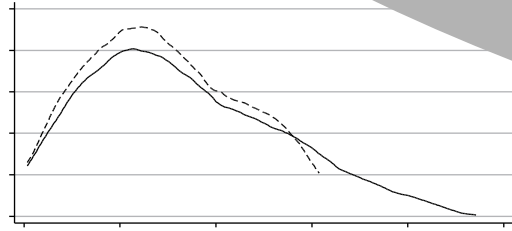
2 匹配变量的描述性统计和倾向得分估计结果

2003	平均值(标准偏差)			差异:	倾向得分估计:
	全样本(1)	处置组(2)	对照组(3)	(2)-(3) (4)	Probit 回归 (5)
量(取自然对数)	12.8066 (0.7979)	12.5805 (0.8424)	12.8525 (0.7809)	-0.2720*** (0.0488)	-0.3238 (0.3966)
收(取自然对数)	11.5239 (0.8130)	11.3319 (0.9060)	11.5630 (0.7874)	-0.2310*** (0.0498)	0.1051 (0.3852)
利面积	0.3915 (1.0261)	0.3648 (0.3181)	0.3970 (1.1164)	-0.0322 (0.0632)	-0.1736** (0.0670)
均纯收入(取自然对数)	7.6991 (0.4497)	7.8490 (0.5822)	7.6686 (0.4113)	0.1804*** (0.0274)	0.5128*** (0.1494)
方财政收入(取自对数)	5.2917 (0.7289)	5.5934 (0.8451)	5.2304 (0.6872)	0.3629*** (0.0441)	-0.3385*** (0.1060)
方财政支出(取自对数)	6.4413 (0.5175)	6.7333 (0.5345)	6.3819 (0.4934)	0.3514*** (0.0308)	0.6997*** (0.1413)
一产业增加值(取自然对数)	7.2617 (0.5207)	7.3945 (0.6180)	7.2347 (0.4944)	0.1598*** (0.0319)	0.2238** (0.0955)
二产业增加值(取自然对数)	7.5125 (0.9796)	7.7791 (1.0965)	7.4583 (0.9454)	0.3208*** (0.0599)	-0.0811 (0.0741)
款余额(取自然对数)	8.0609 (0.6929)	8.3067 (0.7611)	8.0109 (0.6675)	0.2958*** (0.0421)	-0.0388 (0.1169)
独机构贷款余额(取自然对数)	7.9736 (0.7204)	8.3813 (0.8359)	7.8908 (0.6649)	0.4905*** (0.0429)	0.7448*** (0.1040)
人均耕地面积	0.5654 (0.4540)	0.4635 (0.3437)	0.5862 (0.4707)	-0.1227*** (0.0278)	-1.2214*** (0.1301)
人均粮食产量	0.3982 (0.2358)	0.4348 (0.4038)	0.3907 (0.1831)	0.0441*** (0.0145)	0.7649*** (0.1697)
小学适龄儿童比例	0.0712 (0.0722)	0.0708 (0.1261)	0.0713 (0.0552)	-0.0006 (0.0044)	-1.4719 (1.3333)
中学适龄儿童比例	0.1035 (0.0931)	0.1029 (0.1697)	0.1036 (0.0678)	-0.0007 (0.0057)	1.9371* (1.0677)
每万人医疗机构床位数	19.7659 (16.2740)	23.0026 (19.0861)	19.1082 (15.5658)	3.8944*** (0.9988)	0.0042 (0.0042)
Pseudo-R ²					0.07
样本数			1560		1877

注: 第(1)列至第(3)列报告了匹配变量的平均值(标准偏差),第(4)列报告了处置组和对照组的差异,第(5)列 Probit 回归包含截距项(未报),第(1)一(3)列括号里的数字是标准误差。*、**和***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

机制分析

理论分析指出,取消农业税对农民收入的影响不仅取决于改革对农民收入的影响,更关键的是取决于中央地方利益协调机制对农民收入的影响。因此,本文在分析取消农业税对农民收入影响的基础上,进一步分析了取消农业税对农民收入影响的机制。本文对此进行了实证检验。



3 取消农业税对农民人均纯收入的影响

	基准结果	持续效应			
	2003—2005	2003—2007	2003—2008	2003—2009	2003—2010
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Kov 内核匹配					
效应	0.0350** (0.0165)	0.0342** (0.0151)	0.0506*** (0.0167)	0.0614*** (0.0184)	0.0735*** (0.0206)
样本数	286	285	285	284	284
对照样本数	1560	1559	1559	1559	1560
总样本数	1846	1844	1844	1843	1844
邻近匹配					
效应	0.0398** (0.0170)	0.0356** (0.0157)	0.0518*** (0.0174)	0.0732*** (0.0193)	0.0852*** (0.0212)
样本数	286	285	285	284	284
对照样本数	1560	1559	1559	1559	1560
总样本数	1846	1844	1844	1843	1844

采用修剪策略剔除了倾向得分分布尾部 10% 的处置组样本以避免极端分布的影响,并剔除了落在共同支撑域外的处置组对照样本。括号里的数字为标准误,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著,以下各表同。

4 机制分析

	人均地方 财政收入	人均企业 所得税	人均营 业税	工业企业 平均税负	人均土地 出让收入	人均地方 财政支出	人均农林 水支出	农村人口 人均一产 增加值	人均财政 转移支付	人均一般 性转移 支付	人均专项 转移支付
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Kov 内核匹配											
效应	-0.0327 (0.0374)	-0.0476 (0.0652)	0.0108 (0.0308)	0.3072 (0.5218)	0.0570 (0.1214)	0.0361* (0.0209)	0.0714** (0.0302)	0.0638*** (0.0191)	0.0540*** (0.0189)	0.0543** (0.0249)	0.0348 (0.0271)
本数	286	273	286	282	168	286	286	271	286	285	286
本数	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1432	1555	1551	1558
	1847	1816	1847	1832	1198	1847	1847	1703	1841	1836	1844
邻近匹配											
效应	-0.0326 (0.0393)	-0.0161 (0.0702)	0.0035 (0.0328)	0.3303 (0.5232)	0.0783 (0.1264)	0.0436** (0.0220)	0.0863*** (0.0329)	0.0629*** (0.0195)	0.0616*** (0.0194)	0.0640** (0.0257)	0.0490* (0.0293)
本数	286	273	286	282	168	286	286	271	286	285	286
本数	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1432	1555	1551	1558
	1847	1816	1847	1832	1198	1847	1847	1703	1841	1836	1844

表中的人均值均取自然对数。

负。^①表4第(4)列显示:处置效应为正值但不显著。本文也利用企业应纳增值税、企业所得税、销售税金及附加之和与企业增加值的比值来计算企业综合税负,所得结果类似(未报)。最考察了取消农业税对人均土地出让收入的影响,处置效应也不显著(见表4第(5)列)。上述结果说明,取消农业税后,地方政府倾向于没有显著加强非农部门的税收征管,亦没有显著增加土地出让收入,这为前文推断(即取消农业税很可能没有明显减轻农民总体税费负担)提供了较好的支持。

考察取消农业税对地方政府支出行为和转移支付的影响。理论上讲,在其他政策保持不变的情况下,取消农业税会导致地方政府支出进而生产性支出下降,对农民收入产生间接负影响(理论命题1a)。这凸显了考察取消农业税对地方政府支出行为反应对于取消农业税增收效应的重要性。为此,本文考察取消农业税对人均地方财政支出的影响。表4第(6)列显示:平均处置效应显著为正,表明取消农业税导致地方政府支出规模显著增加。而且,增加的支出更多投向了农业生产领域,体现在取消农业税对人均农林水支出具有显著的正影响,且数值明显大于总支出的效应(见表4第(7)列)。^②农林水支出主要为农业支出,因而有利于农业产出增加——表4第(8)列显示,取消农业税对农村人口人均一产增加值(即第一产业增加值与农村人口的比值,取自然对数)的处置效应显著为正。上述结果为取消农业税的增收效应提供了支持。取消农业税没有减轻农民的总体税费负担,但促使地方政府支出增加,进而对农业产出进而农民收入产生了积极的促进作用。

考察取消农业税对人均地方转移支付的影响。表4第(9)列显示,取消农业税对人均地方转移支付的影响并不显著,人均地方转移支付收入规模没有明显变化,地方政府支出增加应当主要来源于地方财政收入。表4第(10)列的结果验证了这一判断,取消农业税对人均地方转移支付

① 工业企业数据来源于国家统计局规模以上工业企业调查数据库,该数据库提供了

规模以上(销售收入在500万元及以上)的非国有工业企业较详细的数据。

② 本文也考察了取消农业税对人均基本建设支出(取自然对数)的影响,平均处置效应不显著。基本建设支出可能形成基础设施也可能形成非农部门基础设施,从而形成基础设施并对农民收入产生影响。

的正影响。而且,就构成看,一般性转移支付收入显著增加,且效应大小与总转移支付收入接近,而专项转移支付收入的处置效应的显著性较差,意味转移支付收入的增加可能主要由一般性转移支付收入的增加(见表4第(10)和(11)列)。此外,本文的数据表明:2003—2005年县获得的农村税费改革转移支付和取消农业特产税及降低农业税税率转移支付是农业税减少的5倍。这对应于理论命题1c中 $B \geq 1$ 的情形,故可较好地解释取消农业税的增收效应,凸显给予地方利益补偿的重要性。

综上所述,取消农业税后,地方政府更倾向加强其他涉农税费征管,致使地方政府自有财政收入没有显著下降,农民总体税费负担很可能没有明显减轻,但地方政府获得较大的利益补偿(转移支付),因而地方政府支出尤其农林水支出显著增加,故有利于农业产出增加和农民增收。

(3)对农业大县的影响。本文理论模型是一个农村经济模型,但因数据限制,前文分析使用了整县财政数据,这可能产生一些偏差,这也是本文没有考虑地级市市辖区的一个重要原因(尽可能实证与理论分析的偏差)。但若一个县主要以农业为主,则其受取消农业税改革的影响更大,符合本文理论分析考虑的情况,故可缓解这一问题。为此,本文将样本限定为农业大县(2003年人口比重大于样本中位数的县),重新估算了取消农业税的平均处置效应。表5的结果显示,取消农业税对农业大县的农民收入、第一产业增加值、政府收支行为和转移支付的影响与基准分析良好一致性。且与基准结果相比,取消农业税对农业大县的农民人均纯收入、农村人口人均增加值、人均财政支出(总支出和农林水支出)和人均财政转移支付(总转移支付和一般性转移支付)影响力度总体上更突出。这为基准分析的主要结论提供了进一步的证据支持。

稳健性分析——非观测变量影响检验

PSM-DID能否较好地矫正选择偏差问题取决于能否较好地控制观测变量尤其非观测变量的影响。本文基准分析较好地控制了可观测匹配变量的影响(见前文平衡性检验),且利用双重差分法较好

表5 取消农业税对农业大县的影响

	农民人均纯收入	农村人口人均一产增加值	人均地方财政收入	人均企业所得税	人均营业税	工业企业平均税负	人均土地出让收入	人均地方财政支出	人均农林水支出	人均财政转移支付	人均一般性转移支付	人均专项转移支付
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Epanechnikov 内核匹配												
平均处置效应	0.0482** (0.0240)	0.0735*** (0.0212)	0.0758* (0.0456)	-0.1062 (0.0894)	0.0142 (0.0424)	-0.0718 (0.0607)	-0.2023 (0.1877)	0.0614*** (0.0219)	0.1477*** (0.0458)	0.1211*** (0.0395)	0.1312*** (0.0395)	0.1312*** (0.0395)
处置组样本数	121	108	121	111	121	119	66	121	121	121	121	121
对照组样本数	1566	132	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1555	1551	1558
总样本数			1682		1682	1669	1096	1682	1682	1676	1672	1679
邻域匹配												
平均处置效应	0.0482** (0.0240)	0.0735*** (0.0212)	0.0758* (0.0480)	-0.1452 (0.0998)	-0.0059 (0.0449)	-0.0926 (0.1130)	-0.2228 (0.2117)	0.0576** (0.0240)	0.1443*** (0.0501)	0.1234*** (0.0306)	0.1495*** (0.0395)	0.1312*** (0.0395)
处置组样本数	121	108	121	111	121	119	66	121	121	121	121	121
对照组样本数	1566	132	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1555	1551	1558
总样本数			1682		1682	1669	1096	1682	1682	1676	1672	1679

了时间固定效应和个体固定效应等非观测变量的影响。为进一步确保本文主要结论对潜在非观测变量的影响进行稳健性检验。

(1)其他政策改革的影响。样本期内,除了取消农业税改革外,其他一些政策改革也可能对农民收入产生重要影响。由于数据限制,本文主要考虑三项政策改革,即西部大开发政策(2000年)、省财政体制改革(2004年以来)和东北三省增值税转型改革(2004年以来)。为控制西部大开发管县财政体制改革的影响,本文分别在匹配变量中引入西部大开发政策哑变量和省直管县制改革哑变量。为排除增值税转型改革的影响,本文从样本中剔除了东北三省所辖各县。在上文的基础上,分别重新估算了取消农业税对农民收入的平均处置效应。表6第(1)~(3)列显示:新的基准结果总体上具有较好的一致性,表明基准结论具有较好的稳健性。

(2)非农部门税费变化的影响。正如前文指出的,地方政府在取消农业税后可能会加强非农部门征管和增加土地出让收入来弥补财力损失。前文机制分析表明地方政府的这种行为反应较强烈。为进一步验证这一结论并检验此类非观测因素的影响,本文采取如下策略控制样本期内非农部门征管和土地出让行为的潜在变化的影响:分别在匹配变量中引入2003—2005年人均企业销售收入增长率、人均营业税收入增长率、工业企业平均税负变化和人均土地出让收入增长率。由表6第(4)~(7)列可知,结果没有明显变化,表明基准分析的主要结论是稳健的。

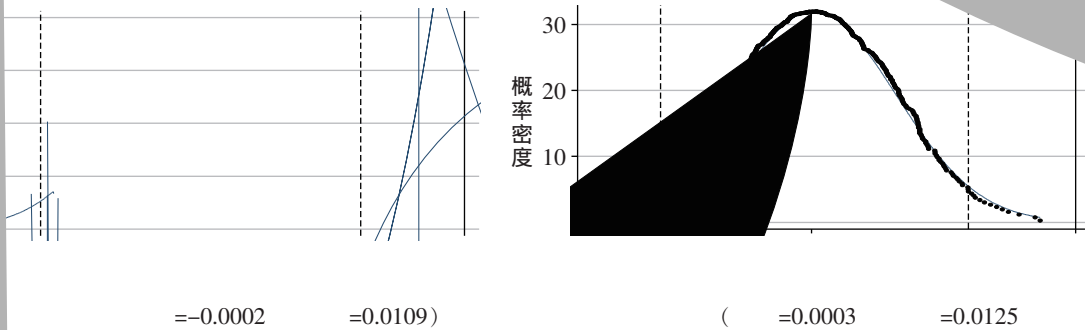
(3)平行趋势检验。本文采用了双重差分策略,故需平行趋势条件成立。否则,得到的处置效应完全归因于取消农业税,还可能是由于两组样本农民收入事前变化趋势差异造成的。我们构造安慰剂检验:以2000年为事前时点,2003年为事后时点,估计了平均处置效应。取消农业税于2003年后,故平行趋势条件成立,则结果应不显著。表6第(8)列显示:处置效应数值较小且即改革前处置组与对照组农民人均纯收入的增长趋势没有显著差异,平行趋势条件成立。

(4)模拟检验。为进一步缓解关于非观测变量影响的担忧,进行如下三组模拟检验。①本文利用Dehejia and Todd(2005)的模拟方法考察基准结果对于非观测变量影响的稳健性。该方法的基本思想是:若能较好地控制非观测变量的影响,则基于可观测匹配变量得到的处置发生概率(取消农业税改革)将会有偏进而导致估计结果有偏;故可通过检验基准结果对于模拟的处置发生概率偏差程度(即模拟处置发生概率偏差)的敏感性来检验非观测变量的影响。表7显示:基准结果对于 Γ 变化的敏感性较弱,只有当模拟处置发生概率偏差达到30倍以上,估计结果才与基准结果显著不同(最大P值大于0.05),表明基准分析较好地控制了非观测变量的影响,结果是较稳健的。

②本文利用Ichino et al.(2008)的方法,通过考察模拟生成的非观测干扰因子的影响,来检验基准结果关于非观测变量影响的稳健性。特别地,模拟生成4个较极端干扰因子(通过搜寻4个概率分布参数的各种可能取值在[0,1]区间内)来构造它们的分布:两个是对改革概率和结果变量分别具有较极端正影响的(样本匹配前,使取消农业税改革概率和农民人均纯收入分别变为原来的26倍和22倍,见表7第(2)和(5)列以及第(3)和(6)列);两个是对改革概率和结果变量分别具有较极端负影响的(使取消农业税改革概率和农民人均纯收入分别变为原来的1/26和1/22,见表7第(4)和(7)列)。因此,这些干扰因子包含了可能导致基准结果高估或低估取消农业税对农民收入影响的非观测变量。

③本文借助随机模拟思想构造安慰剂检验(Pinotti et al., 2010)。将样本中随机抽取的若干个县(真实处置组数量)作为处置组,其余县为对照组;基于这些县在匹配前对照组样本,利用PSM-DID估算取消农业税对农民收入的平均处置效应。重复上述过程得到500次模拟结果(分布见图2)。这一检验的逻辑在于:若本文的基准结论成立,则基于上述随机生成样本得到的结果分布应当是一个均值近乎为零且标准差较小的分布。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
最大 p 值	0	0.0471	0.0692	0	0.0471	0.0692
较极端干扰因子 1	1.012	26.112	0.020*** (0.005)	1.003	26.048	0.021* (0.011)
较极端干扰因子 2	22.264	0.909	0.023*** (0.002)	22.381	0.917	0.025*** (0.009)
较极端干扰因子 3	2.224	0.001	0.043** (0.017)	2.232	0.001	0.045* (0.023)
较极端干扰因子						



2

图中实竖线代表本文的基准结果(见表4),两条虚线代表随机模拟结果的95%置信区间。基准结果位于随机模拟 0.04

()平均处置效应(内核匹配) ()平均处置效应(对最邻近匹配小的正态分布。这得到图2的证实,表明基准分析较好地控制了非观测变量的影响。这些检验结果,本文无法完全排除但可审慎地认为:从而较好地矫正了选择偏差问题。), ()。 95%

六、结论及政策建议

在一个分权的多级政府框架下,减税政策往往因涉及集体行为问题而倍显复杂。本文以中国取... 改革为研究重点,从理论和经验两个层面探究了中央地方利益协调下减税政策的增收效... 构建一个简单理论模型,剖析取消农业税对农民收入的作用机理以及中央地方利益协调及... 的地方政府收支政策行为反应的影响,进而利用2000—2010年全国县级数据和PSM-DID... 证检验。

论研究表明,取消农业税对农民收入的一般均衡效应不明确,不仅取决于改革对农民税费负... 接影响及其对农民决策行为的影响,更关键的是取决于中央地方的利益协调及其引致的地... 方... 收支政策行为反应的影响:取消农业税可直接降低农民税费负担,增加农民收入;亦会对地... 方... 利益造成较大冲击,刺激地方政府改变财政收支行为,进而对农民的税费负担和收入产生间... 接影响。这一影响又与中央对地方的利益补偿(转移支付)政策密切相关。实证分析则发现

业税有利于农民收入增加——促使改革县农民人均纯收入的增速提高了约... 百分点,这一增... 收效应具有... 持续性。进一步的机理检验表明,这并非主要源于农民总体税费负担的下降:取... 消农业税... 部门税收收入和土地出让收入规模并未显著... 和... 的征管来弥补改革造成的财力损失,农民总体税费负

... 主要是因为地方政府获得的转移支付规模增加,故地方政... 农林... 规模显著增加所致。上述影响在农业大县表现得尤为突出

世纪以来... 进行了一系列减税政策,但部分微观主体的税费负担似乎并... 较大争议。本研究为认识和理解这一现象提供了一个有益视角:在一个... 政策本质... 一个集体行为问题,成效取决于中央地方的利益... 表现得尤为

中国的... 涉及的主体... 种多为中央地方共享税或地方税,故对地方财政造成较大影

响,激发了地方政府的逆向行为反应,限制了减税政策效应的良好发挥。这对于新时期中国供给侧结构性改革中减税政策的有效运用具有良好启示。特别地,为更好发挥减税政策在降低税费负担、增加微观主体收入和增强市场活力中的积极作用,中央政府应着重加强如下三方面的工作:① 尊重和关注地方利益诉求,充分认识到减税政策对地方利益的潜在冲击,给予地方必要的利益补偿,切实避免“中央请客、地方买单”的现象。”不能单纯就“减税”论“减税”,而应在一个整体框架内综合考虑财政支出、收入和转移支付(或政府债务)三者的联动关系;加强顶层设计,不仅要特别强调以减税为主基调的国家整体税收政策的调整转变,更为关键的是与之激励相容和目标兼容的相关制度改革的推进深化。特别地,就中国当前情况看(政府债务尤其地方债务沉重,中央转移支付规模增长迅速,故增加政府债务和加大中央转移支付力度的空间有限):减税政策的逻辑起点并不在于“减税”,而在于“控支”。故应在大力推行减税政策的同时不断深化政府改革,精简政府机构,减少政府不当干预以有效控制政府支出规模,亦应优化调整政府间支出责任安排,切实减轻地方(尤其基层)政府繁重的支出事务。② 持续推进地方政府治理体系改革,优化完善地方政府的激励和约束机制,增强地方政府的大局观,有效矫正地方政府的短视化行为,促使地方政府更好地贯彻执行中央政策意图,更加关注服务于微观主体利益。

[参考文献]

- [1]陈晓光. 财政压力、税收征管与地区不平等[J]. 中国社会科学, 2016,(4):53-70.
- [2]范子英,彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017,(2):84-97.
- [3]高培勇. 减税:中国的复杂性[J]. 国际税收, 2016,(1):26-27.
- [4]贾俊雪. 税收激励、企业有效平均税率与企业进入[J]. 经济研究, 2014,(7):94-109.
- [5]马光荣,郭庆旺,刘畅. 财政转移支付结构与地区经济增长[J]. 中国社会科学, 2016,(9):105-125.
- [6]申广军,陈斌开,杨汝岱. 减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究[J]. 经济研究, 2016,(11):74-86.
- [7]王丹莉. 工业化进程中的农村税费制度演进——对新中国成立以来农民税费负担变化趋势的历史解读[J]. 中国经济史研究, 2011,(1):38-48.
- [8]王芳,陈硕,王瑾. 农业税减免、农业发展与地方政府行为——县级证据[J]. 金融研究, 2018,(4):104-120.
- [9]王力. 新中国农业税历程[M]. 北京:中国税务出版社, 2009.
- [10]汪伟,艾春荣,曹晖. 税费改革对农村居民消费的影响研究[J]. 管理世界, 2013,(1):89-100.
- [11]项继权. 走出“黄宗羲定律”的怪圈:中国农村税费改革的调查与研究[M]. 西安:西北大学出版社, 2004.
- [12]徐润,陈斌开. 个人所得税改革可以刺激居民消费吗?——来自 2011 年所得税改革的证据[J]. 金融研究, 2015,(11):80-97.
- [13]余靖雯,陈晓光,龚六堂. 财政压力如何影响了县级政府公共服务供给[J]. 金融研究, 2018,(1):18-35.
- [14]周黎安,陈焯. 中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计[J]. 经济研究, 2005,(8):44-53.
- [15]周黎安,陈焯. 县级财政负担与地方公共服务:农村税费改革的影响[J]. 经济学(季刊), 2015,(2):417-434.
- [16]Caliendo, M., and S. Kopeinig. Some Practical Guidance

*-, .- /01, ,23 *- 45,26' 7+89,,: ;<9<2>=:+?,=12 ,23 @19,: ABC<23+0>< D1:+9E +2 F5+2, 6*H- F5
211 +9 J<K+<L, %)MN,(%)MP&QM((-
=+, D- F:+9R+26 12 S<,K<2'8 ; 11>: T5< AUW<9= 1U VI I +6>,2= @<6, :+?,=12 12 F>+I < 6*H- WI <+9,2 A91211 +9
<L, %)M&, (M)&):M\$OQXO-
<2Y,01 , D- J- Z<28+K+E W2,:E8+8 +2 [Y8<K,=12,: Z<03<8 6WH- AK<+E, \- Z- ,23 ; - F- S1L<:(A38)-
9:1C<3+, 1U Z=,=8=98 +2 \<5,K+1>,: Z9+<29<6FH-]<L ^1>R: __+<E, %PP''
5, *, , 23 D' T133' ; 1<8 b,=95+26 [K<91I < @,@123<'8 F>+C0< 1U]12<BC<+I <2=: A8+I ,=1>86*H' *10>2, :
91211 <=>98, %PPd,M%d(M):aPdQada'
6, e', ,23 ^' Z5<2' T5< AUW<9= 1U F5+2, '8 W6>+90:=0>,: T,B WY1:=12 12 JO>,: 7,I +:8' V2911 <8 ,23
09=126*H' F5+2, A91211 +9 J<K+<L, %PMN,(%)':MODQM''''
F', . ' Z5+, ,23 S' S' __,26' T5< VI C,9= 1U JO>,: T,B,=12 J<U1>I 12 7,>I S108<51:3 V2911 < ;
<29< U11 =5< ^,26=?< J+K<> ; <:=,6*H' F5+2<8< A91211 E, %PP'',N%(N):&dQ''P'

The Income Increasing Effects of Tax-reduction under Interests Coordination between Central and Local Governments

*WV *02QB0<M, . V] F126%, Zf] F50,2050+a, 4SW] / g<QL<+M

11: 1U 7+2,29<, J<2I +2 F2+K<8+E 1U F5+2, , \<+26 MPP0&%, F5+2, ;
+12,: W9,3<I E 1U ; <K<:1C1 <2= ,23 Z=>,=6E, J<2I +2 F2+K<8+E 1U F5+2, , \<+26 MPP0&%, F5+2, ;
+0=< U1> 7+2,29< ,23 A91211 +98, F<2=>,: F2+K<8+E 1U 7+2,29< ,23 A91211 +98, \<+26 MPPPOM, F5+2,)

tract: V2 , 3<9<2>=:+?<3 U,I <L1>R 1U I 0:=Q:<K<: 61K<2I <2=8, =,B ><309=12 C1:+9<8 ,>< <88<2+,:E ,
Y<5,K+1> C>1Y:<I ' 71908+26 12 F5+2, '8 ,Y1:=85I <2= 1U ,6>+90:=0>,: =,B, =5+8 C,C<> ,2,:E?<8 =5< +2911 <
<UW<9=8 023<> +2=><8=8 911>3+2,=12 Y<L<<2 9<2>=: ,23 :19,: 61K<2I <2=8' T5< =5<1><+9, : ,2,:E8+8 851L8
,+2E 1U 6<2<>,: <c0+:+Y+0I <UW<9=8 1U =5< =,BQ><309=12' T5< ,66><6,=3 <UW<9= 3<C<238 Y1=5 12 =5< 3+<9=
=5< =,BQ><309=12 C1:+9E 12 U,>I <8' =,B YO>3<2 ,23 12 =5< +23+<9= <UW<9= 1U :19,: 61K<2I <2=8' ><K<20<
23+0>< C1:+9+<8' ><,9=12 =1 =5< +2=><8=8 911>3+2,=12 Y<L<<2 9<2>=: ,23 :19,: 61K<2I <2=8' ;>,L+26 12 ,
02 K<: 3,=,8=< Y<L<<2 %PPP ,23 %PMP, L< =5<2 <I C+>+9,::E U+23 =5, =5< ,Y1:=85I <2= 1U ,6>+90:=0>,: =,B
29> U,>I <8' +2911 <' b1><1K<>, =5< C18+K< <UW<9= +8 21= 3>+K<2 YE =5< ><:,8< 1U U,>I <8' =,B YO>3<2Q,U<>
=5< 5I <2= 1U ,6>+90:=0>,: =,B, =5< <BC<23+0>< 89,;< 1U :19,: 61K<2I <2=8 31<8 21= 8+62+U+9,2=E 3<9<,<8< ,23
=5< =, :<9<3 U11 212U,>I 8<9=1>8 ,23 : ,23 ><K<20< +29><,8< :+=<, +23+9,=26 =5, =:19,: 61K<2I <2=8 ,><+
+29:=2<3 1 8><26=5<2 =5< I ,2,6<I <2= 1U 1=5< ,6>+90:=0>,: Q><:,=3 =,B<8' V2 912=>,8=, =5< C18+K< <UW<9=
I ,+2:E U1 =5< 911 C<28,=12 ><9<+K<3 YE =5< :19,: 61K<2I <2=8 (=>,28U<> C,EI <2=8) ,><+29><,8+26
C>1309=K< <UW<9=8 1U :19,: 61K<2I <2=8 (=>,28U<> C,EI <2=8) ,><+29><,8+26
><U1>I 1U

Key : 61K<2I <2=8, =,B ><309=12 C1:+9<8 ,>< <88<2+,:E , Y<5,K+1> C>1Y:<I ' 71908+26 12 F5+2, '8 ,Y1:=85I <2= 1U ,6>+90:=0>,: =,B, =5+8 C,C<> ,2,:E?<8 =5< +2911 <

Class: ... S&&

[责任