

# 中央地方利益冲突与协调下减税政策的增收效应： 基于取消农业税改革的理论与经验分析

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，从理论和经验两个层面剖析中央地方利益冲突与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明确，不仅取决于改革对农民税费负担的直接影响及其对农民生产决策的影响，更为关键的是中央地方利益冲突与协调及其引致的地方政府收支政策行为反应的影响。基于2000—2010年间全国县级数据的经验分析则发现，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明显下降：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（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，意味地方政府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，农民的总体税费负担很可能没有明显减轻。而主要是因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支出规模显著增加所致。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]** F812.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X (2018)

---

**[收稿日期]** 2019-02-01

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“推动中国经济中高速增长可突破性的改革：地方政府治理体系改革”（批准号：17ZDA048）；国家自然科学基金面上项目“基于中国实践的财政分权理论”（批准号：71673279）。

**[作者简介]** 贾俊雪，中国人民大学财政金融学院、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，中国人民大学国家发展与战略研究院讲师，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，中国人民大学财政金融学院博士研究生。通讯作者：秦聪，电子邮箱：qincong@ruc.edu.cn。感谢专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

## 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。但近年来，中国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，2014；高培勇，2016）。事实上，新世纪以来，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。<sup>①</sup>然而，微观主体的总体税费负担似乎并未明显减轻，仍普遍较重（疑有陷入“黄宗羲定律”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。

纵观上述改革实践，可清晰地发现：这些减税政策均是由中央政府主导设计的，而涉及的主体税种或是中央地方共享税（个人和企业所得税、增值税）或是地方税（农业税、营业税），故对地方财政利益造成较大冲击。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，因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（即所谓的“堤内损失堤外补”）。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业已沉重的支出责任，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有明显减轻。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，给予地方利益补偿，则有利于化解利益冲突、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；但这又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，在一个分权的多级政府框架下，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进而促进微观主体收入（或利润）增加，关键在于中央地方的利益冲突与协调及其引致的地方政府政策行为反应。

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冲突与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 20 世纪 90 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，2005；王力，2009）；（2）农业税在改革前是地方重要税种，因而改革对地方利益的冲击尤为突出，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

---

<sup>①</sup> 很多学者对这些减税政策进行了研究，例如周黎安和陈焯（2005）、申广军等（2016）、徐润和陈斌开（2015）以及范子英和彭飞（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”改革的影响。

偿，故这一改革蕴含着丰富的中央地方利益互动，<sup>①</sup>为厘清中央地方利益冲突与协调下减税政策的影响及其内在逻辑机理提供了一个良好契机。特别地，取消农业税改革是 2000 年中国农村税费改革的第二阶段，始于 2004 年，终于 2006 年《农业税条例》的废止；与第一阶段（正税清费改革）主要是规范农村税费制度不同，这一改革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。<sup>②</sup>汪伟等（2013）利用省级数据发现，取消农业税对农民消费具有显著促进作用。陈晓光（2016）和 Chen（2017）利用区县级（地级市市辖区、县和县级市）数据发现，取消农业税对地方财政造成的冲击改变了地方政府的税收征管行为。余靖雯等（2018）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下降。不过，这些文献均未研究取消农业税对农民收入的影响。Wang and Shen（2014）以及王芳等（2018）则重点探究了取消农业税的农民增收效应。但 Wang and Shen（2014）忽略了改革引发的中央地方利益冲突与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（2018）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简单（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。

本文首先构建一个简单理论模型，剖析中央地方利益冲突与协调下取消农业税对农民收入的影响及其机理，进而以取消农业税改革为基础，利用 2000—2010 年间全国县级数据和倾向得分匹配双差分法（propensity score matching with difference-in-difference, PSM-DID）进行实证检验。<sup>③</sup>理论研究表明，取消农业税对农民收入的一般均衡效应不明确，不仅与改革对农民税费负担及其对农民生产决策的影响有关，更关键的是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。实证分析则发现，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。但这并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，且非农部门税收收入（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，<sup>④</sup>意

<sup>①</sup> 就此来看，取消农业税与“营改增”改革具有很大相似之处：（1）涉及的主体税种均为地方税——取消农业税改革前（2003 年），农业税占地方财政收入比重为 8.85%（占县财政收入的比重为 20.59%）；“营改增”改革前（2011 年），营业税占地方财政收入的比重为 26.03%。（2）中央均给予了地方利益补偿——前者是增加中央转移支付，后者是提高增值税地方分成比例（由 25% 提高到 50%）。但“营改增”改革涉及不同行业而更复杂，且中央对地方的利益补偿和改革结束时间（2016 和 2017 年）较晚，限制了更全面的分析。

<sup>②</sup> 也有大量文献考察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（2005）、Xu et al.（2009）、Alm and Liu（2013）以及周黎安和陈伟（2015）。

<sup>③</sup> 若非特别说明，本文使用的县级财政数据包含了乡镇财政数据（并非只是县本级财政数据），即将县乡政府视为一个整体加以研究（为简化起见而统称为县级政府）。

<sup>④</sup> 陈晓光（2016）和 Chen（2017）利用强度双差分法发现，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（2016）和 Chen（2017）使用的是区县级数据（包含地级市市辖区），本文样本则只涉及县和县级市。我们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，市辖区与之相比存在较大偏差，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（Jia et al., 2014）。我们也尝试使用强度双差分法，但检验表明：本文样本不满足平行趋势条件。本文的样本与陈晓光（2016）和 Chen（2017）的样本不同，因此结果并不具有可比性。

味地方政府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明显减轻。<sup>①</sup>而主要是因为地方获得了较多的中央利益补偿和财力支持（转移支付收入规模增加），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突出。

本文可能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的政策行为——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、生产性和消费性专项转移支付）。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冲突与协调下取消农业税的作用机理。（2）本文实证分析利用 PSM-DID 以较好地矫正选择偏差，稳健性检验证实了这一计量策略具有较好的有效性。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、非农部门税收收入规模（企业所得税、营业税和工业企业税负）、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，并探究了改革对农业大县的影响。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）本文研究为认识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的有效运用提供一些有益思路。就中国国情来看，减税政策因涉及集体行为问题而倍显复杂，不能单纯就“减税”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利益的潜在冲击及其引致的地方政府财政收支行为和中央利益补偿（如转移支付）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，剖析中央地方利益冲突与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。

### 1. 模型框架

我们考虑一个农村经济，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（如医疗卫生支出等），具体可表示为：

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

其中， $\sigma$  为相对风险厌恶因子， $\theta > 0$  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。 $\alpha \in (-1, 1)$  刻画了个人消费和政府消费性支出的关系： $\alpha > 0$  意味二者为替代关系，反之为互

<sup>①</sup> 取消农业税后，农民还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（2011）的估算，取消农业税后，农民税费负担依然较重：2006 年，农业相关税收收入与农民净所得的比值为 3.37%；2007 年，这一比值为 3.8%，农业相关税费与农民净所得的比值则为 3.9%。因此，取消农业税后，地方政府是可以通过改变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（如干涉国税部门等）影响其征管政策。

补关系。农民拥有 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打工）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，长期以来在非农部门劳动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。而且，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的生产函数：

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

其中， $k_t$  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：

$$(1 + \tau_c)c_t + i_t = [1 - (\tau_{y_0} - \tau_{y\Delta})]y_t + w_t N_t^i \quad (3)$$

其中， $i_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t$  为投资， $\delta$  为资本折旧率。 $\tau_{y_0}$  为期初的农业税率， $\tau_{y\Delta} \in [0, \tau_{y_0}]$  为农业税率减免幅度（ $\tau_{y\Delta} = \tau_{y_0}$  意味完全取消农业税）。 $\tau_c$  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。<sup>①</sup>

地方政府预算约束方程为：

$$G_t = G_t^k + G_t^c = \tau_c c_t + (\tau_{y_0} - \tau_{y\Delta})y_t + \Pi_t \quad (4)$$

即地方政府支出资金来源于地方政府的自有财政收入（农业税收入  $(\tau_{y_0} - \tau_{y\Delta})y_t$  和商品服务课税收入  $\tau_c c_t$ <sup>②</sup>）和中央转移支付  $\Pi_t$ ：

$$\Pi_t = tr_t + B\tau_{y\Delta}y_t = \phi(\bar{y} - y_t) + \eta G_t^k + \kappa G_t^c + B\tau_{y\Delta}y_t \quad (5)$$

(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  $B\tau_{y\Delta}y_t$ （即中央特别针对改革给予地方的利益补偿和财力支持）<sup>③</sup>。 $tr_t$  包括一般性和专项转移支付。一般性转移支付为  $\phi(\bar{y} - y_t)$ ， $\bar{y}$  为一个外生给定的、足够大的参数，使得  $y_t$  均小于  $\bar{y}$  从而确保获得正的一般性转移支付； $\phi$  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：越落后的地区得到的一般性转移支付越多； $\phi$  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  $\eta G_t^k$  和消费性专项转移支付  $\kappa G_t^c$ ， $\eta$ 、 $\kappa \in (0,1)$  分别刻画了生产性和消费性专项转移支付力度。<sup>④</sup>就取消农业税改革转移支付而言，参

<sup>①</sup> 正如前文指出的，现实经济中，取消农业税后，农民还需承担其他税费。为简化模型，理论分析将重点放在商品服务课税（或者说也可将这里的商品服务课税理解为现实经济中更广泛的涉农税费）。

<sup>②</sup> 现实经济中，增值税为中央地方共享税，即  $\tau_c c_t$  的一部分  $\zeta \tau_c c_t$ （ $\zeta$  为地方分成比例）为地方收入。这只是增加了一个固定系数  $\zeta$ ，不会改变本文主要结论。为更好识别  $\tau_c$  和转移支付的单独影响，本文没有考虑  $\tau_c c_t$  的中央收入部分可能用于转移支付（此情况是  $\tau_c$  和转移支付的单独影响的叠加）。

<sup>③</sup> 这对应于现实中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，关于这两部分转移支付的详细介绍见下文第三节。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。

<sup>④</sup> 目前，中国专项转移支付通常要求地方提供一定比例的配套资金（ $1-\eta$  和  $1-\kappa$  为地方配套比例），并指

数  $B \geq 0$  刻画了利益补偿力度： $B = 0$  意味没有这部分转移支付， $B < 1$  意味不足以弥补改革造成的地方财力损失（ $\tau_{y\Delta} y_t$ ）， $B \geq 1$  则足以弥补（乃至超出）地方财力损失。

令  $\lambda \in (0,1)$  为地方政府消费性支出比重，则有  $G_t^c = \lambda G_t$  和  $G_t^k = (1-\lambda)G_t$ 。代入（4）式，则有：

$$[1-\eta(1-\lambda)-\kappa\lambda]G_t = \tau_c c_t + [\tau_{y_0} + (B-1)\tau_{y\Delta} - \phi]y_t + \phi\bar{y} \quad (6)$$

（6）式表明：在中央转移支付政策和地方政府支出政策保持不变（即  $\eta$ 、 $\lambda$ 、 $\kappa$ 、 $\phi$ 、 $\bar{y}$  和  $G_t$  不变以及  $B = 0$ ）的情况下，取消农业税（ $\tau_{y\Delta}$  增加）后，地方政府若要保持预算平衡，就需增加涉农商品服务课税  $\tau_c c_t$ ，故取消农业税和涉农商品服务课税之间存在着替代关系。

## 2. 农民优化问题

农民的优化问题是：在（3）式约束下选择消费、农业和非农劳动时间以实现效用最大化即

$Max_{c_t, N_t^a, N_t^i} \sum \beta^t U(c_t, G_t^c, N_t^a, N_t^i)$ ， $\beta \in (0,1)$  为贴现因子。求解此优化问题，可得如下一阶最优条件：

$$w_t = (1-\tau_{y_0} + \tau_{y\Delta})(1-\mu-\nu)y_t / N_t^a \quad (7)$$

$$\frac{w_t}{1+\tau_c} = \frac{\theta(c_t + \alpha G_t^c)}{1-N_t^a - N_t^i} \quad (8)$$

$$\frac{U_c(t)}{\beta U_c(t+1)} = (1-\tau_{y_0} + \tau_{y\Delta})\nu \frac{y_t}{k_t} + 1 - \delta \quad (9)$$

（7）式给出农民跨部门劳动选择的无套利条件，即农民农业劳动投入的税后边际收益（等式右边）等于其在非农部门打工劳动投入的边际收益（ $w_t$ ）。（8）式是农民的最优消费-闲暇选择方程，表明最优时消费与闲暇的边际效用相等。（9）式是资本跨期选择的欧拉方程，表明当期消费与下期消费边际效用的贴现值之比等于（扣除折旧的）税后资本边际产出。由（7）和（9）式可知：取消农业税（ $\tau_{y\Delta}$  增加）可增加农业劳动的边际收益，激励农民将更多时间投入农业生产；也可增加农业资本投入的边际产出，激励农民减少当期消费而进行更多投资，故对农业产出具有直接促进作用。

## 3. 经济均衡

经济达到均衡时，由（2）—（9）式可得稳态的农业产出为：

$$y = \left[ \frac{w}{1+\tau_c} + \frac{(1+\theta)\phi\bar{y}}{\tau_c} \right] \frac{1}{P} \quad (10)$$

农民税后收入为：

$$Y = (1-\tau_{y_0} + \tau_{y\Delta})y + wN^i = \left[ \frac{w}{1+\tau_c} + \frac{(1+\theta)\phi\bar{y}}{\tau_c} \right] \frac{Q}{P} - \left( \frac{1+\tau_c}{\tau_c} \right) \phi\bar{y} \quad (11)$$

地方政府支出为：

定资金用途，专款专用。马光荣等（2016）采取了类似的转移支付函数设定。

$$G = \left[ \frac{w}{1 + \tau_c} + \frac{(1 + \theta)\phi\bar{y}}{\tau_c} \right] \left( \frac{M}{1 - \lambda} \right) \left[ \frac{(1 - \tau_{y0} + \tau_{y\Delta})^{(\mu-1)/\mu}}{P} \right] \quad (12)$$

$$\text{其中, } Q = \frac{\delta v(1 - \tau_{y0} + \tau_{y\Delta})}{1/\beta - 1 + \delta} + \frac{1 + \tau_c}{\tau_c} \left[ \phi - \tau_{y0} - (B - 1)\tau_{y\Delta} + \frac{[1 - \eta(1 - \lambda) - \kappa\lambda]M}{(1 - \lambda)} (1 - \tau_{y0} + \tau_{y\Delta})^{(\mu-1)/\mu} \right],$$

$$P = \left( \frac{1 - \tau_{y0} + \tau_{y\Delta}}{1 + \tau_c} \right) \left( \frac{\delta v}{1/\beta - 1 + \delta} - \mu - v \right) + \frac{(1 + \theta)[\phi - \tau_{y0} - (B - 1)\tau_{y\Delta}]}{\tau_c} + \frac{M}{1 - \lambda} \left[ \frac{(1 + \theta)[1 - \eta(1 - \lambda) - \kappa\lambda]}{\tau_c} + \alpha\theta\lambda \right] (1 - \tau_{y0} + \tau_{y\Delta})^{\frac{\mu-1}{\mu}}$$

$$\text{和 } M = \left[ \left( \frac{v}{1/\beta - 1 + \delta} \right)^v \left( \frac{1 - \mu - v}{w} \right)^{1 - \mu - v} \right]^{-1/\mu} > 0. \text{ 为使分析有意义, 我们只考虑农业产出为正 (即}$$

$P > 0$ ) 的情况。以 (10) — (12) 式为基础, 我们通过比较静态分析可以得到如下理论命题。<sup>①</sup>

**理论命题 1:** 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担的直接影响及其对农民生产决策的影响, 更为关键的是中央地方的利益冲突与协调及其引致的地方政府收支政策行为反应的影响。特别地:

(I) 若其他政策保持不变 ( $\tau_c, \phi, \eta, \kappa$  不变和  $B = 0$ ): 地方生产性支出产出弹性较小 (存在  $\bar{\mu} \in (0, 1)$ ,  $\mu < \bar{\mu}$ ) 或生产性支出比重较小 (存在  $\underline{\lambda} \in (0, 1)$ ,  $1 - \lambda < 1 - \underline{\lambda}$ ) 时, 取消农业税有利于农民增收。

(II) 若地方政府加强涉农商品服务课税征管 ( $\tau_c$  增加) 来弥补财力损失: 地方生产性支出比重较高且产出弹性较大 (存在  $\bar{\lambda} \in (0, 1)$  和  $\underline{\mu} \in (0, 1)$ ,  $\mu > \underline{\mu}$  且  $1 - \lambda > 1 - \bar{\lambda}$ ) 时,  $\tau_c$  大于某一阈值 (存在  $\underline{\tau_c} \in (0, 1)$ ,  $\tau_c > \underline{\tau_c}$ ), 取消农业税有利于农民增收。

(III) 若中央政府通过转移支付给予地方利益补偿: (a) 取消农业税改革转移支付力度越大, 取消农业税越可能促进农民增收——特别地, 如足以弥补地方财力损失 ( $B \geq 1$ ), 则有利于农民增收; (b) 地方生产性支出比重较大 (存在  $\bar{\lambda} \in (0, 1)$ ,  $1 - \lambda > 1 - \bar{\lambda}$ ) 时, 一般性转移支付力度大于某一阈值 (存在  $\underline{\phi} \in (0, 1)$ ,  $\phi > \underline{\phi}$ ), 取消农业税有利于农民增收; (c) 地方消费性支出比重较大 (存在  $\underline{\lambda} \in (0, 1)$ ,  $\lambda > \underline{\lambda}$ ) 时, 消费性专项转移支付力度小于某一阈值 (存在  $\bar{\kappa} \in (0, 1)$ ,  $\kappa < \bar{\kappa}$ ), 取消农业税有利于农民增收; (d) 地方生产性支出比重处于某一区间 (存在  $\underline{\lambda}, \bar{\lambda} \in (0, 1)$ ,  $1 - \lambda \in (1 - \bar{\lambda}, 1 - \underline{\lambda})$ ) 时, 生产性专项转移支付力度小于某一阈值 (存在  $\bar{\eta} \in (0, 1)$ ,  $\eta < \bar{\eta}$ ), 取消农业税有利于农民增收。

理论命题 1 的第一种情况 (即命题 1 (I)) 可视为一种基准情况, 有利于认识和理解取消农业税对农民收入的基本作用机理。此时, 地方政府没有主动改变收支行为, 中央也没有给予地方利益

<sup>①</sup> 限于篇幅, 本文略去详细证明过程, 如有需要, 可在《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 下载。

补偿。故而，取消农业税主要通过如下三个基本作用机制对农民收入产生影响：（1）减轻农民税收负担进而对农民收入具有直接正影响（见（11）式）；（2）减轻农民税收负担会激励农民增加资本投入（见（3）和（9）式），促进农业产出进而农民收入增加；<sup>①</sup>（3）导致地方财力损失进而生产性支出下降（见（6）式），对农民收入产生间接负影响（（11）式 $Q$ 中 $(1-\tau_{y0}+\tau_{y\Delta})^{(\mu-1)/\mu}$ 捕捉了该效应）。因此，取消农业税能否促进农民增收主要取决于这三种效应的大小对比，进而与地方生产性支出的产出弹性和比重密切相关：若产出弹性较小，则生产性支出下降的负影响较小；若比重较小，则主要减少的是消费性支出，负影响亦较小。换言之，在这两种情况下，第三个机制产生的负效应较小（更倾向小于前两个机制产生的正影响），故有利于农民增收。

但现实经济中，地方政府为维护自身利益（弥补财力损失）很可能加强涉农商品服务课税的征管（见（6）式）——命题1（II）捕捉了这种情形。此时， $\tau_c$ 增加会加重农民负担，抑制农民资本投资（见（3）式）和劳动投入（见（8）式），削弱取消农业税的正影响；另一方面会缓解地方生产性支出的下降及其负影响。故当地方政府将增加的商品服务课税收入主要用于生产性支出且生产性支出产出弹性较大（进而后种机制产生的正影响大于前种机制的负影响）时，取消农业税仍有利于农民增收。

命题1（III）刻画的则是中央通过转移支付给予地方利益补偿的影响——这种情况较复杂，具体效应取决于采用哪种转移支付予以补偿。如若采取取消农业税改革转移支付，无疑最具针对性：直接弥补改革造成的财力损失，故可遏制地方生产性支出下降及其负影响（（11）式 $Q$ 中 $-(B-1)\tau_{y\Delta}$ 捕捉了该影响）。因此，力度越大越有利于改革增收效应的发挥：特别地， $B \geq 1$ （即足以补偿地方财力损失，完全消除改革的间接负影响）时，取消农业税可促进农民增收。

而若中央采取的是一般性转移支付，同样可遏制地方生产性支出下降及其负影响（见（11）式），但也会对农业产出和农民收入产生不利影响——农业产出越小，地方得到的一般性转移支付越多（见前文一般性转移支付公式），这会产生负向激励。故此，当地方生产性支出比重较高且一般性转移支付力度较大时，前一种影响占据主导地位，取消农业税有利于农民增收。若补偿方式为消费性专项转移支付，则地方消费性支出增加。这不利于缓解改革的间接负影响，也会对农民资本投资产生排挤效应。故而，当地方生产性支出比重较小（进而改革的间接负影响较小，见命题1（I））且消费性专项转移支付力度较小（进而排挤效应较小）时，取消农业税有利于农民增收。最后，若采取的是生产性专项转移支付，则地方生产性支出增加，这可缓解改革的间接负影响，但也可能产

<sup>①</sup> 取消农业税也会促使农民增加农业劳动投入（见（7）式），有利于农业产出和农民农业收入增加，但也会导致农民的非农劳动进而非农收入下降，故对农民收入的影响不明确。中国尚缺少县级农民农业收入和非农收入的数据，故实证分析无法就此进行检验。

生排挤效应。因此，当生产性支出比重处在合理范围内（太大，则改革的间接负效应较大；太小，对农民收入的促进作用较小）且生产性专项转移支付力度（进而排挤效应）不是太大时，取消农业税有利于农民增收。

下面，我们以理论命题 1 为指导，就取消农业税对农民收入的影响及其机理进行实证检验。

### 三、政策背景

农村税费改革无疑是 20 世纪 90 年代以来中国最彻底的一次减税政策实践，主要分为两个阶段。第一阶段（2000—2003 年）以正税清费为核心，旨在规范农村税费制度，利用统一征收的农业税取代农村繁杂的收费等；第二阶段（2004—2006 年）以取消农业税为核心，通过逐步减免取消农业税，以降低农民税费负担、增加农民收入——此阶段改革对农民收入的影响正是本文关注的重点。

具体而言，2000 年 3 月，《中共中央、国务院关于进行农村税费改革试点工作的通知》的发布标志第一阶段改革的开始——安徽省率先进行改革试点。<sup>①</sup>同年，河北和内蒙古等 7 个省区以及甘肃省 32 个县市也进行了改革试点；2003 年，改革全面推开。这一阶段改革的主要内容为正税清费，即“三个取消、一个逐步取消、两个调整和一项改革”（周黎安和陈烨，2005）。<sup>②</sup>2003 年底，正税清费工作基本完成，改革进入第二阶段。特别地，2004 年 3 月，中央决定：黑龙江和吉林省进行免征农业税改革试点，河北等 11 个粮食主产省区将农业税税率降低三个百分点，其余省份降低一个百分点，农业税附加随正税同步降低或取消。2006 年 1 月 1 日正式废止《农业税条例》，取消农业税、牧业税和除烟叶外的农业特产税（本文论及的农业税特指这三个税种）。因此，农业税的正式废除是在 2006 年，但全国在 2004 和 2005 年就已逐步推行了取消农业税改革：2004 年底，全国共有 8 个省、自治区和直辖市免征或基本免征了农业税，6 个省区共 134 个县区取消了农业税；2005 年底，共有 28 个省区及河北、山东和云南省 210 个县市取消了农业税（王力，2009；陈晓光，2016）。

1994 年分税制改革后，农业税一直是地方（尤其县乡基层）政府的一个重要税种（2003 年农业税占县级财政收入的比重为 20.6%）。因此，农村税费改革（尤其取消农业税）给地方财政利益造成较大冲击，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（项继权，2004）。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”地方政府通过深化政府机构改革来化解财政困难，故而既未采取有效措施减轻地方业已沉重的支出责任，亦未给予地方特别的财力支持。但上述问题的严重程度超出中央预期，迫使中央不得不回应地方利益诉求，决

<sup>①</sup> 在此之前，一些基层政府自发进行了农村税费改革探索，例如安徽的涡阳县在 1992 年以及濉溪、来安、望江和怀远县在 1999 年进行了改革尝试。

<sup>②</sup> 具体为：取消乡统筹费，取消农村教育集资等行政事业性收费和政府性基金，取消屠宰税；逐步取消统一规定的劳动积累工和义务工；调整农业税政策，调整农业特产税征收办法；改革村提留征收使用办法，以农业税额的 20% 为上限征收农业税附加，替代村提留。

定给予地方财力补偿以化解利益冲突，促使地方政府更好地贯彻执行中央政策意图<sup>①</sup>：特别地，中央在 2003 和 2004 年分别出台了《农村税费改革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知》，强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。<sup>②</sup>在中央的政策支持下，改革得以顺利推进。

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，这为深入研究中央地方利益冲突与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

### 1. 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 (Heckman et al., 1997)。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），机制分析考虑了其他结果变量。理论上讲，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农民人均纯收入  $Y_{i1}$  和  $Y_{i0}$  的差值 ( $Y_{i1} - Y_{i0}$ )。现实中，我们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，我们考察的是取消农业税对处置组的平均处置效应，即：

$$\tau_{ATT} \equiv E\{Y_{i1} - Y_{i0} | TFR_i = 1\} = E\{Y_{i1} | TFR_i = 1\} - E\{Y_{i0} | TFR_i = 1\} \quad (13)$$

其中， $E\{Y_{i0} | TFR_i = 1\}$  为反事实结果（即取消农业税的县如若仍征收农业税的结果变量），可利用未取消农业税县的结果变量的均值进行度量。但取消农业税改革并非随机的，故可能存在选择偏差问题，因而这一做法可能有偏。

为矫正这一偏差，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）对照组的结果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：

$$\tau_{ATT}^{PSM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ Y_{i1} - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) Y_{j0} \right\} \quad (14)$$

其中， $I_1$  和  $I_0$  分别代表处置组和对照组， $n_1$  为共同支撑域  $S_p$  内处置组的样本数量， $W(i, j)$  为对照组  $j$  县在匹配时的权重。

<sup>①</sup> 项继权（2004）比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。

<sup>②</sup> 农村税费改革转移支付是按客观因素核定地方各项经费需求和改革后减少的收入额，根据中央转移支付系数计算确定。取消农业特产税及降低农业税税率转移支付是根据地方核定的减收额和中央补助系数确定——原则上以 2002 年为基期按农业特产税和农业税实收数确定地方减收额。

(14)式有效的前提是满足两个识别假设条件：(1)条件独立分布条件，即要求取消农业税对于匹配后样本而言是条件外生随机的；(2)共同支撑条件，即要求处置组和对照组取消农业税的预测概率（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，我们在倾向得分匹配法的基础上利用双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（Heckman et al., 1998; Smith and Todd, 2005）。此时的平均处置效应为：

$$\tau_{ATT}^{PSM-DID} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ (Y_{i1}^{t_1} - Y_{i1}^{t_0}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) (Y_{j0}^{t_1} - Y_{j0}^{t_0}) \right\} \quad (15)$$

其中， $t_0$ 和 $t_1$ 为改革前时点（事前时点）和时点（事后时点）。(15)式采用双差分策略，下文将对其识别条件（平行趋势条件）进行检验。

## 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），<sup>①</sup>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，我们以2003年为事前时点，2005年为事后时点，<sup>②</sup>并对样本进行如下处理：(1)西藏自治区和上海市分别于1980和2003年免征了农业税，故剔除两地样本以确保事前时点样本县均未受改革的影响。(2)剔除了样本期内行政区划发生变动的县。(3)剔除关键数据（结果和匹配变量）缺失的县。最终，本文使用的工作样本包含1877个县：317个县为处置组（2004年取消了农业税），1560个县为对照组（2004年未取消农业税）。

## 3. 变量

本文结果变量为农民人均纯收入（取自然对数），利用农村消费价格指数折算为2003年为基期的实际值。表1给出处置组和对照组农民人均纯收入的统计描述。从中可知，农民较富裕的县更倾向取消农业税：2003年，处置组农民人均纯收入约为2566元，对照组为2143元。样本期内，所有样本县的农民人均纯收入都有显著增加，且处置组和对照组的增速没有显著差异（见第(4)列 $\Delta$ ，

<sup>①</sup> *China Data Online* 数据库中的县级数据主要来自《中国县域统计年鉴》，并根据《中国区域经济统计年鉴》等年鉴进行了校准。

<sup>②</sup> 经过正税清费改革，2003年底全国形成了统一的农业税税率。2004年，一部分县取消了农业税，其余没有取消农业税但不同程度上降低了农业税税率。前者构成本文的处置组，后者为对照组。因此，严格来讲，本文实证分析倾向于给出的是取消农业税影响的下限估计。

行)。由于潜在的选择偏差,我们很难据此简单推断取消农业税对农民收入没有影响。

表1 处置组和对照组农民人均纯收入的描述性统计

结果变量	年份	均值			差异: (2)-(3) (4)
		全样本 (1)	处置组 (2)	对照组 (3)	
农民人均纯收入(取自然对数)	2003 ( $t_0$ )	7.70 (0.45)	7.85 (0.58)	7.67 (0.41)	0.18*** (0.03)
	2005 ( $t_1$ )	7.89 (0.44)	8.04 (0.53)	7.86 (0.41)	0.17*** (0.03)
	$\Delta_t$	0.19*** (0.01)	0.19*** (0.04)	0.20*** (0.01)	-0.01 (0.01)
县数		1877	317	1560	

注:  $\Delta_t$ 行的数值是第二行与第一行的数值之差,第(4)列的数值是第(2)列与第(3)列数值的差。 $\Delta_t$ 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。

为确保样本匹配质量,我们充分利用样本信息选取了15个匹配变量(详见表2),且采用的是2003年数值以避免取消农业税改革的影响。由表2可知:(1)样本县居民的财富水平较低,体现在城乡居民年末人均储蓄余额仅为3165元;(2)样本县普遍存在突出的纵向财政失衡(人均财政收入和支出分别为198元和626元);(3)改革前,处置组和对照组在很多方面都存在明显差异——总体而言,处置组具有较小的人口规模(人口数量和家庭户数均较少)、较高的人均第一、二产业增加值和存贷款余额、较高的粮食产量和较大的财政收支规模,意味着取消农业税改革并非外生随机的,需要矫正选择偏差。

表2 匹配变量的描述性统计和倾向得分估计结果

2003年	平均值(标准偏差)			差异: (2)-(3) (4)	倾向得分估计: <i>probit</i> 回归 (5)
	全样本 (1)	处置组 (2)	对照组 (3)		
人口数量(取自然对数)	12.81 (0.80)	12.58 (0.84)	12.85 (0.78)	-0.27** * (0.05)	-0.32 (0.40)
家庭户数(取自然对数)	11.52 (0.81)	11.33 (0.91)	11.56 (0.79)	-0.23** * (0.05)	0.11 (0.39)
行政区划面积	0.39 (1.03)	0.36 (0.32)	0.40 (1.12)	-0.03 (0.06)	-0.17** (0.07)
农民人均纯收入(取自然对数)	7.70 (0.45)	7.85 (0.58)	7.67 (0.41)	0.18*** (0.03)	0.51*** (0.15)
人均地方财政收入(取自然对数)	5.29 (0.73)	5.59 (0.85)	5.23 (0.69)	0.36*** (0.04)	-0.34** * (0.11)
人均地方财政支出(取自然对数)	6.44 (0.52)	6.73 (0.53)	6.38 (0.49)	0.35*** (0.03)	0.70*** (0.14)
人均第一产业增加值(取自然对数)	7.26	7.39	7.23	0.16***	0.22**

	(0.52)	(0.62)	(0.49)	(0.03)	(0.10)
人均第二产业增加值 (取自然对数)	7.51	7.78	7.46	0.32***	-0.08
	(0.98)	(1.10)	(0.95)	(0.06)	(0.07)
人均存款余额 (取自然对数)	8.06	8.31	8.01	0.30***	-0.04
	(0.69)	(0.76)	(0.67)	(0.04)	(0.12)
人均金融机构贷款余额 (取自然对数)	7.97	8.38	7.89	0.49***	0.74***
	(0.72)	(0.84)	(0.66)	(0.04)	(0.10)
人均农机千瓦时	0.57	0.46	0.59	-0.12**	-1.22**
	(0.45)	(0.34)	(0.47)	*	*
				(0.03)	(0.13)
人均粮食产量	0.40	0.43	0.39	0.04***	0.76***
	(0.24)	(0.40)	(0.18)	(0.01)	(0.17)
小学在校生比例	0.07	0.07	0.07	-0.001	-1.47
	(0.07)	(0.13)	(0.06)	(0.004)	(1.33)
中学在校生比例	0.10	0.10	0.10	-0.001	1.94*
	(0.09)	(0.17)	(0.07)	(0.01)	(1.07)
每万人医疗机构床位数	19.77	23.00	19.11	3.89***	-0.01**
	(16.27)	(19.09)	(15.57)	(1.00)	(0.004)
<i>Pseudo-R</i> <sup>2</sup>					0.07
样本数	1877	317	1560		1877

注：第（4）列的数值为第（2）列与第（3）列的数值之差，第（5）列 *probit* 回归包含截距项（未报），第（1）—（3）列小括号里的数字为标准差，第（4）—（5）列小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。

## 五、实证结果

### 1. 识别条件检验

表 2 第（5）列给出样本县取消农业税改革概率的 *probit* 模型估计结果。从中可知：农民较富裕、第一产业增加值和粮食产量较高以及财政支出规模较大的县更倾向于取消农业税，这与前文数据描述结果较一致。由此，我们得到处置组和对照组的倾向得分，并对两组样本进行匹配。本文采用内核匹配（Epanechnikov 内核，带宽为 0.06）和 5 对 1 最邻近匹配法。

进而，我们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：（1）匹配后各变量的均值组间差异均不显著，标准化偏差较小<sup>①</sup>；（2）利用匹配后样本重新估算的 *probit* 模型的  $R^2$  很小，表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的。此外，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 之间且分布具有较大重叠区域。<sup>②</sup>因此，本文的倾向得分匹配策略是较有效的。

<sup>①</sup> 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  $S_0^2$  分别为对照组变量的均值和方差。该值越小意味组间差异越小（实践中通常使用 10% 或 20% 作为判定平衡性的标准）。

<sup>②</sup> 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。为避免可能由此造成的估计偏差，实证分析利用修剪策略剔除分布尾部 10% 的处置组样本。本文也尝试采用 5% 和 15% 的修剪策略，结果较稳健。

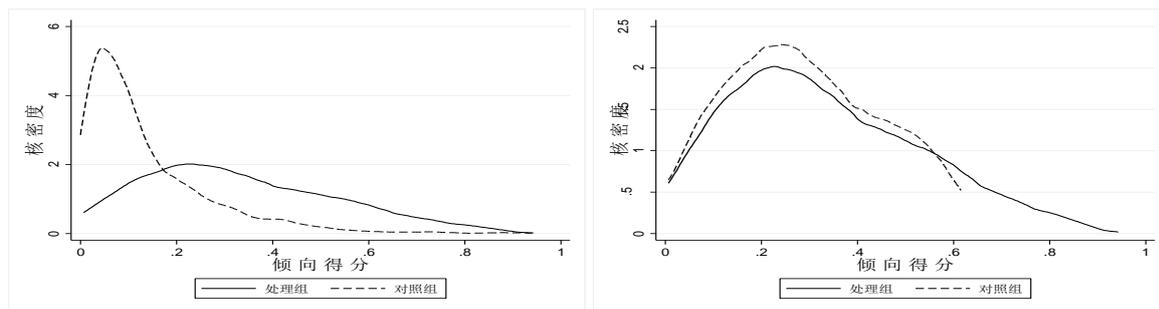


图1 样本匹配前后倾向得分的核密度图

## 2. 取消农业税对农民收入的影响

理论命题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第(1)列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处置效应在0.0375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的增速(较对照组而言)平均提高了3.75个百分点,相当于样本期内给他们带来约96.23元的人均纯收入增加(处置组事前时点的农民人均纯收入约为2566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。

表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年间	2003-2007年间	2003-2008年间	2003-2009年间	2003-2010年间
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>Epanechnikov 内核匹配</b>					
平均处置效应	0.035** (0.017)	0.034** (0.015)	0.051*** (0.017)	0.061*** (0.018)	0.074*** (0.021)
处置组样本数	286	285	285	284	284
对照组样本数	1560	1559	1559	1559	1560
总样本数	1846	1844	1844	1843	1844
<b>5对1最邻近匹配</b>					
平均处置效应	0.040** (0.017)	0.036** (0.016)	0.052*** (0.017)	0.073*** (0.019)	0.085*** (0.021)
处置组样本数	286	285	285	284	284
对照组样本数	1560	1559	1559	1559	1560
总样本数	1846	1844	1844	1843	1844

注: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和对照组样本。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。

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年正式废除,即本文的对照组在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(或两年)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,

此时考察的是改革时间先后的影响即改革的持续性影响。我们仍以 2003 年为事前时点，而分别以 2007—2010 各年为事后时点（为消除短期波动的影响，事后时点结果变量采取三年移动均值），估算平均处置效应。由表 3 第（2）—（5）列可知，取消农业税的增收效应具有较好的持续性。

### 3. 机制分析

前文理论分析指出，取消农业税对农民收入的影响不仅取决于改革对农民税费负担的直接影响及其对农民决策行为的影响，更关键的是中央地方利益冲突与协调及其引致的地方政府收支政策行为反应的影响。本节对此进行检验。

#### （1）对地方政府收入行为和农民税费负担的影响

就理论而言，取消农业税可直接减轻农民税费负担，但地方政府为弥补由此造成的财力损失也可能加强其他涉农税费的征管，因而对农民总体税费负担的影响不明确（见理论命题 1（II））。由于缺少农民税费负担数据，我们通过考察取消农业税对人均地方（自有）财政收入的影响，来间接捕捉改革对农民总体税费负担的影响。表 4 第（1）列显示，取消农业税对人均地方财政收入具有负影响但不显著。由此可审慎推断：取消农业税后，地方政府倾向于加强其他税费的征管，抵消了取消农业税造成的财政收入减少，农民总体税费负担很可能没有明显减轻。

表 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)
<b><i>Epanechnikov</i> 内核匹配</b>											
平均处置效应	-0.033 (0.037)	-0.048 (0.065)	0.011 (0.031)	0.307 (0.522)	0.057 (0.121)	0.036* (0.021)	0.071** (0.030)	0.064*** (0.019)	0.054*** (0.019)	0.054** (0.025)	0.035 (0.027)
处置组样本数	286	273	286	282	168	286	286	271	286	285	286
对照组样本数	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1432	1555	1551	1558
总样本数	1847	1816	1847	1832	1198	1847	1847	1703	1841	1836	1844
<b>5 对1 最邻近匹配</b>											
平均处置效应	-0.033 (0.039)	-0.016 (0.070)	0.003 (0.033)	0.330 (0.523)	0.078 (0.126)	0.044** (0.022)	0.086*** (0.033)	0.063*** (0.020)	0.062*** (0.019)	0.064** (0.026)	0.049* (0.029)
处置组样本数	286	273	286	282	168	286	286	271	286	285	286
对照组样本数	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1432	1555	1551	1558
总样本数	1847	1816	1847	1832	1198	1847	1847	1703	1841	1836	1844

注：表中的人均值均取自然对数。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和对照组样本。括号里的数字为标准误差，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

但值得注意的是：取消农业税后地方自有财政收入规模没有显著下降，也可能是因为地方政府加强了非农部门税收（而非其他涉农税费）征管等所致。为检验这一可能性，本文考察了取消农业税对人均企业所得税和人均营业税收入的影响。由表4第（2）和（3）列可知，结果均不显著。此外，我们检验了取消农业税对工业企业税负的影响——利用规模以上工业企业数据计算出每个企业的税收总负担率（企业应纳增值税与企业所得税之和与企业增加值的比值），进而加总得到每个县的企业平均税负。<sup>①</sup>表4第（4）列显示：处置效应为正值但不显著。本文也尝试利用企业应纳增值税、企业所得税和产品销售税金及附加（包括营业税、消费税、资源税、土地增值税和房产税等）之和与企业增加值的比值来计算企业综合税负，得到的结果类似（结果未报）。最后，我们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）。上述检验表明，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）提供了较好的证据支持。

## （2）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，取消农业税将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（见理论命题1（I））。这凸显出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，我们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处置效应（见表4第（7）列）。<sup>②</sup>农林水支出主要为涉农支出，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一个较好的解释：取消农业税虽然很可能没有明显减轻农民的总体税费负担，但促使地方政府支出尤其农林水支出规模显著增加，故对农业产出进而农民收入产生了积极的促进作用。

鉴于取消农业税后地方自有财政收入规模没有明显变化，那么地方政府支出增加应当主要源于转移支付收入增加。表4第（8）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总收入具有显著的正影响。而且，就构成来看，一般性转移支付收入显著增加，且效应大小与总转移支付的处置效应较接近，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源于一般性转移支付收入的增加（见表4第（9）和（10）列）。此外，我们的数据表明：

<sup>①</sup> 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1998—2007年国有及规模以上（销售额在500万元及以上）的非国有工业企业较详细的数据。

<sup>②</sup> 本文也尝试考察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。基本建设支出可能惠及农业部门也可能惠及非农部门，且其短期内较难形成基础设施并对农民收入产生影响。

2003—2005年间县级政府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额的1.5倍。这对应于理论命题1(III)中 $B \geq 1$ 的情形,故可较好地解释取消农业税的增收效应,凸显出中央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规模没有显著下降,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(较多转移支付),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,但由于数据限制,前文分析使用的是整个县的财政数据,这会产生一些偏差——这也是本文没有考虑地级市市辖区的一个重要原因(尽可能减小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,也更符合本文理论分析考虑的情况,故可较好地缓解这一问题。为此,我们将样本限定为农业大县(2003年农业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保持了良好一致性。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、农村人口人均一产增加值、人均财政支出(总支出和农林水支出)和人均转移支付收入(总收入和一般性转移支付收入)的影响力度总体上更突出。<sup>①</sup>这为基准分析识别的影响机制和主要结论提供了进一步的证据支持。

<sup>①</sup> 本文也考察了取消农业税对农村就业人口与农村人口比值的影响:就全样本而言,处置效应为正(但不显著);就农业大县而言,处置效应显著为正且数值较全样本更大。本文也考察了取消农业税对农村人口人均农林水支出(取自然对数)的影响,得到的全样本和农业大县的结果与人均农林水支出的结果类似。

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)
<i>Epanechnikov</i> 内核匹配												
平均处置效应	0.048** (0.024)	0.073*** (0.021)	0.076* (0.046)	-0.106 (0.089)	0.014 (0.042)	-0.072 (0.061)	-0.202 (0.188)	0.061*** (0.022)	0.148*** (0.046)	0.121*** (0.028)	0.131*** (0.036)	0.064 (0.039)
处置组样本数	121	108	121	111	121	119	66	121	121	121	121	121
对照组样本数	1560	1432	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1555	1551	1558
总样本数	1681	1540	1682	1654	1682	1669	1096	1682	1682	1676	1672	1679
<i>5 对 1</i> 最邻近匹配												
平均处置效应	0.057** (0.024)	0.075*** (0.023)	0.065 (0.048)	-0.145 (0.100)	-0.006 (0.045)	-0.093 (0.113)	-0.223 (0.212)	0.058** (0.024)	0.144*** (0.050)	0.123*** (0.031)	0.150*** (0.037)	0.041 (0.048)
处置组样本数	121	108	121	111	121	119	66	121	121	121	121	121
对照组样本数	1560	1432	1561	1543	1561	1550	1030	1561	1561	1555	1551	1558
总样本数	1681	1540	1682	1654	1682	1669	1096	1682	1682	1676	1672	1679

注：表中的人均值均取自然对数。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和对照组样本。括号里的数字为标准误差，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

#### 4. 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。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），且利用双差分法较好地消除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的可靠性，本节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（黄少安，2018）。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）、省直管县财政体制改革（2004年以来）和东三省增值税转型改革（2004年以来）。为控制西部大开发和省直管县财政体制改革的影响，我们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财政体制改革哑变量。为排除增值税转型改革的影响，我们从样本中剔除了东北三省所辖各县。在此基础上，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：新的结果与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税收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弱。为进一步验证这一结论并检验此类非观测因素的影响，我们采取如下策略控制样本期内非农部门税收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年间人均企业所得税收入增长率、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。

表 6 稳健性检验：其他政策、非农部门税费变化影响和平行趋势检验

	控制其他政策影响			控制非农部门税费变化			平行趋势检验 (2000—2003年) (8)	
	西部大开发政 策 (1)	省直管县改革 (2)	增值税转型改 革 (3)	人均企业所 得税 (4)	人均营业税 (5)	工业企业平 均税负 (6)		人均土地出让收 入 (7)
<b><i>Epanechnikov</i> 内核匹配</b>								
平均处置效应	0.036** (0.017)	0.037** (0.018)	0.033** (0.017)	0.032* (0.017)	0.036** (0.016)	0.035** (0.017)	0.040** (0.020)	-0.010 (0.021)
处置组样本数	286	286	192	273	286	282	168	264
对照组样本数	1560	1560	1516	1542	1560	1549	1029	1453
总样本数	1846	1846	1708	1815	1846	1831	1197	1717
<b><i>5对1</i> 最邻近匹配</b>								
平均处置效应	0.035** (0.017)	0.043** (0.018)	0.040*** (0.016)	0.032* (0.017)	0.044*** (0.017)	0.035** (0.017)	0.039* (0.021)	-0.004 (0.022)
处置组样本数	286	286	192	273	286	282	168	264
对照组样本数	1560	1560	1516	1542	1560	1549	1029	1453
总样本数	1846	1846	1708	1815	1846	1831	1197	1717

注：表中的人均值均取自然对数。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和对照组样本。括号里的数字为标准误差，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

### (3) 平行趋势检验

本文采用了双差分策略，故需平行趋势条件成立。否则，得到的处置效应并不能完全归因于取消农业税，还可能是由于非观测的两组样本农民收入事前变化趋势差异造成的。我们构造一个安慰剂检验：以2000年为事前时点，2003年为事后时点，估计了平均处置效应。取消农业税发生在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不显著，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，本节进行如下三组模拟检验。首先，本文利用Rosenbaum(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：若没有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(取消农业税改革概率)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( $\Gamma$ )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 $\Gamma$ 变化的敏感性较弱——只有当 $\Gamma > 30$ (即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。

其次，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，我们模拟生成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(1)和(4)列)；两个是对改革概率和结果变量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都变为原来的0.1%)。因此，这些干扰因子包含了可能导致基准结果高估或低估的非观测因素。表7给出分别以它们作为新的匹配变量，利用500次模拟估计得到的新结果。结果表明，基本结论具有较好的稳健性。

表7 稳健性检验：非观测变量影响的模拟检验

	内核匹配			最邻近匹配		
	$\Gamma=10$ (1)	$\Gamma=30$ (2)	$\Gamma=31$ (3)	$\Gamma=10$ (4)	$\Gamma=30$ (5)	$\Gamma=31$ (6)
<i>Rosenbaum (2005) 模拟检验</i>						
最大p值	0	0.047	0.069	0	0.047	0.069
<i>Ichino et al. (2008) 模拟检验</i>	非观测干扰因子的影响		平均处置效应	非观测干扰因子的影响		平均处置效应
	结果变量 (1)	取消农业税 (2)	(3)	结果变量 (4)	取消农业税 (5)	(6)
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4	0.001	2.912	0.044*** (0.003)	0.001	2.881	0.044*** (0.008)

注：Rosenbaum (2005) 模拟检验中的 $\Gamma$ 是指模拟的处置发生概率偏差程度，最大p值小于0.05意味拒绝原假设，即模拟结果与基准结果不存在显著差异。Ichino et al. (2008) 模拟检验中较极端的干扰因子是指：(样本匹配前)对改革概率或结果变量具有较大影响的干扰因子。第(1)、(2)、(4)和(5)列的数值表示：(样本匹配前)干扰因子使结果变量和改革概率变为原来的多少倍。第(3)和(6)列给出的是将干扰因子依次作为新的匹配变量经500次模拟估计的取消农业税的平均处置效应。括号内为标准误，\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著。

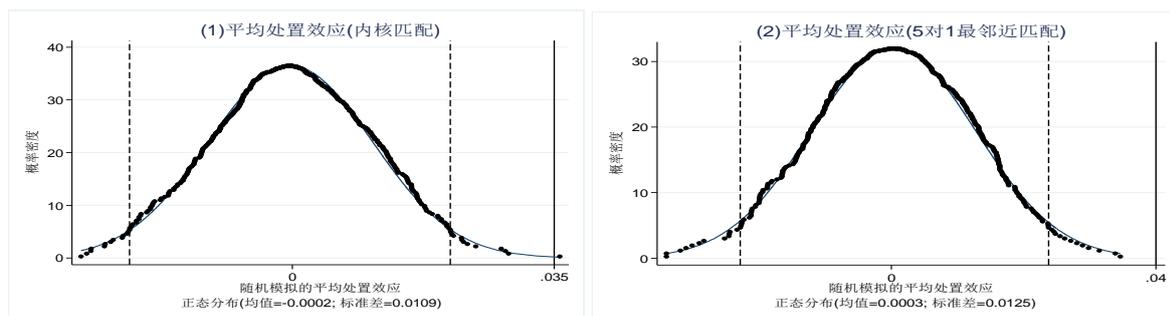


图 2 基于随机生成处置组和对照组样本得到的平均处置效应的分布图

注：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。<sup>①</sup>

最后，本文借助随机模拟思想构造安慰剂检验（Pinotti, 2017）：在样本中随机抽取 317 个县（真实处置组数量）作为处置组，其余县为对照组；基于这些随机生成的处置组和对照组样本，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 500 次，得到 500 个结果（分布见图 2）。这一检验的逻辑在于：若本文的 PSM-DID 策略能够较好地控制非观测变量的影响，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很小的正态分布。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。

综合上述这些检验结果，我们无法完全排除但可审慎地认为：总体上较好地控制了非观测变量的影响，从而较好地矫正了选择偏差问题。

## 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。本文以中国取消农业税改革为研究重点，从理论和经验两个层面探究了中央地方利益冲突与协调下减税政策的增收效应：首先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冲突与协调及其引致的地方政府收支政策行为反应的影响，进而利用 2000—2010 年间全国县级数据和 PSM-DID 进行实证检验。

理论研究表明，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担的直接影响及其对农民决策行为的影响，更关键的是中央地方的利益冲突与协调及其引致的地方政府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；亦会对地方财政利益造成较大冲击，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，取消农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 3.75 个百分点，这一增

<sup>①</sup> 基准结果位于随机模拟结果的 95% 置信区间外，故拒绝原假设（结果不显著），进一步支持了本文基本结论（即取消农业税显著提高了处置组的农民人均纯收入增速）。

收效应具有较好的持续性。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明显下降:取消农业税后,地方财政收入规模没有显著减少,且非农部门税收收入(包括工业企业总体税负)和土地出让收入规模并未显著增加,意味地方政府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明显减轻。而主要是因为地方政府获得的转移支付规模增加,故而地方政府支出尤其农林水等生产性支出规模显著增加所致。上述影响在农业大县(农业人口比重大于样本中位数的县)表现得尤为突出。

新世纪以来,中国推行了一系列减税政策,但一部分微观主体的税费负担似乎并未明显减轻,引发了较大争议。本文研究为认识和理解这一现象提供了一个有益视角: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,成效取决于中央地方的利益冲突与协调;这在中国表现得尤为突出——中国的减税政策涉及的主体税种多为中央地方共享税或地方税,故对地方利益造成较大冲击,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。<sup>①</sup>特别地,为了更好地发挥减税政策在降低税费负担、增加微观主体收入(或利润)、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)尊重地方利益,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及其可能引发的中央地方利益冲突,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。(2)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)三者的联动关系和交互影响;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,就中国当前情况来看(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。(3)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。

<sup>①</sup> 目前,中国农民税费负担依然较重,“三农”问题突出。2017年10月召开的中共十九大提出“乡村振兴战略”。本文研究亦可为积极利用减税政策解决“三农”问题、实现乡村振兴提供一定的借鉴作用。

**[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] 黄少安. 改革开放 40 年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结[J]. 经济研究, 2018, 53(12): 6-21.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] 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.
- [9] 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.
- [10] 王力. 新中国农业税历程[M]. 北京: 中国税务出版社, 2009.
- [11] 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.
- [12] 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年.
- [13] 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.
- [14] 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.
- [15] 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.
- [16] 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[J]. 经济学(季刊), 2015, (2): 417-434.
- [17] Alm, J. and Y. Liu. Did China's Tax-for-Fee Reform Improve Farmers' Welfare in Rural Areas? [J]. Journal of Development Studies, 2013, 49(4): 516-532.
- [18] Barth, R. P., C. Gibbons, and S. Guo. Substance Abuse Treatment and the Recurrence of

Maltreatment among Caregivers with Children Living at Home: A Propensity Score Analysis [J]. *Journal of Substance Abuse Treatment*, 2006, 30(2): 93-104.

[19] Baser, O. Too Much Ado about Propensity Score Models? Comparing Methods of Propensity Score Matching [J]. *Value in Health*, 2006, 69(6): 377-385.

[20] Caliendo, M. and S. Kopeinig. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2008, 22(1): 31-72.

[21] Chen, S. X. The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China [J]. *Journal of Public Economics*, 2017, 147: 62-76.

[22] Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd. Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme [J]. *Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605-654.

[23] Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd. Matching as an Econometric Evaluation Estimator [J]. *Review of Economic Studies*, 1998, 65(2): 261-294.

[24] Ichino, A., F. Mealli, and T. Nannicini. From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What Can We Learn from Matching Estimators and Their Sensitivity? [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2008, 23: 305-327.

[25] Jia, J., Q. Guo, and J. Zhang. Fiscal Decentralization and Local Expenditure Policy in China [J]. *China Economic Review*, 2014, 28: 107-122.

[26] Pinotti, P. Clicking on Heaven's Door: The Effect of Immigrant Legalization on Crime [J]. *American Economic Review*, 2017, 107: 138-68.

[27] Rosenbaum, P. R. Sensitivity Analysis in Observational Studies [C]. In B. S. Everitt & D. C. Howell (Eds.), *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science*, 2005, 1809-1814. New York: Wiley.

[28] Smith, J., and P. Todd. Does Matching Overcome LaLonde's Critique of Nonexperimental Estimators? [J]. *Journal of Econometrics*, 2005, 125(1): 305-353.

[29] Wang, X., and Y. Shen. The Effect of China's Agricultural Tax Abolition on Rural Families' Incomes and Production [J]. *China Economic Review*, 2014, 29: 185-199.

[30] Xu, C., Q. Shi., and H. H. Wang. The Impact of Rural Taxation Reform on Farm Household Income: Evidence from the Yangtze River Delta [J]. *Chinese Economy*, 2009, 42(4): 75-90.

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

JIA Jun-xue<sup>1</sup>, QIN Cong<sup>2</sup>, SUN Chuan-hui<sup>3</sup>, ZHANG Ke-wei<sup>1</sup>

(1. School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 3. Institute for Finance and Economics, Central University of Finance and Economics, Beijing 100081, China)

**Abstract:** In a decentralized framework of multi-level governments, tax reduction policies are essentially a collective behavior problem. Focusing on China's abolishment of agricultural tax, this paper theoretically and empirically analyzes the income increasing effects under interests conflict and coordination between central and local governments. The theoretical analysis shows an uncertainty of general equilibrium effects of the tax-reduction. The aggregated effect depends both on the direct effect of the tax-reduction policy on farmers' tax burden and on the indirect effect of local governments' revenue and expenditure policies' reaction to the interests conflict and coordination between central and local governments. Drawing on a county-level dataset between 2000 and 2010, we then empirically find that the abolishment of agricultural tax increases farmers' income. Moreover, the positive effect is not driven by the release of farmers' tax burden – after the abolishment of agricultural tax, the expenditure scale of local governments does not significantly decrease and the tax collected from nonfarm sectors (including the tax burden of industrial enterprises) and land revenue increase little, indicating that local governments are more inclined to strengthen the collection and management of other agricultural-related taxes. In contrast, the positive effect derives mainly from the compensation received by the local governments (transfer payments), which supports the increasing productive expenditure. Our findings provide important implications of using tax-reduction policies in the structural reform of supply-side in current China.

**Keywords:** interests conflict and coordination between central and local governments; tax-reduction policies; abolishment of agricultural tax

**JEL Classification:** H24 H71 H77