

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

左翔 殷醒民 潘孝挺*

摘要 很多研究表明,中国式分权导致了地方政府财政支出结构偏重基础设施建设,忽视公共服务和人力资本投入。免征农业税和相应的转移支付降低了基层政府的财政独立性,其影响与上述政策结果相似。利用河南省108个县级单位2001—2008年的面板数据,本文对减免农业税后的财政支出进行了实证检验,发现受到免征农业税影响较大的县农业支出显著增加,对教育的投入显著下降。由于前者主要是由“新农村建设”等政策压力造成的,这说明财政收入集权强化了那些易于考核的政策目标的执行力度。

关键词 财政收入集权, 减免农业税, 财政支出结构, 双重差分, 多任务委托-代理

一、引言

改革开放以来,中国经济已经经历了三十多年的高速增长,而地方分权被认为是缔造这一增长奇迹的关键性制度安排。在这种类似于M形的组织架构下,地方政府承担着辖区内绝大部分公共品的提供职能。从财政支出角度看,全国70%以上的财政支出是由地方政府负责的,除了国防、外交和一般公共服务,其他财政支出项目地方政府承担了80%以上的费用,而科教文卫则高达90%以上。然而,长期以来,中国地方政府财政支出结构明显存在偏向性:与基础设施过度热情的投入相比,教育、医疗、社会保障等公共服务领域的财政投入严重不足(世界银行,2005;OECD,2006)。以教育为例,虽然中央政府一再强调教育的基础地位,1996年还将“科教兴国”立为基本国策,然而,1992年以来,预算内教育经费和全部财政性教育经费占GDP的比重始终没有超过4%。2009年,全国预算内教育支出10437.54亿元,仅占

* 左翔,上海对外贸易学院国际经贸学院;殷醒民,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心;潘孝挺,上海财经大学经济学院。通信作者及地址:左翔,上海市松江区文翔路1900号学院楼B楼,201620;电话:13761765038;E-mail:david067@live.cn,david_067@163.com。作者感谢陆铭教授、陈钊教授、王永钦副教授和匿名审稿人富有建设性的批评及建议。本文在复旦经济学院报告过,感谢与会者的宝贵评论。当然,文责自负。

国家预算内财政总支出的 13.67%，占 GDP 的比重则仅为 3.03%，上述比值在跨国比较中排在相对靠后的位置。同时，与财政支出总量不足相对应的是，教育资金在区域间分布相当不均。东部发达地区的教育支出明显高于中西部欠发达地区，而中心城市的人均教育支出一般也高于周边的县区和农村。除教育以外，医疗卫生和社会保障的财政支出也有类似的情况，以至于居民实际上承担了市场化改革的大部分成本。

与居民利益密切相关的公共服务并没有随着财政支出分权而得到提升，这种现象与早期的分权理论实际是相违背的，该理论认为财政分权的优势恰恰在于地方政府对本地区居民的偏好有更多的了解，这种信息上的比较优势能让它们更有效地提供公共品 (Tiebout, 1956; Musgrave, 1959; Oates, 1972)。

针对上述看似矛盾的现象，许多文献根据中国独特的制度安排给出了“中国式分权”的解释。首先，改革开放以来，财政收入是由中央和地方分享的，地方政府可以从辖区内的经济扩张中获取财政收入。这样一个类似分成租金的制度安排让地方政府非常热衷于能短期内吸引资本流入、提高经济增长和财税收入的基础设施投资，而对科教文卫的投入则漠不关心。一些文献(乔宝云等, 2005; 张军等, 2007; 傅勇和张晏, 2007; 傅勇, 2010)使用省级面板数据对中国地方政府的财政支出结构进行了实证研究。他们的发现基本一致，即财政分权程度与财政支出偏向呈正相关关系，另外，仅分权本身对财政支出的扭曲有限，对资本的竞争是基础设施支出挤占公共服务投入的更为重要的原因。

其次，“中国式分权”的另一个特征是“政治上的中央集权”。与俄罗斯等东欧国家的转型相比，中国的经济分权改革并未改变政治上的垂直管理体制。无论是宪法还是地方组织法，都明确规定地方的权力来自于中央，且中央政府掌控着地方政府的人事任免权，地方官员的职责是“向上负责”，而不是“向下负责”。改革开放后，经济绩效取代过去的政治忠诚成为官员晋升的主要考核标准，中央政府通过“数字化管理”的政绩指标来引导地方政府“为增长而竞争”(Blanchard and Shleifer, 2000; 张军, 2009)，实证研究表明，GDP 锦标赛的晋升模式确实构成了地方官员促进经济增长的重要激励(Li and Zhou, 2005; 周黎安, 2005, 2007)。

在对上述两类机制的实证方面，现有的研究已经发现财政收入分权对公共服务提供的负面作用，因此，相应的政策暗示似乎是通过财政收入集权和转移支付改善上述问题¹，其机制在于：通过减少地方政府在财政收入中的分享比例来降低它们对经济增长和基础设施投入的过度激励，同时对集中的财政

¹ 财政收入集权主要指财政收入权的上移，它有两层含义。对上级政府来说，意味着财政收入权的扩大；而对于下级政府而言，它意味财政收入分享比例和财政自主权的下降，必须更加依赖于上级政府转移支付。本文的研究关注基层政府支出行为的变化，因此主要指的是后一种效应。

收入实施适当的转移支付来提高公共服务的投入。²但实际上,由于财政收入和经济规模高度相关,且往往都进入政绩考核指标的范畴,已有的经验研究并没有能够将财政收入分权与政绩考核两项激励区分开来,因此,无论理论还是实证上,很少有文献能严谨地回答这一政策是否有效的问题。本文试图部分完成这一工作。

现有文献很重要的一个不足在于研究对象的选择。当前的制度安排是公共服务的支出责任下放到基层政府,因此,一个地区公共服务提供水平更依赖于市、县政府的治理水平和省以下财政体制。而现有的大多数文献采用省级面板数据研究,实际上将基层政府的财政支出行为以省为单位加总,然后通过考察中央和省级政府的财政关系来解释这种基层行为的加总结果,结论就难以让人满意。³同时,从后文也可以看到,基层政府面临的约束条件与省一级政府有很大区别。基于以上考虑,本文将考察的对象回归到作为财政支出决策主体的县一级政府,使研究建立在更扎实的微观基础之上。

然而,这一点并非易事。与中央和省级政府的关系相比,省以下财政体制的情况更为复杂,而且现有的研究对财政分权指标的使用并没有一致的意见,不同指标的经济学含义有重大区别,其内生性问题也一直难以得到有效的克服。因此,常用的研究方法并不能让人满意。幸运的是,近年来的农村税费改革对基层政府财政的影响与财政收入集权高度相似,都表现为政府从辖区内的经济扩张中获取财政收入的能力下降,并且更加依赖于转移支付,而其较强的外生性特征则为我们的研究提供了绝佳的案例。本文基于这一“自然实验”,利用河南省108个县级行政单位2001—2008年面板数据,采用双重差分方法研究了财政收入集权对基层政府财政支出结构的影响。回归发现了一些有趣的结果:在控制住其他变量后,受到农业税减免影响较大的县在减免农业税后农业支出显著增加了,教育支出则显著下降。由于前者是上级政府下达的行政任务的结果,这说明财政收入集权强化了那些易于考核的政策目标的执行力度,但对难以度量和监督的公共服务部门,财政支出可能反而进一步缩减。另外,本文同时检验了转移支付、财政支出分权和“扩权强县”等相关的财政体制安排对基层政府财政支出结构的影响,得出了与关键解释变量逻辑一致的结论。这说明,财政体制与政治治理是互相嵌入的制度安排,仅改变一方不但不能改善效率,反而有可能造成进一步的扭曲。

本文其余部分安排如下:第二部分回顾了“中国式分权”的主要制度特征和分税制改革以来的财政收入集权趋势,指出分税制并未触及“中国式分

² 乔宝云等(2005)、傅勇和张晏(2007)、傅勇(2010)在结论部分都把财政集权作为能够改善地方政府财政支出偏向的政策建议提出。

³ 当然,各级政府会将自身的行政责任和财政支出责任逐级下压,因此中央对省的压力会传导到基层政府。上述研究具有一定的合理性,只是结论过于间接。

权”的其他制度安排,是一个“未完成的财政集权改革”;第三部分说明了农业税改革的过程与本文的实证研究设计方案;第四部分建立计量模型和变量指标;第五部分报告了实证结果,并给出相应的解释;第六部分试图基于多任务委托-代理理论将实证研究的结果进一步推广和一般化;最后是结论。

二、中国地方政府治理模式和分税制改革的缺陷

(一) 中国地方政府治理模式

中国作为一个大国,中央政府无法掌握地方的全部信息,难以直接参与地方上的所有事务,因此需要“分而治之”⁴:中央政府只控制着核心的监督权和人事任免权,将行政责任逐级下放给地方政府,由地方政府承担辖区内的绝大部分公共品提供职能。这种责任的下放显然赋予了地方政府在行使责任过程中的自由裁量权。因此,中国政府治理的核心问题便是,中央政府如何快速有效地获取地方政府行为和绩效的信息,确保这种自由裁量权不被滥用,并激励地方政府有效地完成政策目标。

改革开放以来,中央政府采取的是政绩考核和引导区域横向竞争的治理模式。具体做法是,中央或上级政府将行政责任量化成指标,要求下级政府在规定时间内完成,若圆满或超额完成,则给予行政晋升或物质奖励;否则需要承担行政责任和物质惩罚,而且往往是“一票否决制”,一项指标不达标可以抹杀其他所有的成绩。同时,这种考核一般不是对绝对数量的考核,而是一种同级政府的相对绩效评估,这就造成地方官员为了能在这些指标上领先于其他同行而展开激烈的竞争。⁵上述模式能够有效实施的必要条件是政策目标能够清晰客观地度量,原因除了任务能够准确下达的需要外,更重要的是便于事后的考核,因此通常和更容易量化的经济指标联系在一起,除了我们熟知的GDP以外,还包括财政收入、国内外直接投资、基础设施建设等。可以说,行政责任分级下放和围绕政绩考核的区域横向竞争构成了中国地方政府治理模式的主要特点,并且成为地方官员促进经济增长的重要激励。正如前文所述,这种分权治理模式在经济增长方面取得了巨大的成功,但在公共服务提供方面的表现却不尽如人意(周黎安,2008)。

(二) 分税制改革是一项“未完成的改革”

公共品供给伴随着财政支出,与上述政府架构相统一的是,地方政府承

⁴ 理论上,如果中央政府掌握全部信息,则任何分权或集权的制度安排应该都是无差异的。

⁵ Lazear *et al.* (1981)证明,在信息不对称的情况下,相对绩效评估能去除随机因素,让委托人更容易获取代理人努力水平的信息。

担了全国大部分财政支出责任，相应地也需要对它进行融资。改革开放初期的财政承包制实际上采用的是最简单的方案，即将财政收入权也高度下放。于是，收入和支出同时高度分权的财政体制，以及权力集中的政治体制构成了互相嵌入的“中国式分权”制度均衡，从而成功地使得地方政府“企业化”，推动了改革前十多年的经济增长。然而，财力的下降削弱了中央政府的宏观调控能力，财政上的过度分权既造成宏观经济的混乱，也威胁到中央政府对地方的控制能力。当然，与本文关系最紧密的就是：出于对财政收入扩张的追求，地方政府财政支出严重偏向基础设施建设，公共服务的提供则明显不足。

为解决上述问题，1994年分税制及其后续的所得税分享改革是中央政府集中财政收入权的努力，改变了原来财政收入和支出同时下放的体制，大幅度地提高了中央财政收入比重。然而，上述改革并没有触及“中国式分权”的其他重要制度架构，由中央集权衍生出来的行政职责逐级下放、区域竞争、相对绩效评估等政府治理模式并没有大的改变。相应的，财政支出责任高度下放的体制也就并未变革。

因此，作为一项财政体制变迁，分税制改革可以说是一次“未完成的财政集权改革”。首先，它没有清晰地划分各级政府的财政支出责任，由中央和地方共同承担的支出主要由地方负责，财政收入权的上移就造成了巨大的财政缺口。其次，分税制和配套改革严格划分了中央和省一级财政的收入分享方式，却只是简单地要求各省、自治区和直辖市政府参照中央和省的关系推进省以下财政体制的改革。于是，普遍的结果便是各级政府倾向于将中央财权上收的压力和支出责任下压。一般来说，由于基层的政府所在辖区的经济规模和税基都和中心城市相距甚远，这就造成县乡（特别是欠发达地区的县）财政收入的严重困难。于是，当前中国式的财政分权呈现出自己的特点：从支出规模上看，中国无疑是分权程度很高的国家⁶，且越到下层政府，支出责任越大；但与此同时，财政收入却呈倒三角状，财政收入比重随着政府层级的提高而增加。这种收入与支出的巨大缺口主要通过转移支付来解决。然而，转移支付多少的决策权毕竟在上级政府，并不如自身财政收入稳定，同时，在支出的使用方向上，地方政府对本级财政收入的自有裁量权也更高。因此，财政自主权大小很可能会影响到地方政府的财政支出行为。

我们用地方政府财政自给率（一般预算内收入/一般预算内支出）作为度量指标，对2003—2008年不同层级政府的财政自主权就全国范围内加总进行考察，列于图1。可以发现，就全部地方财政收入而言，地方政府的财政自主权大约在0.55—0.6。以地级市（包括市辖区和市辖县）为分析单元，则财政

⁶ 从全世界角度看，中国省及以下政府支出占总政府支出的70%（其中省以下政府支出占50%），远远高于OECD国家（地区）的32%、转型国家的26%和发展中国家的14%（World Bank, 2002）。

自给率的情况稍好于全部地方财政。但是,如果将地级市分拆成市辖区和市辖县两类来看,分化就十分严重了,市辖区的财政状况远好于县政府,前者的财政自给率在0.7以上,近年来达到0.8左右,而全国县的财政自给率不到0.5,2008年则接近0.4。这说明,不同层级政府在财政收入水平和财政自主权上差距是相当大的。

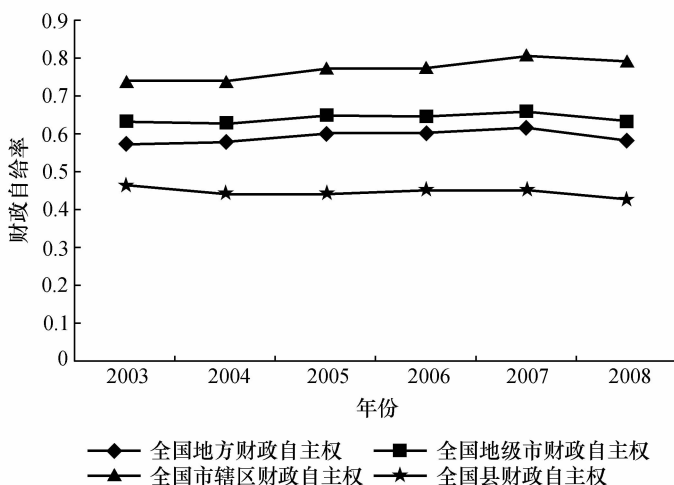


图1 不同层级地方政府财政自给率的差别(2003—2008)

数据来源:全国地方财政收入支出数据来自于《中国统计年鉴》;地级市及以下政府财政收入支出数据来自于《中国城市年鉴》,县政府财政收入支出数据使用全市数据减去市辖区数据得到。

最近有些文献开始对上述制度安排的后果做出实证研究,陶然和刘明兴(2007)发现,财政自主权降低让地方政府为了竞争转移支付而投资形象工程,从而使财政支出更加偏向城市,进而拉大城乡差距。袁飞等(2008)则发现地方政府会在提供公共品和扩大财政供养人口以获取地区内政治支持网络之间进行权衡,而财政自主性较低的地方政府更可能选择后者。同时,在对公共品提供的研究中,陈硕(2010)和傅勇(2010)在回归中加入了财政自给率指标,也发现它对地方公共品提供有显著的正面效应。

综上所述,分税制改革的核心是中央和地方政府财政收入分享比例的调整,同时实施大规模的转移支付,但“中国式分权”的其他制度安排并没有被触及。已有针对地方财政支出结构的实证研究大多采用省级面板数据检验财政分权指标对财政支出结构的影响,并没有考虑分税制改革后地方政府财政权责不对等所造成的财政分权与财政自主权的差别,也没有仔细考察基层政府所面临的与省级政府不同的约束条件。而减免农业税改革则为我们提供了一个很好的案例,以此为契机,本文细致地考察了财政收入集权过程中基层政府的财政支出行为变化,从而对已有研究是一个重要的补充。

三、研究思路和农业税改革背景

(一) 研究基本思路

农村税费改革作为中央政府的一项重要政策变更，对基层政府财政状况的影响与财政收入集权有高度相似之处：一方面，农业变为非税收行业，让县乡财政丧失了一大税源，特别是农业产值比重高的产粮大县，财政收入必定减少⁷，地方政府从辖区内经济扩张中获取财政收入的能力下降；另一方面，由于地方政府的财政支出责任并没有减少，同时中央针对农村税费改革的转移支付不断增加⁸，弥补了相应的资金缺口，因此，地方政府财政支出总量并没有下降。但是财政融资的来源却有了变化，基层政府需要更加依赖于上级政府的转移支付，财政自主权下降。

因此，本文研究的目的并非在农村税费改革本身，而是利用这一改革作为“自然实验”研究一个更一般的问题，这就有必要突出农村税费改革影响的效果。⁹根据这个原则，我们选择了农业大省河南作为研究对象，用该省108个县级行政单位2001—2008年的面板数据考察了减免农业税¹⁰及其配套改革对农业和教育财政支出¹¹的影响。

研究对象集中于县级政府农业和教育财政支出，原因在于二者有相当大的可比性：首先，两类支出责任主要在基层政府。对于农业财政投入而言，地方政府承担的部分在90%以上（蔡昉等，2008，第144页）。而基础教育支出责任的安排也可以概括为：“地方政府负责、分级管理、以县为主”（乔宝云等，2005），县一级政府承担了全国中小学教育支出的80%左右。其次，取消农业税后，对农业的财政投入无法帮助地方政府在未来获取税收收入，从缺乏经济激励的角度看，二者也十分相似。因此，同时考察免征农业税对两类支出的影响，能对财政收入集权的效果得到更为清晰的结论。

免征农业税作为一项在全国范围内的改革，不但造成改革前后基层财政收入支出结构的差别，而且这种影响对不同的地区也是有区别的：农业占经济总量比例较高的县，政府财政自主权下降得相对更多一些。利用这种特征，

⁷ 刘浩森等(2007)对五省25个县的乡镇进行调查的研究发现，税费改革确实降低了乡镇财政收入。

⁸ 2005年中央针对农村税费改革的转移支付为662亿元，比上年增加26%；2006年则为780亿元，加上地方转移支付，达到1030亿元，见蔡昉等(2008，第266页)。

⁹ 本文采用典型案例研究财政收入集权的一般性问题，使实证研究结果的严谨性得到了保证，不过在某种程度上会牺牲外推有效性。因此，如果有更多的类似案例的积累将使结论更加丰富。感谢匿名审稿人指出这一点。

¹⁰ 由于县乡政府各项收费并不进入一般预算收入，同时具有很大的灵活性，因此难以观测，我们主要关注取消农业税及其配套改革的政策效果。

¹¹ 受制于数据的可得性，我们主要用教育支出作为公共服务支出的代表，这在已有文献中也广为使用。

我们建立计量模型,既比较同一地区农业税减免前后财政支出结构的差异,也比较同一时点不同地区的差异,即用类似“双重差分”的方法估计了政策的因果效应。只是我们将农业所占经济比重作为受到改革影响的程度的度量,因此样本是否“处理”不再是一个离散虚拟变量,而是一个连续型变量,但其基本思路和回归结果与普通的双重差分方法在本质上并无二致。

上述研究方案的主要优点在于:农业税减免改革是中央政府制定的,基层政府只能被动接受,具有很强的外生性质。这有利于克服长期以来相关文献财政分权变量的内生性问题:由于分权指标的构建依赖于地方政府的财政收支总量数据,用它去解释财政支出结构就很难避免变量之间的双向因果关系。比如普遍使用的财政分权指标设计为地方相对于中央的人均财政收支规模¹²,它很可能由被解释变量地方支出结构反向决定,因为一般来说,基础设施建设所需资金相对于公共服务而言更大,分权程度较大往往是因为地方政府有更多的基础建设项目。而本文的研究方法则是考虑到分税制改革以来各地区产业结构造成的财政收入来源的区别¹³,利用税制改变这一“自然实验”对不同地区的影响差异来识别地方政府面临的财政约束激励条件的变化。由于产业结构受到要素禀赋、历史沿革和交通条件等诸多条件限制,短期内相对更难受到财政行为的影响,因而更能够保证回归结果的一致性。

(二) 农业税改革的过程

农村税费改革是中央政府减轻农民负担的重要政策措施。长期以来,中国农民承担国家和地方政府、机构的各种税费,包括农业四税、三提五统和各种集资及收费,收入增长缓慢,城乡差距也持续扩大。2000年开始,国务院决定在多个省份进行农村税费试点改革,逐步取消了各种面向农民的行政事业性收费和政府性基金,并开始调低农业税税率。2004年部分省份开始减免农业税试点,2006年1月,全国所有省份取消了农业税。这被认为是我国继农村联产承包责任制之后最重要的一项改革举措,实证研究表明,它显著地提高了农民收入(周黎安和陈焯,2005)。

河南省作为中原的农业大省,是中国最重要的粮食生产基地,其粮食产量连续多年位居全国第一。河南省政府在2002年开始施行减免农业税的试点改革,当年的农业税税率调低至7%;2004年进一步下调到4%;2005年,国务院出台政策,规定河南省农业税税率进一步下调2%,并免去31个国家级贫困县的农业税。由于国家已经承诺未来不断下调农业税税率,5年内全国

¹² 此类财政分权指标具体设计为,省级人均财政支出与中央人均财政支出比例、省级人均预算支出与中央人均预算支出比例,以及省级人均预算外支出与中央人均预算外支出,后来的文献中又加入了省级人均预算内外总收支与中央人均预算内外总收支比例。

¹³ 分税制改革后,税种是依赖于产业而设定的,不同的税种不但税率不一样,中央和地方的分享比例也存在区别。因此,地方财政收入与产业结构高度相关。

免征农业税，再加上随着工商业的发展，农业税对省级财政的贡献度不断下降，河南省政府干脆提前实施了这一改革，于2005年1月对所有县市免征农业税。

对东部发达的省份和中西部的地级市以上政府来说，农业税减免并不重要。而对于农业大省河南的县一级政府，取消农业税则会较大程度地降低其财政收入，原因除了农业占经济比重较大、其他税源较少以外，还因为农业税属于全部收入留存地方的地方税。事实上，很多县乡政府财政收入的50%以上来自农业税，这几乎支撑着政府运转。农业税减免后，很多县政府需要依靠上级政府的转移支付才能满足支出要求。这样的情况非常符合我们研究财政收入集权与基层政府财政支出结构关系的需要。

四、计量模型和变量设计

(一) 计量模型

本文的实证策略受到 Nunn and Qian (2010) 的启发，他们研究了1700年以后土豆的引进对欧洲人口增长和城市化的影响。由于各地区适合种植土豆的自然条件不一样，因此可以作为1700年以后从新大陆“引进土豆”这一“处理”(treat) 的强度。基于此，他们不但比较了1700年前后因变量的变化，而且比较了同一时点欧洲不同地理条件(适合种植土豆程度)地区的差异¹⁴，从而识别了从新大陆引进土豆这一农业变革的影响。

农业税减免与“引进土豆”一样，对不同地区的影响肯定有区别。由于数据的缺乏，我们并没有找到农业税减免前各县农业税收入的数据，但可以预见的是，农业税在各县财政收入中的重要程度和农业占经济的比重高度正相关。因此，我们用农业产值占GDP的比重作为受到减免农业税这一改革影响的程度。具体的回归模型如下：

$$y_{it} = \beta_1 \text{agricultureratio}_{it} \times \text{year}_{\text{post}} + \beta_2 \text{agricultureratio}_{it} + \sum_{t=2002}^{2008} \beta_t \text{year}_t + \chi' \beta + u_i + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

y_{it} 表示我们关心的县级政府财政支出结构指标； $\text{agricultureratio}_{it}$ 表示农业占GDP的比重； $\text{year}_{\text{post}}$ 是一个指示变量，农业税改革后(2005—2008年)为1，改革前为0；同时，我们将本应控制的 $\text{year}_{\text{post}}$ 拆分，列入在年份虚拟变量 year_t 中¹⁵； χ 则是其他控制变量。

¹⁴ 这一指标的另一个好处是高度的外生性。

¹⁵ $\text{year}_{\text{post}}$ 是2005—2008年年份虚拟变量的线性组合。

我们最关心的系数是 β_1 ，它度量了那些财政受到免征农业税影响更大的基层政府的支出结构是如何变化的，该模型具有双重差分 (difference in difference) 的全部优缺点 (Nunn and Qian, 2010)。

取消农业税的影响在不同时间段可能有区别，另外，2005—2008年间也可能出现与农业相关的其他改革。我们进一步将 $\text{year}_{\text{post}}$ 拆分成 2005—2008 年四个年份虚拟变量，建立模型如下：

$$y_{it} = \sum_{t=2005}^{2008} \beta_t \text{agricultureratio}_{it} \times \text{year}_t + \beta_2 \text{agricultureratio}_{it} + \sum_{t=2002}^{2008} \beta_t \text{year}_t + \chi' \beta + u_i + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

考虑到不可观测变量 u_i 的存在，我们对模型 (2) 采用了面板双重差分方法，通过组内差分将其消除，以获得系数的一致性估计。在具体操作过程中，可以采用固定效应 (fixed effect) 和一阶差分 (first difference) 两种方法。由于已经将减免农业税的影响拆开为四年，这些变量除了该年度外，其他值都为 0，因此，固定效应和一阶差分的经济含义是基本面相同的 (Wooldridge, 2002)。但在计量理论上，根据 Woodridge (2002)，仍然有一定差别，固定效应要求 $\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}$ 与 $x_{it} - \bar{x}$ 不相关，充分条件是 $E(\varepsilon_{it} | u_i, x_{i1}, \dots, x_{it}, \dots, x_{iT}) = 0$ ；即对于任意的 i, t ， ε_{it} 与每一期的解释变量和 u_i 都不相关；而一阶差分只要求 $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ 与 $x_{it} - x_{it-1}$ 不相关，充分条件是 $E(\varepsilon_{it} | u_i, x_{i1}, \dots, x_{it}) = 0$ ，即 ε_{it} 和 t 期之前的解释变量及 u_i 不相关即可。所以，固定效应需要的条件更严格一些，但一般来说，具有更高的有效性。如果假设 ε_{it} 是独立同分布的，且内生性主要来自于不随时间变化的个体效应 u_i ，通过差分将其消除后，二者基本是相同的，考虑到稳健性，我们在回归中两种方法都采用了。

(二) 变量和指标设计

1. 被解释变量

根据数据的可得性和研究需要，我们主要从两个方面考察基层财政支出结构。首先，农业税减免后，基层政府不再从农业中获取税收，对农业财政投入的激励可能下降，我们用《河南省统计年鉴》中“支农和农林水气事业费”这一指标度量对农业的投入，然后用它占县预算内财政支出比重和单位耕地面积的支出¹⁶作为被解释变量。其次，我们还考察了农业税减免对教育支出的影响。用教育支出占县预算内财政支出比重和学生人均教育财政支出作为被解释变量，这里的学生包括普通中学和普通小学的在读学生。¹⁷

¹⁶ 由于单位耕地财政支出数值较大，所以我们采用了对数化处理。

¹⁷ 由于县里基本没有大专院校，所以可以忽略大学生。

2. 解释变量

除了农业税减免外，我们还检验了其他重要的财政和政治制度对基层政府行为的影响，因此解释变量还包括转移支付、财政分权和“扩权强县”。

(1) 转移支付。转移支付占财政支出的比重较高表示县政府的财政自给能力较小，由于县政府通过其他方式融资的渠道有限，可以认为县财政收支缺口基本由上级政府转移支付的方式解决。因此，我们用（县一般预算支出—一般预算收入）/一般预算支出）度量转移支付。

(2) “财政支出分权”。我们基于张晏和龚六堂（2005），用支出分权指标度量县政府的财政分权程度，计算方法为县人均预算内财政支出/河南省人均财政预算支出。

(3) “扩权强县”。河南省2004年开始试点“扩权强县”改革，对巩义、项城、永城、固始、邓州等五个县市进行财政省直管，同时扩大了35个县市的经济管理权限，规定“扩权县”的项目可以不经过市政府，直接报批省政府。2007年，财政直管县增加了中牟县，同时“扩权县”增加到46个。“扩权县”的财政自主权和行政自主权会更大，这可能会影响到财政支出结构。我们设立指示变量，相应年份是“扩权县”为1，否则为0。

3. 控制变量

为了更为准确地估计，我们还加入了以下控制变量：(1) 城市化水平。由于历年农村人口的统计口径区别，我们用城市从业人数/全县就业人数来度量城市化水平。(2) 人均GDP对数。(3) 国有经济比重。计算方法为国有经济从业人数/县就业总人数。(4) 在被解释变量为农业支出的回归中，还加入了灌溉面积占总耕地面积比重¹⁸；在被解释变量为教育支出比重的回归中，我们则控制了学生占县总人口比重。

五、实证结果和解释

(一) 数据来源和描述性统计

我们的数据全部来源于历年《河南省统计年鉴》，样本几乎包括了河南省全部县一级行政单位的相关数据，只剔除了因区划改变的郾城县¹⁹。表1是对重要变量的描述性统计。可以发现各变量在县之间差别较大，这将提高回归结果的解释能力。

¹⁸ 另外，我们在其他回归中还加入了人均土地面积和单位耕地机械总动力作为控制变量，但系数基本不显著，其他的结论也基本不变。考虑到模型的简练，在文中就没有报告相应的结果。

¹⁹ 郾城县2005年以后分属漯河市、源汇区和召陵区。

表1 河南省各县相应指标的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
农业支出占财政支出比重	0.082945	0.032492	0.030265	0.337236
单位耕地农业支出对数(万元/千公顷)	4.108592	0.985241	1.950865	8.088096
教育支出占财政支出比重	0.251251	0.060422	0.100405	0.482054
学生人均教育支出(万元/人)	0.102192	0.076873	0.017119	0.728997
农业占GDP比重	0.27077	0.127206	0.0068	0.573046
转移支付占财政支出比重	0.618641	0.177476	-0.20778	0.909848
财政支出分权	0.605786	0.247933	0.251249	2.245634
国有经济比重	0.637007	0.130478	0.089549	0.45541
城市化水平	0.398422	0.1402	0.061446	0.886957
人均GDP对数	8.97769	0.656753	7.669734	11.50192
学生占人口比重	0.181179	0.029876	0.107721	0.267775

数据来源:2002年至2009年《河南省统计年鉴》。

(二) 回归结果和解释

表2和表3分别报告了因变量为农业财政支出和教育财政支出的双重差分估计结果。两表的(1)和(4)列采用的是回归方程1;其余则是对模型2的回归,其中(2)和(5)列使用的是固定效应,(3)和(6)列使用的是一阶差分。

表2 取消农业税对农业财政支出的影响

因变量 估计方法	农业支出占一般预算支出比重			单位耕地农业支出(万元/公顷)对数		
	(1) OLS	(2) FE	(3) FD	(4) OLS	(5) FE	(6) FD
取消农业税年份	0.0288*			0.317		
×农业比重	(0.0148)			(0.208)		
取消农业税第一年		0.0403**	0.0225		0.699***	0.462**
×农业比重		(0.0186)	(0.0171)		(0.224)	(0.211)
取消农业税第二年		0.0308	0.0141		0.491**	0.248
×农业比重		(0.0198)	(0.0231)		(0.216)	(0.312)
取消农业税第三年		0.0574***	0.0384		0.934***	0.659*
×农业比重		(0.0215)	(0.0280)		(0.226)	(0.377)
取消农业税第四年		0.0533**	0.0326		0.998***	0.696*
×农业比重		(0.0234)	(0.0326)		(0.238)	(0.414)
农业比重	-0.0368*** (0.0135)	-0.0704*** (0.0240)	-0.0767** (0.0349)	-2.237*** (0.193)	-0.870*** (0.287)	-0.860* (0.442)
转移支付	0.0733*** (0.0164)	0.0489* (0.0252)	0.0886*** (0.0287)	1.076*** (0.210)	0.439* (0.246)	0.912*** (0.290)
财政分权	0.0364*** (0.00912)	0.0276 (0.0203)	0.0149 (0.0194)	1.946*** (0.136)	1.012*** (0.249)	0.789*** (0.293)
“扩权强县”	0.00328 (0.00270)	0.00310 (0.00347)	0.00345 (0.00487)	0.0107 (0.0363)	0.0405 (0.0371)	0.0222 (0.0550)
国有经济比重	0.0222*** (0.00822)	-0.00145 (0.0107)	-0.0112 (0.0169)	0.208* (0.112)	-0.0868 (0.127)	-0.0867 (0.176)

(续表)

因变量 估计方法	农业支出占一般预算支出比重			单位耕地农业支出(万元/公顷)对数		
	(1) OLS	(2) FE	(3) FD	(4) OLS	(5) FE	(6) FD
城市化水平	-0.0277*** (0.00932)	-0.0429** (0.0175)	-0.0114 (0.0173)	0.162 (0.146)	-0.455*** (0.165)	-0.101 (0.160)
人均GDP对数	0.0128*** (0.00456)	0.00459 (0.00556)	-0.00384 (0.00560)	-0.0140 (0.0679)	0.0227 (0.0605)	-0.0145 (0.0702)
灌溉面积/耕地面积	-0.0255*** (0.00422)	-0.0399** (0.0195)	-0.0336 (0.0211)	-0.0784 (0.0622)	0.0364 (0.255)	0.586* (0.312)
常数项	-0.0718 (0.0439)	0.0554 (0.0492)	0.00371* (0.00196)	2.243*** (0.639)	2.646*** (0.538)	0.256*** (0.0233)
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
观测值	864	864	756	864	864	756
调整R ²	0.410	0.500	0.257	0.869	0.926	0.326

注：(1) OLS表示混合面板(pooling)双重差分回归，FE表示固定效应回归，FD表示一阶差分回归。
(2) 括号内是标准误。(3) ***、**、*分别为双尾检验在1%、5%、10%以内的显著性水平上显著。
(4) 所有系数都是稳健性方差估计。

表3 取消农业税对教育财政支出的影响

	因变量：教育支出占一般预算支出比重			因变量：学生人均教育支出(万元/人)		
	(1) OLS	(2) FE	(3) FD	(4) OLS	(5) FE	(6) FD
取消农业税年份	-0.0816***			-0.146***		
×农业比重	(0.0248)			(0.0201)		
取消农业税第一年		0.0102	-0.00193		0.0777**	0.0117
×农业比重		(0.0228)	(0.0222)		(0.0383)	(0.0134)
取消农业税第二年		0.00682	0.00187		0.0245	-0.0326
×农业比重		(0.0284)	(0.0305)		(0.0392)	(0.0218)
取消农业税第三年		-0.0968***	-0.0946**		-0.219***	-0.268***
×农业比重		(0.0288)	(0.0403)		(0.0419)	(0.0380)
取消农业税第四年		-0.0636*	-0.0549		-0.306***	-0.349***
×农业比重		(0.0352)	(0.0488)		(0.0445)	(0.0478)
农业比重	0.0752*** (0.0247)	-0.0273 (0.0377)	0.00634 (0.0402)	0.103*** (0.0226)	0.0723*** (0.0274)	0.0572** (0.0231)
转移支付	-0.000693 (0.0224)	0.0197 (0.0226)	-0.0184 (0.0241)	-0.0420 (0.0277)	-0.0925** (0.0429)	-0.0472** (0.0212)
财政分权	-0.0843*** (0.0111)	-0.0723*** (0.0171)	-0.130*** (0.0239)	0.123*** (0.0203)	0.132*** (0.0359)	0.0472** (0.0204)
“扩权强县”	0.00531 (0.00427)	0.00491 (0.00417)	0.00418 (0.00470)	-0.00319 (0.00370)	-0.000456 (0.00400)	0.00550 (0.00738)
国有经济比重	-0.0232 (0.0141)	0.0573*** (0.0157)	0.0495*** (0.0168)	-0.0138 (0.0148)	0.0403*** (0.0149)	0.0209* (0.0111)
城市化水平	0.0559*** (0.0155)	-0.00755 (0.0171)	-0.00184 (0.0140)	0.00780 (0.0106)	-0.0115 (0.0115)	-0.00147 (0.00761)
人均GDP对数	-0.0343*** (0.00846)	0.0126 (0.00776)	0.00737 (0.00689)	-0.00417 (0.00625)	0.0255*** (0.00717)	0.0152** (0.00694)

(续表)

	因变量:教育支出占一般预算支出比重			因变量:学生人均教育支出(万元/人)		
	(1) OLS	(2) FE	(3) FD	(4) OLS	(5) FE	(6) FD
学生占人口比重	0.295*** (0.0557)	0.0205 (0.101)	-0.0196 (0.181)			
常数项	0.542*** (0.0840)	0.180** (0.0763)	-0.00200 (0.00232)	0.00885 (0.0552)	-0.240*** (0.0728)	0.0346*** (0.00199)
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
观测值	864	864	756	864	864	756
调整 R ²	0.498	0.453	0.321	0.824	0.896	0.583

注:(1) OLS表示混合面板(pooling)双重差分回归,FE表示固定效应回归,FD表示一阶差分回归。
(2)括号内是标准误。(3)***、**、*分别为双尾检验在1%、5%、10%以内的显著性水平上显著。
(4)所有系数都是稳健性方差估计。

表2的(1) — (3)列的因变量为农业支出占财政支出的比重,(4) — (6)列则是单位耕地农业支出。表3也类似,(1) — (3)列的因变量是教育支出占财政支出比重,(4) — (6)列则是学生人均教育支出。对比两表,我们可以发现以下有趣的结果:

1. 关键解释变量减免农业税的影响

在表2中,我们关心的差分估计量多数显著为正。支出结构方面,模型1的估计显著为正,模型2估计中FE的结果多数年份显著为正,只是采用FD后,有效性下降,显著程度降低了,但系数值的符号仍然没有变化。如果看单位耕地支出,则显著为正的系数更多,而且2007年和2008年系数值有增加的趋势。这说明,无论从占财政支出比重还是单位支出上看,那些受到取消农业税影响较大的县(农业占GDP比重较高)改革后农业支出显著增加了。²⁰

表面上看似乎很难解释,因为依照传统的财政分权理论,税收最大化至少是地方政府重要的目标函数,取消农业税让农业由贡献税收变为无税收,这个动态过程中地方政府应该减少对农业投入,为什么结果恰恰相反?

排除了经济激励的原因,只有从政治角度解释比较可信。第一,农村税费改革并非是独立的改革,为进一步解决“三农问题”,2006年1月中央政府提出了“新农村建设”,逐步加大对农村的转移支付力度,在这个过程中,河南省的农业大县可能获取更多的转移支付。第二,河南省作为中国农业第一大省,粮食总产量占全国的1/10强,其农业生产还负担着国家粮食安全、维护社会稳定的政治任务,历年的河南省政府工作报告也把“三农问题”、“新农村建设”等放在突出位置。如前文所述,由于我国行政上的权力仍然是集中的,上级政府可以将各项指标(GDP增长率、财政税收任务、招商引资)由上而下层层分解,把完成任务和政绩、考核以及经济收益挂钩,而且大多

²⁰ FD显著程度下降可能是由于变量连续的两年差别较小所致。

实行“一票否决”，带有很强的行政强制性。因此，农业也可能作为指标层层分解到基层政府，促使基层政府进行农业投入。第三，很重要的一点是指标的客观度量问题。农业生产毕竟属于经济活动，各方面都可以量化和进行“数目字管理”，进而成为其地方官员考核的重要标准，为作为政治任务的下达提供了条件。

所以，尽管农业不再为地方政府提供税收，上级政府的转移支付和政治压力仍然能保证农业财政支出的增加，但这种影响并不是平衡的，那些农业占GDP比重较大的地区，取消农业税后财政收入减少得更多，对上级政府的依赖性更强，这提高了对行政任务的执行力度。

在表3中，估计结果与农业支出有很大差异。无论比例还是单位支出，模型1的双重差分估计量都显著为负，考虑到教育支出对农业比重的影响较小，由于逆因果关系导致的内生性问题相对较弱，OLS回归的结果可信度是比较高的。而在模型2的估计中，可以发现这种负面作用主要发生在2007年和2008年，这正是“新农村建设”力度加大的时期。

对此我们的解释是：中央政府历来对教育的投入，特别是中小学教育财政投入的重视程度比较低。同时，教育的政治作用相对较小，度量指标也较模糊，很难像GDP那样作为政绩考核的标准。有理由相信，在地方政府的偏好序列中，教育是排在相对较末的位置的，所以，那些因为取消农业税而财政收入下降更多的县，教育投入也削减得更多。

2. 其他财政和政治体制的影响

除了取消农业税以外，转移支付、财政分权和“扩权强县”三个刻画财政体制的变量估计系数在表2和表3中基本相反，进一步印证了上文的结论。

(1) 无论比例还是单位支出，转移支付对农业支出都有显著正面作用，但从结构上看，对教育支出的影响基本是不显著的，对单位支出甚至有负面作用。这些实证结果与前文解释逻辑上是一致的：转移支付被大量用于农业而不是教育。特别是农业税减免以后，中央和省一级政府的转移支付确实弥补了基层政府财政收入的不足，但多以农业投入²¹的专项转移支付形式提供。另外，即便存在一般转移支付，这些转移支付也可能被主要用于符合基层政府激励方向的支出。

(2) 财政分权²²的系数对结构的影响更为重要，因此我们主要考察两表中(1) — (3)列的结果。²³已有的文献表明，财政分权度量的是地方政府在扩张辖区经济的过程中获取经济收益的能力，而农业和教育投入对财政收入贡献较

²¹ 比如中央就有“农村税费改革专项转移支付”。

²² 表2和表3报告的是支出分权指标的回归结果，我们还用收入分权指标做了相同的回归，结果基本没有变化。

²³ 因为人均财政支出较高的县，单位教育和农业支出也可能较高，因此这个结果意义不大。

小²⁴, 地方政府就更希望将资金投入到的财政贡献更高的基础设施等部门, 因此, 财政分权对二者的投入应该有负面作用。我们的回归基本符合这一结论, 表 2 中 (2)、(3) 列财政分权估计系数都不显著, 表 3 则为显著负相关关系。前者的另一层含义可能在于, 县政府对农业的投入同时受到财政激励和上级政府行政压力影响, 两者的共同作用导致结果是不确定的。但至少说明, 经济上的分权减轻了行政压力的影响。

(3) “扩权强县” 系数估计在两表中都不显著。²⁵ 这说明 “扩权县” 农业投入变化不大。对此的解释是: “扩权强县” 的主要措施是将县政府的项目申报和财政收支直接与省政府对接。农业投入是由政治压力导致的, 这个过程中不排除从中央到地方, 各级省、市政府层层加码的情况, “扩权强县” 缓解了这一状况, 县政府对农业的投入力度要求可能就降低了。

以上对所有解释变量的分析表明, 财政分权对地方政府财政支出偏向的影响确实是成立的, 但简单的财政收入集权只能提高地方政府执行上级政府下达的部分任务目标的力度。然而, 在这个过程中, 对其他公共服务 (比如教育) 的财政挤出效应却也可能比分权状态下更大。后文对原因进行更深入的讨论。

(三) 稳健性检验

以上回归中仍有几个潜在的问题, 可能影响结果的可信度。

首先, 尽管产业结构相对于财政分权变量外生性更强, 但在某种程度上还是会受到财政支出结构的影响。在本文中, 这表现为农业财政支出的增加可能会提高农业占 GDP 比重。为此, 我们采用了传统的双重差分方法, 以农业占 GDP 比重的均值将样本分为两部分, 以低于均值的样本作为控制组, 高于均值的作为处理组, 同时比较控制组和处理组在农业税减免前后财政支出结构的变化, 这样的离散化处理能降低解释变量与误差项的相关性²⁶, 回归结果列于表 4 和表 5, 结论并没有显著变化。

表 4 取消农业税对农业财政支出的影响 (虚拟变量法)

因变量 估计方法	农业支出占一般预算支出比重			单位耕地农业支出 (万元/公顷) 对数		
	(1) OLS	(3) FE	(4) FD	(5) OLS	(7) FE	(8) FD
取消农业税年份	0.00527			0.102*		
× 农业比重大于均值	(0.00407)			(0.0562)		
取消农业税第一年		0.00619	0.00492		0.104*	0.0872
× 农业比重大于均值		(0.00521)	(0.00533)		(0.0567)	(0.0592)

²⁴ 贡献较小是相对于其他行业来说的, 农业生产率较低, 税率也不高, 且征收成本较大。2005 年取消农业税就对地方财政更加没有贡献了。

²⁵ 两表中 (3)、(6) 列用的是二阶差分方法, 在我们的模型中相当于双重差分估计, 识别的是因果关系。

²⁶ 这一点感谢匿名审稿人的建议。

(续表)

因变量	农业支出占一般公共预算支出比重			单位耕地农业支出(万元/公顷)对数			
	估计方法	(1) OLS	(3) FE	(4) FD	(5) OLS	(7) FE	(8) FD
取消农业税第二年			0.00639	0.00364		0.101*	0.0622
×农业比重大于均值			(0.00529)	(0.00633)		(0.0568)	(0.0721)
取消农业税第三年			0.0112**	0.00642		0.173***	0.112
×农业比重大于均值			(0.00546)	(0.00740)		(0.0558)	(0.0843)
取消农业税第四年			0.0111**	0.00470		0.184***	0.102
×农业比重大于均值			(0.00554)	(0.00831)		(0.0574)	(0.0916)
农业比重大于均值	-0.00650*	-0.00472	0.000854	-0.338***	-0.0893*	-0.0101	
	(0.00348)	(0.00442)	(0.00555)	(0.0467)	(0.0469)	(0.0650)	
转移支付	0.0730***	0.0522*	0.0887***	0.960***	0.504*	0.0313	
	(0.0168)	(0.0266)	(0.0288)	(0.207)	(0.260)	(0.0530)	
财政分权	0.0361***	0.0252	0.0137	1.989***	0.982***	-0.0628	
	(0.00922)	(0.0208)	(0.0201)	(0.139)	(0.264)	(0.178)	
“扩权强县”	0.00288	0.00165	0.00426	0.0172	0.0151	-0.0799	
	(0.00266)	(0.00346)	(0.00464)	(0.0369)	(0.0373)	(0.160)	
国有经济比重	0.0225***	-0.00182	-0.0102	0.211*	-0.0719	0.0477	
	(0.00842)	(0.0108)	(0.0170)	(0.118)	(0.128)	(0.0488)	
城市化水平	-0.0240***	-0.0423**	-0.0110	0.392***	-0.440***	0.527*	
	(0.00901)	(0.0178)	(0.0170)	(0.145)	(0.168)	(0.317)	
人均GDP对数	0.0142***	0.00729	0.00323	0.122*	0.0353	0.933***	
	(0.00481)	(0.00514)	(0.00416)	(0.0659)	(0.0571)	(0.290)	
灌溉面积/耕地面积	-0.0274***	-0.0499**	-0.0388*	-0.205***	-0.0709	0.761**	
	(0.00415)	(0.0200)	(0.0214)	(0.0640)	(0.252)	(0.309)	
常数项	-0.0920**	0.0194	0.00418**	0.621	2.355***	0.270***	
	(0.0461)	(0.0469)	(0.00165)	(0.609)	(0.509)	(0.0182)	
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有	
观测值	864	864	756	864	864	756	
调整R ²	0.408	0.493	0.251	0.860	0.924	0.317	

注：(1) OLS表示混合面板(pooling)双重差分回归,FE表示固定效应回归,FD表示一阶差分回归。
(2) 括号内是标准误。(3) **、*、*分别为双尾检验在1%、5%、10%以内的显著性水平上显著
(4) 所有系数都是稳健性方差估计。

表5 取消农业税对教育财政支出的影响(虚拟变量法)

因变量	教育支出占一般公共预算支出比重			学生人均教育支出(万元/人)			
	估计方法	(1) OLS	(3) FE	(4) FD	(5) OLS	(7) FE	(8) FD
取消农业税年份	-0.0149**				-0.0304***		
×农业比重大于均值	(0.00612)				(0.00436)		
取消农业税第一年		0.00769	0.00684		0.0220***	0.00800**	
×农业比重大于均值		(0.00569)	(0.00450)		(0.00804)	(0.00330)	
取消农业税第二年		0.00577	0.00750		0.0105	0.00340	
×农业比重大于均值		(0.00716)	(0.00596)		(0.00818)	(0.00532)	
取消农业税第三年		-0.0193***	-0.0148**		-0.0386***	-0.0395***	
×农业比重大于均值		(0.00655)	(0.00748)		(0.00838)	(0.00877)	
取消农业税第四年		-0.0105	-0.00554		-0.0480***	-0.0480***	
×农业比重大于均值		(0.00732)	(0.00874)		(0.00902)	(0.0108)	

(续表)

因变量 估计方法	教育支出占一般预算支出比重			学生人均教育支出(万元/人)		
	(1) OLS	(3) FE	(4) FD	(5) OLS	(7) FE	(8) FD
农业比重大于均值	0.0114** (0.00492)	-0.00858* (0.00476)	-0.00348 (0.00421)	0.0155*** (0.00317)	0.00532 (0.00398)	0.00306 (0.00199)
转移支付	0.00186 (0.0224)	0.0147 (0.0223)	-0.0256 (0.0235)	-0.0366 (0.0266)	-0.109** (0.0438)	-0.0510** (0.0219)
财政分权	-0.0846*** (0.0110)	-0.0705*** (0.0168)	-0.128*** (0.0251)	0.124*** (0.0195)	0.128*** (0.0392)	0.0442** (0.0213)
“扩权强县”	0.00651 (0.00423)	0.00574 (0.00418)	0.00395 (0.00473)	-0.00147 (0.00375)	0.00400 (0.00424)	0.00552 (0.00772)
国有经济比重	-0.0244* (0.0145)	0.0564*** (0.0155)	0.0480*** (0.0170)	-0.0159 (0.0152)	0.0313** (0.0155)	0.0146 (0.0111)
城市化水平	0.0487*** (0.0158)	-0.00905 (0.0170)	-0.00357 (0.0144)	-0.00126 (0.0117)	-0.0121 (0.0129)	-0.000677 (0.00817)
人均GDP对数	-0.0373*** (0.00879)	0.0145** (0.00636)	0.00834* (0.00491)	-0.00842 (0.00748)	0.0274*** (0.00950)	0.0147** (0.00741)
学生占人口比例	0.288*** (0.0559)	0.0149 (0.0997)	-0.0340 (0.181)			
常数项	0.588*** (0.0851)	0.164*** (0.0604)	-0.00348** (0.00172)	0.0696 (0.0665)	-0.219** (0.0906)	0.0264*** (0.00182)
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
观测值	864	864	756	864	864	756
调整R ²	0.493	0.457	0.322	0.818	0.879	0.534

注:(1) OLS表示混合面板(pooling)双重差分回归,FE表示固定效应回归,FD表示一阶差分回归。

(2) 括号内是标准误。(3) **、*、*分别为双尾检验在1%、5%、10%以内的显著性水平上显著。

(4) 所有系数都是稳健性方差估计。

其次, Bertrand *et al.* (2004) 指出, 数据集可能存在的序列相关性会造成双重差分估计结果被高估。我们假设数据结构是动态面板, 采用两阶段系统-GMM方法进行了估计。这一方法的另一个好处是可以将逆因果关系比较强的变量的滞后项(包括差分滞后项和水平滞后项)作为工具变量, 减轻内生性的影响。估计结果列于表6, 回归基本通过了AR(1)、AR(2)检验和Sargan过度识别检验。从结果上看, 与前文是十分一致的, 部分结论显著性甚至还进一步增强了。

表6 取消农业税对农业财政支出和教育财政支出的影响(SYS-GMM)

因变量 估计方法	农业支出比重 SYS-GMM	单位耕地支出对数 SYS-GMM	教育支出比重 SYS-GMM	学生人均教育支出 SYS-GMM
L.	0.150*** (0.0115)	0.263*** (0.0164)	0.424*** (0.0201)	0.933*** (0.0123)
取消农业税第一年 ×农业比重	0.0237*** (0.00526)	0.478*** (0.0918)	-0.00693 (0.0104)	0.00454 (0.00342)
取消农业税第二年 ×农业比重	0.0105 (0.00712)	0.135 (0.0904)	-0.00962 (0.00855)	-0.0151*** (0.00374)

(续表)

因变量	农业支出比重	单位耕地支出对数	教育支出比重	学生人均教育支出
估计方法	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM	SYS-GMM
取消农业税第三年	0.0490***	0.668***	-0.123***	-0.226***
×农业比重	(0.00774)	(0.113)	(0.00864)	(0.00902)
取消农业税第四年	0.0214**	0.405***	-0.0352***	-0.0578***
×农业比重	(0.00968)	(0.125)	(0.0100)	(0.0114)
农业比重	-0.0525***	-1.438***	0.0908***	0.0603***
	(0.00652)	(0.108)	(0.0117)	(0.00658)
财政支出分权	0.00570**	1.034***	-0.0581***	0.0468***
	(0.00288)	(0.0440)	(0.00447)	(0.00224)
转移支付	0.0572***	0.555***	-0.0117*	0.00969**
	(0.00471)	(0.0757)	(0.00697)	(0.00382)
“扩权强县”	0.00225	-0.0386**	-0.00275	0.00460***
	(0.00161)	(0.0158)	(0.00193)	(0.000952)
人均GDP	0.00884***	0.0827***	-0.00556**	0.0130***
	(0.00119)	(0.0249)	(0.00222)	(0.00105)
国有经济比重	0.00809	-0.0802	-0.00908	0.0158***
	(0.00641)	(0.0684)	(0.00710)	(0.00382)
城市化水平	-0.0110**	0.462***	0.0216***	-0.0255***
	(0.00516)	(0.0645)	(0.00491)	(0.00352)
灌溉面积/耕地面积	-0.0669***	-0.620***		
	(0.00272)	(0.0393)		
学生占人口比重			0.155***	
			(0.0321)	
年份虚拟变量	有	有	有	有
常数项	0.00486	2.708***	0.181***	-0.152***
	(0.0126)	(0.283)	(0.0261)	(0.0109)
观测值	756	756	756	756
AR(1)	0.0001	0	0	0.0056
AR(2)	0.1679	0.1279	0.0244	0.6474
Sargan 检验	0.2108	0.1228	0.1971	0.0433

注：(1) 假设被解释变量存在一阶自相关， $y_{it} = \rho y_{it-1} + \beta x_{it} + a_i + \varepsilon_{it}$ 。一阶差分后变为， $\Delta y_{it} = \rho \Delta y_{it-1} + \beta \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it}$ 。根据系统 GMM 方法，建立两类矩条件估计上述方程：一类是差分 GMM 估计，采用 $E(y_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0, s=2, 3, 4$ ；同时，选取解释变量中逆因果关系和序列相关性比较明显的变量，如农业占 GDP 比重、财政支出分权、转移支付比重和人均 GDP 作为内生变量，建立矩条件 $E(x_{it-s} \Delta \varepsilon_{it}) = 0, t=2$ 。采用更多滞后期的变量作为工具变量回归结果并没有太多变化，之所以没有这样做是考虑到滞后更多期的变量之间相关性并不强，以及自由度减少的问题。实际上，此时几个回归的工具变量已经接近 100 个，相对于 800 左右的样本数量已经比较大了。另一类是，根据 Arellano and Bover(1995) 和 Arellano and Bond(1998)，系统 GMM 方法在差分 GMM 方法基础上，再加入矩条件 $E(\Delta y_{it-s} \varepsilon_{it}) = 0 (1 \leq s < t)$ 。(2) 括号内是标准误。(3) ***、**、* 分别为双尾检验在 1%、5%、10% 以内的显著性水平上显著。(4) AR(1) 的零假设为差分后，残差不存在一阶自相关；AR(2) 的零假设为差分后，残差不存在二阶自相关；后者如果成立，则说明估计方法无效。(5) Sargan 检验的零假设是过度识别约束有效。

最后，河南省完全取消农业税是 2005 年开始的，但 2004 年，河南省农业税税率已经大幅度削减，这可能导致各县都预期到 2005 年的改革，因而该年度的财政支出行为可能发生变化。为了剔除上述影响，我们将 2004 年的样本去除，再次回归，结果列于表 7 与表 8，发现结果与前文基本一致。

表7 取消农业税对农业财政支出的影响(去掉2004年数据)

因变量 估计方法	农业支出占一般预算支出比重			单位耕地农业支出(万元/公顷)对数		
	(1) OLS	(3) FE	(4) FD	(5) OLS	(7) FE	(8) FD
取消农业税年份	0.0369**			0.433*		
×农业比重	(0.0158)			(0.235)		
取消农业税第一年		0.0422*	0.0211		0.734***	0.438**
×农业比重		(0.0225)	(0.0179)		(0.249)	(0.213)
取消农业税第二年		0.0325	0.0150		0.522**	0.245
×农业比重		(0.0243)	(0.0238)		(0.245)	(0.312)
取消农业税第三年		0.0583**	0.0442		0.955***	0.693*
×农业比重		(0.0265)	(0.0286)		(0.255)	(0.378)
取消农业税第四年		0.0543*	0.0405		1.022***	0.752*
×农业比重		(0.0281)	(0.0325)		(0.266)	(0.412)
农业比重	-0.0335**	-0.0809***	-0.0766**	-2.204***	-0.996***	-0.904**
	(0.0142)	(0.0244)	(0.0351)	(0.215)	(0.299)	(0.433)
转移支付	0.0597***	0.0420	0.0934***	0.937***	0.364	0.951***
	(0.0171)	(0.0278)	(0.0330)	(0.220)	(0.261)	(0.311)
财政分权	0.0326***	0.0256	0.00778	1.915***	0.994***	0.690**
	(0.00931)	(0.0211)	(0.0189)	(0.142)	(0.258)	(0.289)
“扩权强县”	0.00354	0.00386	0.0136**	0.0206	0.0510	0.0766
	(0.00279)	(0.00415)	(0.00533)	(0.0395)	(0.0424)	(0.0670)
国有经济比重	0.0181**	-0.00455	-0.0293	0.175	-0.132	-0.304
	(0.00844)	(0.0110)	(0.0186)	(0.118)	(0.129)	(0.187)
城市化水平	-0.0327***	-0.0525***	-0.00623	0.115	-0.568***	-0.0394
	(0.00918)	(0.0194)	(0.0193)	(0.154)	(0.178)	(0.174)
人均GDP对数	0.0123***	0.00124	-0.00314	-0.0163	-0.0140	-0.0153
	(0.00464)	(0.00536)	(0.00579)	(0.0696)	(0.0628)	(0.0714)
灌溉面积/耕地面积	-0.0225***	-0.0401**	-0.0554***	-0.0270	0.00199	0.372
	(0.00436)	(0.0196)	(0.0212)	(0.0668)	(0.252)	(0.318)
常数项	(0.00436)	(0.0196)	(0.0212)	(0.0668)	(0.252)	(0.318)
	-0.0577	0.0967**	0.00451*	2.343***	3.133***	0.278***
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
观测值	756	756	648	756	756	648
调整R ²	0.441	0.556	0.292	0.881	0.940	0.366

注:(1) OLS表示混合面板(pooling)双重差分回归,FE表示固定效应回归,FD表示一阶差分回归。

(2) 括号内是标准误。(3) **、*、*分别为双尾检验在1%、5%、10%以内的显著性水平上显著。

(4) 所有系数都是稳健性方差估计。

表8 取消农业税对教育财政支出的影响(去掉2004年数据)

因变量 估计方法	教育支出占一般预算支出比重			学生人均教育支出(万元/人)		
	(1) OLS	(3) FE	(4) FD	(5) OLS	(7) FE	(8) FD
取消农业税年份	-0.0874***			-0.140***		
×农业比重	(0.0318)			(0.0240)		
取消农业税第一年		0.0149	0.00236		0.0977**	0.0140
×农业比重		(0.0285)	(0.0233)		(0.0474)	(0.0163)
取消农业税第二年		0.0119	0.00652		0.0457	-0.0293
×农业比重		(0.0337)	(0.0315)		(0.0482)	(0.0245)

(续表)

因变量 估计方法	教育支出占一般预算支出比重			学生人均教育支出(万元/人)		
	(1) OLS	(3) FE	(4) FD	(5) OLS	(7) FE	(8) FD
取消农业税第三年		-0.0916***	-0.0852**		-0.196***	-0.261***
×农业比重		(0.0345)	(0.0405)		(0.0495)	(0.0356)
取消农业税第四年		-0.0589	-0.0456		-0.282***	-0.341***
×农业比重		(0.0405)	(0.0491)		(0.0493)	(0.0456)
农业比重	0.0840***	-0.0275	0.0149	0.113***	0.0662**	0.0766***
	(0.0284)	(0.0408)	(0.0496)	(0.0228)	(0.0308)	(0.0267)
转移支付	0.00423	0.0212	-0.0236	-0.0452	-0.0984**	-0.0492*
	(0.0240)	(0.0244)	(0.0290)	(0.0300)	(0.0464)	(0.0277)
财政分权	-0.0799***	-0.0691***	-0.125***	0.129***	0.132***	0.0499**
	(0.0118)	(0.0183)	(0.0253)	(0.0222)	(0.0370)	(0.0241)
“扩权强县”	0.00369	0.00584	0.0234**	-0.00293	0.00258	0.0182
	(0.00488)	(0.00487)	(0.00943)	(0.00455)	(0.00502)	(0.0227)
国有经济比重	-0.0222	0.0625***	0.0587***	-0.0160	0.0415***	0.0260*
	(0.0154)	(0.0171)	(0.0195)	(0.0162)	(0.0160)	(0.0137)
城市化水平	0.0598***	-0.00133	-0.00761	0.00794	-0.00780	-0.00280
	(0.0166)	(0.0190)	(0.0156)	(0.0120)	(0.0129)	(0.00855)
人均GDP对数	-0.0326***	0.0143*	0.00868	-0.00401	0.0269***	0.0179***
	(0.00897)	(0.00815)	(0.00732)	(0.00676)	(0.00757)	(0.00688)
学生占人口比重	0.305***	0.0248	0.00766			
	-0.0609	-0.105	-0.194			
常数项	0.542***	0.180**	-0.00200	0.00885	-0.240***	0.0346***
	(0.0840)	(0.0763)	(0.00232)	(0.0552)	(0.0728)	(0.00199)
年份虚拟变量	有	有	有	有	有	有
观测值	756	756	648	756	756	648
调整R ²	0.490	0.461	0.342	0.825	0.896	0.576

注:(1) OLS表示混合面板(pooling)双重差分回归,FE表示固定效应回归,FD表示一阶差分回归。
(2)括号内是标准差。(3)***、**、*分别为双尾检验在1%、5%、10%以内的显著性水平上显著。
(4)所有系数都是稳健性方差估计。

上述进一步的稳健性检验表明,前文的结论是可靠的,特别是针对单位财政支出方面。

六、实证结果的一个扩展： 财政收入集权与地方政府支出结构

长期以来,“中国式分权”导致的重基础设施建设,轻公共服务和人力资本投入的财政支出结构一直遭到诟病,一些研究的政策暗示是通过适当的财政集权和转移支付缓解这一问题。本文可以看做对这个一般性问题的经验研究。结果表明,在不改变“中国式分权”其他制度安排的情况下,财政收入分享比例下降提高了地方政府对易于考核的政策目标的执行力度,但这并不意味着财政支出结构的改善,反而有可能加大扭曲。原因至少有以下两点:

第一,受制于信息约束,中央政府政策目标的选取可能集中在更容易评估

绩效的生产领域。首先,从理论上说,尽管中国上级政府拥有权威,可以通过行政命令约束下级政府行为,但下级政府拥有的私人信息优势让其具备一定的自由裁量权和真实权力(real authority)。这就要求政策目标的执行效果事后能够被准确客观地度量,否则中央或上级政府对下级官员进行奖励或惩罚将缺乏依据,政策效果会大打折扣。其次,财政收入集权导致转移支付日益重要,为保证其支出效率,也需要资金流向的结果能够客观度量。现实中,相对于公共服务,生产性领域更容易评估“绩效”,也就更容易受到中央和上级政府的青睐。

改革开放以来,GDP增长成为官员晋升的评估条件,它既促进了中国经济的迅速增长,也带了种种扭曲,但即使中央政府意识到了这一问题,提出的其他任务目标却仍然被迫局限在生产领域内。比如旨在保护环境的节能减排为什么能够作为政策目标提出,原因之一很可能就是可以用单位GDP二氧化碳排放量作为度量标准。²⁷又比如,试图缩小区域差距的西部大开发和试图缩小城乡差距的“新农村建设”等重要政策仍然将注意力集中在基础设施建设上,只是建设的地点由东部发达地区和城市转移到西部及乡村。另外,以本文的研究为例,河南省历年政府工作报告对解决“三农问题”提出的政策目标十分丰富,覆盖了包括农村道路、饮水、沼气、供电、通信等基础设施和灌溉面积、农用机械动力、畜牧业草场建设等各方面;而发展教育尽管每年都被作为重要问题提出,但衡量指标相对较少,特别是中小学教育,在政府工作报告中提到的仅是危房改造和为农村中小学更新配置课桌椅。

然而,与企业最大化利润不同,政府的任务是多维(multi-task)的,除了经济增长以外,还需要提供各项公共品(Tirole, 1994; Dixit, 1997; 王永钦等, 2007)。根据多任务委托-代理理论(Holmstrom and Milgrom, 1991),部分任务的过强激励会导致其他任务的努力程度迅速下降。²⁸随着财政收入的集权,地方政府可能对中央能够进行“数目字管理”任务的努力程度上升,这反而可能会降低难以量化绩效的公共服务的投入。从理论上说,只要地方政府的任务数量多于上级政府能够量化的维度,财政集权和更多的任务下达就会造成更大的扭曲。从本文的研究看,取消农业税导致的财政自主权下降使得基层政府更好地执行了支持农业的政策,但与此同时降低了教育的财政支出。事实上,到2008年,河南省政府还发出文件重点解决中小学教师工资拖欠问题。

第二,地方政府对转移支付的竞争可能强化财政支出结构的扭曲。随着财政收入权的上移,当前地方政府不但竞争资本要素的流入,也需要竞争

²⁷ 我们一再强调政策效果可度量的重要性,如果辖区内不达到相应的指标,就可以“一票否决”未来的晋升,这种压力是非常大的,当前浙江等地已经开始对企业断电,不惜采取降低生产的措施来减少二氧化碳排放量了。

²⁸ 这就是我们观察到的现实中的组织中,工作人员的工资一般都是弱激励的固定工资制,而不是强激励的计件工资制的原因。

上级转移支付。落后地区和基层行政单位对企业投资的吸引力有限，这就尤其重要了。为了保证转移支付能够准确地运用到政策目标中去，当前我国主要采取的不是财政收入均等化的一般转移支付，而是专项转移支付形式。当中央的政策目标更集中在生产性部门时，这种制度安排会强化上文的挤出效应。²⁹

首先，转移支付必须依托于项目，并经过上级评估才能获得，这使得地方政府为了获得资金的支持，制定本地规划时，优先考虑的不是是否符合本地区的实际情况和需要，而是是否迎合中央或上级政府的执政理念，从而能够获得财政支持。这便出现 Tiebout 意义上的上级政府不如下级了解情况，信息缺失而导致公共品提供低效率的问题。通常的结果是，这些项目不太可能是公共服务部门，而是更容易彰显政绩的大项目、大工程。

其次，在信息不对称情况下，地方政府为了进行可置信承诺，保证未来的拨款能被有效地使用，经常需要对项目进行先期投资，然后以此为信号来争取资源。另外，专项转移支付一般要求地方财政配套的资金支持，那么，基层政府会将有限的本级财政收入投入到相应的项目中去。这样，用于难以获得转移支付的公共服务部门的投入就更少了。

上述分析有助于进一步解释前文的实证结果，由于农村税费改革的推行和“新农村建设”等政策目标的提出，对农业转移支付的申请可能更为容易，因此，不管是否符合本地的实际情况，各地为竞争这些转移支付会加强对农业的投入，这挤出了教育的支出。³⁰这一机制对农业比重较大的地区作用会更加明显。

以上两项机制会对基层政府产生更大的影响。县乡与中心城市相比，经济规模相对较小，而且最为稳定的工业企业增值税和所得税的大部分上缴上级政府，因此财政约束更为紧张，对转移支付依赖程度很高。然而，地方官员面临的晋升激励和行政压力却仍然不变，上级政府订立的量化指标仍然需要积极完成，甚至超额完成，事实上，通常政策指标层层加码，逐级放大，下级政府所订立的工作指标和增长率会普遍高于上级政府的目标值，到基层政府时，责任压力已经非常大（周黎安，2008）。在可调用资源相对有限的情况下，就需要“有所为有所不为”，尽量满足政绩考核的需要。如果公共服务难以进入上级政府的有效评估体系，就会很自然地成为因为财政收入下降而被削减的对象。

七、结 论

近年来的研究认为，中国式财政分权造成了财政支出结构的扭曲。但在

²⁹ 这里暂且不考虑转移支付过程中的腐败和效率低下的问题。

³⁰ 当然，我们没能得到县级政府财政支出明细数据，因此只是通过逻辑的推断。同时，历年的河南省政府工作报告中也确实提到争取“更多的县列入国家支持范围”和“农业综合开发等专项资金”。

不改变“中国式分权”其他制度安排的情况下,财政收入集权能否改善这一问题呢?使用河南省2001—2008年县级面板数据,本文的研究发现,在与财政收入集权客观效果高度相似的免征农业税改革过程中,地方政府加大了易于考核的政策目标(比如支持农业)的执行力度。但是,以教育为代表的公共服务支出反而进一步下降了。

这说明,“中国式分权”所包括的财政和政治体制是互相嵌入的制度安排。它们的共同作用造成了当前地方政府角色的错位。单独对一方面的修正,特别是分税制改革以来的财政收入集权和加大转移支付力度并不能缓解这一问题。事实上,在“向上负责”的政治体制下,中央或上级政府制定的政策目标高度依赖于是否能建立可量化指标,这既是为了政策任务清晰明白地下达,更是便于相对绩效评估的需要。但公共服务的质量恰恰是最难实现量化度量的项目之一。技术上的困难让中央或上级政府的目标制定更多集中在生产领域,而难以覆盖地方政府应有的全部职能,特别是难以评估的教育、医疗和社会保障等公共服务职能。财政收入集权造成地方政府财政自主权的下降和对上级政府更强的财政依赖,再加上当前转移支付制度的不完善,结果是那些易于量化的政策目标得到了更强的激励,而难以评估的公共服务仍然难以得到改善。

本文并没有推翻“为增长而竞争”导致财政支出扭曲的传统智慧,只是想说明,仅仅划分各级政府的财政收入权力和支出责任远远不能解决这一问题。财政收入集权可能会降低地方政府为了竞争资本流入而过度偏向基础设施投入的行为,也强化中央和上级政府的奖惩能力,但如果没有适当的激励结构,地方政府仍然不会重视公共服务的数量和质量。本质上说,这属于对地方政府治理和监督范畴,根本解决需要对政府各维度职能都进行监督和激励,财政收入集权并不能保证这一点。考虑到信息优势,强化各级人大和政协对财政预决算的审核职能,促进“用脚投票”和“用手投票”机制的实现,或许才是最终的治本之策。

参考文献

- [1] Arellano, M., and O. Bover, “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Components Models”, *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1), 29—51.
- [2] Blanchard, O., and A. Shleifer, “Federalism with and without Political Centralization: China versus Russia”, *IMF Staff Papers*, 2001, 48(4), 171—179.
- [3] Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, “How Much Should We Trust Difference-in-Difference Models”, *Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1), 249—275.
- [4] Blundell, R., and S. Bond, “Initial Conditions and Moments Restriction in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [5] 陈硕,“分税制改革、地方财政自主权与公共品供给”,《经济学(季刊)》,2010年第9卷第4期,第1427—1447页。
- [6] 蔡昉、王德文、都阳,《中国农村改革与变迁——30年的历程和经验分析》。上海:格致出版社、上海人民出版社,2008年。

- [7] Dixit, A., "Power of Incentives in Private vs. Public Organizations", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 1997, 87(2), 378—382.
- [8] 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, 第4—12页。
- [9] 傅勇, "财政分权、政府治理与非经济性公共物品供给——来自基础教育和城市公用设施的证据", 《经济研究》, 2010年第8期, 第1—14页。
- [10] Holmstrom, B., and P. Milgrom, "Multitask Principal-Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design", *Journal of Law, Economics & Organization*, 1994, 7(special issue), 24—52.
- [11] 经济合作与发展组织(OECD), 《中国公共支出面临的挑战》。北京: 清华大学出版社, 2006年。
- [12] Lazear, E., and S. Rosen, "Rank and Order Tournament as Optimal Labor Contract", *Journal of Political Economy*, 1981, 89(5), 841—864.
- [13] Li, H., and L. Zhou, "Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personal Control in China", *Journal of Public Economics*, 1995, 89(9—10), 1743—1762.
- [14] 刘浩森、张林秀、罗斯高、白罗文, "税费改革对乡镇财政状况的影响分析——全国5省50个乡镇的实证研究报告", 《管理世界》, 2007年第5期, 第49—55页。
- [15] Maskin, E., Y. Qian, and C. Xu, "Incentive, Information and Organization Form", *Review of Economic Studies*, 2000, 67(2), 359—378.
- [16] Mauro, P., "Corruption and the Composition of Government Expenditure", *Journal of Public Economics*, 1998, 69(2), 263—279.
- [17] Meyer, B., "Natural and Quasi-Experiments in Economics", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1995, 13(2), 151—161.
- [18] Montinola, G., Y. Qian, and B. Weingast, "Federalism, Chinese Style: The Political Basis for Economic Success in China", *World Politics*, 1995, 48(1), 50—81.
- [19] Musgrave, R., *The Theory of Public Finance*. New York: McGraw-Hill, 1959.
- [20] Nunn, N., and N. Qian, "The Impact of Potatoes on Old World Population and Urbanization", *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(2): 593—650.
- [21] Oates, W., *Fiscal Federalism*. New York: Harcourt Brace Jvanovich, 1997.
- [22] Oates, W., "An Essay on Fiscal Federalism", *Journal of Economic Literature*, 1999, 37(3), 1120—1149.
- [23] 乔宝云、范剑勇、冯兴元, "中国的财政分权与小学义务教育", 《中国社会科学》, 2005年第6期, 第37—45页。
- [24] Roodman, D., "How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata", Working Paper No. 103., Center for Global Development, Washington, 2006.
- [25] 世界银行, 《中国: 推动公平的经济增长》。北京: 清华大学出版社, 2005年。
- [26] 陶然、刘明兴, "中国城乡收入差距, 地方政府开支及财政自主权", 《世界经济文汇》, 2007年第2期, 1—21页。
- [27] Tiebout, C., "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 1956, 64(5), 416—24.
- [28] Tirole, T., "The Internal Organization of Government", *Oxford Economic Papers*, 1994, 46(1), 1—29.
- [29] 王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭, "中国的大国发展道路", 《经济研究》, 2007年第1期, 第4—16页。
- [30] Woodridge, J., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [31] World Bank, "China: National Development and Sub-national Finance—A Review of Provincial Expenditure", World Bank, Washington, D. C., 2002.
- [32] 杨之刚, "中国分税财政体制: 问题成因和改革建议", 《财贸经济》, 2004年第10期, 第60—65页。
- [33] 袁飞、陶然、徐志刚、刘明兴, "财政集权过程中的转移支付和财政供养人口规模膨胀", 《经济研究》, 2008年第8期, 第70—80页。

- [34] Zhang, T., and H. Zou, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China", *Journal of Public Economics*, 1998, 67(2), 221—240.
- [35] 张军、高远、傅勇、张弘, "中国为什么拥有了良好的基础设施?"《经济研究》, 2007年第3期, 第4—18页。
- [36] 张军, "分权与增长: 中国的故事", 《经济学(季刊)》, 2007年第7卷第1期, 第21—52页。
- [37] 张晏、龚六堂, "分税制改革、财政分权与中国经济增长", 《经济学(季刊)》, 2006年第5卷第1期, 第75—108页。
- [38] 周黎安, "晋升博弈中政府官员的激励与合作: 兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因", 《经济研究》, 2004年第6期, 第33—40页。
- [39] 周黎安, 《转型中的地方政府》, 上海: 格致出版社、上海人民出版社, 2008年。
- [40] 周黎安, "中国地方官员的晋升锦标赛模式研究", 《经济研究》, 2007年第7期, 第36—50页。
- [41] 周黎安、陈烨, "中国农村税费改革的政策效果: 基于双重差分模型的估计", 《经济研究》, 2005年第8期, 第44—53页。

Does Fiscal Centralization Increase Local Government Expenditure on Public Services? Evidence from Exemption of Agriculture Taxes in Henan Province

XIANG ZUO

(*Shanghai Institute of Foreign Trade*)

XINGMIN YIN

(*Fudan University*)

XIAOTING PAN

(*Shanghai University of Economics and Finance*)

Abstract Studies have shown that Chinese-style decentralization causes local governments' emphasizing on infrastructure construction and neglecting public services and human capital investment. Exemption of agricultural taxes reduces local fiscal autonomy, so its impact is similar to the above policy proposals. Using this exogenous shock and 108 county-level panel data (2001—2008) of Henan province, this paper estimates the causal effect of exemption of agriculture taxes on fiscal expenditure and finds that counties under large impacts increases expenditure on agriculture significantly and decreases expenditure on education significantly. Since the former is caused by the "New Countryside Construction" and other political pressures, the results show that fiscal centralization strengthens the local government's efforts to policy objectives which can be easily assessed.

JEL Classification H72, H41, P35