

农业税减免、农业发展与地方政府行为

——县级证据

王芳 陈硕 王瑾

(华东师范大学公共管理学院, 上海 200062;

复旦大学经济学院, 上海 200433; 香港科技大学社会科学部, 中国香港)

摘要: 本文试图检验 2003 - 05 年中央废除农业税改革对农业发展及地方政府行为所造成的一系列影响。将这次改革视作自然实验, 利用双差分方法并结合 1999 - 2009 年的县级数据, 本文发现农业税的废除提高了劳均粮食产量, 可解释 2003 - 05 年粮食增长的 11%; 农民收支由于这次改革均有所增加, 进而降低了城乡收入差别; 我们的结果还显示这次改革的作用超出了农业范围并显著地影响地方政府行为: 虽然获得一定数量的转移支付, 但地方政府的净收入在改革后有所减少。为了弥补损失, 地方政府大幅度增加了卖地收入, 这导致了可耕地面积的降低进而在一定程度上抵消了改革的正面作用。上述发现凸显出在一般均衡框架下进行政策评估的必要性。

关键词: 农业税; 税收改革; 地方政府行为

JEL 分类号: H71, O13, Q10 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002 - 7246(2018)04 - 0000 - 00

一、引言

对财政分权体制下的相关政策影响研究, 一方面需要对政策本身是否达到既定目标加以评估; 另一方面, 由于政策变化一般会涉及中央地方政府财政关系的重新调整, 作为政策载体地方政府的应对也需要被纳入考察范围。我们认为同时考察政策直接目标及外溢作用具有显著的学术及政策含义。首先, 将政策评估纳入财政分权体制下地方政府

收稿日期: 2017 - 3 - 22

作者简介: 王芳 (通讯作者), 政治学博士, 讲师, 华东师范大学公共管理学院, Email: fwang@sem.ecnu.edu.cn.

陈硕, 社会科学博士, 教授, 复旦大学经济学院, Email: cs@fudan.edu.cn.

王瑾, 经济学博士, 副教授, 香港科技大学社会科学部, Email: sojinwang@ust.hk.

* 本文感谢复旦大学卓学计划项目(2015年度)、上海市教育委员会科研创新计划人文社科重大项目(项目号: 2017 - 01 - 07 - 00 - 07 - E00002)以及国家自然科学基金面上项目(项目号: 71773021)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文中如有缺失, 均为作者责任。

行为框架中加以考察,可以和该领域已积累研究联系起来进而加深对地方政府的理解¹;其次,在政策实施过程中,我们的确观察到一些预期良好的政策并没有达到目标,甚至出现事与愿违的后果。这种情况在一定程度上说明采用一般均衡方法进行政策评估的必要性。因此,将政策直接目标及地方政府反应同时纳入考察范围并加以全面考察,可以更好地理解政策的作用机制。本文试图以中央政府2003年实施的取消农业税改革为例实证考察税费改革对农业发展及地方政府的一揽子影响。

取消农业税改革结束了我国实施了2600多年的农业税,这次改革被视为1978年实施家庭联产承包责任制之后农村地区最重要的一次制度变革(Luo et al., 2007; Huang et al., 2011)。我们认为这次改革为采用上述视角进行政策评估提供了难得机会:首先,农业税取消的直接后果是降低了农民负担,这会增加农民可支配收入及支出。同时,剩余支配权的增加也会提高农民在农业生产中的投入及效率,而投入的提高及效率的改进会增加粮食产量;其次,对于地方政府来说,农业税取消带来的直接后果是预算内收入降低。众所周知,我国地方政府在推动经济发展方面一直发挥重要作用(Xu, 2011),而追求财政净收入最大化是地方政府重要的行为逻辑(Gordon and Li, 2012)。因此,收入的下降必然会影响地方政府的行为选项。结合当前阶段土地开发是地方政府推动辖区经济增长的主要方式(刘守英等, 2012; 蒋省三等, 2007; 孙秀林和周飞舟, 2013; 王弟海等, 2015),我们预期改革将促使地方政府在财政收入结构上作出调整:通过增加卖地提高非预算财政收入以弥补预算内财政损失,而耕地的损失最终也会对粮食生产做成负面影响,可能在一定程度上削弱这项改革的正面作用。

针对我国农村地区的制度变迁或政策变化,学界已经积累了一定数量的文献检验其带来的影响。例如,McMillan et al. (1989)、Stavis(1991)及Lin(1992)探讨了家庭联产承包责任制的制度作用;Carter and Estrin(2001)及Brümmer et al. (2006)检验了1980及90年代粮食自给政策及不完全市场的改革效果;周黎安和陈烨(2005)和汪伟等(2013)的研究分别检验了1999-2002年农业税减免对农民收入和消费的影响;周密和张广胜(2009)则讨论了2000年开始的“一事一议”政策对村级公共投资的作用等等。上述研究大都在农业本身范围内探讨这些制度及政策的效果。左翔等(2011)以河南省减免农业税为例,研究了财政收入集权对基层政府支出结构的影响。作者发现那些受减免政策影响较大的县农业支出经历了显著增加,但教育投入却显著下降。另外一篇文章Chen(2017)同样利用取消农业税研究了地方政府的税收执法行为。作者发现在取消农业税之后,地方政府会通过更严格地执行税法来增加其税收收入,以弥补由于农业税取消造成的财政损失。这两篇是目前为数不多的以地方政府为研究视角探讨农村税费政策影响的研究,本文也试图秉承这一思路。

1 财政分权程度对地方政府影响的研究包括对地方政府支出结构的影响(傅勇和张晏, 2007)、对地方政府规模、债务及信贷的影响(郭庆旺和贾俊雪, 2010; 纪志宏等, 2014; 姜子叶和胡育蓉, 2016)、对地方公共品供给的影响(陈硕, 2010; 高琳, 2012; 周亚虹等, 2013)以及对地方政府支出效率的影响(陈诗一和张军, 2008)。

农业税改革从2003年开始在全国2070个县逐步展开,并在2005年底最终完成。其实施在时间及空间上的差异使得我们可以采用标准的双差分方法(Difference-in-Differences, DID)对其效果进行评估。本文利用1999-2009年的县级数据检验了改革对农业发展及地方政府的影响。我们发现:首先,就农业发展来说,改革增加了粮食产量且该增量主要由生产率提高所实现:农民在改革后提高了化肥使用量。改革带来的生产率提高能够解释2003-05年粮食产量增长的11%;改革对粮食产量的促进效果也带来了农民福利的提高,这降低了城乡居民收入差距;其次,就对地方政府的影响来说,尽管地方政府收到了来自中央政府的转移支付,但财政收入在农业税取消之后仍有显著降低。这促使地方政府通过卖地行为弥补损失:土地出让金在改革之后大幅提高。土地出让的增加导致了可耕地面积的减少进而损害粮食产量。最后,为了克服由于遗漏变量导致的内生性问题,进一步采用由Abadie and Imben (2002)发展出来的误差修正匹配方法(Bias-corrected Matching Estimator)克服遗漏变量问题以及缩短时间段的样本以排除其他改革对估计结果的干扰,获得的结论证明上述结论依然稳健。

我们认为本文发现可以增进对转型期中国地方政府行为的理解。一直以来,现有文献对我国地方政府行为研究主要从两种视角出发:第一,财政分权角度:着眼于探索财政分权体制下地方政府及官员的行为。该视角认为官员在分权体制下对经济活动支配权增加从而获得推动经济增长的动力(Montinola et al., 1995; Qian and Weingast, 1997);第二,政治集权视角:主要检视地方政府和官员在以GDP为主要考核标准的晋升锦标赛体制下的各种行为(Li and Zhou, 2005; Yao and Zhang, 2015; 陈硕和朱志韬, 2017)。本文实证发现凸显出这两种视角背后的潜在关系:改变中央地方财政关系的税费改革最终通过改变地方政府行为来实现对经济发展的影响²。

最后,本文剩余部分组织如下:第二部分介绍取消农业税改革的背景。第三部分主要讨论实证研究采用的数据及测量方式。第四部分为估计策略。第五部分将介绍实证估计结果及稳健型检验。结论在第六部分给出。

二、取消农业税改革背景

1994年的分税制改革将农业税划做地方税,税收收入全部纳入地方政府预算内财政收入。该税种在2004年的税收总额为320亿元,占地方财政收入的5.6%。除此之外,农民需要缴纳依附于该税种之上的农业税附加费及各种公积费用,这些费用大约为农业税税额的15%左右,这部分收入纳入地方政府非预算收入。为了降低农民负担并促进农业增长,中央政府在2003年开始逐步取消农业税,当年有680个(34%)县取消了该税种,2004年有1096个县取消了农业税,剩下的县则在2005年全部取消。图1

2 从更一般意义上,本研究也可被视为检验税收政策和经济增长文献的一部分(相关论文见Gentry and Hubbard, 2000; Gordon, 1998; Gordon and Cullen, 2002; Lee and Gordon, 2005及Gordon and Li, 2002等)。

展示了2003-05年在县级层面改革实施的空间分布。中央政府试图通过“农村税费改革转移支付补助”来补偿地方政府因为这次改革导致的财政损失。农业费取消转移支付在2004年度约为396亿元,该数额在2005年进一步提高到664亿元(国务院,2004)。



图1 农业税取消进度

注:西藏自治区、三沙市及台湾地区没有取消农业税数据。2005年中的白色区域为城市地区。

这次改革的预期目标是促进农业发展并提高农民收入(国务院,2004)。图2展示了2000-09年期间的人均粮食产出及农民收支。该图清楚地显示出粮食产量在改革之后经历了显著的提高:2005年人均粮食产量是470公斤,该数额在2003年为395公斤(图2a)。随着改革的结束,粮食产量的增长率也由改革期间的11%缓慢回落到改革之后的2.4%。就农民福利来说,2005年的农民收入为3075元,比2003年提高21.9%(图2b)。农民支出也呈现相似的趋势:人均支出在改革之后提高了23.7%。

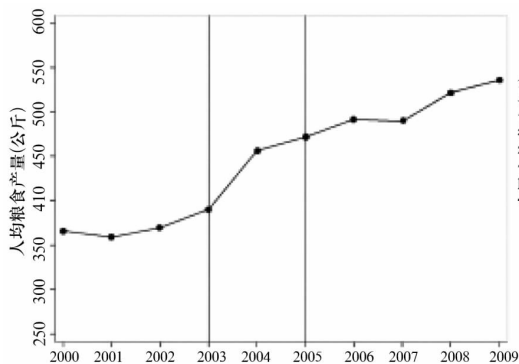


图2a 粮食产出图

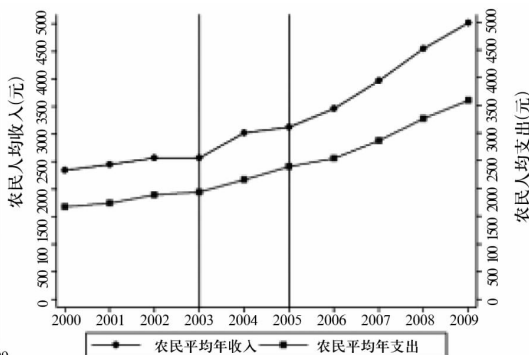


图2b 农民福利

注:图2a中的实线表示人均粮食产量(公斤)。图2b表示农民平均年收入和支出,已经按照2000年购买力调成可比水平。两个图中的垂直线代表取消农业税改革时段。

三、数据及测量方法

实证分析基于的数据覆盖全国 1997 个县,跨度为 1999 - 2009 年。实证分析分为两个部分,依次检验改革对农业发展及地方政府行为的影响,其中农业发展包括粮食产量及农民福利。核心解释变量为取消农业税改革,该变量为 2 值哑变量:1 表示在某一年该地区已经取消了农业税,0 则相反。控制变量包括劳均可耕地面积、劳均化肥施用量以及劳均农业机械马力。我们用农民人均年纯收入和支出来测量农民福利。地方政府行为包括预算财政收入、来自中央政府的转移支付以及预算外的土地出让收入。

以上涉及到的取消农业税改革数据来自于《全国地市县财政统计资料》中的“农村税费改革转移支付补助”,该补助专门为了弥补地方政府由于农业税取消而导致的财政收入损失所设。如果该补助为 0,则未进行改革;如果大于 0,则已经进行农业税改革。该变量在改革结束后的 2005 年及之后均取值为 1。农业投入产出相关数据来自历年《中国县市区经济社会统计年鉴》、农民收支及城乡收入比数据来自历年《中国区域经济统计年鉴》、地方政府财政数据及土地出让收入来自历年《全国地市县财政统计资料》。数据时间段为 1999 至 2006 年。需要指出的是,除了农民收支及城乡收入比数据是地级市水平之外,其他数据均为县级³。表 1 提供了上述数据的统计描述。所有的收支项指标的单位均为人民币元并按照购买力调整为 1998 年的可比价格。

表 1 数据统计描述

变 量	数据来源	级别	观察值	均值	标准差
粮食产量(吨/劳动力)	A	县级	19264	0.33	0.93
取消农业税改革	B	县级	19690	0.56	0.49
可耕地面积(公顷/劳动力)	A	县级	19206	-6.08	1.55
农业机械马力(千瓦/劳动力)	A	县级	18902	0.64	0.85
化肥施用量(吨/劳动力)	A	县级	18153	-2.09	2.51
农民人均年收入(元)	C	地市级	2759	8.13	0.46
农民人均年支出(元)	C	地市级	2528	7.79	0.45
城乡收入比重	C	地市级	2467	0.39	0.13
人均财政收入(元)	B	县级	15990	5.40	0.85
人均中央政府转移支付(元)	B	县级	13885	-4.05	1.32
人均土地出让收入(元)	B	县级	7721	-1.81	1.87

数据来源:A:《中国县市区经济社会统计年鉴》;B:《全国地市县财政统计资料》;C:《中国区域经济统计年鉴》

注:上述数据均采用对数形式。

3 本文所使用的县志数据不包含市辖区。

根据改革实施的时间,我们把2003年取消农业税的县定义为“早改革地区”,把在2004或2005年取消的地区定义为“晚改革地区”,前者包含711个县,后者则包含1285个县。在表2中,我们罗列这两个群体在改革前的一些重要社会经济指标水平值及增长率(第1列及第2列)以及组间差异(第3列)。这些指标包括:农业产量、财政收入及三个农业投入在2000年的水平值以及在2000-02年的增长率。我们同时汇报了组间差异的 p 值(第4列)以判断差异是否在统计上显著。表2的结果发现即使改革实施的年份存在差异,这些指标在两组样本改革前并不存在显著差异。不显著的差异意味着早改革地区和晚改革地区是可以比较的,这为我们采用双重差分方法提供了前提条件。

表2 早改革县与晚改革县比较

	早改革县	晚改革县	差异	P 值
	(1)	(2)	(3)	(4)
数量	711	1285		
累计数量	711	1996		
累计比重(%)	34.40	100		
2002年劳均粮食产量	1.62 (0.99)	1.53 (1.00)	0.09	0.10
2000-02年劳均粮食增长率	-0.86 (0.49)	-3.46 (0.51)	2.60	0.31
2002年人均财政收入	191.46 (147.05)	225.61 (175.13)	-34.15	0.12
2000-02年人均财政收入增长率	4.08 (0.27)	8.09 (0.25)	-4.00**	0.02
2002年劳均农业机械马力	2.10 (2.18)	2.13 (4.85)	-0.02	0.90
2000-02年劳均农业机械增长率	8.98 (0.28)	10.61 (0.27)	-1.62	0.25
2002年劳均化肥施用量	0.59 (1.84)	1.33 (3.63)	-0.74***	0.00
2000-02年劳均化肥施用增长率	3.97 (0.78)	27.29 (1.14)	-23.36***	0.00
2002年劳均耕地面积	0.02 (0.19)	0.02 (0.20)	0	0.86
2000-02年劳均耕地增长率	1.43 (0.31)	1.66 (0.11)	-0.22	0.83

注:2003年改革的县定义为早改革县,2004-05年改革的县定义为晚改革的县。第4列的 p 为检验这组样本均值差异 t 检验显著性,原假设是二组间不存在显著差异。

四、估计策略

农业税取消在时间和空间上的差异可以使得研究者利用标准的双重差分策略来检验其政策效果。我们首先以 Cobb - Douglas 生产函数形式来估计取消农业税对农业产量的影响,其设置如下:

$$Grain_{it} = \alpha_1 + \beta_1 AT_{it} + X' \chi_1 + County_i + Year_t + \delta_m trend_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 $Grain_{it}$ 表示粮食产量,向量 X' 代表三类农业投入:可耕地面积、化肥施用量以及机械马力。 AT_{it} 为本研究关注的核心解释变量:取消农业税改革,该变量的估计系数将被理解为传统投入之外的生产效率改进。在方程中,我们还控制了县固定效应($County_i$)、年固定效应($Year_t$)及地级市时间趋势($trend_{mt}$)。检验改革对农民福利的方程设置与方程(1)类似,设置如下:

$$Peasant_{mt} = \alpha_2 + \beta_2 AT_{mt} + Municipality_m + Year_t + \delta_m trend_{mt} + \varepsilon_{mt} \quad (2)$$

其中, $Peasant_{mt}$ 表示农民平均年收入、农民平均年收入支出及城乡居民收入比。由于上述信息均为地级市变量,方程(2)中的 AT_{mt} 表示该地级市在 t 年已经实施农业税改革县的比重。

其次,检验农业税改革对县级财政的方程设置如下:

$$Gov'_i = \alpha_3 + \beta_3 AT_{it} + County_i + Year_t + \delta_m trend_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

向量 Gov'_i 包括人均财政收入、中央政府转移支付及土地出让金,方程(3)中其他变量同方程(1)。

五、实证分析结果

在本部分中,我们首先检验了农业税改革对农业部门影响,包括粮食产量及农民福利。其次将检验改革对地方政府财政状况及其行为的影响。然后计算农业税取消对样本期间农业发展及地方政府行为变化的贡献大小。最后讨论估计结果的稳健型。

(一) 农业税改革、粮食生产及农民福利

针对方程(1)及(2)的 DID 估计结果见表 3,其中第(1) - (2)列检验了农业税废除对粮食生产的影响(方程 1),第(2)列在第一列的基础上增加了对三类农业投入的控制。(3) - (5)列则检验了农业税废除对农民福利的影响,其中农民福利相关指标包括农民收入(第 3 列)、支出(第 4 列)及城乡居民收入差距(第 5 列)。所有的列均控制了县、年固定效应及地级市时间趋势。(1)及(2)列的估计结果显示农业税取消显著地增加了粮食产量,其他三类农业投入也均为正向且显著。上文提到,直接提高效率之外,农业税改革也可能通过改变传统农业要素投入的方式影响粮食产量。如果存在这种情况,第(2)列对取消农业税改革系数的估计可能会受到“不恰当控制变量(*Bad Control*)”的影响

(Angrist and Pischke, 2009)⁴。我们用 $Grain1i$ 表示在农业税取消情况下粮食的产量,用 $Grain0i$ 表示在农业税没有取消情况下粮食的产量。根据农业投入是否取决于农业税取消,我们区分两种地区: $X1i = 1$ 是那些取消农业税且农业投入也增加的地区, $X0i = 1$ 表示那些没有取消农业税但农业投入同样增加的地区。因此,基于第(2)列方程式设置获得农业税取消作用的估计结果可以用下面式子表达:

$E(Grain1i | X1i = 1) - E(Grain0i | X0i = 1)$,进一步变换为:

$E(Grain1i - Grain0i | X1i = 1) + \{E(Grain0i | X1i = 1) - E(Grain0i | X0i = 1)\}$

其中,前一项为取消农业税的真实作用,后一项为样本选择偏误。 $E(Grain0i | X1i = 1)$ 表示反事实:取消农业税且要素投入增加地区如果没有取消农业税时的粮食产量。农业税作用估计系数是高估还是低估取决于选择偏误大于还是小于0。一般来说, $E(Grain0i | X1i = 1)$ 和 $E(Grain0i)$ 比较接近,而 $E(Grain0i | X0i = 1)$ 可能由于这些地区农业发展禀赋较好或除了取消农业税以外有利于农业发展的其他因素而大于 $E(Grain0i)$ 。结合以上可以推断出样本选择偏误小于0,这意味着真实作用大于估计结果。换句话说,表3第(2)列估计结果为真实作用的下限⁵。

最后,估计结果显示农业税取消显著地增加了农民收支。城乡收入差距在改革之后也有一定的降低(第5列)。此外,地方经济发展水平、农业补贴及移民等因素也会显著影响农民收入(罗楚亮,2012;林万龙和茹玉,2014;石智雷和杨云彦,2014;李江一,2016)。为了检验农业税改革对农民收入的影响是否稳健,我们在模型(3)的基础上进一步控制了这些因素。这三个变量依次用人均GDP的对数、人均支农支出对数及外出务工比重来测量⁶。在控制这些变量之后,我们发现取消农业税改革变量依然在1%水平上显著,但系数大小降为0.02。

表3 取消农业税改革、粮食产量及农民福利

	粮食产量 (ln)	粮食产量 (ln)	农民人均 收入(ln)	农民人均 支出(ln)	城乡居民 收入比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
取消农业税改革	0.10 ^{***} (0.02)	0.04 ^{**} (0.02)	0.03 ^{***} (0.01)	0.03 ^{***} (0.01)	0.03 ^{**} (0.02)
劳均农业机械马力		0.16 ^{***}			

4 本文作者感谢审稿人的提醒。

5 按照审稿人建议,我们也尝试在第(2)列中尝试逐步加入人均GDP(ln)、城市人口比重及同时两个变量,发现农业税取消的估计系数非常接近,分别是0.04、0.04和0.05。

6 地级市层面的人均GDP数据来自《中国城市统计年鉴》、人均支农支出为《地市县财政统计资料汇编》汇总获得、外出务工比重根据人口抽样及普查数据计算获得。目前有4个年份的人口数据,分别是1990年、2000年、2005年及2010年。其中1990年和2000年为1%微观样本全国人口普查数据、2005年为1%人口抽样调查数据、2010年为1%微观样本全国人口普查数据。本研究样本期为1999-2009年,中间数值为以上4个时点数值线性估算获得,我们假设该变量符合线性增长趋势。

续表

	粮食产量 (ln)	粮食产量 (ln)	农民人均 收入(ln)	农民人均 支出(ln)	城乡居民 收入比重
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		(0.02)			
劳均化肥施用量		0.03 ***			
		(0.01)			
劳均耕地面积		0.17 ***			
		(0.02)			
常数项	-156.90 (140.70)	-21.45 *** (5.40)	372.83 *** (3.48)	3.62 (3.50)	5.94 (4.76)
县固定效应	有	有	有	有	有
年固定效应	有	有	有	有	有
地级市时间趋势	有	有	有	有	有
观察值	19264	17592	2735	2637	2449
R ²	0.12	0.20	0.96	0.03	0.39

注:(1) - (2)列的观察值的单位是县 - 年,(3) - (5)列的观察值的单位是地级市 - 年。括弧中为标准误。* 为 10% 水平显著,** 为 5% 水平显著,*** 为 1% 水平显著。

我们在表 3 第(2)列的方程设置中进一步引入取消农业税与距离改革年份哑变量的交互项来观察粮食产量在改革及没改革的县间差异以及这种差异在改革发生前后的变化。如果双重差分估计方法适用的前提条件平衡趋势成立的话,我们将观察到在改革前该交互项系数将不显著;估计系数及相应的置信区间均应围绕 0 轴上下波动。将改革 3 年及之后均为视作参照组,图 3 展示了改革前后的交互项估计系数及相应的 95% 置信区间。这些系数被解读为在改革 k 年之后(前)两组县(改革/非改革)在粮食生产上的差异,相对于改革 3 年及之后差异的变化。我们发现在改革前,两组样本差异相对于参照组并不存在显著差别。但该趋势在改革后便出现明显的上升:那些改革县粮食产量相对于没改革县有了显著提高。

(二) 农业税改革与地方政府行为

农业税取消会通过改变地方政府财政收入进而影响其行为,而行为的改变也有可能对农业发展带来影响。处于这些考虑,我们进一步评估这次改革对地方政府的影响。农业税取消带来的直接后果是地方政府预算内收入降低。为了弥补地方政府由于农业税取消带来的预算内财政收入的降低,中央政府增加了对地方政府财政转移的力度:人均总转移支付在改革前的 2003 年为 248 元,该数值在 2005 年增加到 1466 元。在表 4 的第(1)列中我们估计的农业税改革对转移支付的影响。正向估计系数意味着改革导致了转移支

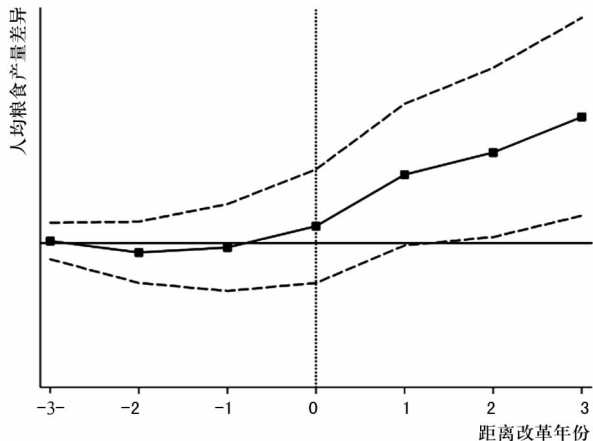


图3 粮食产量在改革前后的变化

说明:实点表示在控制了三种农业投入、年固定效应、县固定效应以及地级市时间趋势之后,改革和非改革县粮食产量差减去改革前3年两组样本的粮食产量差。虚线分别表示估计结果上下95%置信区间。

付的显著提高⁷。但改革对地方财政收入的影响却显著为负(第2列)。同时,我们进一步引入改革与农业大县的交互项并发现其估计系数为 -0.08 ⁸。这意味着取消农业税对那些农业大县财政收入的负向冲击更大。以上结果意味着中央政府所提高的转移支付力度并没有弥补由于取消农业税导致的地方政府财政损失。该结论最终在第(3)列的估计结果获得验证:地方财政净收入在改革后经历了下降(系数为 -1.6%)。财政收入的降低会带来地方政府行为的改变,而这种改变也可能对农业发展产生潜在影响。地方政府为了弥补改革造成的财政损失,增加了非农用地的面积,由此导致卖地收入在改革后大幅增加(第4列),农业用地在改革后则相应有所降低(第5列)。在之前的回归中我们发现,在不考虑地方政府反应的情况下,农业税取消增加了至少4%的粮食产量。而耕地地下降在一定程度上抵消了农业税对农业发展的促进作用。

最后,对于第(4)列和第(5)列的结果还存在另外一种解释:造成该结果的原因是由于房地产市场上对房屋的需求增加所致,而和地方政府供给无关。这种情况在东部沿海地区尤其如此(孙秀林和周飞舟,2013)。我们因此加入了农业税改革和地区(西部、中部和东部)哑变量的交互项⁹。农业税和中部及西部地区交互项是显著的,但和东部地区的交互项并不显著。这说明相对于东部地区,这两个地区地方政府在改革后获得了更多的卖地收入。该发现意味着土地收入在改革后的增加更大程度上是由于地方政府行为的转变所致。

7 农业税取消转移支付在改革前为58元,结合估计系数可计算出改革导致转移支付增加了大约3.8元。

8 我们将那些农业产值在GDP中的比重超过样本均值的县定义为农业大县。由于篇幅所限,我们没有展示交互项回归结果,有兴趣的读者可以向作者索要。

9 由于篇幅所限,我们没有展示交互项回归结果,有兴趣的读者可以向作者索要。

表 4 取消农业税改革与地方政府行为

被解释变量	预算内			非预算	
	人均转移支付(\ln)	人均财政收入(\ln)	人均财政净收入(\ln)	人均土地出让收入(\ln)	耕地面积(\ln)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
取消农业税改革	0.07*** (0.02)	-0.02** (0.01)	-0.02*** (0.01)	0.14** (0.06)	-0.03** (0.02)
常数项	-573.10*** (9.03)	-255.00*** (3.63)	-240.78*** (3.79)	848.31*** (27.34)	1.52 (4.62)
县固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地级市可变时间趋势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观察值	13885	15990	13833	7721	19287
R ²	0.73	0.68	0.77	0.46	0.13

注:实证分析观察值的单位是县-年。括弧中为标准误。*为10%水平显著,**为5%水平显著,***为1%水平显著。

我们采用和图3相似的逻辑绘制了改革及非改革县人均预算收入在改革前后的变化趋势(图4)。从该图中可以发现,两个地区的人均预算收入在改革前并不存在显著差异,这意味着平衡趋势假设是成立的。但随着改革的进行,地方政府的财政盈余在农业税取消之后呈现显著下降趋势。

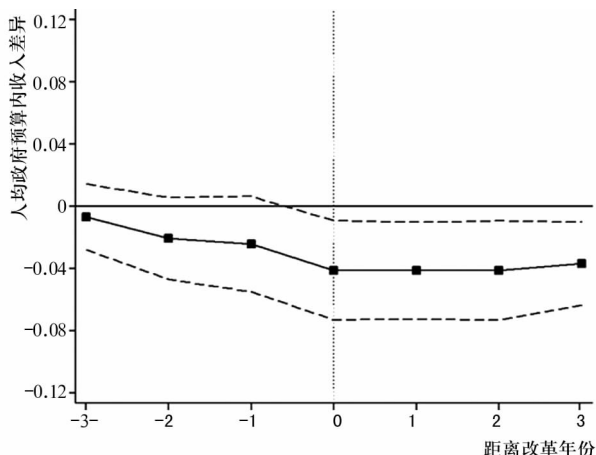


图 4 地方政府财政收入在改革前后的变化

注:实点表示在控制了年固定效应、县固定效应以及地级市时间趋势之后,改革和非改革县地方政府财政收入差减去改革前3年两组样本财政收入的差。虚线分别表示估计结果上下95%置信区间。

(三) 稳健性检验

双重差分模型适用的前提条件是处理组和控制组在政策介入前具备相似趋势。尽管图3和图4提供了该假设成立的可视化证据,但这仅仅是在给定概率之内成立。为了进一步剔除残差项中那些同时影响被解释变量和解释变量的系统性因素,我们采用 Abadie and Imben (2002) 基于残差修正项的倾向值匹配方法 (Bias - corrected Matching Estimator)。和传统的倾向值匹配方法在第一阶段依赖预测的倾向值进行样本匹配不同,该方法根据一个向量来表示每个控制样本到特定介入样本间的“距离”,然后在对不同的距离赋予不同的权数来完成匹配过程。在这种情况下就不会出现传统方法都会遇到的样本减少问题,进而提高了估计结果的有效性。向量 x 到 z 的距离被该被定义为 $\|z - x\| v$, 其中 x 是观察值的那些可被观测到的变量,在传统的倾向值匹配方法中,这些变量被用来预测的倾向值, z 是那些可能和配比上的样本。我们利用上述方法计算那些改革的县(介入组)和没有改革县(控制组)之间的距离。然后根据选择那些距离特定改革县最近的若干个县就匹配进来成为该县的反事实。在实际操作中,根据 Abadie et al. (2004) 的建议,一般匹配最近的4个样本。上文提到的观察值的那些可被观测到的变量包括:劳均农机马力、劳均化肥施用量、劳均耕地面积以及它们在2000-02年的增长率¹⁰。

通过上述方法,每一个在早改革的县(2003年改革)都被匹配上4个距离它“距离”最近的晚改革县(2004或2005年改革)。基于该方法的估计结果见图5,我们发现基于倾向值匹配方法获得的系数均显著且和 DID 方法发现类似,意味着之前的结果并没有受到潜在遗漏变量的影响。

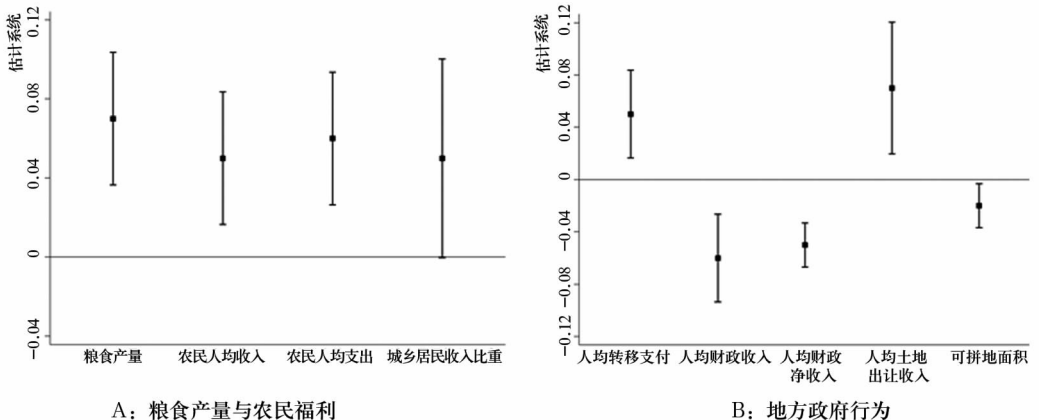


图5 农业税取消、农业发展及地方政府行为:倾向值匹配

注:估计所依赖的实证分析观察值单位是县,被解释变量为相应指标2003年之前取值与2003年之后取值的差异。点估计系数为平均介入作用(Average Treatment Effect, ATE)。

¹⁰ 该方法要就计算距离使用的变量必须是连续型变量。

实证研究样本时间跨度是 1999 至 2009 年,较长的时间段虽然有助于廓清改革的长期效果,但估计结果也可能会受到同时期其他改革的干扰,这些改革包括 2000 年左右的费改税改革、2006 年的新农村建设等。由于在县级层面构建这些改革进度的变量较为困难,我们将样本时间段限制在前后两年。图 6 展示了基于子样本的点估计值及上下 95% 置信区间,我们发现不管是对农业发展还是政府行为的估计系数都和基准回归差别不大。¹¹

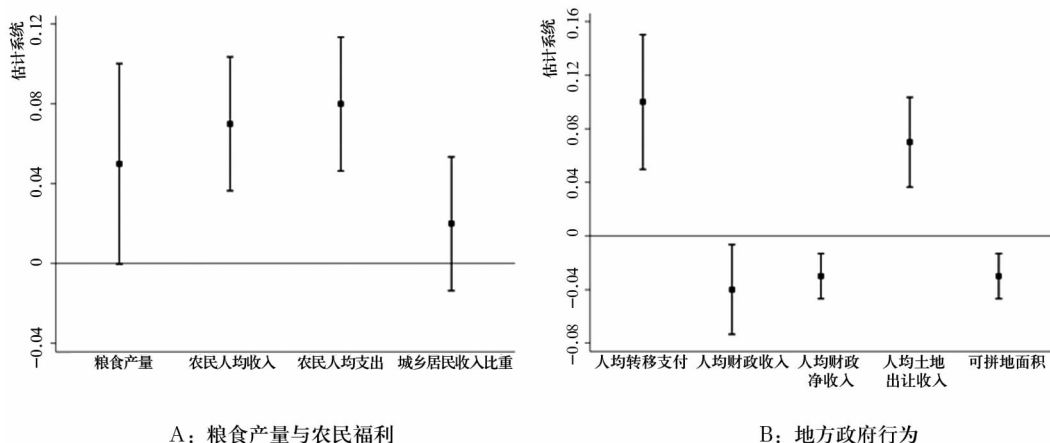


图 6 农业税取消、农业发展及地方政府行为:子样本回归

注:实证分析观察值的单位是县,样本覆盖农业税取消的前后两年。

(四) 贡献率估计

我们在这部分计算农业税取消对于以上被解释变量在样本时间内变化的贡献大小。由于农业税取消除了生产效率改进之外也会影响农民及地方政府对农业的投入,对该项改革对粮食生产的影响较包括直接作用和间接作用。而该项改革对农民福利及政府行为的影响我们将仅计算直接作用。我在表 5 中检验了农业税对三项农业投入要素的作用,其中第 1 列的被解释变量是劳均农业机械马力,第 2 列是劳均化肥,第 3 列则是劳均耕地面积。从表 5 可以发现,农业税取消显著地提高了农民的化肥施用量(系数为 6.70%)。考虑到化肥对农业投入的弹性为 0.03(表 3 第 2 列),我们可以得知农业税取消通过改变化肥施用量影响粮食产量的大小可以忽略不计。同时,劳均耕地面积在改革之后显著降低(系数为 -2.80%),这意味着地方政府在改革后将一部分农地转成了非农用地。与上述显著结果相反,改革至少在样本期间内没有对农业机械有显著影响。

¹¹ 唯一的例外是城乡居民收入比重,我们认为这可能是由于在改革 2 年后农业税取消对减小城乡收入差异的作用还未体现出来。

表5 农业税改革与农业投入

被解释变量	农业机械马力 (1)	化肥施用量 (2)	耕地面积 (3)
取消农业税改革	-0.01 (0.01)	0.07 ** (0.031)	-0.03 ** (0.01)
常数项	-156.59 *** (3.18)	-43.62 *** (9.15)	-36.25 *** (4.03)
县固定效应	Yes	Yes	Yes
年固定效应	Yes	Yes	Yes
地级市可变时间趋势	Yes	Yes	Yes
观察值	18902	18153	19206
R ²	0.50	0.91	0.21

注:实证分析观察值的单位是县-年。括弧中为标准误。*为10%水平显著,**为5%水平显著,***为1%水平显著。

我们在表6计算农业税改革及农业投入对样本期内粮食产量的贡献。该贡献率等于各个因素估计系数乘以该因素在样本期内变化率,然后再除以同期粮食产量的变化(0.33)。计算可知由于农业税改革解释了这段时间粮食增长的10.7%,农业机械投入解释了25%,化肥施用解释很小的份额,农业用地的解释为负数,因为该因素在改革后经历了显著的下降。上述结果均为改革及投入因素对粮食产量的直接作用,除此之外,改革也会通过影响农业投入进而间接影响粮食生产。我们可以通过将每种投入的系数(表3第2列)乘以改革对各自投入的系数(表5),然后再将获得的积除以粮食变化率(0.33)。由此可得改革对粮食增长的间接作用非常小,只有0.93%。结合之前的计算结果,我们可以认为改革对这段时间粮食增长的作用主要来自于效率改进。利用类似的方法,我们计算出农业税取消可以解释改革期间农民收入增加的13.48%、地方政府财政净收入减少的7.71%、土地出让后入增加的55.38%及耕地降低的7.32%。

表6 各因素对粮食增长的贡献分解

解释变量	估计系数 (1)	相应变化率(%) (2)	对粮食增长的贡献(%) (3) = [(1) × (2)] / 0.33
取消农业税的直接贡献 (通过提高TFP)	0.04	99	10.69
劳均农业机械马力	0.16	52	25.59

续表

解释变量	估计系数	相应变化率(%)	对粮食增长的贡献(%)
	(1)	(2)	(3) = [(1) × (2)] / 0.33
劳均化肥施用量	0.03	105	8.19
其中由于农业税改革所致:		6.70	0.53
劳均耕地面积	0.17	-13.00	-6.78
其中由于农业税改革所致:		-2.8	-1.46

注:第1列数值来自于表3的第2列。第2列中的相应变化率表示该因素在2003-05年间的变化率。化肥施用量和耕地面积由于农业税导致来自表4第2和第3列,分别是0.067和-0.028。由此计算出农业税改革通过影响农业投入(化肥施用量与耕地面积)进而影响粮食增长: $0.54 + (-1.46) = -0.93\%$ 。进而可得农业税改革对粮食生产的最终贡献为9.76%。

六、结论

本文试图检验2003-05年中央废除农业改革对经济发展、居民收入及地方政府行为所造成的系列影响。该领域的相关研究都将注意力集中在税制改革对农业本身的影响,我们试图在一个一般均衡的框架下系统检验其影响。将这次改革视作自然实验,利用双差分方法并结合1999-2009年的县级数据,本文发现农业税的废除提高了劳均粮食产量,可解释2003-05年粮食增长的11%,农民收支由于这次改革均有一定的增加,这使得城乡收入差别降低。同时,我们的结果还显示这次改革的作用超出了农业并显著地影响地方政府行为:虽然获得一定数量的转移支付,但地方政府的净收入依然经历了下降;为了弥补改革造成的损失,地方政府大幅度提高了卖地收入,这导致可耕地面积降低进而在一定程度上抵消了改革对农业生产的正面作用。

参考文献

- [1] 陈诗一和张军,2008,《中国地方政府财政支出效率研究:1978—2005》,《中国社会科学》第4期,第65~78页。
- [2] 陈硕,2010,《分税制改革、地方财政自主权与公共品供给》,《经济学(季刊)》第4期,第1427~46页。
- [3] 陈硕和朱志韬,2017,《相对绩效考核和自由裁量权:中国县级官员治理考察》,复旦大学工作论文。
- [4] 傅勇和张晏,2007,《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》第3期,第4~22页。
- [5] 高琳,2012,《分权与民生:财政自主权影响公共服务满意度的经验研究》,《经济研究》第7期,第86~98页。
- [6] 郭庆旺和贾俊雪,2009,《财政分权、政府组织结构与地方政府支出规模》,《经济研究》第11期,第59~72页。
- [7] 国务院,2004,《国务院关于做好2004年深化农村税费改革试点工作的通知(国发[2004]21号)》: <http://www.chinatax.gov.cn/2013/n1586/n1593/n1646/n1653/c78304/content.html>。
- [8] 纪志宏、周黎安、王鹏和赵鹰妍,2014,《地方官员晋升激励与银行信贷:来自中国城市商业银行的经验证据》,《金融研究》第1期,第1~15页。
- [9] 蒋省三、刘守英和李青,2007,《土地制度改革与国民经济成长》,《管理世界》第9期,第1~9页。

- [10] 姜子叶和胡育蓉, 2016, 《财政分权、预算软约束与地方政府债务》, 《金融研究》第2期, 第198~206页。
- [11] 李江一, 2016, 《农业补贴政策效应评估: 激励效应与财富效应》, 《中国农村经济》第12期, 第17~32页。
- [12] 林万龙和茹玉, 2014, 《对2001年以来中国农民直接补贴政策体系与投入状况的初步分析》, 《中国农村经济》第12期, 第4~12页。
- [13] 刘守英, 2012, 《以地谋发展模式的风险与改革》, 《国际经济评论》第2期, 第92~109页。
- [14] 罗楚亮, 2012, 《经济增长、收入差距与农村贫困》, 《经济研究》第2期, 第15~27页。
- [15] 石智雷和杨云彦, 2011, 《外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义》, 《管理世界》第12期, 第40~54页。
- [16] 孙秀林和周飞舟, 2013, 《土地财政与分税制: 一个实证解释》, 《中国社会科学》第4期, 第40~59页。
- [17] 王弟海、管文杰和赵占波, 2015, 《土地和住房供给对房价变动和经济增长的影响: 兼论我国房价居高不下持续上涨的原因》, 《金融研究》第1期, 第50~67页。
- [18] 汪伟、艾春荣和曹晖, 2013, 《税费改革对农村居民消费的影响研究》, 《管理世界》第1期, 第89~100页。
- [19] 周黎安和陈烨, 2005, 《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》第8期, 第44~53页。
- [20] 周密和张广胜, 2009, 《“一事一议”制度与村级公共投资: 基于对118位村书记调查的经验分析》, 《农业技术经济》第1期, 第210~13页。
- [21] 周亚虹、宗庆庆和陈曦明, 2013, 《财政分权体制下地市级政府教育支出的标尺竞争》, 《经济研究》第11期, 第127~39页。
- [22] 左翔、殷醒民和潘孝挺, 2011, 《财政收入集权增加了基层政府公共服务支出吗? 以河南省减免农业税为例》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1349~74页。
- [23] Angrist, J., and Pischke, J., 2009, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- [24] Abadie, A., and Imbens, G. W., 2002, "Simple and Bias - Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", NBER Working Paper, (283).
- [25] Abadie, A., Imbens G. W., Drukker D. M. and Herr J. L., 2004, "Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in STATA", *Stata Journal*, 4(3): 290~311.
- [26] Brümmner, B., Glauben T. and Lu W., 2006, "Policy Reform and Productivity Change in Chinese Agriculture: A Distance Function Approach", *Journal of Development Economics*, 81(1), pp. 61~79.
- [27] Carter, C. A. and Estrin A. J., 2001, "Market Reforms Versus Structural Reforms in Rural China", *Journal of Comparative Economics*, 29(3): 527~41.
- [28] Chen, S X., 2017, "The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China", *Journal of Public Economics*, 147: 62~76.
- [29] Gentry, W. M. and Hubbard R. G., 2000, "Tax Policy and Entry into Entrepreneurship", *American Economic Review*, 90(2): 283~87.
- [30] Gordon, R. H., 1998, "Can High Personal Tax Rates Encourage Entrepreneurial Activity?" *Staff Papers*, 45(1): 49~80.
- [31] Gordon, R. H. and Cullen J. B., 2002, "Taxes and Entrepreneurial Activity: Theory and Evidence for the US", *National Bureau of Economic Research*.
- [32] Gordon, R. H. and Li W., 2012, "Provincial and Local Governments in China: Fiscal Institutions and Government Behavior", *Capitalizing China*. University of Chicago Press: 337~69.
- [33] Gordon, R. H. and Li W., 2002, "Taxation and Economic Growth in China," Unpublished.
- [34] Huang, J., Wang X., Zhi H., Huang Z. and Rozelle S., 2011, "Subsidies and Distortions in China's Agriculture:

- Evidence from Producer – level Data”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 55(1) : 53 ~ 71.
- [35] Lee, Y. and Gordon R. H. , 2005, “Tax Structure and Economic Growth”, *Journal of Public Economics*, 89(5) : 1027 ~ 43.
- [36] Li, H. and Zhou L. , 2005, “Political Turnover and Economic Performance: the Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 89(9) : 1743 ~ 62.
- [37] Lin, J. Y. , 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*: 34 ~ 51.
- [38] Luo, R. , Zhang L. , Huang J. and Rozelle S. , 2007, “Elections, Fiscal Reform and Public Goods Provision in Rural China”, *Journal of Comparative Economics*, 35(3) : 583 ~ 611.
- [39] McMillan, J. , Whalley J. and Zhu L. , 1989, “The Impact of China’s Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth”, *Journal of Political Economy*: 781 ~ 807.
- [40] Montinola G. , Qian Y. and Weingast B. R. , 1995, “Federalism, Chinese Style: the Political Basis for Economic Success in China”, *World Politics*, 48(01) : 50 ~ 81.
- [41] Qian, Y. and Weingast B. R. , 1997, “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives”, *The Journal of Economic Perspectives*, 11(4) : 83 ~ 92.
- [42] Stavis, B. , 1991, “Market Reforms and Changes in Crop Productivity: Insights from China”, *Pacific Affairs*, 1: 373 ~ 83.
- [43] Xu, C. , 2011, “The Fundamental Institutions of China’s Reforms and Development”, *Journal of Economic Literature*, 49(4) : 1076 ~ 151.
- [44] Yao, Y. and Zhang M. , 2015, “Subnational Leaders and Economic Growth: Evidence from Chinese Cities”, *Journal of Economic Growth*, 20(4) : 405 ~ 36.

Abolition of Agricultural Taxation, Agricultural Development and Local Government Behaviors: Evidence from County Data

WANG Fang CHEN Shuo WANG Jin

(School of Public Administration, East China Normal University;

School of Economics, Fudan University;

Division of Social Science, Hong Kong University of Science and Technology)

Abstract: This paper assesses the impacts of agricultural tax abolition reform on agricultural productivity, rural incomes and local public finance in China using data covering 1997 Chinese counties and the period from 1999 to 2009 spanning the abolition of agricultural taxation in 2003 – 05. The abolition was shown to have increased agricultural productivity and rural incomes, but led county governments to reallocate land from the agricultural sector to industrial and commercial uses, which gives them extra – budgetary revenue to compensate for the budgetary loss. These findings illustrate the importance of general equilibrium framework in policy evaluation.

Key words: Agricultural Taxation, Tax Reform, Local Government Behavior

(责任编辑:)(校对:)