

DOI: 10.19361/j.er.2022.03.04

农业减税降赋对经济现代化的促进作用

——来自取消农业税的证据

李卓 封立涛*

摘要: 本文将取消农业税作为农业减税降赋的准自然实验,从工业发展、城市化和产业结构转型三个方面衡量经济现代化,通过构建两部门一般均衡模型研究取消农业税对经济现代化的影响。基于县级面板数据,采用双重差分法进行实证分析。研究发现取消农业税显著促进了工业发展、城市化和产业结构转型,推动了经济现代化;且这一影响在不同的气候和农作物地区具有异质性;取消农业税主要通过提高农业生产率、推动劳动力转移和扩大内需促进经济现代化。结论表明,农业减税降赋是实现经济现代化的重要路径,未来应该继续通过惠农政策提高农民收入,缩小城乡差距,促进共同富裕。同时,中国通过农业发展促进经济现代化的模式,为其他发展中国家提供了实践经验。

关键词: 共同富裕;经济现代化;农业税;结构转型

中图分类号: F061.3

一、引言与文献综述

新中国成立以来,中国在几十年的时间内完成了发达国家数百年的工业化进程,并通过工业化、城镇化和产业结构转型实现了经济现代化(陈佳贵、黄群慧,2005)。与西方发达国家不同,中国的经济现代化具有两个特点:一是中国的经济现代化依赖于内部经济改革而非殖民掠夺;二是中国的经济现代化过程中充分保障了低收入人群的福利,具有鲜明的共同富裕色彩。因此,通过政策改革对低收入人群(以农民为主)实行再分配,是中国经济现代化过程中的重要步骤。2005年取消农业税是一项重要的惠农政策,这一政策提高了农民收入(陈斌开、李银银,2020)和农业生产效率(邹伟等,2008)。根据张培刚先生的“农业与工业化理论”,由于农产品需求弹性较低,农业部门生产效率的提高会促进劳动力从农业部门流向非农部门,从而推动工业发展、城市化和产业结构转型。研究取消农业税在贯彻党和国家共同富裕理念的同时,是否促进了劳动力向非农部门和城市的流动,对实现乡村振兴和更高水平的经济现代化具有重要意义。

目前鲜有文献研究取消农业税对经济现代化的影响,在经济现代化方面,学者多从其内

*李卓,武汉大学经济发展研究中心、武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:zomli@foxmail.com;封立涛(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:lmx19950213@whu.edu.cn。

本文获得教育部重点研究基地重大项目“城乡协调发展背景下现代农业发展道路的国际比较研究”(项目编号:16JJD790045)的资助。感谢匿名审稿人和编辑老师提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

涵和实现路径等方面进行研究(黄群慧,2021),认为工业化和产业结构转型是实现经济现代化的重要基础(陈佳贵、黄群慧,2005)。

具体到取消农业税的影响,现有文献主要集中在地方财政压力、农民收入和土地流转等方面。在地方财政压力方面,取消农业税使得地方政府面临较大的财政压力,从而降低其财政独立性(左翔等,2011),导致其财政支出结构变化(吴敏、周黎安,2020),还会改变乡镇机构行为(聂辉华,2006)并促进其改革(孙小燕、温琦,2007)。同时,财政压力的增大可能加剧地区间不平等(陈晓光,2016)、降低企业的资本要素投入(黄寿峰、邓宇铭,2020)、加重空气污染(彭飞、董颖,2019),乃至影响地方出生人口的性别选择(梁若冰,2019)。在农民收入方面,取消农业税显著增加了农民的收入(钟甫宁等,2008),改善了农村地区的收入不平等(陈斌开、李银银,2020),但没有增加农业生产的资本和劳动投入(徐翠萍等,2009)。在土地流转方面,取消农业税增加了土地收入,从而促进土地流转(吴鸾莺等,2014)和对土地的投资与改良(邹伟等,2008)。最后,从要素错配的角度,农业税中的附加税和缴税成本是农业部门的一种扭曲(Zhong et al,2011),取消农业税直接消除了这一扭曲,从而优化农业部门的要素配置(Hsieh and Klenow,2009; Restuccia and Rogerson,2008,2017; Gottlieb and Grobovgek,2019),并促进农业全要素生产率的提高(Sotelo,2020; Buera and Shin,2013)。

现有研究仅仅从农业发展的角度将取消农业税视为一次单纯的政策冲击,未能分析其对中国经济现代化的重要影响;同时,在实证方面,现有识别方式仅仅识别了取消农业税对地方政府财政压力的影响,未从劳动力转移等方面进行识别。本文将取消农业税作为共同富裕理念的重要实践,从工业发展、城市化和产业结构转型三个方面来衡量经济现代化程度。通过构建一般均衡模型分析取消农业税对劳动力向非农部门转移的影响,并基于2000—2018年2087个县(区市)的面板数据,以前定农业产出为识别变量,采用双重差分(DID)方法进行实证检验,分析取消农业税对中国经济现代化的影响。

本文在以下方面有所创新:第一,本文发现取消农业税不仅体现了共同富裕特征,同时对于促进中国经济现代化具有重要意义。取消农业税一方面增加了农民收入、有利于共同富裕的实现;另一方面通过提高农业生产率、改变就业结构和扩大产品需求来促进经济现代化,实现了维护公平与提高效率的有机结合。第二,本文发现农业的发展是实现经济现代化和共同富裕的重要路径。由于农产品需求弹性较低,农业产出的提高会促进劳动力向非农部门的流动,而农民收入的提高则会增加对工业消费品的需求,从而从供给和需求两侧同时刺激工业的发展。

二、理论模型

本文建立一个两部门产业结构模型分析取消农业税对经济现代化的影响。假定市场中有两种商品:农产品 g_A 和工业制造品 g_M ;存在两种劳动者:农民 F 和工人 W ,分别生产农产品和工业制造品。假定市场中总劳动供给为 L ,其中农业部门总劳动投入为 L^F ,工业部门总劳动投入为 L^W , $L^F+L^W=L$ 。农民和工人都需要消费农产品和工业制造品,其中,农产品 g_A 对于个人来说只需要满足基本的生存需求即可;而工业制造品 g_M 的需求则更多。参考Nunn和Qian(2011)的做法,劳动者的效用函数: $U(g_A, g_M)^z = \frac{1}{1-\sigma}(g_A^z)^{1-\sigma} + g_M^z$,其中 z 代表农民或工人。该效用函数表示,消费工业制造品 g_M 给劳动者带来的效用更大,因此劳动者会将更

多的收入用于消费工业制造品。

假定每个工人生产 1 单位的工业制造品,同时将工业制造品的价格标准化为 1,劳动者的劳动时间是标准化为 1 且无弹性的,因此劳动者会将自己的劳动时间均投入到生产中,则每个工人的实际收入为 1。假定农产品的相对价格为 $p(p \leq 1)$,农业生产率为 e ,则每个农民所生产的农产品价值为 pe 。为了重点研究农业税的影响,假定工业部门不存在税收,农业生产则需缴纳税率为 θ 的农业税。因此,农民的实际收入为 $pe(1-\theta)$ 。

考虑到我国农业税的征收方式,农民必须自己将农产品运送至征收机关,在运输过程中所产生的损耗和运输成本需由农民自行承担。同时,除正税之外,农业税还包括农业特产税等税费。因此,农民还需在规定税额以外额外承担缴税成本,这一成本不仅包含运输费用和其他相关税费,还包括时间成本和运输风险。因此,农民的最终收入为: $pe(1-\theta)\tau^{-\theta}$ 。其中, $\tau > 1$,代表农民缴纳农业税所承担的额外成本, τ 越大,表示农民缴税所承担的额外成本越多。根据农民和工人的生产和预算约束可分别得到其效用最大化条件,其中,农民的效用最大化条件为:

$$\begin{aligned} \max & \frac{1}{1-\sigma} (g_A^F)^{1-\sigma} + g_M^F \\ \text{s.t.} & pg_A^F + g_M^F = \frac{pe(1-\theta)}{\tau^\theta} \end{aligned} \quad (1)$$

同样的,工人的效用最大化条件为:

$$\begin{aligned} \max & \frac{1}{1-\sigma} (g_A^W)^{1-\sigma} + g_M^W \\ \text{s.t.} & pg_A^W + g_M^W = 1 \end{aligned} \quad (2)$$

(1)、(2)式中: g_A^F 、 g_M^F 分别表示农民消费的农产品和工业制造品, g_A^W 、 g_M^W 分别表示工人消费的农产品和工业制造品。根据一阶优化条件可得: $g_A^F = g_A^W = p^{-1/\sigma}$, $g_A = g_A^F + g_A^W = 2p^{-1/\sigma}$,根据农产品需求价格弹性 $1/\sigma$ 较小的特性可知 $\sigma > 1$ 。同时,劳动者可以在两部门之间自由流动使得市场均衡下农民和工人的实际收入相等,从而有:

$$p = \frac{\tau^\theta}{e(1-\theta)} \quad (3)$$

根据市场出清,农产品的总消费量等于其总产量。由于农业税征收后的农产品一般作为储备粮,不会流入市场,而农民缴税所承担的额外成本亦不进入市场。因此农产品的总产量为: $eL^F(1-\theta)\tau^{-\theta}$,从而有:

$$2\tau^{-\theta/\sigma} e^{1/\sigma} (1-\theta)^{1/\sigma} = eL^F(1-\theta)\tau^{-\theta} \quad (4)$$

化简移项后可得:

$$L^F = 2\tau^{\theta(1-\frac{1}{\sigma})} e^{1/(\sigma-1)} (1-\theta)^{1/(\sigma-1)} \quad (5)$$

(5)式反映了取消农业税对于农业部门劳动力的影响,其中 $\tau^{\theta(1-\frac{1}{\sigma})}$ 为缴税成本项、 $e^{1/(\sigma-1)}$ 为技术项、 $(1-\theta)^{1/(\sigma-1)}$ 为税收项。由于 $\sigma > 1$,因此(5)式表明,当农业税 θ 下降时,农业部门的劳动投入 L^F 会下降。由于工人产出标准化为 1,因此工业部门总产出为 $L^W = L - L^F$,农业税率 θ 的下降会使劳动力从农业部门向工业部门流动,从而促进工业发展。同时考虑到工业部门主要分布在城市,因此劳动力从农业部门向工业部门的流动会推动城市化的进程。

基于上述结论,本文提出假说 1 和假说 2:

假说 1:取消农业税会促进工业产出的提高。

假说2:取消农业税会促进城市化水平的上升。

根据(3)式和一阶条件易得,均衡状态下的农业总产出和需求为:

$$y_A = g_A = 2p^{-1/\sigma} = 2\tau^{-\theta/\sigma} e^{1/\sigma} (1-\theta)^{1/\sigma} \quad (6)$$

根据(2)式可知,工业总产出和需求为:

$$y_M = g_M = 2 - 2p^{1-(1/\sigma)} = 2 - 2\tau^{\theta-(\theta/\sigma)} e^{1/(\sigma-1)} (1-\theta)^{1/(\sigma-1)} \quad (7)$$

根据(6)式和(7)式可知 $\frac{\partial y_A}{\partial \theta} < 0$, $\frac{\partial y_M}{\partial \theta} < 0$,因此农业税的下降会促进农业总产出的提高,并增加农产品和工业品的市场需求。这一结论表明,农业税的下降会使得农民和工人所获得的农产品和工业品均增加,从而提高所有劳动者的真实福利,是共同富裕的切实践行。

同时,考虑产业结构的变化,工业与农业产出比为:

$$Industry = \frac{y_M}{y_A} = \frac{2 - 2p^{1-(1/\sigma)}}{2p^{-1/\sigma}} = p^{\frac{1}{\sigma}} - p \quad (8)$$

根据(3)式可知,农业税 θ 的下降会降低农产品的相对价格 p 。由于 $\sigma > 1$ 且 $p \leq 1$,因此农业税的下降会导致工业与农业产出比 $Industry$ 上升,从而促进产业结构转型。基于该结论,我们提出假说3:

假说3:取消农业税会促进产业结构转型。

理论模型表明,农业税的取消促进了一部分农村劳动力从农业部门向非农部门的转移,为工业部门提供了更多的劳动力,从而促进了工业发展,并进一步推动产业结构转型和城市化。根据(5)——(7)式可知,这一影响主要以提高农业生产效率^①、改变就业结构和增加产品需求为影响机制。

同时,当农业税下降到很低水平时,(5)式中的税收项 $(1-\theta)^{1/(\sigma-1)} \rightarrow 1$,但如果农民缴税的额外成本 τ 很大,则缴税成本项 $\tau^{\theta(1-\frac{1}{\sigma})}$ 依旧会大于1。这表明,完全取消农业税比降低等额的农业税税率对农业劳动力的转移具有更强的影响,因为除了税率的单纯下降,取消农业税还可以消除农民的缴税成本,从而避免这种无谓损失。

三、实证策略及数据

(一) 识别策略

参考Perego(2019)以加权农作物产量作为衡量农业外生冲击的做法,我们将各县市在2004年大宗种植作物的总产量和肉类产量的加总作为其“农业总产量”,相较于已有研究,本文构建的前定农业产出水平变量,由于农业生产的自然约束,受到经济特征的影响相对较小,既可避免改革后识别变量自身的排序效应和双向因果,亦可避免农业税税费与经济特征变量的内生性。

以2004年产量为划分依据的原因在于,2000—2003年的农业税降低已经影响了2004年的产量,因此以2004年的产量为衡量依据体现的是2005—2006年全面取消农业税的影响,而不是之前农业税降低的影响。从全国范围来看,粮食、棉花和油料是三种全国范围普遍种植的作物。因此,我们以这三种作物产量的总和与肉类产量之和来计算“农业总产量”。由于不同作物的亩产不同,需要对最终产量进行加权折算以得到各县市的“农业总产量”^②。

①人均农业产出为 $eL^F(1-\theta)\tau^{-\theta}$,农业税 θ 下降,人均农业产出提高。

②具体来说,以粮食为基准作物,根据2009年《中国农村统计年鉴》的数据,我国平均每公顷粮食产量为4870.6千克,油料作物为2310.2千克,棉花为1288.6千克,三者大致呈现4:2:1。

再对“农业总产量”进行标准化得到各县市的农业产出水平,通过农业产出水平与政策发生后时间虚拟变量的交互项进行 DID 回归。农业产出水平的具体计算公式如下:

$$Production_i = \frac{Agriculture_i}{\overline{Agriculture}} \quad (9)$$

(9)式中: $Agriculture_i = (Grain_i + 2Oil_i + 4Cotton_i + Meat_i)$,代表*i*县在2004年的农业总产量, $Grain_i$ 、 $Cotton_i$ 和 Oil_i 分别代表*i*县在2004年的粮食、棉花和油料产出。 $\overline{Agriculture}$ 为所有县市2004年农业总产量的均值, $Production_i$ 表示*i*县2004年的农业产出水平。通过将农业产出水平与政策发生时间变量进行交互构造 DID 变量,以分析取消农业税的影响。

由于各省(自治区、直辖市)农业税的减免过程并不一致,因此可能会因部分省份农业税减免幅度更大从而导致其在取消农业税之前呈现不同的变化趋势,从而造成回归结果有偏。为了解决这一问题,需要控制各省份农业税减免的时间差异。参考 Nunn 和 Qian(2011)将地区特征变量与时间固定效应交互的做法,我们通过将各省份虚拟变量与时间虚拟变量交互作为控制变量来控制这一差异。交互后的虚拟变量代表各省份随时间变化的变量,反映了同一省份县市随时间变化的共同趋势,从而控制了农业税减免过程中各省份之间的差异。同时该交互项还可以控制其他在各省份之间影响存在差异的全国性政策的影响,如全国性的农产品价格改革、惠农政策、新农村建设、土地流转政策试点和2008年后应对金融危机的一揽子计划等。因此,本文回归方程为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Production_i \times Post_t + \sum \sum \beta_{hj} province_i^h \times year_t^j + \varphi X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(10)式中: h 代表省份, j 代表时间序号, t 代表年份; y_{it} 为被解释变量,分别代表工业产出、城市化水平和产业结构。 $Production_i \times Post_t$ 为 DID 变量,衡量取消农业税后对不同农业产出水平的县市的冲击,其中 $Post_t$ 表示政策发生变量,当时间在2005年及之后, $Post_t$ 取1,反之取0。 $province_i^h \times year_t^j$ 为省份与时间固定效应的交互项; X_{it} 为控制变量; λ_i 为县级固定效应; η_t 为时间固定效应; ε_{it} 为扰动项。

(二) 变量说明

1.被解释变量,包括工业发展、城市化和产业结构三个部分。其中,工业发展用规模以上工业总产值和第二产业增加值衡量;城市化用城市化率(城市人口/总人口)和城市常住人口数衡量;产业结构采用三次产业比重衡量。

2.解释变量,农业税变量 $Production_i \times Post_t$,其系数 β_1 代表取消农业税对前定农业产出为1的县的平均处理效应。

3.控制变量,考虑到农业技术水平会影响农业产出从而影响取消农业税的冲击,同时亦会对工业发展产生影响(Nunn and Qian,2011)。因此,需要将其纳入控制变量,本文以各县市农业机械总动力(万千瓦时)来衡量其农业技术水平。

考虑到各县市自身经济特征与取消农业税的影响相关,经济发展程度较高的地区可能取消农业税影响较小而工业发展迅速,从而导致回归偏误。本文以各县市人均GDP、年末总人口和年末金融机构贷款总额衡量其经济特征并纳入控制变量。

考虑到政府财政支出和社会总投资是影响工业发展的重要因素,而取消农业税会影响地方政府的财政收入从而影响其支出,同时亦会通过增加农民收入和储蓄来影响社会总投资,因此本文将政府开支和社会总投资作为控制变量纳入方程。

最后,考虑到各县市基础设施是影响人口流动(从而与取消农业税冲击和工业发展相

关)的重要因素,本文将各县市人均医疗床位数(衡量其医疗水平)和电话用户(衡量其家庭生活水平)作为控制变量纳入方程。

所有变量除比率值(城市化率和三次产业比重)之外均采用其对数值进行回归。

(三)数据来源与平行趋势检验

本文利用2000—2018年中国31个省(自治区、直辖市)2 087个县(区市)的面板数据进行实证分析。研究农业问题的学者多采用农村固定观察点数据进行分析,本文采用县级样本可以将地区间的总体特征固定化,从而获得更宏观的结果。

主要变量数据来源于《中国县域统计年鉴》(2001—2019年),包括农业变量、工业变量、人口和就业变量、社会经济变量和社会生活变量。由于农村常住人口、农村从业人员数和农林牧渔业人员数在2012年后数据缺失,因此本文关于城市化部分的基准回归和影响机制分析部分的样本时间为2000—2012年。其他变量,如各县市GDP、播种面积和社会消费品零售总额数据来源于中经网统计数据库和各省统计年鉴。主要变量的描述性统计见表1。

表1 描述性统计

变量名	农业县		非农业县	
	均值	标准差	均值	标准差
1.农业产出				
农业产出水平	1.723	1.078	0.351	0.193
粮食产量(吨)	390495.27	277015.56	88707.083	61278.379
棉花产量(吨)	7382.049	14183.16	3287.459	16177.778
油料产量(吨)	24454.562	29771.246	3608.803	4938.328
肉产量(吨)	58820.544	45650.094	15405.028	13556.308
2.工业特征				
规模以上工业总产值(万元)	1277611.5	2923829	521824.11	2180291.7
第二产业增加值(万元)	479824.72	756391.81	212123.54	579648.77
第一产业占比(%)	27.703	12.832	26.773	14.901
第二产业占比(%)	41.042	14.164	38.893	17.652
3.人口特征				
年末总人口(万人)	69.72	33.286	27.171	18.185
城市化率(%)	17.759	10.731	21.492	16.183
城市常住人口(万人)	11.552	7.609	5.2	5.323
农村农业人口比(%)	61.237	16.01	69.944	16.456
4.经济特征				
农业机械总动力(万千瓦时)	52.858	409.902	24.604	736.718
电话用户(户)	102 073.1	87728.082	43501.8	65876.971
GDP(万元)	947105.89	1224315.3	394366.92	890182
政府财政支出(万元)	99804.031	115250.98	60025.596	82406.652
年末金融机构贷款总额(万元)	437321.56	901497.88	237886.8	767597.29
社会总投资(万元)	377676.73	590578.85	184427.27	380119.78
5.人均变量特征				
人均GDP(元)	13987.203	15215.229	13918.053	21708.871
人均工业产出(元)	18298.092	36771.662	15329.929	43779.524
人均工业增加值(元)	7032.262	9668.09	7187.71	14983.729
人均第一产业产值(万元)	1.489	8.866	1.139	3.071
人均医疗床位数(张/万人)	20.263	27.522	26.561	46.097

在表1中,本文将农业产出水平大于中位数(0.699)的县视为农业县,其他视为非农业

县,以初步分析农业县和非农业县在经济特征上的差异。我们发现,农业县和非农业县在规模上存在显著差异,农业县的人口规模和 GDP 均显著高于非农业县。但在产业结构和城乡结构上,农业县和非农业县的差异较小;同时,在人均指标上,农业县和非农业县在工业、农业、总产出和基础设施等方面不存在显著差异(但非农业县的标准差更大,因此其内部差异较大)。这显示农业县和非农业县之间的主要差异来源于人口规模,因此在控制各县市人口和部分经济特征的前提下,可以得到相对平稳的回归结果。

接下来,为了检验样本是否满足平行趋势假设,我们以样本第一年(2000年)为基期,对其进行平行趋势检验,本文进行平行趋势检验的方程为:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum \beta_j Production_{it} \times year_t^j + \sum \sum \beta_{pj} province^p \times year_t^j + \varphi X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

(11)式中: $year_t^j$ 表示2001—2012年的年份虚拟变量,其他变量含义与回归方程相同。由于2005年为政策截点,因此若 $j < 2005$ 代表政策提前, $j > 2005$ 代表政策延后。根据平行趋势检验要求,所有 $j < 2005$ 的 β_j 均不显著,且 $j \geq 2005$ 的 β_j 至少有一个显著时,即认为相关变量满足平行趋势假设,且取消农业税对其存在影响。平行趋势检验结果见表2。结果显示,6个因变量的政策提前项均不显著,政策延迟项则多数显著,表明本文的模型通过了平行趋势检验。

表2 平行趋势检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业总产值	第二产业增加值	城市化率	城市人口	第一产业占比	第二产业占比
提前4期	0.005 (0.019)	-0.001 (0.008)	-0.121 (0.141)	-0.008 (0.009)	0.035 (0.155)	0.053 (0.209)
提前3期	-0.018 (0.019)	-0.005 (0.008)	0.053 (0.141)	0.005 (0.009)	0.102 (0.154)	-0.053 (0.209)
提前2期	0.013 (0.019)	0.002 (0.008)	0.112 (0.141)	0.005 (0.009)	-0.181 (0.155)	0.189 (0.209)
提前1期	0.005 (0.019)	0.006 (0.008)	0.230 (0.141)	0.005 (0.009)	0.155 (0.156)	0.278 (0.210)
当期	0.016 (0.019)	0.007 (0.008)	0.304** (0.141)	0.014 (0.009)	0.001 (0.155)	0.385* (0.210)
延后1期	0.020 (0.019)	0.011 (0.008)	0.211 (0.142)	0.017* (0.009)	-0.323** (0.156)	0.491** (0.211)
延后2期	0.031 (0.019)	0.021*** (0.008)	0.286** (0.144)	0.016 (0.009)	-0.484*** (0.159)	0.523** (0.215)
延后3期	0.040** (0.019)	0.024*** (0.008)	0.245* (0.142)	0.012 (0.009)	-0.783*** (0.156)	0.810*** (0.211)
延后4期	0.075*** (0.019)	0.033*** (0.008)	0.280** (0.142)	0.019** (0.009)	-1.100*** (0.156)	1.143*** (0.210)
延后5期	0.090*** (0.019)	0.028*** (0.008)	0.345** (0.142)	0.020** (0.009)	-1.196*** (0.156)	1.142*** (0.211)
延后6期	0.102*** (0.019)	0.033*** (0.008)	0.444*** (0.145)	0.022** (0.009)	-1.344*** (0.159)	1.091*** (0.215)
延后7期	0.112*** (0.019)	0.039*** (0.008)	0.490*** (0.144)	0.028*** (0.009)	-1.584*** (0.159)	1.369*** (0.214)
观测值	23 968	24 185	24 110	24 110	24 191	24 170
R-squared	0.843	0.941	0.278	0.370	0.662	0.554
县市数	2 029	2 056	2 051	2 051	2 056	2 056

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平下显著;括号内的数值为标准误;所有结果均包含县级固定效应、年份固定效应、省份与时间固定效应的交互项和所有控制变量。

四、实证结果

(一) 基准回归

理论分析表明,取消农业税提高了农民收入^①,促进了劳动力从农业部门流向非农部门,从而促进了经济现代化。本文从工业产出、城市化水平和产业结构三个方面检验取消农业税的影响。其中工业产出分别以规模以上工业总产值和第二产业增加值进行衡量;城市化水平以城市化率和城市人口进行衡量;产业结构则包括第一、二、三产业的占比。

1. 工业产出

工业产出部分回归结果见表3,其中列(1)和列(2)的被解释变量为规模以上工业总产值,列(3)和列(4)的被解释变量为第二产业增加值。列(1)结果显示,取消农业税显著促进了各县市的工业总产值,即农业产出水平为1的县市工业总产值平均上升了11.4%。列(2)为加入省份与时间固定效应交互项后工业总产值的回归结果,结果显示取消农业税对工业总产值的促进作用下降到8.5%。这表明在样本期间内,各省份在不同时期存在影响工业总产值的其他因素。而第二产业增加值的回归结果则相反,在控制省份与时间固定效应交互项后,农业税对第二产业的影响从1.5%上升到3.2%。

结合两变量的定义分析,工业总产值包括辖区内规模以上工业的总产出,而第二产业增加值则只包括最终品的产值,因此工业总产值存在原材料加工后的重复计算问题,使得两变量系数产生差异。总体来看,取消农业税平均促进了农业产出水平为1的县工业总产值上升8.5%,第二产业增加值上升3.2%,两者之间的差异反映了原材料和中间投入品重复计算带来的结果差异。根据描述性统计,农业县平均农业产出水平为1.723,因此取消农业税平均促进了农业县工业总产量提升14.6%(8.5%×1.723),第二产业增加值提升5.5%(3.2%×1.723)。

表3 基准回归1:工业产出

	(1)	(2)	(3)	(4)
	工业总产值	工业总产值	第二产业增加值	第二产业增加值
农业税变量	0.114*** (0.007)	0.085*** (0.008)	0.015*** (0.003)	0.032*** (0.003)
省份×年份项	未控制	控制	未控制	控制
观测值	32 489	32 489	33 100	33 100
R-squared	0.837	0.854	0.946	0.955
县市数	2 061	2 061	2 072	2 072

注:所有回归结果均包含县级固定效应、年份固定效应和所有控制变量。

2. 城市化水平

取消农业税对城市化水平的影响见表4。结果显示,取消农业税对城市化具有显著的促进作用,无论是城市化率还是城市人口,受到取消农业税影响后均显著提升。其中农业产出水平为1的县市在取消农业税后城市化率提高0.267%,城市人口上升1.7%。虽然取消农业税对城市化影响的系数非常小,但其对城市人口的促进卓有成效。从农业县平均水平来看,

①因篇幅所限,取消农业税对农村居民收入影响的实证结果不在正文展示,如有需要请联系作者索取。

取消农业税促进其城市化率上升 0.46%,城市人口增加了 2.93% ($1.7\% \times 1.723$)。

加入省份与时间固定效应交互项后,城市化率系数显著降低,而城市人口的系数则无变化。这反映在样本期间内,存在其他政策因素(比如土地流转和就地城镇化)在不同程度上促进了各省的城市化,同时说明这一期间取消农业税促进的城市人口增加是农村人口转化为城市人口的重要因素。

表 4 基准回归 2:城市化水平

	(1)	(2)	(3)	(4)
	城市化率	城市化率	城市人口	城市人口
农业税变量	0.407*** (0.050)	0.267*** (0.058)	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.004)
省份×年份项	未控制	控制	未控制	控制
观测值	24 110	24 110	24 110	24 110
<i>R-squared</i>	0.185	0.277	0.296	0.369
县市数	2 051	2 051	2 051	2 051

注:同表 3。

3. 产业结构

表 5 汇报了取消农业税对三次产业占比的影响。结果显示,取消农业税显著促进了第一产业比重的下降和第二产业比重的上升。从农业县平均来看,取消农业税后第一产业占比下降 1.98% ($1.15\% \times 1.723$),第二产业占比上升 1.84% ($1.069\% \times 1.723$),服务业占比则未受显著影响。

表 5 基准回归 3:产业结构

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	第一产业占比	第一产业占比	第二产业占比	第二产业占比	第三产业占比	第三产业占比
农业税变量	-0.627*** (0.057)	-1.150*** (0.062)	0.913*** (0.074)	1.069*** (0.082)	-0.315*** (0.069)	0.007 (0.076)
省份×年份项	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
观测值	33 117	33 117	33 082	33 082	33 032	33 032
<i>R-squared</i>	0.612	0.697	0.462	0.565	0.140	0.301
县市数	2 072	2 072	2 072	2 072	2 072	2 072

注:同表 3。

基准回归的结果说明,取消农业税对工业产出、城市化和产业结构转型均有显著正向影响,表明取消农业税显著促进了中国的经济现代化。在加入省份与时间固定效应的交互项后,部分结果发生显著改变,说明同期的其他政策会对部分结果造成影响,因此下文的回归均需控制省份与时间固定效应的交互项。

(二) 稳健性检验

本部分将对实证结果进行稳健性检验。主要从更换 DID 识别方式、使用工具变量以及考虑同期政策等方面进行检验。

1. 更换 DID 识别方式

在基准回归部分,我们根据各县市 2004 年的“农业总产出”构造了其农业产出水平指标,并以农业产出水平和政策发生后的交互项作为 DID 识别变量。本部分我们采用两种方式更改 DID 识别变量:第一,采用二值变量 $treated_i$ 衡量各县市是否受到农业税影响,对 2004

年“农业总产量”高于中位数水平的县, $treated_i$ 取 1, 反之取 0。用 $treated_i$ 与政策发生后的交互项作为 DID 识别变量。第二, 采用“相对农业产出”作为农业产出指标。考虑到各县可能因面积大小导致产出差异, 我们以 2004 年各县市“农业总产量”与其面积的比值作为“相对农业产出”, 以“相对农业产出”的对数值与政策发生后的交互项作为 DID 识别变量。结果见表 6 中 Part1 和 Part2。

表 6 中 Part1 和 Part2 的结果显示, 在更换 DID 的识别变量后, 取消农业税对工业发展、城市化以及产业结构的影响与基准回归结果一致, 无论在系数符号还是显著性上均无差别。同时表 6 中 Part1 的系数与基准回归结果的各项系数乘以农业县农业产出水平均值 (1.723) 后基本一致, 表明本文关于取消农业税影响的识别以及取消农业税对经济现代化的影响是稳健的。

2. 工具变量回归

考虑到 2004 年的农业产出可能受到特殊气候、自然灾害等因素的影响, 而这些因素缺乏足够的县级层面数据, 从而可能使农业产出水平存在识别偏误。参考 Nunn 和 Qian (2015) 的做法, 本部分以 2004 年各县市的播种面积作为农业产出水平的工具变量 (IV), 通过两阶段最小二乘法 (2SLS) 中的第一阶段得到农业产出水平的拟合值, 并以该拟合值与政策发生后的交互项作为 DID 识别变量进行回归, 来检验本文对于取消农业税识别的稳健性, 结果见表 6 中 Part3。

表 6 中 Part3 的结果显示, 使用 IV 估计后, 工业产出部分的系数 (0.083 和 0.036) 和显著性与基准结果一致; 城市化 (0.181 和 0.021) 和产业结构转型 (-1.625 和 0.763) 的部分结果相较于基准回归有所波动, 但依然符合预期。IV 回归的结果依然显示取消农业税对工业发展、城市化和产业结构转型均存在显著的促进作用, 说明基准回归的结果是稳健的^①。

表 6 稳健性检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业总产量	第二产业增加值	城市化率	城市人口	第一产业占比	第二产业占比
Part1: 依据农业产出水平中位数划分处理组和控制组						
农业税变量	0.176 *** (0.016)	0.064 *** (0.006)	0.843 *** (0.117)	0.046 *** (0.008)	-1.697 *** (0.123)	2.571 *** (0.163)
观测值	32 489	33 100	24 110	24 110	33 117	33 082
R-squared	0.854	0.955	0.278	0.370	0.695	0.566
Part2: 采用相对农业产出的对数值替换农业产出水平						
农业税变量	0.065 *** (0.006)	0.012 *** (0.002)	0.546 *** (0.047)	0.028 *** (0.003)	-0.609 *** (0.048)	0.798 *** (0.065)
观测值	32 489	33 100	24 110	24 110	33 117	33 082
R-squared	0.854	0.954	0.281	0.371	0.695	0.565
Part3: IV 估计结果						
农业税变量(IV)	0.083 *** (0.012)	0.036 *** (0.004)	0.181 * (0.094)	0.021 *** (0.007)	-1.625 *** (0.094)	0.763 *** (0.135)
观测值	13 538	13 548	10 059	10 059	13 548	13 546
R-squared	0.901	0.973	0.282	0.348	0.738	0.583

注: 所有回归结果均包含县级固定效应、年份固定效应、省份与时间固定效应的交互项和所有控制变量。下同。

①因篇幅所限, 一阶段结果和 IV 部分稳健性检验结果不在正文展示, 如有需要请向作者索取。

最后,本文还通过采用人均值、剔除提前取消农业税省份样本、考虑同期政策、采用稳健聚类标准误、采用农业占比作为识别方式以及在农业总产出中剔除肉类产量等方法进行稳健性检验,其结果与基准回归结果一致^①。因此,本文关于取消农业税对经济现代化的影响结果是稳健的。

(三) 异质性分析

由于取消农业税带来的外生冲击因各县市农业产出水平不同而存在差异,因此在不同气候区和经济发展程度地区,取消农业税的影响会存在差异。本部分将根据不同地区的自然环境和经济发展程度差异进行异质性分析,分别从气候和农作物两个方面进行样本划分,以分析取消农业税影响的地区差异。

1. 不同气候区的异质性

由于我国幅员辽阔,不同地区的气候存在显著差异。对于农业生产来说,气候上具有两条重要的分界线。一条是 800 毫米等降水量线,该线划分了我国的湿润区和半湿润区,也是水稻和小麦区的分界线;另一条是 400 毫米等降水量线,该线划分了我国的半湿润区和半干旱区,也是农耕地和牧区、季风区和非季风区的分界线。本文依据这两条等降水量线将样本划分为:湿润区、半湿润区、半干旱区进行回归,结果见表 7。

表 7 异质性分析 1:不同气候区

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业总产值	第二产业增加值	城市化率	城市人口	第一产业占比	第二产业占比
湿润区(年降水量大于 800 毫米)						
农业税变量	0.073 ^{***} (0.010)	0.031 ^{***} (0.004)	0.230 ^{***} (0.083)	0.027 ^{***} (0.006)	-0.384 ^{***} (0.080)	1.247 ^{***} (0.112)
观测值	16 371	16 475	12 078	12 078	16 472	16 464
<i>R-squared</i>	0.896	0.967	0.255	0.305	0.766	0.616
半湿润区(年降水量 400-800 毫米)						
农业税变量	0.094 ^{***} (0.011)	0.040 ^{***} (0.004)	0.269 ^{***} (0.067)	0.009 [*] (0.005)	-1.783 ^{***} (0.087)	1.106 ^{***} (0.119)
观测值	12 596	12 631	9 459	9 459	12 633	12 625
<i>R-squared</i>	0.847	0.949	0.338	0.449	0.634	0.520
半干旱区(年降水量小于 400 毫米)						
农业税变量	0.106 [*] (0.064)	0.026 (0.023)	3.586 ^{***} (0.548)	0.128 ^{***} (0.019)	-2.629 ^{***} (0.476)	0.524 (0.596)
观测值	3 522	3 994	2 573	2 573	4 012	3 993
<i>R-squared</i>	0.765	0.941	0.312	0.568	0.695	0.575

表 7 中列(1)—(2)的结果显示,在工业发展方面,取消农业税在湿润区和半湿润区的影响一致,以农业产出水平为 1 的县为例,同时促进了工业总产值(分别为 7.3%和 9.4%)和第二产业增加值(分别为 3.1%和 4%)的上升。而在半干旱区,虽然取消农业税显著促进了工业总产值的提高(10.6%),但对第二产业增加值的影响不显著。这表明取消农业税促进了半干旱地区工业原料的产出,但没有显著增加该地区的工业最终品生产。

列(3)—(4)的结果显示,在城市化方面,取消农业税对不同气候区的影响基本一致,均

^①因篇幅所限,相关结果不在正文展示,如有需要请向作者索取。

促进了城市化水平的提升和城市人口的增加。同时我们发现,半干旱区样本的系数显著高于其他地区(分别为3.6%和12.8%),这主要是由于半干旱区的城市化水平较低,从而使得取消农业税对该地区在城市化方面具有更强的边际效应。

列(5)—(6)的结果显示,在产业结构转型方面,取消农业税对湿润区和半湿润区的影响一致,均降低了第一产业占比,提高了第二产业占比。但在半干旱区,取消农业税虽然降低了第一产业占比,但对第二产业占比无影响。原因在于半干旱区工业以原料产出为主,最终品产出增加较少。结果表明,取消农业税对经济现代化的影响在不同气候区具有显著的异质性。

2. 不同农作物地区的异质性

除气候以外,不同农作物产区在农业税中所受到的影响亦可能存在差异,因为在农业人口较多的地区,粮食作物价格的波动相较于经济作物更能影响农民的真实收入(McGuirk and Burke, 2020)。因此,本文按照各县市粮食在农业总产出中的占比将样本划分为产粮县和经济作物县^①,以分析取消农业税对不同农作物区影响的差异。回归结果见表8。

表8 异质性分析2:不同农作物地区

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业总产值	第二产业增加值	城市化率	城市人口	第一产业占比	第二产业占比
	产粮县					
农业税变量	0.117*** (0.010)	0.043*** (0.004)	0.455*** (0.076)	0.033*** (0.005)	-1.661*** (0.082)	1.310*** (0.110)
观测值	23 395	23 860	17 386	17 386	23 873	23 846
R-squared	0.857	0.953	0.297	0.384	0.706	0.565
	经济作物县					
农业税变量	0.051*** (0.013)	0.024*** (0.004)	-0.011 (0.104)	-0.004 (0.006)	-0.714*** (0.100)	0.902*** (0.135)
观测值	8 932	8 999	6 621	6 621	9 004	8 995
R-squared	0.861	0.967	0.285	0.384	0.713	0.600

表8列(1)—(2)和列(5)—(6)的结果显示,取消农业税对产粮县和经济作物县在工业发展和产业结构转型方面的影响一致,均促进了工业总产值和第二产业增加值的增长,降低了第一产业占比,提升了第二产业占比。列(3)—(4)的结果表明,取消农业税促进了产粮县城市化率和城市人口的增加,但对经济作物县的城市化影响不显著,即取消农业税对城市化的影响在产粮县和经济作物县存在异质性。结合McGuirk和Burke(2020)的结论,由于粮食作物的收入对农民的真实收入影响更显著,因此取消农业税对产粮县农民的真实收入促进作用更大,从而更大程度上推动了产粮区农民向非农部门转移。表8中列(1)—(2)和列(5)—(6)中产粮县的系数绝对值显著高于经济作物县亦证明了该结论。

五、影响机制分析

张培刚先生的“农业与工业化”理论指出,由于农产品需求弹性远低于工业品,农业生产效率的提高会促使农业劳动力向工业部门转移。理论模型部分(5)—(7)式表明,取消农业

^①将油料和棉花加权后产量高于粮食产量75%的县视为经济作物县,其他视为产粮县。

税提高了农业总产出和生产效率,并通过改变就业结构、扩大消费品需求促进了经济现代化。本部分从农业生产效率、就业结构和产品需求三个方面来分析取消农业税对工业产出、城市化和产业结构转型的影响机制。

在农业生产率方面,我们使用人均第一产业产值进行衡量:将各县市第一产业增加值比上农林牧渔业从业人口,得到人均第一产业产值,将其作为被解释变量进行回归。

在就业结构方面,我们从农林牧渔业就业人口、农村农林牧渔业就业比(农林牧渔业人数/农村总就业人数)和农村进城务工人员三个方面来分析。由于原始数据缺乏农村进城务工数据,因此本文利用农村总人口和农村就业人口数据构造进城务工人员变量^①。

在产品需求方面,我们使用各县市社会消费品零售总额作为被解释变量。同时,考虑到工业就业增加可能促使更多企业的成立,我们亦将各县市规模以上工业企业数作为被解释变量,以研究取消农业税的影响机制。回归结果见表9。

表9 影响机制分析结果

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	人均第一产业产值	农林牧渔业就业人数	农村农业就业比	进城务工人员数	规模以上工业企业数	社会消费品零售总额
农业税变量	0.007** (0.003)	-0.010*** (0.002)	-0.580*** (0.077)	0.438*** (0.030)	0.076*** (0.006)	0.029*** (0.003)
观测值	24 110	24 137	24 102	24 075	23 973	20 550
R-squared	0.847	0.332	0.613	0.211	0.569	0.942
县市数	2,053	2,054	2,051	2,049	2,029	1,770

注:其中人均第一产业产值、农林牧渔业就业人数、规模以上工业企业数和社会消费品零售总额采用对数值回归;农村农业就业比和进城务工人员数采用原值回归。

表9的结果验证了理论模型的结论,取消农业税提高了农业部门的生产效率,促进了农业人口向非农部门的转移。在农业生产效率方面,在取消农业税后,农业产出水平为1的县平均农业生产效率上升0.7%,这与Hsieh和Klenow(2009)的结论一致,当农业部门的扭曲被消除后,农业生产率会上升。在就业结构方面,取消农业税后农业产出水平为1的县农业就业人口下降1%;农村农业就业比下降0.58%;进城务工人员增加4 380人,约占农业县农村劳动力的1.86%^②。在企业 and 需求方面,规模以上工业企业数量增加7.6%,社会消费品零售总额增加2.9%。社会消费品零售总额的增加幅度与第二产业增加值系数接近(见表3列(4)),表明在取消农业税后,农民实际收入增加,整个市场中对消费品的增加主要集中在工业制造品,这一结果与理论模型的假设一致。

为了进一步验证影响机制的可靠性,下文采用调节效应模型进行回归分析,参考Bai(2019)的做法,我们以机制变量和识别变量的交互项作为调节变量,回归方程为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Production_i \times Mec_{it} + \sum \sum \beta_{jpl} province_i^p \times year_t^l + \varphi X_{it} + \lambda_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

(12)式中: Mec_{it} 表示表10中的6种影响机制变量,通过与代表取消农业税冲击程度的农业产出水平变量 $Production_i$ 交互得到调节效应变量,其系数 β_1 表示取消农业税通过机制变量变动对被解释变量的影响。调节效应回归结果见表10。

①因篇幅所限,进城务工人员数指标的构建方法不在正文展示,如有需要请向作者索取。

②农村常住人口均值为58万人,以平均劳动力占比70%计算, $(0.438 \times 1.723) / (58 \times 0.7) = 1.86\%$ 。

表 10 的结果显示,取消农业税通过提高人均农业产出、降低农业人口和农业人口占比、增加进城务工人员数、工业企业数和消费品需求来影响工业总产值。通过影响机制分析,我们验证了理论模型的结论:取消农业税提高了人均农业产出,促进了农业部门劳动力向非农部门的转移,并且由于非农部门的区位分布特点,这一转移会促进农村人口向城市转移,从而推动城市化。因此,农村地区的农林牧渔业就业人口、农业就业比的系数均显著为负。而在这一过程中,由于我国独特城乡二元结构和户籍制度的限制,使得农村人口的转移主要以进城务工的方式进行。最后,取消农业税释放出的农业劳动力吸引了更多的工业企业,农民真实收入的增加则提高了对消费品(主要是工业制造品)的需求,从而最终促进了工业发展、城市化和产业结构转型。

表 10 影响机制分析:调节效应

变量名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业总产值	工业总产值	工业总产值	工业总产值	工业总产值	工业总产值
$\ln PerFirst \times Prod$	0.050 ^{***} (0.006)					
$\ln AEMP \times Prod$		-0.051 ^{***} (0.013)				
$RateAE \times Prod$			-0.003 ^{***} (0.0003)			
$Entrance \times Prod$				0.003 ^{***} (0.001)		
$\ln Firm \times Prod$					0.109 ^{***} (0.005)	
$\ln Consume \times Prod$						0.070 ^{***} (0.007)
观测值	23 868	23 881	23 856	23 830	23 957	20 421
<i>R-squared</i>	0.844	0.842	0.844	0.862	0.851	0.836
县市数	2 025	2 026	2 023	2 023	2 028	1 766

注:Prod 为 Production,即各县 2004 年的农业产出水平。 $\ln PerFirst$ 表示人均第一产业产值、 $\ln AEMP$ 表示农林牧渔业就业人数、 $RateAE$ 表示农村农业就业比、 $Entrance$ 表示进城务工人员数、 $\ln Firm$ 表示规模以上工业企业数、 $\ln Consume$ 表示社会消费品零售总额。

六、结论与政策启示

本文从工业发展、城市化和产业结构转型三个方面衡量经济现代化,通过构建农业-工业两部门模型分析取消农业税后劳动力在两部门之间的流动,并基于 2000—2018 年 2 087 个县(区市)的面板数据,运用 DID 回归进行实证检验,研究取消农业税对经济现代化的影响。

本文研究结果显示:第一,取消农业税显著推动了中国的经济现代化。在提高农民收入,促进共同富裕的同时,取消农业税显著推动了工业发展、城市化和产业结构转型。第二,经过改变识别变量和采用 IV 估计等稳健性检验后,这一结论依然成立。第三,取消农业税的影响在不同的气候区和作物区的县市存在显著差异。第四,取消农业税对经济现代化的影响主要以提高农业生产效率、促进劳动力流动和增加工业制成品需求量为机制,这表明取消农业税实现了提高生产效率与保障社会公平的有机结合。

基于上述结论,我们得到以下政策启示:第一,农民的减负增收是实现共同富裕和中国

经济现代化的重要路径。取消农业税减轻了农民负担,缓解了贫富差距和部门间发展失衡问题,同时促进劳动力向非农部门的转移,为经济的长期稳定增长提供了保障。未来应继续推进新的惠农政策,实现乡村振兴和更高层次经济现代化的结合。第二,取消农业税在不同的地区所产生的影响具有异质性,在采取新的惠农政策时要根据各地区的气候、生态环境和经济发展程度制定合适的政策。在气候较恶劣的半干旱区,要注重产业结构的调整,避免农业劳动力过多转入原料开采行业,导致生态破坏和环境污染。第三,取消农业税对经济现代化的促进主要通过劳动力转移、生产效率提高等市场机制实现,因此要坚持市场在资源配置中的决定性作用,同时更好地发挥政府宏观调控和再分配的作用,实现“有效市场”和“有为政府”的有机结合。第四,取消农业税在维护社会公平的同时,促进生产效率的进一步提升。这表明以共同富裕为目标的惠农政策可以兼顾公平与效率,在全面建设社会主义现代化国家进程中,要不断推出与时俱进的惠农政策,促进乡村振兴和农村农业现代化,为实现共同富裕奠定基础。

参考文献:

- 1.陈斌开、李银银,2020:《再分配政策对农村收入分配的影响——基于税费体制改革的经验研究》,《中国社会科学》第2期。
- 2.陈佳贵、黄群慧,2005:《工业发展、国情变化与经济现代化战略——中国成为工业大国的国情分析》,《中国社会科学》第4期。
- 3.陈晓光,2016:《财政压力、税收征管与地区不平等》,《中国社会科学》第4期。
- 4.黄群慧,2021:《新发展格局的理论逻辑、战略内涵与政策体系——基于经济现代化的视角》,《经济研究》第4期。
- 5.黄寿峰、邓宇铭,2020:《财政压力、企业要素投入扭曲与经济绩效》,《财政研究》第3期。
- 6.梁若冰,2019:《财政激励与消失的女性》,《经济学(季刊)》第18卷第2期。
- 7.聂辉华,2006:《取消农业税对乡镇政府行为的影响:一个多任务委托代理模型》,《世界经济》第8期。
- 8.彭飞、董颖,2019:《取消农业税、财政压力与雾霾污染》,《产业经济研究》第2期。
- 9.孙小燕、温琦,2007:《财政压力与体制变迁——后农业税时代的乡镇机构改革》,《农业经济问题》第12期。
- 10.吴鸾鸾、李力行、姚洋,2014:《农业税费改革对土地流转的影响——基于状态转换模型的理论 and 实证分析》,《中国农村经济》第7期。
- 11.吴敏、周黎安,2020:《财政压力的多层级传递与应对——基于取消农业税改革的研究》,《世界经济文汇》第1期。
- 12.徐翠萍、史清华、Holly Wang,2009:《税费改革对农户收入增长的影响:实证与解释——以长三角15村跟踪观察农户为例》,《中国农村经济》第2期。
- 13.钟甫宁、顾和军、纪月清,2008:《农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应——江苏省农业税减免、粮食直补收入分配效应的实证研究》,《管理世界》第5期。
- 14.邹伟、吴群、曲福田,2008:《免征农业税对农户土地利用行为的影响——基于14省25县(市)496农户的调查》,《资源科学》第6期。
- 15.左翔、殷醒民、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10卷第4期。
- 16.Bai, Y. 2019. “Farewell to Confucianism: The Modernizing Effect of Dismantling China’s Imperial Examination System.” *Journal of Development Economics* 141: 102382.
- 17.Buera, F. J., and Y. Shin. 2013. “Financial Frictions and the Persistence of History: A Quantitative Exploration.” *Journal of Political Economy* 121(2): 221–272.
- 18.Gottlieb, C., and J. Grobovgek. 2019. “Communal Land and Agricultural Productivity.” *Journal of Development Economics* 138: 135–152.

19. Hsieh, C.T., and P.J. Klenow. 2009. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India." *Quarterly Journal of Economics* 124(4): 1403–1448.
20. McGuirk, E., and M. Burke. 2020. "The Economic Origins of Conflict in Africa." *Journal of Political Economy* 128(10): 3940–3997.
21. Nunn, N., and N. Qian. 2011. "The Potato's Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment." *Quarterly Journal of Economics* 126(2): 593–650.
22. Nunn, N., and N. Qian. 2015. "US Food Aid and Civil Conflict." *American Economic Review* 104(6): 1630–1666.
23. Perego, V.M.E. 2019. "Crop Prices and the Demand for Titled Land: Evidence from Uganda." *Journal of Development Economics* 137: 93–109.
24. Restuccia, D., and R. Rogerson. 2008. "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishment." *Review of Economic Dynamics* 11(4): 707–720.
25. Restuccia, D., and R. Rogerson. 2017. "The Causes and Costs of Misallocation." *Journal of Economic Perspectives* 31(3): 151–174.
26. Sotelo, S. 2020. "Domestic Trade Frictions and Agriculture." *Journal of Political Economy* 128(7): 2690–2738.
27. Zhong, C.P., C. Turvey, J. Zhang, and C.S. Xu. 2011. "Does Taxation Have Real Effects on Agricultural Output? Theory and Empirical Evidence from China." *Journal of Economic Policy Reform* 14(3): 227–242.

The Promotion Effect of Tax Reduction in Agriculture on Economic Modernization: Evidence from the Abolition of Agricultural Taxes

Li Zhuo^{1,2} and Feng Litao²

(1: Center for Economic Development Research of Wuhan University;
2: Economics and Management school of Wuhan University)

Abstract: This article takes the cancellation of agricultural taxes as a quasi-natural experiment of tax reduction in agriculture, measures economic modernization from three aspects of industrial development, urbanization and industrial structure transformation, and studies the impact of the cancellation of agricultural tax on economic modernization by constructing a two-sector general equilibrium model. Based on county-level panel data, this article uses difference-in-difference method for empirical analysis. The study found that the cancellation of agricultural taxes significantly promoted industrial development, urbanization and industrial structure transformation, and promoted economic modernization. This effect is heterogeneous across different climatic and economic zones. The cancellation of agricultural taxes promotes the modernization of the economy mainly through improving agricultural productivity, labor migration and expanding domestic demand. The conclusion suggests that tax reduction in agriculture is an important path to realize economic modernization. In the future, we should continue to improve farmers' income through preferential agricultural policies to narrow the gap between urban and rural areas, and promote common prosperity. At the same time, the Chinese model of promoting economic modernization through agricultural development has provided practical experience for other developing countries.

Keywords: Common Prosperity, Economy Modernization, Agricultural Tax, Structural Transformation

JEL Classification: O23

(责任编辑:彭爽)