

增产是否增收?

——基于粮食主产区设立的准自然实验研究

李红莉¹,张俊飏^{1*},童庆蒙^{1,2}

(1.华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070;

2.华中师范大学 经济与工商管理学院,湖北 武汉 430079)



摘要 “增产”和“增收”是粮食主产区设立的两大重要目标。既有研究普遍强调粮食主产区设立对于粮食增产的贡献,然而,在实现增产的同时,农民收入是否提高尚未得到充分重视。将2004年全国13个粮食主产区的设立视为一次准自然实验,基于1997—2018年省级面板数据,采用双重差分模型系统考察了粮食主产区设立对农民收入的影响。研究发现:粮食主产区设立对农民家庭经营性收入具有显著的促增效应,但对工资性收入具有削减效应。具体而言,与非粮食主产区省份相比,粮食主产区的设立使得13个粮食主产区省份的家庭经营性收入相对增加了455.852元/人,工资性收入相对减少了532.567元/人;粮食主产区设立影响农民收入的主要路径依赖于土地经营规模的扩张。整体而言,粮食主产区设立通过改变农民在务工与务农之间的资源分配模式,实现了农民总收入的动态平衡。本文认为,在继续推进粮食主产区政策兜底农业生产的同时,应当进一步强化扶持农村劳动力多元化就业等政策,拓宽农民增收渠道,打好巩固“增产增收”的政策组合拳,实现农民总收入稳步提高。

关键词 粮食主产区设立;增产增收;家庭经营性收入;土地经营规模;双重差分模型

中图分类号:F 320.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2022)01-0105-11

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.01.011

确保粮食安全始终是党和政府治国理政的头等大事^[1]。为了保障国家粮食安全,中国政府于2004年设立了13个粮食主产区来兜底农业生产^①。通过综合发力,到2020年全国粮食产量已经实现了“十六连丰”,总产量增加了54%,并确保了粮食总量不低于6亿吨的基本目标^②。然而,粮食产量的持续增长并不一定带来农民收入的大幅提高^[2]。据统计,2004—2018年粮食主产区农民家庭人均纯收入普遍低于全国平均水平^③。农民增产不增收成为制约农业发展的瓶颈^[3]。提高农民收入不仅是解决“三农”问题的核心所在,也是确保国家粮食安全的重要工作^[4]。实际上,设立粮食主产区的政策目标是同时保供给与促增收,即确保粮食增产和农民增收的双重目标。增产目标已经实现,那么该政策的增收效应如何呢?这正是本文所关注的重要现实问题。

事实上,所谓的“增产不增收”并非绝对。数据显示,2004—2019年间中国农村居民人均总收入

收稿日期:2021-04-08

基金项目:国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”(20AZD091)。

* 为通讯作者。

① 2003年12月财政部印发了《关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见》(简称《意见》),其中将包括河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、山东、河南、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、四川等13个省份确定为中国粮食主产区,在政策扶持和投资等方面予以一定倾斜,以实现粮食产量的稳定增长。

② 农业农村部:我国粮食取得“十六连丰”,总产量增加了54%。

③ 根据国家统计局数据整理而得,以2017年为例,全国农村居民家庭人均纯收入为13999.6元/人,粮食主产区省份内农村居民家庭人均纯收入为13599.7元/人。

的年均增长率为 1.12%，持平于城市居民人均总收入的 1.11%^①。而理论上，“增产不增收”的“收”在政策目标上应为农民的家庭经营性收入概念，而非农民总收入概念。从农业内部，通过农业生产增加家庭经营性收入以解决农民收入增长问题，一直是农业政策主要追求的直接目标^②。但由于经济发展过程中农业份额的下降，家庭经营性收入对农民收入增长的贡献日渐降低，尤其在城镇化进程大举推进的环境下，农民的工资性收入逐渐取代家庭经营性收入成为农民增收的主要动力已是必然^[5]。虽然，2004—2019 年间农民的家庭经营性收入的年均增长率为 1.08%，略低于同期农村居民工资性收入的年均增长率 1.13%^③。但在增长趋势强势的工资性收入对比下，家庭经营性收入的相对下滑所产生的直接后果是农民逐渐缺乏农业生产积极性，这将进一步影响农业生产，甚至对粮食安全造成隐患。有鉴于此，历年中央一号文件始终把促进农民增收放在“三农”问题的核心地位，通过深化农业供给侧结构性改革，在提高农业供给质量的同时，实现农民家庭经营性收入的有效增长。尤其对肩负粮食安全重任的主产区而言，让农民在生产经营活动中致富，不仅对于保障粮食的长效供给，更对于促成“增产也增收”的双赢局面，其重要性与现实意义都不言而喻。

一、文献综述

目前，国内外学者对农民的增产与增收问题展开了大量研究，如与本文相关的文献主要有如下两类。第一类文献主要从微观或宏观视角探究农民收入的影响因素，从人力资本^[6-7]、社会资本^[8-9]、物质资本^[10]等微观基础和产业差异^[11]、国家政策^[12]等宏观层面研究农民收入的影响效应和作用机制。第二类文献聚焦于考察粮食生产与农民收入之间的关系，例如，辛岭等^[4]、齐衡等^[13]通过不同方法构建粮食生产与农民收入协调性的测算指数，结果发现主产区省份内“粮食—收入”协调性逐年下降。与此同时，在农业现代化发展进程中，长期存在的城乡二元结构及伴随城镇化出现的劳动力成本上升、农村人口外流现象，农民选择通过外出务工替代农业生产，亦是造成粮食生产与农民收入不协调的重要原因。第三类文献则是评估粮食安全相关政策的政策效应，这与本文研究主题最为相近。例如，Schmitz 等^[14]认为粮食直补政策对粮食生产与农户农资投入没有显著影响；张建杰认为粮食补贴政策对农民粮食生产行为的激励效应有限^[15]，未能有效调动农民种粮的积极性^[16]；与前者结论相反的是，吴连翠等^[17]认为粮食补贴政策显著增加了粮食产量和农民收入；此外，杜锐等^[18]利用合成控制法评估粮食主产区一揽子政策效果，研究发现粮食主产区政策可以通过稳定播种面积有效提高小麦产量；而张红宇^[19]则通过宏观数据统计分析，发现中国粮食生产出现较大幅度下滑，其原因在于没有建立起粮食主产区与农民种粮积极性的稳定种粮机制。

上述丰富的研究成果为评估粮食政策的政策效应奠定了坚实的理论基础，但现有研究仍存在两个方面的不足：从研究视角看，针对粮食主产区设立增产与增收的两大核心目标，已有研究侧重考察粮食主产区设立的增产效应，而忽视了粮食主产区设立对农民收入的影响^[20]。从研究方法看，现有文献对粮食主产区政策效应评估多采用单差法^[21]，方法比较单一。鉴于此，本文运用双重差分模型(DID)，将研究样本划分为实验组(粮食主产区)和对照组(非粮食主产区)，从政策维度(粮食主产区与非粮食主产区)和时间维度(2004 年粮食主产区设立前后)两个维度出发，系统探究粮食主产区政策对农民收入的因果效应；并通过导入土地经营规模这一因素，考察粮食主产区政策对提高家庭经营性收入的影响机制。

二、理论分析与研究假说

理论上，由于农民总收入的来源主要为四类，分别是家庭经营性收入、工资性收入、财产性收入和

① 根据国家统计局数据整理而得。

② 本文中“增产增收”一词中的“收”，主要指农民的家庭经营性收入。

③ 根据国家统计局数据整理而得。

转移性收入,其中家庭经营性收入和工资性收入占较大比重^[9],故粮食主产区设立的增收效应可能有如下两大影响。

其一,家庭经营性收入增加。粮食主产区政策的基本逻辑是通过生产集聚获得规模经济性,继而提升农业生产率,从而获取粮食生产递增的规模报酬和增加农民家庭经营性收入^[22]。具体而言,一方面,粮食主产区内地集中连片,农民通过参与横向分工,在促进粮食主区内专业化、规模化生产的同时^[23],使得农业生产要素、技术以及机械等实现了共享,为大范围推广高效的农业生产技术提供了可能,进而有助于获取粮食生产的规模效应^[24],提高农民的家庭经营性收入;另一方面,粮食主区内高度专业化、规模化的横向分工,使得粮食生产“从种到收”的纵向分工水平不断深化^[23],故而在生产环节上提高粮食生产效率,使得粮食生产更具规模报酬递增的性质^[25],实现农民家庭经营收入的提升,即“增产增收”。

其二,工资性收入下降。理论上,人们的工作时间都是有限的。对农民而言,他们需要在务农与务工的时间分配上进行权衡,因而当宏观经济环境中农业份额下降,农业生产效益下滑从而表现出家庭经营性收入下降时,必然出现农民务工与工资性收入可能性的提高。因此,农民决定在农业生产上增加投入与扩大规模时,将会面临时间分配上的抉择,以及随之而来的对务农机会成本的考量。由于农村劳动力市场不完善,以及农民雇工的交易成本较高^[26],农民发展农业规模经营在促进规模扩张、提升产能的同时,势必会增加土地、劳动力等生产要素的投入,进而减少外出务工时间,从而导致工资性收入下降^[27]。现实背景下,相比于非粮食主产区,粮食主产区属于限制开发区的范畴,其大规模高强度城镇化、工业化开发必然滞后^①。也就是说,13个粮食主产区省份的开发权限被严格限定,这就导致了粮食主产区内的经济发展滞后和农民收入增长缓慢甚至下降的可能性^[3]。因此,从相对意义上看,粮食主产区通过规模经营增加粮食产量的同时,可能会降低农民工资性收入。

由此可见,粮食主产区的设立可能通过土地规模化经营来促进区域内农民的家庭经营性收入上升,即实现“增产增收”,同时也会导致工资性收入下降。这种可能存在的“正负效应”使得对农民总收入水平的变化难以确定。对此,本文将尝试使用1997—2018年省级面板数据,结合双重差分模型,科学评估粮食主产区设立对农民收入及结构的影响和作用机制。综上,本文提出假说 $H_1 \sim H_3$ 。

H_1 :粮食主产区设立对农民家庭经营性收入具有促增效应。

H_2 :粮食主产区设立对农民工资性收入具有削减效应。

H_3 :粮食主产区设立对家庭经营性收入的促增效应及工资性收入的削减效应主要依赖于土地经营规模的扩张。

三、识别策略与估计方法

1. 因果识别策略

要准确识别粮食安全对农民收入的因果效应并非易事,在实证检验中存在两方面问题:一方面,已有多项农业政策均以粮食增产为导向,若要评估每项政策对农民收入的因果效应是一项复杂的工作,同时单个表征粮食增产的测度指标难以准确概括粮食安全的全貌;另一方面,考虑到部分农业政策与社会经济特征高度相关,这容易引致遗漏变量等内生性问题。

有鉴于此,本文选取2004年全国13个粮食主产区的设立作为一次准自然实验干预,主要出于以下考虑:其一,粮食主产区的设立包含了仅面向粮食主产区省份的一揽子政策^②,根据其政策实施初衷与设计构想出发,这一揽子政策的最终目标在于保障粮食安全、促进农民增收,其政策方向是一致

① 见国务院关于印发全国主体功能区规划的通知(国发[2010]46号)。

② 仅面向粮食主产区的相关政策,其中包括产粮大县奖励政策、大型商品粮基地政策、优质粮食产业政策以及粮食生产核心区政策等;而面向全国的粮食政策包括良种推广补贴、粮食种植补贴、粮食收储补贴以及竞价交易等。

的,避免了具体考察每项政策效应的识别难点^[28]。与非粮食主产区相比,粮食主产区省份所受到的提高粮食生产能力、保障粮食安全的要求及政策压力更大。为此,将粮食主产区的设立作为一次部分省份粮食安全压力剧增的准自然实验,采用反事实的分析思路以考察粮食主产区政策实施前后对农民收入的影响。其二,双重差分模型(DID)通过将时间维度(政策实施前后)的差异与组间维度(粮食主产区与非粮食主产区)的差异相减,可以消除组间在地理、环境、经济等不随时变的差异,从而在一定程度上缓解了遗漏变量等内生性偏误。

综上,本文将 13 个粮食主产区省份作为实验组,同时,在样本点中引入 18 个非粮食主产区省份作为对照组,采用双重差分方法,并结合 1997—2018 年 31 省的面板数据对上述政策效应展开分析。本文的因果识别思路为:利用实验组在政策干预前(1997—2003 年)及对照组政策干预前后(1997—2003 年、2004—2018 年)等三类主体的信息构造粮食主产区设立后实验组的不受政策影响的“反事实”结果,进而估计出粮食主产区设立对实验组农民收入及结构的因果效应。

2. 估计方法

本文研究的核心问题是:粮食主产区设立对农民收入有何影响?为了解决文献中普遍面临的内生性问题,本文选取双重差分模型,系统考察粮食主产区与非粮食主产区的农民收入在政策实施前后的差异,在此基础上,进一步控制年份、省份的固定效应。具体模型如下:

$$Income_{it} = \alpha + \beta(Treat_i \times Period_t) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标 i 、 t 分别表示各省份($i=1, \dots, 31$)、年份($t=1997, \dots, 2018$)。被解释变量 $Income_{it}$ 表示省份 i 在 t 年的农民总收入; $Treat_i$ 表示该地区是否为粮食主产区的虚拟变量; $Period_t$ 表示关于粮食主产区设立时点的虚拟变量; X_{it} 表示一系列与农民收入直接相关的省级层面特征变量; μ_i 、 λ_t 分别表示关于省份、年份的固定效应;表示随机误差项。在回归方程中,交互项 $Treat_i \times Period_t$ 为本文重点考察的对象,该交互项的估计系数 β 为粮食主产区的设立对农民收入变动双重差分后的处理效应。

进一步地,为了检验共同趋势假定以及粮食主产区政策效应在时间维度上的动态变化,本文采用 Jacobson 等的事件分析法^[29]在式(1)的基础上将其扩展,具体如下:

$$Income_{it} = \alpha + \sum_{t=1997}^{2018} \beta_t (Treat_i \times D_t) + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

与式(1)对比,式(2)中各年份的虚拟变量 D_t 替代 $Period_t$ 时间变量,交互项 $Treat_i \times D_t$ 表示粮食主产区设立省份内各 t 期政策实施的虚拟变量。本文重点关注的估计系数为 β_t ,表示粮食主产区在政策实施第 t 年,实验组与对照组之间农民收入的差异。在此基础上,本文将政策干预时点滞后,交互项估计系数 β_t 则反映粮食主产区设立后各时点处理效应的动态变化情况。

3. 变量选取

(1)被解释变量:农民总收入($Income$,元/人)。本文选取文献中常用的农村居民人均可支配收入来反映总收入水平^[4]。与已有研究不同,本文进一步考察了可支配收入的各组成成分,分别是:①家庭经营性收入($Household$,元/人);②工资性收入($Wage$,元/人);③财产性收入($Propincome$,元/人);④转移性收入($Transfincome$,元/人)。其中,考虑到价格因素可能导致估计结果有偏,本文以 1997 年为基期,利用农村居民消费指数(CPI)对农民总收入及四种具体的收入变量进行价格平减。

(2)核心解释变量:粮食主产区政策交互项 $Treat_i \times Period_t$ 。粮食主产区政策从 2004 年开始实施, $Treat_i$ 和 $Period_t$ 分别为粮食主产区省份虚拟变量和时间虚拟变量,当样本点为 2004 年后的粮食主产区时,则交互项取值为 1,反之为 0。

(3)控制变量:在运用式(2)进行估计时,由于双重差分模型估计结果的有效性可能受到遗漏变量的影响^[30],本文选取了影响收入的省级层面控制变量 X_{it} ,具体如下:①经济结构变动($Agriculture$,%) :采用各省份农林牧渔业总产值占地区生产总值的比重以反映各地区经济结构中农业占比

的变动^[31];②经济发展水平(*Economy*,元/人):选取各省份人均 GDP 作为经济发展水平的代理变量,并以 1997 年为基期进行消胀处理;③财政支农水平(*Fiscal*,%):选取各省财政支农占财政总支出比重以表征财政支农水平^[32];④农村人力资本(*Human*,千元):采用中央财经大学中国人力资本与劳动经济研究中心测算的 2004—2018 年各省农村实际人力资本数据,以表征各省农业人力资本水平;⑤城镇化率(*Urban*,%):选取各省城镇常住人口占该地区常住人口的比重表示;⑥工业化水平(*Industry*,%):选取工业实际增加值占国内生产总值的比重表示,分别对各省工业增加值与国内生产总值以 1997 年为基期作不变价处理。因此,在控制了上述省级层面的相关变量后,本文可以在较大程度上解决遗漏变量偏误所引致的内生性问题。

(4)中介变量:土地经营规模(*Land*,亩/人),参考借鉴王建英等的做法,本文采用农村居民人均经营耕地面积来衡量土地经营规模^[22]。

4. 数据来源

基于数据的可获得性和质量,考虑到重庆市 1997 年独立建制,本文选取中国 31 省(市、自治区)在 1997—2018 年 22 年间的面板数据作为实证研究对象,合计 682 个样本。各变量数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》及《中国人力资本报告》等,需要指出的是:其一,农民收入的主要来源是家庭经营性收入和工资性收入,两者占农民人均总收入的比重超过了 90%^[33],同时由于本文主要研究粮食主产区政策对农民收入的影响,故后文将着重对家庭经营性收入、工资性收入展开分析;其二,关于农村居民家庭经营耕地面积数据,从《中国统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》等相关统计年鉴看,这一数据只统计到 2012 年,故文中该变量观测值有 496 个。表 1 详细介绍了上述各变量的描述性统计结果。

表 1 各变量描述性统计

变量名称	平均值	标准差	最小值	最大值	观测值
<i>Income</i>	6201.641	4838.824	1185.070	30374.700	682
<i>Household</i>	2686.710	1544.091	589.700	7878.100	682
<i>Wage</i>	2684.825	3110.204	52.650	20289.200	682
<i>Propincome</i>	193.721	260.844	0.390	2023.500	682
<i>Transfincome</i>	780.003	1018.385	20.270	8114.800	682
<i>Agriculture</i>	11.594	7.536	0.280	37.291	682
<i>Economy</i>	21322.970	17012.380	2234.581	99257.300	682
<i>Fiscal</i>	9.883	7.967	0.721	69.495	682
<i>Human</i>	85.480	47.116	19.220	263.830	682
<i>Urban</i>	46.721	16.529	13.710	89.607	682
<i>Industry</i>	36.358	11.024	5.340	59.243	682
<i>Land</i>	2.308	2.251	0.260	13.560	496

四、结果分析

1. 基准回归结果分析

式(1)的基准回归结果见表 2。为了探究粮食主产区设立对农民收入的影响,本文先将农民总收入作为被解释变量进行实证分析,由列(1)、(2)可知,交互项 $Treat_i \times Period_i$ 前回归系数为负,且在统计上不显著,而估计系数 -126.945 相对于均值 6201.641 而言也不存在经济显著性,这说明粮食主产区设立对农民总收入未产生显著影响。

表 2 粮食主产区设立对农民收入的影响^①

N = 682

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Income</i>	<i>Income</i>	<i>Household</i>	<i>Household</i>	<i>Wage</i>	<i>Wage</i>
$Treat_i \times D_t$	-156.834 (227.551)	-126.945 (133.927)	649.841*** (85.023)	455.852*** (84.302)	-711.615*** (225.826)	-532.567*** (164.620)
<i>Agriculture</i>		146.785*** (19.862)		-97.361*** (12.502)		207.073*** (24.413)
<i>Economy</i>		0.148*** (0.008)		0.025*** (0.005)		0.097*** (0.010)
<i>Fiscal</i>		2.849 (3.798)		0.332 (2.391)		2.953 (4.669)
<i>Human</i>		12.411*** (2.767)		0.298 (1.742)		14.723*** (3.401)
<i>Urban</i>		-16.921*** (3.578)		-1.890 (2.252)		-12.448*** (4.398)
<i>Industry</i>		-19.552*** (7.194)		7.155 (4.528)		-17.245*** (8.843)
常数项	2188.781*** (245.307)	-996.633* (539.218)	1438.883*** (91.657)	2999.478*** (339.414)	639.637 (224.934)	-3719.933*** (662.786)
省份 固定效应	是	是	是	是	是	是
年份 固定效应	是	是	是	是	是	是
组内 R^2	0.904	0.970	0.871	0.885	0.708	0.849

注:①括号内为聚类于省份的稳健标准误;②*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;③省份固定效应与年份固定效应的估计结果略。下同。

根据前文理论分析,本文接下来重点检验粮食主产区设立对家庭经营性收入、工资性收入的影响,以揭示粮食主产区政策对农民收入结构影响的异质性。由列(3)、(5)可知,粮食主产区设立对家庭经营性收入具有显著的促增效应,而对农民的工资性收入具有显著的削减效应。在纳入省级层面的控制变量之后,由列(4)、(6)可知,交互项前回归系数的绝对值略有下降,这表明遗漏与农民收入相关的影响因素将会高估粮食主产区设立的处理效应,但针对前文的促增效应与削减效应依然显著^②。

具体来看,与非粮食主产区对比,粮食主产区在2004—2018年的农民家庭经营性收入相对增加了455.852元/人,工资性收入相对减少了532.567元/人,分别相当于在均值水平上变化了16.97%、-19.84%,均具有经济显著性。重要的是,粮食主产区设立在家庭经营性收入上表现出显著的增收效应。当前,农业在国民经济份额中下降,家庭经营性收入占农民总收入的比重亦不断下跌,而粮食主产区设立在促进了增产的同时,提高了农民家庭经营性收入,这是由农业生产收益的增长而引发出来的。于此而言,粮食主产区的设立实质上起到了稳定农民生产积极性、兜底农业生产的积极作用,尤其是保障粮食主产区区内粮食安全和长效供给,其重要性不可不察。因此,基于家庭经营性收入角度

① 考虑到粮食主产区政策中包含了优质粮食产业、产量大县奖励等财政补贴,本文进一步探究了粮食主产区政策对于农民转移性收入的影响,纳入控制变量后,交互项 $Treat_i \times Period_t$ 回归系数为-19.34,稳健标准误为60.94,回归系数不显著,这说明粮食主产区政策的实施对于农民转移性收入影响并不显著,也进一步解释了主产区“粮财倒挂”的现实状况。

② 现实情况下,农民群体之间存在分化,粮食主产区设立对务农、务工、兼业这三类农民的收入存在异质性影响,但由于数据限制无法从微观层面观察到分化后的农民收入来源差异。需要强调的是,本文使用宏观数据所得的研究结论,在一定程度上可以反映宏观政策的微观影响,具体地,粮食主产区设立对家庭经营性收入的影响反映了针对务农和兼业两类农民群体务农收入的平均处理效应,而粮食主产区设立对工资性收入的影响反映了针对务工和兼业两类农民群体务工收入的平均处理效应。

来看,粮食主产区的设立依然符合其政策制定的初衷,即“增产”与“增收”双重目标的实现。

与此同时,本文发现粮食主产区设立对工资性收入有显著的削减效应,同前文理论分析一致。将列(3)、(5)相比较可发现,从数值上看,粮食主产区政策对工资性收入的削减效应略大于对家庭经营性收入的促增效应。从相对意义看,两种收入的变化正好互相抵消($455.852 - 532.567 = -76.715$),且与列(2)中 -126.945 结果相差不大,故在一定程度上解释了粮食主产区政策对农民总收入的影响程度偏小且统计上不显著,在一定程度上说明列(1)回归结果的稳健性。这也说明,粮食主产区设立对家庭经营性收入起到的增收效应被来自工资性收入的削减效应所抵消,因而从农民总收入角度而言,收入结构内部的此消彼长,这可能是造成社会大众普遍认知“增产不增收”的可能原因之一。

2. 共同趋势检验

为保证表 2 中估计结果的真实性与有效性,本文还需对共同趋势假定进行验证。在控制了一系列可观测变量的条件下,本文对 1997—2003 年之间各年的交互项系数 β_i 进行联合显著性检验。由表 3 列(1)可知,粮食主产区政策干预前各时期交互项系数 β_i 的 F 统计量均不显著,这说明粮食主产区政策干预前各省份的农民收入变动趋势接近相同。为了检验结果的稳健性,本文参考 Lu 等的做法^[34],考虑地区的时间线性趋势,在前文式(2)的回归中加入省份与时间交互项,在一定程度上缓解实验组与对照组因时间趋势差异所引致的估计偏误^①。检验结果见表 3 列(2),可以发现,政策干预前各年份的系数 β_i 的 F 统计量依然不显著,这与列(1)检验结果一致。综上所述,政策干预前 13 个粮食主产区省份与其余省份的农民收入的变动具有“共同趋势”,满足了双重差分的前提条件。

表 3 政策干预前、政策干预后各年份估计系数联合显著性检验

原假设	被解释变量	(1)		(2)	
		未考虑线性时间趋势		考虑线性时间趋势	
政策干预前 (1997—2003 年) $H_0: \beta_{1997} = \dots = \beta_{2003} = 0$	Income	F 值=0.17	P=0.9850	F 值=0.09	P=0.9976
	Household	F 值=0.12	P=0.9940	F 值=0.27	P=0.9506
	Salary	F 值=0.20	P=0.9754	F 值=0.07	P=0.9988
政策干预后 (2005—2018 年) $H_0: \beta_{2005} = \dots = \beta_{2018} = 0$	Income	F 值=1.29	P=0.2050	F 值=0.98	P=0.4728
	Household	F 值=5.29	P=0.0000	F 值=4.67	P=0.0000
	Salary	F 值=5.02	P=0.0000	F 值=4.44	P=0.0000

注:上述结果以 2004 年为基准组。

3. 稳健性检验

为了进一步确保基准回归结果的可靠性,本文在前文式(1)的基础上进行了一系列稳健性检验,估计结果见表 4。基于此,本文借鉴王洪亮等的做法^[35],将家庭经营性收入、工资性收入等绝对指标替换为各种收入占农民总收入比重等相对指标。由表 4 列(1)、(2)可知,与非粮食主产区相比,13 个粮食主产区在 2004—2018 年间的家庭经营性收入占比提高了 4.85%、工资性收入占比下降了 6.23%^②,与表 2 的估计结果较为一致,说明基准回归结果具有一定的稳健性。

与其他双重差分模型研究框架类似,本文的分析基于全国 31 个省份的研究样本,选取除粮食主产区省份外的所有省份作为对照组。在表 4 列(1)、(2)的基础上,为了使 13 个粮食主产区省份与对

① 为了控制各省份的时间线性趋势,本文在前文式(2)的基础上加入省份与时间交互项,具体表达式: $Income_{it} = \alpha + \sum_{t=1997}^{2018} \beta_t (Treat_i \times D_t) + \gamma X_{it} + z_i Provin_i \times T + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it}$, 其中 $Provin_i$ 表示各省份的虚拟变量, T 表示各年份的时间趋势项,交互项 $Provin_i \times T$ 表示各省份的时间线性趋势。

② 根据国家统计局年鉴 1997—2003 年数据整理可得,13 个粮食主产区省份的家庭经营性收入占比、工资性收入占比的均值分别为 53.28%、36.42%,进一步计算粮食主产区政策实施后 13 个主产区省份家庭经营性收入占比、工资性收入占比的变化分别为: 4.85% ($9.10\% \times 53.28\%$)、 -6.23% ($-17.10\% \times 36.42\%$)。

照组省份更为相似,本文剔除了北京和上海两个农业总产值占比最低的地区^①,将研究样本限定在主产区以及农业总产值占比大的省份,对应的回归结果见表4列(3)、(4),可以发现,本文重点关注的交互项前系数 β_i 的符号和显著性与前文估计结果基本一致,证明本文基准回归结果并未受到对照组地区选择的影响。

表4 稳健性检验结果

	(1)全样本 家庭经营性收入占比	(2)全样本 工资性收入占比	(3)删除北京、上海 家庭经营性收入占比	(4)删除北京、上海 工资性收入占比
$Treat_i \times D_i$	0.091*** (0.021)	-0.171*** (0.029)	0.032*** (0.009)	-0.028*** (0.007)
控制变量	是	是	是	是
常数项	0.575*** (0.046)	0.475*** (0.065)	0.079* (0.041)	0.258*** (0.031)
省份 固定效应	是	是	是	是
年份 固定效应	是	是	是	是
组内 R^2	0.758	0.679	0.395	0.900
样本量	682	682	638	638

注:①由于列(3)、(4)模型中删除了1997—2018年北京、上海的样本,故列(3)、(4)样本量为638;②控制变量同上表2列(2),估计结果略,下面各表相同;③列(1)、(2)模型均采用全样本,样本量为682。

五、机制分析:基于土地规模经营的考量

以上研究表明,粮食主产区设立对农民家庭经营性收入具有显著的促增效应,即具有增产增收双保障的政策效果。但由于来自工资性收入的削减效应,抵消了家庭经营性收入方面的促增效应,使得粮食主产区内农民总收入变化并不明显。既然粮食主产区设立实现了农民“增产增收”,那么其具体的影响机制是什么?根据前文理论分析,本文将从土地经营规模的角度展开具体分析。本文借鉴Heckman等^[36]的做法对影响机制量化分解,利用中介三方程模型揭示土地经营规模影响机制的作用方向与解释力度,估计结果列于表5。

表5 机制分析回归结果

	(1) $Land_{it}$	(2) $Household$	(3) $Wage$	(4) $Transfincome$	(5) $Propincome$	(6) $Income$
$Treat_i \times Period_t$	0.573*** (0.074)	103.806* (58.568)	36.648 (63.018)	-79.939** (39.792)	-65.362*** (17.262)	-2.634 (77.319)
$Land$	—	275.908*** (35.337)	-351.334*** (38.024)	52.988** (24.010)	33.633*** (10.416)	10.805 (46.653)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	3.379*** 0.341	1086.514*** (280.360)	127.607 (301.663)	-421.055** (190.484)	-188.646** (82.632)	603.435 (370.122)
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
组内 R^2	0.403	0.861	0.932	0.684	0.725	0.970

注:①表5中列(1)~(4)控制变量同表2列(2),估计结果略;②由于国家统计局年鉴中农村居民家庭经营耕地面积数据只统计到2012年,故表5中模型观测样本量均为496。

表5列(1)的估计结果显示,本文关注的交互项前系数显著为正,这表明粮食主产区设立显著扩大了农民土地经营规模,进一步反映粮食主产区政策达到了为保障国家粮食安全而扩大农村土地经营规模的政策要求。列(2)、(3)的估计结果表明,土地经营规模与农民家庭经营性收入显著正相关,

① 本文将1997—2004年全国31个省份的农业总产值占地区生产总值比重的平均值进行排序,其中上海、北京两个省份的比重最低,分别为1.86%、3.66%,均小于10%。在此基础上,本文进一步删除天津(农业总产值占地区生产总值比重为4.69%),估计结果与表4列(3)、(4)基本一致,限于篇幅估计结果不再赘述。

同时也与工资性收入显著负相关,这与上述理论一致。进一步同表 2 列(4)、(6)的结果相比较,可以发现,当模型中加入土地经营后,交互项 $Treat_i \times Period_i$ 系数的绝对值分别由 419.685、459.298 减少至 103.806、36.648,这说明粮食主产区设立对农民家庭经营性收入的一部分促增效应是通过扩大土地经营规模而实现,与此同时,粮食主产区设立也将通过扩大农村土地经营规模使得农民工资性收入下降,故上述假说 H_3 成立。在此基础上,分析表 5 列(6)的估计结果,不难发现,土地经营规模对农民总收入的影响并不显著,其原因可能在于,扩大土地经营规模是农民获取更高的家庭经营性收入的保障,但这也是以降低务工可能性和牺牲工资性收入为代价,故使得土地规模经营对农民总收入无显著影响。

进一步地,本文采用 Gelbach^[37]的做法计算路径机制的解释力度。具体而言,粮食主产区设立对家庭经营性收入的促增效应的 37.64% 可由土地经营面积这一影响机制进行解释。从“增产增收”目标来看,至少三成的增收效应源于粮食主产区政策下土地经营规模扩大。这说明,土地经营规模的扩大所产生的规模经济性在实现“增产”与“增收”目标上具有一致性,试图从农业内部通过土地规模经营以增加农民家庭经营性收入的政策手段是可行的。与此同时,粮食主产区设立对工资性收入削减效应的 43.80% 是通过扩大土地经营规模而实现的。这进一步说明,通过政策引导土地规模经营不可避免地在农民“半农半工”向“职业农民”身份转变过程中造成其工资性收入的较大损失,但必须强调的是,培育、发展职业农民是实现农业现代化转型、扩大农业收益的现实需求和必要举措。整体而言,本文所选取的影响机制具有较强的解释力度。

六、结论与启示

粮食主产区设立这一准自然实验,在促进农业生产、保障粮食安全方面虽然发挥了重要作用,但关于粮食主产区“增产不增收”的问题却一直备受争议。本文研究发现:(1)粮食主产区设立对农民家庭经营性收入具有显著的促增效应,平均而言提升幅度为 455.852 元/人,即在粮食主产区省份内,基本实现了农民“增收”的政策目标。(2)由于粮食主产区设立对农民工资性收入的削减效应,达到了 532.567 元/人,使得农民总收入变化并不显著。(3)机制分析结果表明,粮食主产区设立对家庭经营性收入的促增效应可以通过扩大土地经营规模而产生,但规模扩张会引致对外出务工精力的挤占,导致工资性收入的大幅下降,从而抵消了政策设计所带来的“增收”红利。

当前,在农业份额不断下降、城镇化进程中务农机会成本不断攀升的背景下,只有极大地改善种粮收益,提高家庭经营性收入,才会使得从事农业生产成为农民具有比较收益的选择,从而巩固“增产增收”的政策成果和进一步带动农民总收入的实质性增长。为此,本文得到如下启示:(1)针对“增产增收”而言,应充分肯定粮食主产区设立对稳定农民收入、兜底农业生产的积极作用,尤其是在保障粮食安全方面的积极贡献。(2)长远来看,要继续坚持、完善土地规模经营及相关社会化服务配套体系和信贷支持体系,进一步做大政策引导下农业生产经营活动收益,使农民家庭经营性收入获得更大提升。同时,面对较高的务农机会成本,短期内还需通过农业补贴等转移支付形式,来提高农民转移性收入,防止其因工资性收入减少导致总收入水平下滑,进而挫伤其生产积极性。(3)依据城镇化发展趋势和实现农业规模经济的需要,鼓励农民职业分化,在培育新型职业农民以实现粮食生产的专业化、职业化的同时,将农村剩余劳动力向城镇第二、三产业转移,通过帮助其实现“市民化”身份转变和辅之以完善的社会化服务体系来提高工资性收入。这既有利于为粮食主产区发展适度规模经营夯实基础,也有助于打好巩固“增产增收”的政策组合拳,实现农民总收入稳步提高。

参 考 文 献

- [1] 姜长云,王一杰.新中国成立 70 年来我国推进粮食安全的成就、经验与思考[J].农业经济问题,2019(10):10-23.
- [2] 魏后凯.中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型[J].中国农村经济,2017(5):2-17.
- [3] 魏后凯,王业强.中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向[J].经济动态,2012(11):49-55.

- [4] 辛岭,蒋和平.产粮大县粮食生产与农民收入协调性研究——以河南省固始县为例[J].农业技术经济,2016(2):45-51.
- [5] 陈锡文.中国粮食政策调整方向[J].中国经济报告,2015(12):19-21.
- [6] AUTOR D H, MURNANE L. The skill content of recent technological change: an empirical exploration[J]. Quarterly journal of economics, 2003(118): 1279-1333.
- [7] 程名望, JIN Y H, 盖庆恩, 等. 农村减贫: 应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 130-144.
- [8] KNIGHT J, YUEH L. The role of social capital in the labor market in China[J]. Economics of transition, 2008(16): 389-414.
- [9] 程名望, 史清华, JIN Y H, 等. 农户收入差距及其根源: 模型与实证[J]. 管理世界, 2015(7): 17-28.
- [10] 章元, 许庆, 郭璟璟. 一个农业人口大国的工业化之路: 中国降低农村贫困的经验[J]. 经济研究, 2012, 47(11): 76-87.
- [11] 李实, 罗楚亮. 中国收入差距究竟有多大? ——对修正样本结构偏差的尝试[J]. 经济研究, 2011, 46(4): 68-79.
- [12] 何蒲明. 农民收入结构变化对农民种粮积极性的影响——基于粮食主产区与主销区的对比分析[J]. 农业技术经济, 2020(1): 130-142.
- [13] 齐薜, 吴玲. 我国粮食主产区粮食生产与收入水平的协调度分析[J]. 经济地理, 2017, 37(6): 156-163.
- [14] SCHMITZ A, SCHMITZ T C, FREDERICK R. Agricultural subsidies in developed countries: impact on global welfare[J]. Review of agricultural economics, 2006, 28(3): 416-425.
- [15] 张建杰. 惠农政策背景下粮食主产区农户粮作经营行为研究——基于河南省调查数据的分析[J]. 农业经济问题, 2007(10): 58-65, 111-112.
- [16] 蒋和平, 吴桢培. 湖南省汨罗市实施粮食补贴政策的效果评价——基于农户调查资料分析[J]. 农业经济问题, 2009, 31(11): 28-32.
- [17] 吴连翠, 谭俊美. 粮食补贴政策的作用路径及产量效应实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(9): 100-106.
- [18] 杜锐, 毛学峰. 基于合成控制法的粮食主产区政策效果评估[J]. 中国软科学, 2017(6): 31-38.
- [19] 张红宇. 主产区和种粮农民积极性稳定增长机制研究[J]. 农村经济, 2005(3): 3-8.
- [20] 霍增辉, 吴海涛, 丁士军. 中部地区粮食补贴政策效应及其机制研究——来自湖北农户面板数据的经验证据[J]. 农业经济问题, 2015, 36(6): 20-29, 110.
- [21] 张国建, 佟孟华, 李慧, 等. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济, 2019(8): 136-154.
- [22] 王建英, 陈志钢, 黄祖辉, 等. 转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察[J]. 管理世界, 2015(9): 65-81.
- [23] 罗必良. 论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J]. 中国农村经济, 2017(11): 2-16.
- [24] 高鸣, 宋洪远. 生产率视角下的中国粮食经济增长要素分析[J]. 中国人口科学, 2015(1): 59-69, 127.
- [25] 林坚, 李德洗. 非农就业与粮食生产: 替代抑或互补——基于粮食主产区农户视角的分析[J]. 中国农村经济, 2013(9): 54-62.
- [26] MICHAEL R C, YAO Y. Local versus global separability in agricultural household models: the factor price equalization effect of land transfer rights[J]. American journal of agricultural economics, 2002, 84(3): 702-715.
- [27] 骆永民, 樊丽明. 中国农村人力资本增收效应的空间特征[J]. 管理世界, 2014(9): 58-76.
- [28] 罗斯炫, 何可, 张俊飏. 增产加剧污染? ——基于粮食主产区政策的经验研究[J]. 中国农村经济, 2020(1): 108-131.
- [29] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers[J]. American economic review, 1993, 83(4): 685-709.
- [30] MEYER B. Natural and quasi experiments in economics[J]. Journal of business and economic statistics, 1995(13): 151-161.
- [31] 杜江, 王锐, 王新华. 环境全要素生产率与农业增长: 基于 DEA-GML 指数与面板 Tobit 模型的两阶段分析[J]. 中国农村经济, 2016(3): 65-81.
- [32] 李红莉, 张俊飏, 罗斯炫, 等. 农业技术创新对农业发展质量的影响及作用机制——基于空间视角的经验分析[J]. 研究与发展管理, 2021, 33(2): 1-15.
- [33] 周建, 艾春荣, 王丹枫, 等. 中国农村消费与收入的结构效应[J]. 经济研究, 2013, 48(2): 122-133.
- [34] LU Y, TAOZ, ZHU L. Identifying FDI spillovers[J]. Journal of international economics, 2017(107): 75-90.
- [35] 王洪亮, 刘志彪, 孙文华, 等. 中国居民获取收入的机会是否公平: 基于收入流动性的微观计量[J]. 世界经济, 2012, 35(1): 114-143.
- [36] HECKMAN J, PINTO R, SAVELYEV P. Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes[J]. American economic review, 2013, 103(6): 2052-2086.
- [37] GELBACH J B. When do covariates matter and which ones and how much? [J] Journal of labor economics, 2016, 34(2): 509-543.

More Grain Production, More Income?

——Empirical Evidence From the Policy of Major Grain Producing Areas

LI Hongli, ZHANG Junbiao, TONG Qingmeng

Abstract Increasing grain production and increasing income are two important goals of the policy of major grain producing areas. Previous studies focused on the contribution of the policy of major grain producing areas to increasing grain production. However, whether to achieve an increase in income while achieving an increase in grain production has not been given sufficient attention. Therefore, the article regards the establishment of 13 major grain producing areas in 2004 as a quasi-natural experiment. Based on the panel data of 31 China's provinces obtained from 1997 to 2018, this paper systematically investigates the effects of the policies applied in major grain producing areas on farmers' income by difference-in-difference method. The conclusions are as follows. The policy of the major grain producing areas has a significant positive effect on farmers' household income, but has a significant negative effect on their wage income. Specifically, compared with non-major grain producing areas, the policy of the main grain production areas resulted in a relative increase of 455.852 yuan in farmers' household income and a relative decrease of 532.567 yuan in wage income in the 13 major grain-producing provinces. The increasing effect of farmers' household income is mainly due to the expansion of the grain planting scale to achieve the policy goals. On the whole, the policy of major grain producing areas change the allocation of resources between farming and working to achieve a dynamic balance of farmers' disposable income. Therefore, this article believes that while continuing to promote policies to underpin agricultural production in the main grain-producing regions, policies to support diversified employment of rural labourers should be further strengthened to broaden the channels for farmers to increase their incomes, and a combination of policies to consolidate "increased production and income" should be put in place to achieve a steady increase in the disposable income of farmers.

Key words major grain producing areas; increasing grain production and income; farmers' household income; the grain planting scale; difference-in-difference method

(责任编辑:金会平)