

价格支持政策对大豆全要素生产率的影响机制分析

周 杨,邵喜武

(吉林农业大学 经济管理学院,吉林 长春 130118)



摘 要 在超效率 DEA 模型测算价格支持政策时期大豆 TFP 的基础上,使用 DID 模型分析价格支持政策对大豆 TFP 的净效应及其影响路径。结果表明:价格支持政策的实施抑制了大豆 TFP 的有效提升,但存在结构性差异,市场化改革有助于改善大豆 TFP;价格支持政策对大豆 TFP 产生的抑制作用持续性并不强;价格支持政策形成“消极生产率效应”的作用路径是其未带来有效的收益激励,财富水平和市场扭曲抑制了豆农改善生产要素配置状况的积极性。考虑到短期内无法缩小同玉米单产差距的实际,大豆生产者补贴政策若不能给予农户稳定的收益预期,则对改善 TFP 的作用不应过高估计。为此,在大豆生产者补贴政策调整和修正的过程中应加强系统的战略设计,由单一化的补贴激励转向多元化的政策支持。

关键词 价格支持政策;大豆 TFP;生产者补贴政策;超效率 DEA 模型;双重差分模型
中图分类号:F 323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)02-0101-10
DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.02.012

我国逐渐构建起以“最低收购价格政策、临时收储政策、目标价格制度”为核心的粮食价格支持政策体系,为保障粮食安全、促进农民增收做出了重要贡献。政策实施期间,粮食生产力得到空前发展,粮食产量实现“十二连增”。然而,价格支持政策实施以来,四大粮食作物唯有大豆增产缓慢,2016 年前的近 30 年其产量一直在 1000~1500 万吨范围内波动。2017 年大豆生产者补贴政策改革后大豆产量突破 1500 万吨,并呈现缓慢增长态势,2019 年大豆产量已达 1810 万吨,但仍只占需求量的 16.97%,2020 年进口大豆已破亿吨。2019 年中央一号文件提出要完善大豆生产者补贴政策,并以“扩面、增产、提质、绿色”为目标实施大豆振兴计划;2020 年中央一号文件强调要提高大豆亩产水平。大豆产量的有效增长已刻不容缓,但生产要素的过度消耗让我们付出了巨大的生态代价,粮食增产能否可持续成为学术界热议的话题^[1]。在“绿色发展”的指引下,未来大豆的增产方式,必须实现由粗放型向绿色生态型转变。我国农业污染的本质上是生产要素配置与绿色发展的失衡,在国际市场冲击和国内资源条件刚性约束下,实现大豆增产的绿色可持续发展无疑是缓解大豆增产与生态保护之间矛盾的必然选择,而提高大豆全要素生产率(TFP)则是其中的关键一环^[2]。

价格支持政策对农业 TFP 的影响一直是学术界关注的焦点。一种观点认为,价格支持政策可以正向激励农民土地、资本、技术、时间等要素的配置水平,进而提高 TFP。高鸣等基于动态资产贫困理论,探究了粮食补贴政策对小麦生产效率的影响,研究发现,粮食补贴政策会通过提高农户的要素配置水平对小麦生产效率发挥积极作用,尤其是对受资产约束更为严重的种植户而言^[3];朱满德等同样得出收入类补贴会促使农户提高要素配置水平,从而提高产出效率的结果^[4];罗光强等认为粮食补贴政策对发达地区粮食生产效率的正向影响要强于贫困地区,长期性粮食补贴政策对粮食生产效率

收稿日期:2020-04-19

基金项目:农业农村部基金项目“吉林省耕地轮作组织方式和政策体系研究”(10172130112244010);吉林省科技厅科技发展计划项目“吉林省大豆生产者补贴政策实施问题与完善对策研究”(20190418119FG)。

的影响要强于短期性^[5]。另一种观点则认为价格支持政策对 TFP 产生的积极影响并不显著。廖进球等考察了临时收储政策对玉米全要素生产率的影响,发现“临储政策”的实施会激励农户过量施用化肥等不利于生态环境的生产要素并过度消耗农业资源,从而抑制玉米全要素生产率的改善^[6];贾娟琪等以小麦最低收购政策为研究对象,通过构建随机前沿生产函数模型(SFA)发现,2001—2014 年之间小麦生产效率的提升主要来源于生产技术进步,而政策的积极影响并不如预期般显著^[7]。那么,始自 2008 年对大豆实施的价格支持政策会对我国大豆 TFP 造成哪些深远影响,这种影响是否有助于提高大豆 TFP? 其背后的影响机制又有哪些? 如何通过当下及未来的政策引导大豆生产率的提高? 回答这些问题对完善现行的大豆生产者补贴政策、提高我国大豆 TFP、促进大豆增产方式的绿色转型均具有重要的现实意义。

TFP 的测算本质上是要素投入产出的效率,价格支持政策干预下的供需市场不平衡发展加重了生产要素资源错配,给 TFP 造成巨大损失^[8]。朱喜等、陈训波和李晓阳等分别从不同切入点探讨了市场扭曲对农业 TFP 的影响,均发现如果消除资本和劳动市场的扭曲,农业 TFP 仍然存在较大的增长空间^[9-11]。但已有关于政策对 TFP 影响的研究,较少关注市场扭曲这一重要因素。因此,本文将市场扭曲纳入政策对 TFP 影响的考察中,从政策产生的直接影响和间接影响两个方面,构建“政策激励——要素配置变化——全要素生产率”的分析路径,并以 2008 年和 2014 年为分界点,检验两阶段价格支持政策的结构变化。

一、政策演变与研究假说

1. 大豆价格支持政策的演变

2008 年,在粮食大丰收和金融危机的冲击下,国际粮价大幅下跌,粮价倒挂,进口大豆占据了定价话语权,空前的大量进口逐渐由填补国内供给缺口的初衷转变为对国产豆的替代。东北地区接连出现“卖豆难”现象,为保护豆农利益,国家开始对东北地区实施大豆临时收储政策。该政策是以“高买低卖”的方式稳定市场价格,势必会在一定程度上扭曲大豆的真实价值,也正是利用这一“扭曲”来平抑价格波动,实现“反周期调控”的目

标。但是,在实际的运行过程中,这一政策偏离了“临时”的初衷,逐渐成为刺激大豆生产的工具。政府在 2009—2012 年连续四年提高临储价格,累计增幅达 24%(见表 1)。在销售市场上,随着进口豆大规模涌入国内市场,国内大豆市场价格屡创新低,托市价格并未及时作出调整,顺价销售极为困难,大量的大豆积压在仓库,财政开支连年增加。总体来看,临时收储政策虽然短期内提高了豆农收入,但由于“高库存”和“高进口”的负外部性,大豆的比较收益逐年降低,豆农的利益并未真正得到保障。最终,国家在 2014 年改大豆临时收储政策为目标价格制度。

用目标价格制度替代临时收储政策,降低了政府的库存压力,改变了过去“进多出少”的状况,有效缓解了“三高”的局面^[12];由于降低了政策干预对市场的扭曲,市场价格导向作用在一定程度上得到激活,农民能够更大程度地参与到市场中。但不可否认,虽然目标价格制度较临时收储政策对市场的干预力度较弱,但托市作用释放的价格信号同样造成了财政负担加重和企业成本高企^[13];受国际粮价持续低迷的影响,目标价格的设定很难保证符合市场规律及农民的收益预期,大豆增产效果较为有限;目标价格制度具有反周期补贴的调节性质,市场价格越低,财政支出额度便会越大,不确定的财政支出对我国财政实力提出了挑战。为解决上述问题,2017 年我国大豆改为生产者补贴政策,将大豆价格完全交付市场,彻底改革了大豆价格支持政策。

表 1 大豆临储价格和目标价格

元/千克			
年份	临储价格	年份	目标价格
2008	3.70	2014	4.80
2009	3.74	2015	4.80
2010	3.80	2016	4.80
2011	4.00	——	——
2012	4.60	——	——
2013	4.60	——	——

2. 研究假说

(1) 价格支持政策对大豆 TFP 的影响。价格支持政策对 TFP 的影响主要有两个方面:一是通过价格补贴的直接影响;二是通过市场扭曲的间接影响。

① 直接影响。索洛经济增长理论认为,在假设农户当年的储蓄会全部转化为投资,且时间偏好、技术水平和政策约束等条件均不发生变化的前提下,农户对生产要素的不同配置会形成两条差异明显的 TFP 曲线(T_1 和 T_2)^[3,14]。当资产较少时,农户的农业生产条件相对

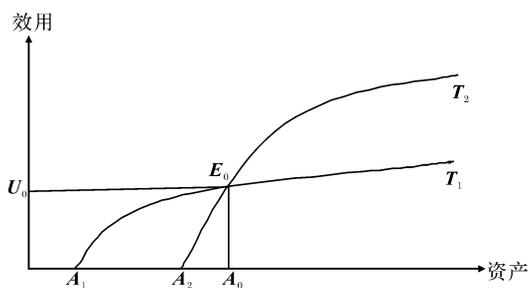


图 1 资产约束下的农户生产选择

落后,要素配置水平相对较差,便会形成相对较低的 TFP 曲线 T_1 ;但随着农户通过财富积累或抵押贷款的方式使资产增加,其对诸如土地、机械、人工以及农资等要素的投资能力和配置水平便会有所改变,这种改变往往带来 TFP 的改善,即随着农户资产的增加,农业 TFP 也会提升。曲线 T_1 和 T_2 形成的均衡点为 E_0 ,此时的资产为 A_0 ,当资产超过 A_0 时,农户便会选择 TFP 最优的曲线 T_2 进行农业生产。然而,由于受到资产的约束,农户往往只能选择曲线 T_1 的 TFP 水平进行农业生产,价格支持政策便是通过降低农户生产经营风险、稳定并增加农户资产水平以及促进农户生产投资的方式推进 TFP 曲线向 T_2 移动,一些学者将其称为价格支持政策的财富效应和保险效应^[4,6]。若曲线 T_1 和 T_2 在农业生产过程中是静态不变的,农户便能够通过明确的目标改善自己的资金条件和要素配置。但从长期来看,曲线 T_1 和 T_2 在农业生产过程中是动态变化的,农户很难形成稳定的预期,导致 TFP 并不一定能与资产积累同方向变化,而价格支持政策通过价格导向形成的预期效应便会在此时发生作用^[6]。因此,价格支持政策便是通过财富效应、保险效应和预期效应影响 A_0 左边的农户,从而提高农业 TFP。

价格支持政策似乎必然改善 TFP,但从实际情况来看,当政策的财富效应、保险效应和预期效应对农户的引导作用较强时,农户往往会受预期收益和过去种植决策的影响,连年种植政策支持的作物,由于耕地得不到应有的休养,导致土壤肥力下降、生态功能退化,自然生产力骤减^[15]。就东北地区“肥沃”的黑土地而言,由于粗放的耕作方式和较低的轮作程度,黑土腐殖层已由 20 世纪 60 年代的 60~70 厘米下降到如今的 20~30 厘米^[16]。在利益的驱使下,农民会进一步加大要素的投入力度,最终形成“支持政策实施——农户加大投入并连年种植——生态功能退化——农户进一步加大要素投入力度以提高产量——资源透支严重”的恶性循环,而这一恶性循环制约了 TFP 的改善。因此,由于资源约束效应的存在,财富效应、保险效应和预期效应引致的要素投入可能会带来 TFP 的损失。

② 间接影响。价格支持政策会导致市场价格扭曲,市场价格扭曲主要从以下三个方面对 TFP 产生影响:首先,市场价格扭曲会加重生产环境的污染程度,资源约束效应凸显,不利于生产要素配置状况的改善^[6]。葛继红等发现国家在农业生产中的价格管制会造成市场扭曲,而后者会激发农业面源污染物的排放^[17];杨航英将市场扭曲分解为资本市场扭曲和劳动市场扭曲,发现前者会持续加剧环境污染,而后者则是呈现先促进、后抑制的过程^[18];其次,市场扭曲会阻碍技术进步。一方面,市场扭曲后,部分企业因成本过高而退出市场,市场竞争力减弱,余下企业较少有足够的动力去进行风险系数较高的创新研发工作^[19];另一方面,由于市场价格与价值产生偏差,政策干预下的市场扭曲会导致技术研发后的低价无法弥补虚高的成本,阻碍新技术溢出与扩散^[20];Christer 进一步证实了市场扭曲与技术进步的关系,市场化水平的提高会对技术进步产生正向影响,从而提高 TFP^[21];最后,市场扭曲易于影响农户的进入和退出。目前对市场扭曲影响企业进入和退出的研究较多,众学者认为由于要素的成本虚高,导致高效率的企业无法真正进入市场,从而降低 TFP^[22];作为利益的追求者,农户同样会根据自己的预期收益制定生产决策,并且更倾向于依靠政策的价格导向调整种植结构,由此导致经营动机的短期化,不利于 TFP 的改进^[9]。基于上述分析,提出如下假说:

H_1 : 价格支持政策对大豆 TFP 具有显著影响,但作用机制较为复杂,存在不确定性。

(2)价格支持政策对大豆 TFP 的滞后效应。价格支持政策对大豆 TFP 的影响并非是政策实施后瞬间产生,需要一定的过程和时间。在一项新的政策实施后,农户会做出种植决策,即改种该作物或调整该作物的要素投入,由于受到资产的约束,这种短期调整对 TFP 的影响并不明显。但随着政策的实施,农户的财富得到积累,种植经验和管理水平有所提高,政策对 TFP 的影响才会变得显著。以价格支持政策的资源约束效应为例,政策对农业生态环境的影响不仅会发生在当期,而且具有较强的影响惯性,如过去的最低收购价格和临时收储政策对环境的影响状况会决定现在的环境污染程度,表现为时间维度上的“叠加效应”,即如果上一期的环境污染程度较高,那么当期的环境污染程度有继续走高的可能性。可见,价格支持政策实施后对 TFP 的影响可能不是短期的,而是持续的。基于以上分析,提出如下假说:

H₂: 价格支持政策对大豆 TFP 的影响具有滞后性。

价格支持政策对大豆 TFP 的影响理论模型见图 2。

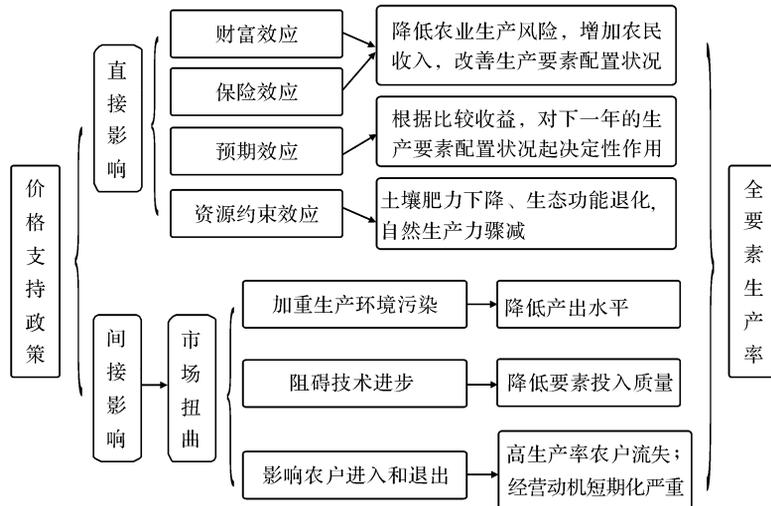


图 2 价格支持政策对 TFP 的影响理论模型

二、模型设定与数据来源

1. 模型设定与指标选取

一项政策的实施导致某些地区受到较大影响,而其他地区没有受到影响,或影响较小,那么该项政策的实施可以类比为自然实验中对实验对象的“处理”,所产生的效应便是处理效应,导致各相关主体或环境发生变化的事件被称为“自然实验”或“准自然实验”。考察价格支持政策对大豆 TFP 的影响便是一种准自然实验,较为传统的做法可以采用固定效应模型或一般的回归方法进行分析,但这些方法并不能解决内生性问题的干扰,无法有效甄别政策的实施效果。兴起于 20 世纪 80 年代的双重差分方法(DID)基于“自然实验”,通过设置“实验组”和“对照组”,可以客观衡量制度变迁或新政策实施对经济体的影响,避免政策作为解释变量时产生的内生性问题^[23]。基于此,本文采用 DID 方法考察价格支持政策对大豆 TFP 的影响,将政策实施地区作为“实验组”,其他地区作为“对照组”,“对照组”的 TFP 变化反映了除价格支持政策实施之外的其他共时性因素的影响,将“实验组”前后的 TFP 变化减去“对照组”前后的变化,便可得到价格支持政策对大豆 TFP 影响的净效果。具体的模型设定如下:

$$Y_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 did + \theta_k (S \times \uparrow(t))' + \varphi_j \sum Control + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 Y_{it+1} 为后一年的大豆生产效率值(Tfp_{t+1}),一般认为,在政策作用下会影响下一年的备耕; did 为政策效应变量,即政策实施地区虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的交互

项; α_i 为个体固定效应,用来控制个体所有不随时间变化的因素; γ_t 为时点固定效应,用来控制某一时点影响大豆 TFP 的因素; β 、 θ 和 φ 为待估参数; ε 为随机误差项。

Control 表示影响大豆 TFP 的其他因素:①灾害率(*DR*),作为衡量当地自然灾害状况的指标,一般认为灾害率越高越不利于大豆生产;②灌溉率(*Irr*),作为衡量农田质量的指标,一般认为灌溉率越高农田的产出水平越高;③农户文化程度(*Edu*),作为衡量农户人力资本水平的指标,农民的文化程度越高,对农业新技术的接受程度就会越大;④市场扭曲指数(*Dis*),作为衡量大豆市场扭曲程度的指标,本文认为市场扭曲程度与大豆 TFP 呈反比;⑤第一产业占比(*Agr*),作为衡量当地农业经济发展状况的指标,一般认为农业经济发展水平较高的地区,生产要素的资源禀赋及农户的生产经营和管理水平相对较高,越有利于农业产出。此外,为避免异方差和序列相关的干扰,本文对上述绝对值变量进行对数化处理,并进行稳健性估计。

虽然 DID 可以克服政策作为解释变量时产生的内生性问题,但政策本身的内生性问题依然不能忽视,即政府在选择政策实施地区的决定性因素可能与模型扰动项相关,导致结果出现偏差。为此,本文参考贺超飞等的做法^[24],进一步控制影响改革试点地区选取的核心变量——政策实施前的大豆播种面积(*S*),具体做法为选择 2006 年和 2007 年各省份大豆平均播种面积进行控制。并在此基础上做如下处理:首先,假设政策实施前的播种面积对大豆 TFP 的影响在政策改革前后具有相同趋势,控制政策实施前的播种面积与政策虚拟变量 *post* 的交互项(*post* = 1 为价格支持政策实施期间,否则 *post* = 0);其次,假设长期影响呈现非线性时间趋势,控制政策实施前的播种面积与时间虚拟变量 *t* 的三阶多项式的交互项。

2. 数据来源与核心变量测算

本文主要考察 2008 年价格支持政策实施后大豆 TFP 的变化,但由于 DID 模型需要政策实施前的样本数据作为对照,因此,本文主要选取 2001—2018 年黑龙江省、吉林省、辽宁省、内蒙古自治区(政策实施地区)和山西省、山东省、河南省、安徽省(非政策实施地区)的面板数据进行分析,这些省份的大豆播种面积占全国总播种面积的比重在 80% 以上,具有代表性。测算大豆 TFP 要素投入的数据主要源自《全国农产品成本收益资料汇编》,控制变量的数据主要源自《中国农业年鉴》和《中国农村统计年鉴》。大豆 TFP 和市场扭曲指数的测度方法如下:

(1)大豆 TFP。数据包络模型(DEA)是分析 TFP 最常用的方法,但传统的 DEA 模型测算的 TFP 值仅能在 0~1 之间,当决策单元(DMU)较多时,可能会出现多个 TFP 值为 1 的情况。1995 年,Anderson 将传统 DEA 模型进行改进,提出了超效率 DEA 模型(SE-DEA),能够对处在前沿面上的决策单元(DMU)测度更为精确。因此,本文采用 SE-DEA 模型对大豆 TFP 进行测度,具体的表达式为:

$$\begin{aligned} \min \quad & \theta - \varepsilon \sum_{i=1}^m s_i^- + \sum_{r=1}^s s_r^+ \\ \text{s.t.} \quad & \sum_n X_{ij} \lambda_j + s_i^- \leq \theta X_0 \\ & \sum_n Y_j \lambda_j - s_r^+ = Y_0 \\ & \lambda_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, n, s_r^+ \geq 0, s_r^- \geq 0 \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)中, θ 为 DMU 的 TFP 值; Y 为产出矩阵,主要为大豆的单位面积产量; X 为投入矩阵,主要包括每亩种子、人工、机械和化肥的用量等; λ 为决策变量; s 为松弛变量。

遵循价格支持政策效应在 DID 模型中的思想,本文将 11 个省份按照政策实施地区和政策非实施地区划分为实验组和对照组,并按政策实施前(2008 年以前)和政策实施后(2008—2016 年)以及被生产者补贴政策替代后(2017—2018 年)统共分为三个阶段。基于 SE-DEA 模型计算出的结果,表 2 展示了三个阶段对照组和实验组大豆 TFP 均值的变化情况。由差分结果可知,政策实施前实验组的大豆 TFP 均值比对照组高 0.1226,而实施政策后,两组的差值缩小为了 0.0553,生产者补贴政策

实施期间,差值又扩大为 0.1432。从内部结构来看,“临储”时期两组差值明显小于“目标价格”时期。这就意味着,在价格支持政策实施后,政策实施地区大豆 *TFP* 的增速可能受到抑制,且“临储”时期的抑制程度要强于“目标价格”时期。但这一变化是否是由于政策变革引起的,还需通过后文的实证分析加以检验。

表 2 价格支持政策实施前后大豆 *TFP* 的均值变化

变量	组别	价格支持政策实施前		价格支持政策期间		生产者补贴 政策时期
		2001—2007	2008—2013	2014—2016	2008—2016	2017—2018
大豆 <i>TFP</i> 均值	对照组	0.9052	0.9849	0.9341	0.9680	0.9189
	实验组	1.0278	1.0402	1.0559	1.0454	1.0621
	差分	0.1226	0.0553	1.1218	0.0774	0.1432

(2)市场扭曲指数。由于现有数据中并没有大豆市场扭曲指数的相关统计,因此本文参考史晋川等^[25]的方法,使用 Translog-SFA^① 估计出投入产出弹性,然后利用投入产出弹性(*MP*)与大豆市场价格(*P*)^②之比计算大豆市场扭曲指数,之后通过测算出的产出弹性($MP = \partial \ln Y / \partial \ln X_i$)进一步求出各地区的大豆市场扭曲指数(*Dis*)。一般认为,市场扭曲会导致产品的边际产出价值不同,在价格支持政策的干预下,大豆市场的扭曲往往会抑制大豆市场价格(*P*),因此将抑制大豆真实价值的扭曲记作大豆市场扭曲,其具体的公式为:

$$Dis_{it} = MP_{it} / P_{it} \quad (3)$$

三、结果分析

1. 价格支持政策对大豆 *TFP* 的影响

(1)价格支持政策对大豆 *TFP* 的平均效应检验。基本估计结果如表 3(1)所示,在不考虑控制变量的情况下,大豆的 *TFP* 较政策实施前平均减少了 3.19%,这一估计结果可能会出现偏误,为了剔除其他因素对模型实证结果的影响,本文进一步控制了灾害率、灌溉率、受教育程度、经济增长变量、市场扭曲指数等变量,并分别控制前文中设定的两个假设条件,如表 3(2)和表 3(3)所示,在不同的时间趋势特征下,价格支持政策对大豆 *TFP* 的负向影响均扩大至 8%以上。

表 3 价格支持政策对大豆 *TFP* 的影响

N = 176

变量	<i>Tfp</i> _{<i>t</i>+1}			<i>Tfp</i> _{<i>t</i>+2}
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>did</i>	-0.0319** (0.0160)	-0.0878*** (0.0293)	-0.0825** (0.0302)	-0.0709 (0.0413)
<i>Dis</i>	—	-0.0221*** (0.0086)	-0.0180** (0.0091)	-0.0079 (0.0072)
政策实施前的播种面积 × <i>post</i>	—	0.0365*** (0.0055)	—	0.0332*** (0.0061)
政策实施前的播种面积 × <i>t</i>	—	—	-0.0001 (0.0001)	—
政策实施前的播种面积 × <i>t</i> ²	—	—	1.24e ⁻⁶ ** (2.70e ⁻⁷)	—
政策实施前的播种面积 × <i>t</i> ³	—	—	-7.57e ⁻⁸ ** (1.94e ⁻⁸)	—
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> ²	0.2009	0.5688	0.5770	0.5024

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;括号内数值为标准误。下同。

① $\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{i=1}^N \beta_{it} \ln x_{it} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \beta_{ij} \ln x_{it} \ln x_{jt} + \sum_{i=1}^N \beta_{it} T \ln x_{it} + \beta_i T + \frac{1}{2} \beta_i T^2 + v_{it} - u_{it}$, 投入产出变量同本研究。

② 为避免物价指数的干扰,此处的价格已用各地区大豆生产者价格指数平减(以 2001 年为基期)。

根据表 3(2),价格支持政策的实施使大豆 TFP 平均减少了 8.78%,即平均而言,价格支持政策抑制了大豆 TFP 的有效提升,这和前人的研究结论并不相符,如高鸣、王欧等和 McCloud 等分别对小麦、粮食和奶牛 TFP 进行了研究,发现农业补贴政策均促进了 TFP 的提升^[26-28]。之所以得出与上述学者相反的结论,可能的原因在于:首先,受大豆价格连年下行以及相对单产增速不高的制约,价格支持政策并未能缓解农户的资金约束,从而阻碍 TFP 曲线由低位向高位移动,财富效应和保险效应发挥的作用极为有限;其次,受国际市场和比较收益的影响,价格支持政策未能有效提高豆农连年种植大豆的意愿,最有力的证据就是临时收储政策实施期间大豆播种面积持续下降,由 2008 年的 922.54 万公顷下降至 2013 年的 704.99 万公顷。2014 年的目标价格制度改革虽然使黯淡的大豆种植前景稍有回暖,但终究由于“目标价格”没能符合豆农的预期而使大豆种植面积再次下降,2015 年已跌至 682.74 万公顷,改善生产要素配置状况更是无从谈起;第三,正因为价格支持政策激励农户连年种植大豆的效果极其有限,作为与大豆相竞争的玉米便成为更受农户青睐的种植作物,而改种大豆往往是由于轮作的需要,这就意味着,对资源消耗更大的玉米连年种植可能恶化了大豆的种植环境,资源约束效应得以发挥作用;第四,市场扭曲的系数值显著为负,证明了前文中关于价格扭曲对大豆 TFP 产生负面影响的判断。

(2)价格支持政策对大豆 TFP 影响的结构变化检验。以 2014 年为节点,分析临时收储政策和目标价格制度两种价格支持政策影响大豆 TFP 的异质性。由表 4(1)和(2)可知,当不考虑其他解释变量时,临时收储政策对大豆 TFP 产生了负向影响,而目标价格制度的系数值并不显著。在引入其他解释变量加以控制后,两种政策的实施均对大豆 TFP 的影响显著为负,但影响差异较为明显。临时收储政策时期对大豆 TFP 的影响为 -0.0764 ,而目标价格政策时期仅为 -0.0193 ,说明临时收储政策在向目标价格制度演变的过程中,对大豆 TFP 的影响有了明显的改善。

表 4 结构变化检验结果

N=176

变量	(1)临时收储政策	(2)目标价格制度	(3)临时收储政策	(4)目标价格制度
<i>did</i>	-0.0214** (0.0108)	-0.0171(0.0362)	-0.0764*** (0.0305)	-0.0193** (0.0094)
<i>Dis</i>	—	—	-0.0199*** (0.0069)	-0.0189** (0.0089)
政策实施前的播种面积 $\times post$	—	—	0.0347*** (0.0056)	0.0026(0.0035)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.1868	0.1954	0.6112	0.4817

综合来看,之所以目标价格制度能够减弱对大豆 TFP 的抑制,原因在于:一是目标价格制度降低了政府对市场的干预力度,计量证据也证明市场扭曲的负面影响的确实减小了;二是目标价格制度改革减少了政策支持的中间损耗,即政府将原本由粮贩和粮食收购站攫取的利润直接补贴给了农户,提高了农户种豆预期。但为何目标价格制度对大豆 TFP 的影响依然为负,从实地调研来看,目标价格标准调整不及时且大豆市场价格持续走低加重了豆农种豆的担忧,而在这一时期政府对玉米和水稻的支持力度较大,更是在一定程度上降低了豆农改善生产要素配置的积极性。

(3)价格支持政策对大豆 TFP 的滞后效应检验。本文将滞后两年的大豆 $TFP(Tfp_{t+2})$ 作为被解释变量,进一步检验价格支持政策对大豆 TFP 滞后两年的影响,检验结果如表 3(4)所示。政策的实施对滞后两年的效率值产生了经济学意义上的负向影响,但并不显著,说明价格支持政策对大豆 TFP 的影响并未产生持续的抑制作用。可能的原因在于,首先,市场扭曲的力度逐年减小。不仅目标价格制度削弱了政府对市场的干预力度,且 2017 年的生产者补贴改革更是彻底放开了市场,市场扭曲系数值不显著可以在一定程度上证明此观点;其次,虽然种植结构扭曲一度使粮食产量连年增长^①,但在 2016 年发生了转变,国家开始强调农业供给侧结构性改革,缩减玉米的种植面积,给予大

① 高产作物(如玉米)种植面积的增加可以提高粮食产量。

豆等相对低产的作物一线生机,在 2019 年更是提出大豆振兴计划,政策重心开始向大豆倾斜。总体来看,大豆 TFP 呈现向好的趋势转变。

2. 价格支持政策影响大豆 TFP 的路径

为了进一步识别价格支持政策对大豆 TFP 的影响,本文将 Hayes^[29] 提出的调节效应模型引入 DID 中,构建如下所示的双重差分调节效应模型:

$$Y_{it+1} = \omega_0 + \omega_1 did \times Path_{it} + \omega_j \sum Control + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中的 $Path$ 为路径变量,包括财富效应和保险效应(RI ,以下统称财富效应),主要用当年的大豆收益表示;预期效应(Exp),主要用当期大豆和玉米价格之比表示;资源约束效应(Res),主要用大豆和玉米的种植面积之比表示,此处参考钟甫宁等关于棉农种棉决策的模型设定,采用相对种植面积前三期的移动平均数^[30];市场扭曲(Dis),即前文测算出的大豆市场扭曲指数。

表 5 价格支持政策影响大豆 TFP 路径的检验结果

自变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$did \times RI$	-0.0075*** (0.0026)	—	—	—
$did \times Exp$	—	-0.0865*** (0.0369)	—	—
$did \times Res$	—	—	0.0300(0.0474)	—
$did \times Dis$	—	—	—	-0.0234*** (0.0078)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时点固定	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	176	176	176	176
R^2	0.5666	0.5655	0.5476	0.5666

表 5 列出了影响路径的检验结果,价格支持政策时期,财富效应、预期效应以及市场扭曲均对大豆 TFP 产生了负向影响。其中,预期效应最为严重,即大豆与玉米的比较收益严重制约了大豆 TFP 的有效提升。大豆和玉米的合理比价一般被认为是 2.5 : 1^[31],但不论是“临储”时期的平均价格 4.07 元/千克,还是“目标价格”时期的 4.8 元/千克,均低于有竞争力的大豆支持价格,这一结果意味着,在彻底放开市场后的今天,市场价格势必会出现下行,生产者补贴标准如何制定,如何提高豆农的比较收益成为激励农户种植大豆以及提高 TFP 的关键;财富效应在改善大豆 TFP 的过程中发挥消极作用,制约了部分地区农户对高质量生产要素的投入,尤其是高科技农机具的使用。在吉林省调研了解到,价格支持政策造成的种植结构扭曲通过农机具在一定程度上影响了农民现阶段改种大豆的积极性,虽然 2017 年改大豆目标价格为生产者补贴,大豆补贴额度相较玉米高出约 200 元/亩,但较为完备的玉米农机具和较为欠缺的大豆农机具在一定程度上成为了农户改种大豆的阻碍;市场扭曲的系数值显著为负,与前文分析一致,但随着生产者补贴政策的改革,大豆市场扭曲程度将会在一定程度上得到改善。

3. 稳健性检验

(1)平行趋势检验。DID 方法最重要的一个假定前提就是“实验组”和“对照组”之间要具有“平行趋势”,即政策实施地区和非实施地区在大豆价格支持政策改革前应没有显著性差异,能够保证研究结果并不是由政策实施前的其他因素所致。结果如表 7 所示,2001—2007 年的检验结果并不显著,政策实施地区和非实施地区之间没有明显差异,通过了平行趋势检验,具有同质性。

(2)安慰剂检验。为了避免政策干预的随机性以及排除其它因素对研究结果的干扰,进一步增强回归结果的稳健性,本文借鉴黄志平^[32]的做法,假设实验组被设为政策实施地区提前到 2007 年和 2006 年,以及推迟到 2009 年和 2010 年进行反事实的安

表 7 平行趋势检验

变量名	平行趋势检验结果
$treated_{2001}$	0.0439(0.0499)
$treated_{2002}$	0.0305(0.0507)
$treated_{2003}$	0.0126(0.0494)
$treated_{2004}$	0.0200(0.0492)
$treated_{2005}$	0.1007(0.0810)
$treated_{2006}$	-0.0278(0.0496)
$treated_{2007}$	0.0460(0.0389)

慰剂检验。由表 8 的结果可知,无论是将政策实施地区提前设立还是推迟设立,系数值均不显著,说明大豆 TFP 的变化来源于价格支持政策的实施,而非其他政策或是其他因素的影响。据此,本文认为价格支持政策的确是抑制了政策实施地区大豆 TFP 的有效提升。

表 8 安慰剂检验

N = 176

自变量	(1)	(2)	(3)	(4)
did_{2006}	-0.0178(0.0230)	—	—	—
did_{2007}	—	0.0372(0.0222)	—	—
did_{2009}	—	—	0.0048(0.0262)	—
did_{2010}	—	—	—	-0.0011(0.0291)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes
时点固定	Yes	Yes	Yes	Yes
R^2	0.5370	0.5472	0.5343	0.5342

四、结论与启示

价格支持政策是近年来政府调控粮食市场最重要的手段之一。本文使用超效率 DEA 模型和 DID 模型,以 2001—2018 年全国 11 个主要的大豆种植省(市、区)为样本,考察了价格支持政策对大豆 TFP 影响机理及作用路径,得出以下结论:(1)价格支持政策的实施平均而言使大豆 TFP 降低了 8.78%,一定程度上发挥了消极的“生产率效应”,但这种消极效应在 2014 年后有所弱化,说明价格支持政策市场化改革有利于大豆 TFP 的改善;(2)由于市场扭曲被削弱以及补贴重心开始向大豆转移,价格支持政策对大豆 TFP 产生的抑制作用持续性并不强;(3)价格支持政策形成“消极生产率效应”的作用路径是其未带来有效的收益激励,导致大豆在与玉米等作物的竞争中落入下风,此外,市场扭曲同样恶化了改善 TFP 的环境。

本文的启示:(1)考虑到短期内大豆无法缩小与玉米等作物单产差距的实际,需要持续提高补贴标准才能够维持政策效果,但持续提高补贴标准在增加政府财政负担的同时,也极有可能突破 WTO 规定的黄箱政策上限,这就意味着,单纯地依靠大豆生产者补贴政策发挥持续提高大豆 TFP 的作用不应过高估计;(2)为持续提高大豆 TFP,未来对大豆的支持方式,应由单一化的补贴激励转向多元化的政策支持。既然预期收益的降低是政策无法持续改善大豆 TFP 的原因,那么为克服大豆生产者补贴政策的局限性,政策的完善应将重点放在缓解市场扭曲、缓解农户的资金约束、完善大豆种植的基础设施建设、推进差异化的要素支持政策、加大对大豆相关农资补贴的投入力度、加强大豆种植的技术扶持等方面。此外,在激励大豆种植的同时,还应将部分注意力投向大豆生产技术研发和产业链建设上,以产业政策的视角强化大豆生产供应。

参 考 文 献

- [1] 周杨,邵喜武.改革开放 40 年中国粮食价格支持政策的演变及优化分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2019(4):15-24.
- [2] 葛鹏飞,王颂吉,黄秀路.中国农业绿色全要素生产率测算[J].中国人口·资源与环境,2018,28(5):66-74.
- [3] 高鸣,宋洪远,CARTER M,等.补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析[J].管理世界,2017(9):85-100.
- [4] 朱满德,李辛一,程国强.综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响分析——基于省级面板数据的 DEA-Tobit 两阶段法[J].中国农村经济,2015(11):4-14,53.
- [5] 罗光强,谭芳.粮食生产效率的区域差异及其政策效应的异质性[J].农林经济管理学报,2020,19(1):34-43.
- [6] 廖进球,黄青青.价格支持政策与粮食可持续发展能力:基于玉米临时收储政策的自然实验[J].改革,2019,302(4):116-126.
- [7] 贾娟琪,孙致陆,李先德.粮食价格支持政策提高了我国粮食全要素生产率吗?——以小麦最低收购价政策为例[J].农村经济,2019(1):67-72.
- [8] 周洲,石奇.市场扭曲、目标多重与“三量齐增”——关于我国粮食价格政策改革的理论思考[J].价格理论与实践,2017(1):67-69.

- [9] 朱喜,史清华,盖庆恩.要素配置扭曲与农业全要素生产率[J].经济研究,2011(5):87-99.
- [10] 陈训波.资源配置、全要素生产率与农业经济增长愿景[J].改革,2012(8):82-90.
- [11] 李晓阳,许属琴.经营规模、金融驱动与农业全要素生产率[J].软科学,2017,31(8):5-8.
- [12] 张然,田志宏.农产品目标价格政策的经济理论分析与思考[J].管理现代化,2017,37(3):108-111.
- [13] 胡迪,杨向阳,王舒娟.大豆目标价格补贴政策对农户生产行为的影响[J].农业技术经济,2019(3):16-24.
- [14] CARTER M R, BARRETT C B. The economics of poverty traps and persistent poverty: an asset-based approach[J]. Journal of development studies, 2006, 42(2): 178-199.
- [15] 倪学志,于晓媛.耕地轮作、农业种植结构与我国持久粮食安全[J].经济问题探索,2018,432(7):82-92.
- [16] 郭庆海.玉米主产区:困境、改革与支持政策——基于吉林省的分析[J].农业经济问题,2015(4):4-10.
- [17] 葛继红,周曙东.要素市场扭曲是否激发了农业面源污染——以化肥为例[J].农业经济问题,2012,33(3):92-98,112.
- [18] 杨航英.劳动力与资本市场扭曲对环境污染的影响特征——基于空间计量的实证研究[J].当代经济,2017(12):134-136.
- [19] 白俊红,卞元超.要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J].中国工业经济,2016(11):39-55.
- [20] 成琼文,李宝生.政府补贴、要素市场扭曲与企业创新——基于双边随机边界模型的分析[J].商业研究,2019(10):19-30.
- [21] CHRISTER L, PATRIK T. Is China different? A meta-analysis of the growth-enhancing effect from R&D spending in China[J]. China economic review, 2015(36): 272-278.
- [22] 盖庆恩,朱喜,程名望,等.要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率[J].经济研究,2015,50(5):61-75.
- [23] 周黎安,陈焯.中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计[J].经济研究,2005(8):44-53.
- [24] 贺超飞,于冷.临时收储政策改为目标价格制度促进大豆扩种了么?——基于双重差分方法的分析[J].中国农村经济,2018(9):29-46.
- [25] 史晋川,赵自芳.所有制约束与要素价格扭曲——基于中国工业行业数据的实证分析[J].统计研究,2007(6):42-47.
- [26] 高鸣.脱钩收入补贴对小麦生产率有影响吗?——基于农户的微观证据[J].中国农村经济,2017(11):49-63.
- [27] 王欧,杨进.农业补贴对中国农户粮食生产的影响[J].中国农村经济,2014(5):20-28.
- [28] MCCLOUD N, KUMBHAKAR S C. Do subsidies drive productivity? A cross-country analysis of Nordic Dairy farms[J]. Bayesian econometrics, 2008, 23(8): 245-274.
- [29] HAYES A F. Beyond baron and kenny: statistical mediation analysis in the New Millennium[J]. Communication monographs, 2009, 76(4): 408-420.
- [30] 钟甫宁,胡雪梅.中国棉农棉花播种面积决策的经济学分析[J].中国农村经济,2008(6):39-45.
- [31] 钱贵霞,李梦雅,潘月红.中国主要农产品比价关系及其合理性分析[J].农业展望,2017(3):13-17.
- [32] 黄志平.国家级贫困县的设立推动了当地经济发展吗?——基于PSM-DID方法的实证研究[J].中国农村经济,2018(5):98-111.

(责任编辑:金会平)