

土地租金销蚀了粮食补贴的“稳粮”效果吗?

钟钰¹,陈希²,普莫喆^{1*}

(1.中国农业科学院农业经济与发展研究所,北京100081;
2.上海财经大学财经研究所,上海200433)



摘要 尽管近年来政府不断加大粮食补贴力度,但种粮成本不断攀升,尤其土地流转租金明显跟涨,影响农民种粮积极性。农业补贴存在资本化为地租的倾向可能是推动土地成本上升的原因之一。鉴于此,基于2010—2020年玉米生产省级面板数据,采用事件研究法分析玉米生产者补贴的动态效应,以明晰粮食补贴的资本化效应对补贴“稳粮”效果的影响。研究表明:玉米生产者补贴导致下年土地流转租金增加了5.7元/亩,并进一步证实了补贴资本化为地租一定程度上削弱了生产者补贴应有的政策效果。若切断粮食补贴与土地流转租金之间的联动关系,生产者补贴稳定种粮面积的正向效果将进一步增强,其削减生产投入的负向影响将进一步减弱。由此提出未来粮食支持政策应进一步优化增量补贴方式,规避其与地租的联动关系,从生产技术模式结合、新型经营体系对接的角度,提高补贴精度和支持效率。

关键词 生产者补贴;土地租金;资本化效应;补贴悖论;粮食安全

中图分类号:F326.11 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2024)03-0118-13

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.03.010

粮食是关系国运民生的“压舱石”,确保粮食安全是治国理政的头等大事。面对现今复杂严峻的发展环境,党的二十大报告提出,要全方位夯实粮食安全根基,健全种粮农民收益保障机制。农业支持政策的持续激励是我国实现粮食稳产保供、保障种粮农民收益的关键手段。据相关资料统计^①,2002—2015年间我国财政支粮补贴金额累计达2万亿元^①,为粮食持续增产丰收、国家粮食安全做出了巨大贡献。但与此同时,逐年强化的补贴力度也引发了有关小麦、稻谷和玉米支持政策WTO合规性的争端诉讼。在粮食市场开放竞争和WTO规则的倒逼之下,2016年开始国家加快了农业补贴政策改革的步伐,国内粮食支持政策从以价格支持为主导逐步向“市场定价、价补分离”的市场化方向转型。三大主粮中玉米支持政策率先改革,2016年国家宣布取消已执行8年的玉米临时收储政策,继而建立玉米生产者补贴制度,以期在保证WTO合规性的同时,保障种粮农民收益、稳定农民种粮积极性。

就政策效果而言,玉米生产者补贴可直接增加种粮农民转移支付、提高农民收益,进而稳定国内玉米生产和农民种植积极性。但此过程中,生产者补贴的资本化效应可能会对支持政策的“稳粮”效果产生间接的分化效应。一般来说,土地租金在很大程度上取决于农业预期收益,而农业支持政策可直接促进农业增收,因此往往导致土地租金跟涨^②。这一联动过程意味着农业支持补贴被资本化到土地租金中,学术界将此现象称为农业支持政策的资本化效应^③。那么在我国粮食支持政策从价格支持转向生产者补贴的政策背景下,生产者补贴直接发挥“稳粮”作用的同时是否产生了间接的分

收稿日期:2023-08-28

基金项目:国家自然科学基金项目“‘毁约跑路’还是‘逆势加码’:收储制度改革背景下粮食规模户经营行为调整与风险化解机制研究”(71903187);国家社会科学基金重大项目“农业社会化服务推动生产绿色转型的机制与对策研究”(23&ZD110);中国农业科学院科技创新工程项目(10-IAED-01-2024)。

*为通讯作者。

① 数据来源于中国提交给WTO的国内支持通报(2002—2015年),<https://docs.wto.org/>。

化效应?土地流转租金跟涨是否会削弱粮食补贴的“稳粮”效果?为此,本文基于2010—2020年省级面板数据,构建DID模型考察玉米生产者补贴的资本化效应,并进一步探索生产者补贴的资本化效应对政策“稳粮”效果的影响。

与以往研究相比,本文拟从以下三方面展开探索:第一,就粮食生产而言,考虑生产者补贴的资本化效应对粮食生产的间接影响,分析生产者补贴资本化为土地流转租金可能给粮食生产带来的负向影响;第二,从政策评估视角,提出并验证玉米生产者补贴的资本化效应带来的政策效率损失;第三,在政策设计层面,分析2016年玉米支持政策改革的典型性和代表性,并为小麦、稻谷两大口粮支持政策的优化和探索提供参考借鉴。

一、制度背景与文献综述

1. 制度背景

为保障农民收益、实现粮食增产,2008年开始国家在东北三省(辽宁、吉林和黑龙江)和内蒙古自治区实施玉米临时收储政策,由国家根据当年市场行情制定玉米临时收储价格和收储数量。作为一项“价补合一”的粮食支持政策,玉米临时收储政策在有力地促进粮食增产和农民增收的同时,也导致了市场价格机制扭曲、玉米库存高企、市场竞争力低等多重问题,使得政策难以为继^[4]。

在此背景下,2016年3月《政府工作报告》提出,“积极稳妥推进玉米收储制度改革,保障农民合理收益”,释放了取消玉米临时收储政策的信号。2016年6月,财政部颁发《关于建立玉米生产者补贴制度的实施意见》(财建[2016]869号),正式取消了玉米临时收储政策,并提出在东北三省和内蒙古自治区(下文简称“临储改革区”)建立玉米生产者补贴机制。具体而言,玉米生产者补贴是以“市场定价、价补分离”为基本原则,以实际玉米生产者补贴对象,以生产者当年在合法耕地上的实际玉米播种面积为补贴依据的一项农业支持政策。其中,针对补贴的发放对象,实施建议中明确指出,“对于土地流转的,补贴资金应发放给实际玉米生产者”。2016年,中央财政拨付玉米生产者补贴资金390亿元,并在此后建立了长期、稳定的生产者补贴机制。

至此,我国玉米完成了由“价补合一”的临时收储向“价补分离”的生产者补贴转型的支持政策改革。在新政策框架下,生产者补贴能否发挥稳定种粮积极性、稳定玉米生产的作用需要进一步加以关注。

2. 文献综述

从既往文献来看,与本文主题密切相关的研究主要有以下两方面。

一是农业支持政策的资本化效应研究。农业支持政策对土地租赁价格的影响得到了国外学术界的广泛关注。早在20世纪60年代开始,Floyd就通过局部均衡模型推导论证了农业支持政策对土地租金的影响^[5],后续研究在此框架下进一步细化拓展^[6-9]。20世纪70年代开始,农业支持政策的资本化效应陆续被实证研究验证^[10]。研究结果普遍证明了农业支持政策会促使土地租金上涨^[11],但其资本化程度总体小于理论预期。Kirwan基于美国1992—2002年农业数据测算发现,土地所有者通过土地租金捕获了边际农业补贴的25%^[12]。继而Kirwan等利用地块数据进行模型矫正后发现,美国农业补贴资本化为土地租金的程度为20%~28%^[13]。对于完全脱钩的直接支付项目,Goodwin等发现部分项目的补贴资本化程度可能超过80%^[14]。对北爱尔兰、德国等欧洲国家(地区)的相关研究也进一步证实了农业支持政策的资本化效应^[15-17]。Ciaian等基于地块数据检验了欧盟国家脱钩补贴的资本化效应,结果显示,约10%的直接支付以更高的土地租金流向土地所有者^[17]。对于发展中国家,Lin等的研究表明我国农业税的取消和粮食价格支持政策的实施促进了土地租金上涨^[18]。

关于农业支持政策的资本化效应,过往研究结论提示有两方面需予以特别关注。第一,研究发现不同类型的农业支持政策资本化为土地租金的程度不同^[19]。相比于价格支持政策,“脱钩”补贴资本化为土地租金的程度可能更高^[19-21]。主要原因在于,未脱钩政策带来的收入预期的不确定性更强,而“脱钩”政策对收入的影响通常可以预期且较为稳定。第二,与土地直接关联的补贴资本化为土地

租金的比率可能更高。当补贴政策与种植面积直接挂钩时,无形中强化了土地的资产属性、弱化了其资源属性,此类农业补贴进入绝对地租的比例可能更高^[22]。若支持政策本意在于补贴实际生产者,当补贴转化为土地租金的程度较高,政策效果就“打了折扣”^[23]。2016年玉米临时收储改为生产者补贴,基本遵循了国外农业补贴“脱钩”的改革路径,玉米生产者补贴的发放又直接与种植面积挂钩,与以上两种情况非常相似。因此,在分析“市场化收购+生产者补贴”政策新机制时,有必要高度关注玉米生产者补贴的资本化效应,并分析其对政策效果的影响。

二是玉米生产者补贴的影响效应研究。目前已有研究从多个角度评估了玉米临时收储制度改革的影响效应。在玉米生产方面,阮荣平等发现玉米临时收储制度改革第一对玉米生产具有负向影响,但第二年生产者补贴制度建立后,改革对玉米产量以及播种面积呈现正向影响^[24]。许庆等认为玉米临时收储制度改革显著提高了农户玉米适度规模经营的概率,促进了规模农户扩大玉米经营规模^[1]。在生产行为方面,研究发现随着改革后玉米市场风险和不确定性增加,种植玉米的家庭农场保费支出显著增加^[25],农场加入合作社的概率也显著提升^[26]。此外,国内学者也关注到了玉米生产者补贴与土地租金二者的联动关系。蔡颖萍等发现,玉米临时收储政策的取消降低了种植玉米农场的土地流转租金,而第二年玉米生产者补贴促进了土地流转租金上涨^[27]。宫斌斌等认为,玉米生产者补贴这种“以农地为标的”的补贴方式增加了农地“含金量”,进而提高了土地流转租金,最终导致支农政策的低效率^[28-29]。

总体而言,国内研究基于粮食生产、生产行为、土地租金等多个视角就玉米生产者补贴的影响效应开展了充分探讨,为本文提供了有价值的参考和启示,但现有研究尚未关注到生产者补贴的资本化效应对补贴“稳粮”效果的进一步影响。上述诸多研究的理论与实证结论已证明,农业支持政策资本化为土地租金是支持政策效率损耗的主要渠道之一,若忽略这一影响机制,可能导致在评价政策效果时遗漏潜在的政策风险,使得生产者补贴稳定粮食生产的效果评估产生偏差。尤其当前我国农业规模经营不断发展、农村土地流转率持续上升,如果补贴资本化为土地租金的程度较高,推动土地租金大幅上涨,就会严重挤压玉米种植收益,进而影响补贴的“稳粮”效果。基于此,本文拟利用2010—2020年省级面板数据,构建DID模型并采用事件研究法考察玉米生产者补贴的资本化效应,并进一步探索生产者补贴的资本化效应对政策“稳粮”效果的影响。

二、理论分析与研究假设

在验证玉米生产者补贴的资本化效应的基础上,进一步检验生产者补贴的资本化效应对政策“稳粮”效果的影响。本文构建以下分析框架(见图1),并根据理论预期提出假设。

1. 补贴的资本化效应:生产者补贴与土地流转租金

一般来说,农业支持政策不仅直接影响农业收益,还会广泛地影响生产要素价格。其中,农业补贴对土地要素价格的资本化效应存在两种主流理论可予以解释。一是以Floyd^[5]的局部均衡模型为框架发展的理论模型。根据该模型推导结果,投入要素供给弹性是补贴资本化的主要决定因素之一,投入要素供给弹性越小,补贴就越倾向转化为该投入的价格。由于自然资源限制,土地要素的供给弹性远小于其他农业投入要素,这意味着土地要素价格是农业补贴转移的主要方向。因此,早期理论研究将农业补贴资本化程度的决定因素归因于土地供给弹性^[3]。Ciaian等通过理论推导进一步证明了与土地挂钩的农业补贴与土地流转租金二者的正向关系^{[17]①}。当农业补贴与土地经营面积挂钩时,会进一步刺激农业经营者竞争租入更多土地,旺盛的农地需求与有限的农地供给二者之间的矛盾抬高了土地流转价格^[3]。除局部均衡模型推导外,也可从农地价值视角阐释农业补贴的资本化效应^[14,21,30]。农地价值的资本化模型表明,土地流转租金在很大程度上取决于农业预期收益。而农业

① Ciaian等推导得到的农业补贴与农地租金的关系满足 $dr/ds = 1/[1 - (pf_{AA} + pf_A^2/\zeta)\epsilon_A/r]$, 研究进一步证明了 $0 \leq dr/ds \leq 1$, 即农业补贴政策对农地租金的影响是正向的。其中, r 为农地租金, s 为SAPS补贴政策, p 为农产品价格, f 为农业产量, A 为土地经营面积, ζ 为农产品需求价格弹性。

补贴是农业预期收益的重要组成部分,新一轮农业补贴的实施会通过提高土地流转双方的农业预期收益来抬高当期的土地流转租金。此外,未脱钩补贴引发的农业收入预期的不确定性较强,“脱钩”补贴对农业收入的影响通常可以预期且较为稳定。因此,相比于价格支持政策,“脱钩”农业补贴资本化为土地流转租金的程度可能更高。基于现有理论和研究结论,提出假设1。

H₁:玉米生产者补贴一定程度上会资本化为土地流转租金,其实施会促进土地流转租金上涨。

2. 生产者补贴的“稳粮”效果:生产者补贴与粮食生产

玉米临时收储政策取消后,玉米市场价格迅速下跌,短期内玉米收益波动超过大多数农户预期^[31],规模种植户更是普遍亏损^[32]。生产者面临的市场环境更加复杂,决策复杂性与市场风险显著提升^[33]。在收益下降、风险增加的双重压力之下,玉米生产遭遇严重冲击,粮食稳产受到挑战。随着生产者补贴实施补位,部分抵消了玉米生产收益下跌带来的负面影响,稳住了玉米生产。由此,提出假设2。

H₂:玉米生产者补贴对玉米生产具有正向支持作用。

3. 补贴资本化为地租的影响:土地流转租金与粮食生产

土地成本是农业生产中重要的成本构成,土地成本抬升会严重侵蚀种粮农户尤其是粮食规模经营农户的生产收益,从而阻碍粮食生产^[34]。若补贴资本化程度较高,土地流转租金抬升很可能会阻碍粮食生产,销蚀生产者补贴原本的“稳粮”效果。通过对既往文献的梳理,认为与种植面积挂钩的生产者补贴资本化为地租的程度更大,更可能对粮食生产带来负向影响。由此,提出假设3。

H₃:若玉米生产者补贴资本化为土地流转租金,上涨的土地流转租金会负向影响粮食生产,一定程度上抵消生产者补贴的“稳粮”效果。

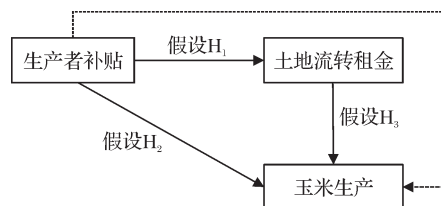


图1 分析框架与研究假设

三、模型设定及数据来源

1. 模型设定

为更加精确地识别玉米生产者补贴的净效应,本文借鉴阮荣平等^[24]的研究,采用双重差分模型(DID)估计这一时期政策改革的影响。模型中将临储改革区的东北三省和内蒙古自治区作为处理组,其他非临储改革省份作为对照组。由于玉米临时收储制度改革可能无法满足“政策是随机发生”的识别条件,需要通过模型设计进一步解决非随机性问题。本文控制了玉米生产相关变量以及省份和时间双向固定效应,使改革政策在该条件下满足随机性。

(1) 补贴的资本化效应:玉米生产者补贴对土地流转租金的影响。探究补贴资本化为土地租金是否侵蚀玉米生产者补贴的政策效果,首先需检验玉米生产者补贴的资本化效应是否存在,即探究玉米生产者补贴对土地流转租金的影响。根据上述分析,本文采用双向固定效应模型进行双重差分估计,结合事件研究法分析政策进展的动态效应,计量模型设定如下:

$$R_{it+1} = \alpha_0 + \sum_{k=2016}^{2019} \beta_k treat_i \times time_k + X_i' \delta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 R_{it+1} 为被解释变量,表示下一年土地流转租金^①;核心解释变量为交互项 $treat_i \times time_k$,其估计系数 β_k 即为研究重点关注的玉米临储制度改革的动态影响。其中, $treat_i$ 表示处理组虚拟变量,根据该省份是否为临储改革区省份赋值。 $treat_i = 1$ 为处理组,即为临储改革区省份; $treat_i = 0$,则为其他非改革省份。 $time_k$ 为政策发生时间的虚拟变量,2016—2019年分别为收储制度改革的第一

① 由于玉米临储制度改革及当年玉米生产对土地流转租金的影响存在滞后性,即无法影响当年土地流转租金,因此,模型自变量为下一年土地流转租金。

年、第二年、第三年和第四年,分别设置2016—2019年的年份虚拟变量 $time_{2016} \sim time_{2019}$ 。 λ_t 为时间固定效应,用以消除随时间变化的宏观趋势的影响; μ_i 为个体固定效应,用以消除省级层面不随时间变化因素的影响; ϵ_{it} 表示随机扰动项。

玉米临时收储制度改革具有明显的阶段性特征。参考阮荣平等^[24]的研究,收储改革第一阶段为2015年底至2016年4月,这一阶段主要是释放玉米临时收储政策取消的信号;第二阶段为2016年6月以后,《关于建立玉米生产者补贴制度的实施意见》正式提出建立玉米生产者补贴制度。笔者查阅东北三省和内蒙古自治区2016年的玉米生产者补贴实施方案后,发现由于各省份前期需要开展信息上报、核准面积、分配资金等准备工作,玉米生产者补贴的实际发放时间应该在2016年年底。由上述时间节点和过往研究可见,玉米生产者补贴无法对2016年的玉米生产情况和土地流转租金造成影响,而是从2017年开始发挥作用。因此,模型中玉米收储改革第一年的影响效应 β_{2016} 实际反映的是玉米临储政策取消的影响, β_{2017} 反映的是临储政策取消与生产者补贴建立的综合影响,可以将二者之差 $\beta_{2017} - \beta_{2016}$ 视作玉米生产者补贴的作用。

除控制双向固定效应外,模型中还引入了玉米生产相关的控制变量,以满足改革政策随机性的识别条件。根据土地资本模型,土地流转租金定价受生产预期收益影响,而预期收益往往根据上年生产收益判断。因此,上年玉米生产的净利润和玉米出售价格是影响当年土地流转租金的重要因素。同时,玉米生产情况也是收益预测的重要依据,因此控制变量中还纳入了上年玉米播种面积、上年玉米产量、上年玉米消费量、上年大豆播种面积等变量。此外,土地流转租金还会受到耕地特征条件、土流转市场发育情况、种粮比率等省级农业特征和经济特征的影响,因此模型还控制了农用大中型机械数量、土地流转率、种粮比率、农作物总面积等农业特征变量和人均GDP这一经济特征变量。

(2)补贴资本化为地租的影响:玉米生产者补贴对玉米生产的影响。在验证玉米生产者补贴的资本化效应后,需进一步探究玉米生产者补贴对玉米生产的影响,设定模型如下:

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=2016}^{2019} \beta_{ka} treat_i \times time_k + \mathbf{X}'_{it} \boldsymbol{\delta} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,被解释变量 y_{it} 表示衡量玉米生产情况的变量集合。借鉴顾莉丽等^[35]的做法,本文选用玉米播种面积、玉米产量以及单位面积生产投入衡量玉米生产情况。与式(1)相同,式(2)核心解释变量为 β_{ka} , β_{2016a} 表示改革第一年由临储改革区玉米生产的影响,实际反映的是玉米临储政策取消的影响; β_{2017a} 表示改革第二年由临储改革区玉米生产的影响,实际为玉米临储政策取消与生产者补贴的综合影响;同样地,将二者之差 $\beta_{2017a} - \beta_{2016a}$ 视作生产者补贴补位对玉米生产的作用。

为进一步检验补贴的资本化效应对政策“稳粮”效果的影响,参考Preacher等^[36]以及Lundborg等^[37]的研究,在式(2)的基础上,式(3)加入了土地流转租金变量 R_{it} ,通过观察控制土地流转租金后,式(3)得到的 $\beta_{2017b} - \beta_{2016b}$ 系数差值与式(2)估计得到的 $\beta_{2017a} - \beta_{2016a}$ 系数差值相比是否发生变化,以判断土地流转租金在此过程中是否发挥作用。若系数差值由小变大,可能说明土地流转租金的变动一定程度上销蚀了玉米生产者补贴对玉米生产的政策效果,后文将结合回归结果进行具体分析。

$$y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=2016}^{2020} \beta_{kb} treat_i \times time_k + \beta_4 R_{it} + \mathbf{X}'_{it} \boldsymbol{\delta} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

在控制变量方面,上年的玉米价格、玉米净利润、玉米出售价格以及上年玉米消费量均会对第二年的玉米生产产生影响。此外,玉米生产一般是在上年生产规模的基础增减变动,因此需控制上年的玉米产量和播种面积。考虑到玉米播种面积还与其竞争作物大豆相关,因此,在玉米播种面积的模型中控制了上年大豆价格及上年大豆播种面积。在政策层面,考虑到2015年开始实施的“镰刀弯”地区玉米结构调整政策会同期影响玉米生产情况,为排除这一潜在因素干扰,在模型中控制了“镰刀弯”地区这一虚拟变量。此外,还加入了人均GDP以及农作物播种面积变量,以控制各省经济特征和农业资源禀赋。

2. 数据来源及描述性统计

本文采用2010—2020年玉米生产的省级面板数据,模型中涉及的变量包括土地流转租金、玉米产量、玉米播种面积、玉米单位面积生产投入^①、玉米出售价格、玉米消费量、玉米净利润、大豆出售价格、大豆播种面积、农用大中型机械数量、农作物种植面积、粮食播种面积、家庭承包耕地流转总面积、家庭承包经营耕地面积、人均GDP、“镰刀弯”地区虚拟变量等。其中,玉米产量、玉米播种面积、大豆播种面积、农作物总播种面积、粮食播种面积、农用大中型机械数量、人均GDP数据来自国家统计局;玉米土地流转租金、玉米单位面积投入、玉米出售价格、玉米净利润、大豆出售价格等数据来自《全国农产品成本资料收益汇编》;玉米消费量数据来自布瑞克农业数据库;表征耕地特征条件、土流转市场发育情况的家庭承包耕地流转总面积和家庭承包经营耕地面积来自《全国农村经济情况统计资料》和《中国农村经营管理统计年报》。考虑到通货膨胀对价格数据的影响,本文利用第一产业GDP平减指数(以2000年为基期)对玉米单位面积生产投入、玉米出售价格、玉米净利润、大豆出售价格、土地流转租金等数据进行了平减处理;各省人均GDP数据按照全国GDP平减指数(以2000年为基期)进行了平减处理。

表1是变量的描述性统计表。最后一列为非临储改革区与临储改革区变量的均值差异检验。如表1所示,本文重点关注的变量玉米产量、播种面积、单位面积投入、土地流转租金,在临储改革区与非临储改革区具有显著差异。本文后续需进一步检验模型是否满足共同趋势假定。

表1 变量描述性统计

| 变量 | 单位/赋值 | 全样本 | 临储改革区 | | 非临储改革区 | | 两区均值 |
|-----------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|---------------|
| | | 均值 | 均值 | 标准差 | 均值 | 标准差 | 差异检验 |
| 玉米产量 | 万吨 | 786.14 | 2547.47 | 840.11 | 519.43 | 659.02 | -2028.03*** |
| 玉米播种面积 | 千公顷 | 1326.91 | 3962.33 | 1349.86 | 927.85 | 1115.59 | -3034.49*** |
| 单位面积投入 | 元/亩 | 218.90 | 164.80 | 31.02 | 232.43 | 63.89 | 67.63*** |
| 玉米消费量 | 万吨 | 768.16 | 1603.06 | 1166.56 | 644.47 | 723.26 | -958.59 |
| 玉米出售价格 | 元/斤 | 0.55 | 0.52 | 0.14 | 0.55 | 0.15 | 0.03 |
| 土地流转租金 | 元/亩 | 45.04 | 70.75 | 13.73 | 38.62 | 12.07 | -32.133*** |
| 玉米净利润 | 元/亩 | 0.16 | 22.37 | 57.91 | -5.39 | 78.754 | -27.76** |
| 大豆播种面积 | 千公顷 | 271.45 | 1200.40 | 1417.36 | 128.99 | 150.94 | -1071.41*** |
| 大豆出售价格 | 元/斤 | 1.16 | 1.12 | 0.31 | 1.17 | 0.31 | 0.05 |
| “镰刀弯”地区 | 是=1;否=0 | 0.14 | 0.31 | 0.47 | 0.11 | 0.32 | -0.20*** |
| 农作物总面积 | 千公顷 | 5286.45 | 8093.47 | 3927.30 | 4870.60 | 3728.03 | -3222.88*** |
| 人均GDP | 元 | 28139.18 | 23814.25 | 5879.97 | 28779.91 | 15048.63 | -4965.67** |
| 农用大中型机械台数 | 实际台数 | 162108.99 | 487925.23 | 252602.61 | 113839.92 | 132315.45 | -374085.30*** |
| 种粮比率 | % | 66.40 | 86.90 | 0.07 | 63.40 | 0.12 | -23.50*** |
| 流转比率 | % | 23.02 | 24.59 | 21.84 | 22.78 | 18.08 | -1.81 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

四、回归结果与分析

1. 回归分析

(1) 补贴的资本化效应:玉米生产者补贴对土地流转租金的影响。首先,本文采用作图法分析。假设在未发生临储制度改革的情况下,改革省份(处理组)与非改革省份(对照组)的变动趋势一致,那么参照对照组的变动趋势即可估计出未发生政策变革情形下处理组的反事实状态。图2是处理组与对照组土地流转租金均值的变动情况,其中虚线部分是参照对照组变动趋势推算的处理组反事实状态。

本文认为临储政策取消以及生产者补贴的实施对土地流转租金的作用可能存在滞后性。因为

① 根据《全国农产品成本收益资料汇编》数据,单位面积生产投入包括玉米生产过程中产生的物质与服务费用和人工成本。

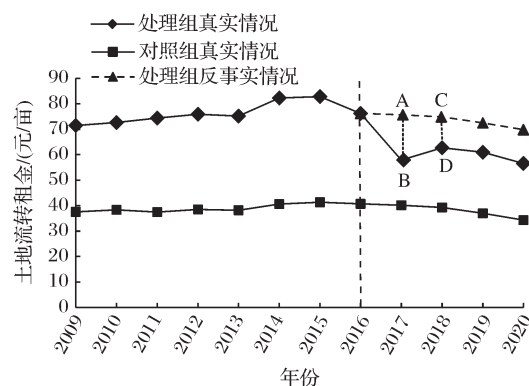
土地流转租金确定的重要依据主要是上一年的农产品价格以及生产利润,导致临储政策取消以及生产者补贴的实施无法在当年对土地流转租金产生影响。根据图2,AB表示玉米临储制度改革第一年(2016年)导致下年玉米生产的土地流转租金的变化,对照组实际土地流转租金比反事实状态低17.78元/亩;CD则表示收储制度改革第二年(2017年)玉米生产土地流转租金的变化,对照组实际土地流转租金比反事实状态低12.08元/亩。根据上文分析,AB衡量的是玉米临储政策取消的影响,CD衡量的是临储政策取消与生产者补贴建立的综合影响,二者之差(AB-CD)可视作玉米生产者补贴的作用。由此得出,生产者补贴的实施促使下年土地流转租金增加了5.7元/亩,这一结果提示玉米生产者补贴存在资本化为土地租金的可能。

由于作图分析法的结果是根据对照组均值变化趋势的粗略估计,为更加精确地考察上述影响,本文采取双向固定效应的DID模型检验临储制度改革对土地流转租金的影响。表2为玉米临储制度改革对土地流转租金影响的估计结果,回归模型均控制了时间固定效应和省份固定效应。为进一步提高模型解释力,列(2)和列(3)还分别加入了各省份农业、经济特征以及玉米生产的其他控制变量。

列(3)结果显示,玉米临储制度改革第一年(2016年)导致下年改革地区玉米生产的土地流转租金降低24.01元/亩,玉米临储制度改革第二年(2017年)导致下年改革地区土地流转租金降低13.79元/亩,该结果说明收储制度改革对土地流转租金的负向影响随着玉米生产者补贴的实施而减弱。根据前文分析可知,二者差值可表示玉米生产者补贴的作用效果,即玉米生产者补贴的实施使临储改革区的土地流转租金上涨了10.22元/亩,验证了玉米生产者补贴的资本化效应。此外,根据模型的动态效应结果,后续年份的土地流转租金基本维持在玉米生产者补贴实施后的租金水平,说明了土地流转租金上涨具有一定的刚性。

(2)补贴资本化为地租的影响:玉米生产者补贴对玉米生产的影响。表3为玉米临储制度改革对玉米生产影响的估计结果,列(4)、(5)、(6)分别为临储制度改革对玉米播种面积、单位面积投入、玉米产量的影响结果。总体来看,各模型判定系数 R^2 较大,模型解释力较强。

如表3列(4)所示,玉米临储制度改革在改革初期(2016—2017年)显著减少了改革地区的玉米播



注:数据系根据《全国农产品成本收益资料汇编》数据计算得到。

图2 处理组与对照组玉米土地流转租金变动情况

表2 玉米临储制度改革对土地流转租金的影响 $N=220$

| 变量 | (1) | (2) | (3) |
|----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 下一年土地流转租金 | 下一年土地流转租金 | 下一年土地流转租金 |
| $treat \times year_{2016}$ | -20.009*** (5.65) | -22.660*** (5.86) | -24.008*** (7.10) |
| $treat \times year_{2017}$ | -14.315*** (4.03) | -16.172*** (4.69) | -13.789** (5.30) |
| $treat \times year_{2018}$ | -13.792*** (4.17) | -19.526*** (5.39) | -18.484*** (4.92) |
| $treat \times year_{2019}$ | -15.524*** (3.31) | -17.354*** (5.29) | -16.468*** (4.28) |
| “镰刀弯”地区 | | | 3.654(2.14) |
| 玉米播种面积 | | | 0.008(0.01) |
| 大豆播种面积 | | | 0.007(0.01) |
| 大豆出售价格 | | | 1.771(2.70) |
| 玉米出售价格 | | | -4.717(24.92) |
| 玉米种植净利润 | | | -0.026(0.02) |
| 玉米产量 | | | 0.002(0.01) |
| 玉米消费量 | | | -0.002(0.00) |
| 省级经济特征 | | 是 | 是 |
| 省级农业特征 | | 是 | 是 |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 45.214*** (1.40) | -7.121 (51.37) | 34.666 (74.23) |
| R^2 | 0.453 | 0.501 | 0.527 |
| 调整后的 R^2 | 0.416 | 0.450 | 0.460 |

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,括号内为标准误,下同。

种面积。改革实施的第一年(2016年),临储政策取消导致改革地区玉米播种面积减少了14.4%;改革实施的第二年(2017年),改革地区玉米播种面积减少8.7%;到改革实施的第三年(2018年)及以后,玉米临储制度改革对临储改革区玉米播种面积已无明显影响。从估计结果可以看出,玉米临储制度改革对于玉米播种面积的负向影响不断减弱。这可能是因为在宣布取消临储政策后,建立的玉米生产者补贴政策直接与玉米种植面积挂钩,可遏止玉米临储政策取消带来的负向影响。与上文相同,将2017年的估计结果视为临储政策取消与生产者补贴二者博弈的结果,根据系数差值计算,生产者补贴的实施使得临储改革区玉米播种面积提高了5.7%。

表3列(5)结果显示,玉米临储制度改革显著降低了改革地区玉米单位面积的生产投入,影响了玉米种植户的生产投入行为。改革实施后的三年(2016—2018年),DID估计系数在1%或5%统计水平上显著为负。具体来看,改革第一年(2016年),玉米临储制度改革导致改革地区玉米单位面积生产投入减少4.4%;改革实施的第二年(2017年)和第三年(2018年),改革地区玉米单位面积生产投入分别减少11.5%和11.7%。由此可见,玉米临储制度取消对玉米单位面积生产投入的负向影响并未随生产者补贴的实施而减弱,而是进一步扩大了其负向影响。根据计算,玉米生产者补贴使得临储改革区玉米单位面积生产投入进一步下降了7.1%,一定程度挫伤了农民生产投入积极性。其背后原因可能在于补贴不再与玉米产量关联,农民出于成本收益考虑,减少了对玉米种植的生产投入。

表3列(6)结果显示,玉米临储制度改革后的前三年(2016—2018年),玉米临储政策取消及生产者补贴实施并未对改革地区的玉米产量产生显著影响。这可能是由于玉米产量的影响因素较为复杂,而政策调控的主要对象是播种面积以及农户生产行为,对产量难以产生直接的影响。

由于表2中回归结果已证实了玉米生产者补贴将资本化为土地租金,因此需在列(4)、(5)、(6)的

表3 玉米临储制度改革对玉米生产的影响

N=220

| 变量 | 播种面积 | | 生产投入 | | 产量 | |
|---------------------------------|----------|----------|-----------|-----------|----------|----------|
| | (4) | (4a) | (5) | (5a) | (6) | (6a) |
| <i>treat</i> × <i>year</i> 2016 | -0.144* | -0.135* | -0.044** | -0.041** | -0.042 | -0.032 |
| | (0.07) | (0.08) | (0.02) | (0.02) | (0.07) | (0.08) |
| <i>treat</i> × <i>year</i> 2017 | -0.087* | -0.050 | -0.115*** | -0.102*** | -0.016 | 0.041 |
| | (0.05) | (0.05) | (0.02) | (0.02) | (0.05) | (0.06) |
| <i>treat</i> × <i>year</i> 2018 | 0.061 | 0.079 | -0.117*** | -0.112*** | 0.058 | 0.081 |
| | (0.07) | (0.06) | (0.03) | (0.03) | (0.05) | (0.05) |
| <i>treat</i> × <i>year</i> 2019 | 0.059 | 0.073* | -0.044 | -0.038 | 0.100*** | 0.130*** |
| | (0.04) | (0.04) | (0.06) | (0.06) | (0.03) | (0.03) |
| 土地流转租金 | | 是 | | 是 | | 是 |
| 上年玉米播种面积 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 上年玉米出售价格 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 上年玉米净利润 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 上年玉米消费量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 上年玉米产量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 上年大豆播种面积 | 是 | 是 | | | | |
| 上年大豆出售价格 | 是 | 是 | | | | |
| 镰刀弯地区 | 是 | 是 | | | | |
| 省级经济特征 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省级农业特征 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 6.396*** | 6.330*** | 5.318*** | 5.281*** | 6.497*** | 6.325*** |
| | (0.54) | (0.53) | (0.30) | (0.28) | (0.33) | (0.26) |
| R^2 | 0.575 | 0.583 | 0.785 | 0.785 | 0.607 | 0.623 |
| 调整后的 R^2 | 0.518 | 0.524 | 0.762 | 0.761 | 0.563 | 0.579 |

注:模型被解释变量玉米播种面积、单位面积生产投入、玉米产量为其对数形式。

基础上,纳入土地流转租金作为控制变量,以避免遗漏变量问题。回归结果为表3中列(4a)、(5a)和(6a)。比较模型加入土地流转租金变量前后核心变量估计系数的变化可以间接反映补贴的资本化效应对政策“稳粮”效果的影响。首先,就玉米播种面积来说,比较列(4a)与列(4)2017年与2016年的系数差值:列(4)结果得到生产者补贴使玉米播种面积提高5.7%;在控制土地流转租金的情况下,根据列(4a)结果,玉米生产者补贴使玉米播种面积增加8.5%,这一系数差值为玉米生产者补贴的真正“稳粮”效果。也就是说若补贴未资本化为地租,玉米生产者补贴对玉米播种面积真正的正向激励可能更高。其次,针对玉米单位面积生产投入,比较列(5a)与列(5)的相关系数差值:根据列(5)结果,玉米生产者补贴的实施导致临储改革区玉米单位面积生产投入减少了7.1%;在控制土地流转租金的情况下,根据列(5a)结果,玉米生产者补贴使玉米单位面积生产投入减少6.2%。这意味着在土地流转租金不变的情况下(不存在补贴资本化为地租),玉米生产者补贴对玉米生产投入的负向影响可能会更小,即补贴资本化为地租进一步加剧了对玉米生产投入的挤出效应。这是由于土地流转租金也是玉米生产总成本的重要构成,地租的上涨很可能会挤出其他的生产投入。就玉米产量而言,与列(6)结果相同,列(6a)结果也说明了玉米临储制度改革对玉米产量未产生显著影响。

综上,生产者补贴新机制作用玉米生产的过程中,补贴资本化为地租的现象的确存在,即生产者补贴确实推动了土地流转租金的上涨,销蚀了补贴本身增加种粮农民收入的主要作用。对于生产来说,土地流转租金的上涨部分销蚀了生产者补贴稳定玉米种植面积的作用,且加剧了生产者补贴对生产投入的挤出效应。

2. 模型检验

(1)共同趋势检验。双重差分模型估计有效的重要前提是处理组与对照组在未受到干预时具有共同的变动趋势,因此需要检验模型是否满足这一前提。由于无法观测临储改革地区的反事实状态,共同趋势检验主要比较改革发生前东北三省加内蒙古自治区与其他省份的土地流转租金、玉米生产情况的变动趋势是否有显著差异。本文设定共同趋势检验模型分别为式(4)和式(5):

$$R_{it} = \beta_0 + \sum_{k=2010}^{2019} \beta_k treat_i \times time_k + \mathbf{X}'_i \delta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} (k \neq 2015) \quad (4)$$

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=2010}^{2020} \beta_k treat_i \times time_k + \mathbf{X}'_i \delta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} (k \neq 2015) \quad (5)$$

式(4)和式(5)中, $treat_i \times time_k$ 表示处理组虚拟变量与时间虚拟变量的交互项。其中, k 表示与临储制度改革实施首年2016年的相对时间,例如 $k = -1$ 表示玉米临储制度改革的前一年2015年。参考多数研究做法,选择政策发生的前一年2015年作为对照组,若 $\beta_{2010} \sim \beta_{2014}$ 估计系数与0无显著差异,即可证明临储改革区与非改革地区在改革前变动趋势相同。

图3~图6分别为土地流转租金、玉米播种面积、玉米单位面积生产投入、玉米产量DID模型的共同趋势检验图示结果。如图所示,2016年以前的系数基本与0无显著差异(95%置信区间内包含0),由此判断在改革实施前,临储改革区与非改革区的玉米生产情况和土地流转租金满足共同趋势

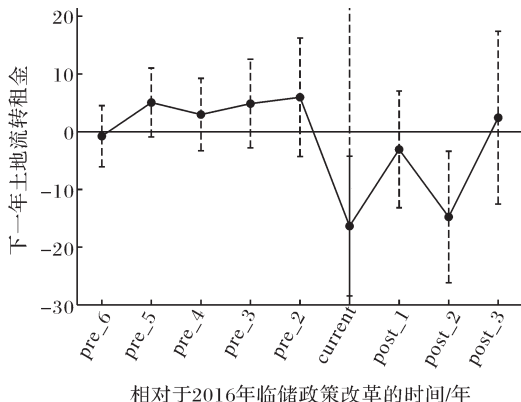


图3 土地流转租金的共同趋势检验结果

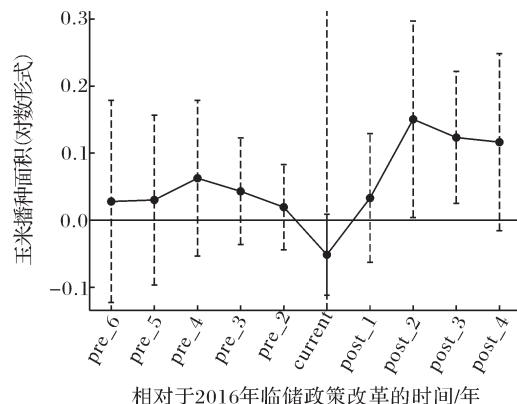


图4 玉米播种面积的共同趋势检验结果

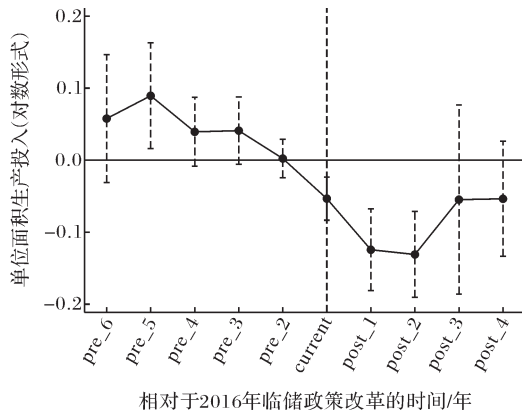


图5 玉米单位面积投入的共同趋势检验结果

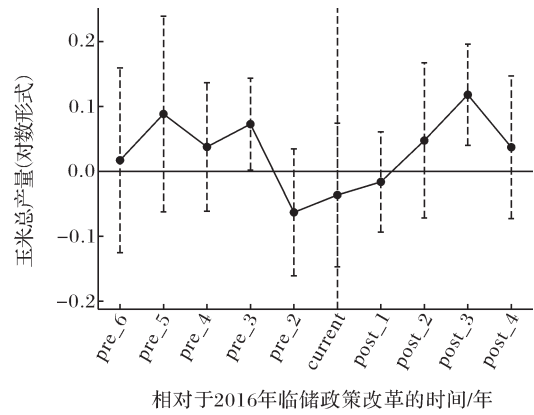


图6 玉米产量的共同趋势检验结果

前提,本文能够采用DID方法评估政策效果。

(2)安慰剂检验。安慰剂检验的核心思路在于,通过随机方式虚构处理组重新进行估计,以此检验真实处理组的影响估计结果是否存在偏误。若虚构情况下玉米临储制度改革的系数 β ,依然显著不为0,说明原估计结果可能存在偏误,被解释变量的变动很可能是受到了其他政策或者随机因素的影响;若虚构情况下估计的系数 β 为0,则可说明原模型结果具有可信度。具体做法是从省份样本中随机选取4个省份作为处理组分别进行回归,重复1000次,观察虚构的政策变量系数是否显著。

图7~图10为土地流转租金、玉米播种面积、玉米单位面积生产投入、玉米产量DID模型的安慰剂检验结果。其中,虚线为1000次虚构情形回归的系数 β 均值,实线为真实处理组的回归系数结果。由图7~图10可知,绝大多数估计系数集中分布在0值附近,说明玉米临储制度改革对土地流转租金、玉米生产的政策效应未受到其他未被观测因素的影响,原模型结果具有可信度。

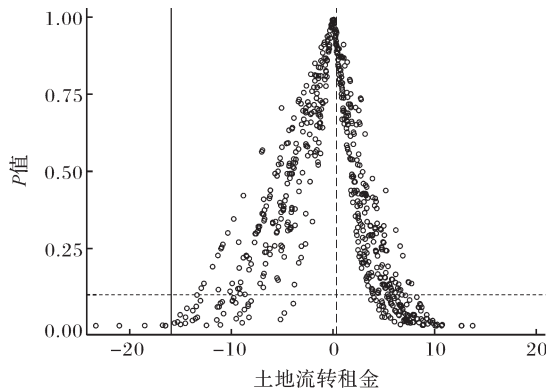


图7 土地流转租金一系数分布

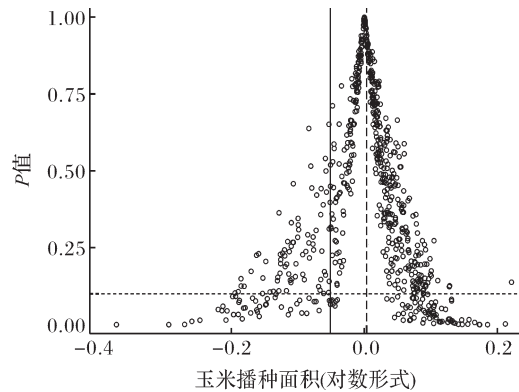


图8 玉米播种面积一系数分布

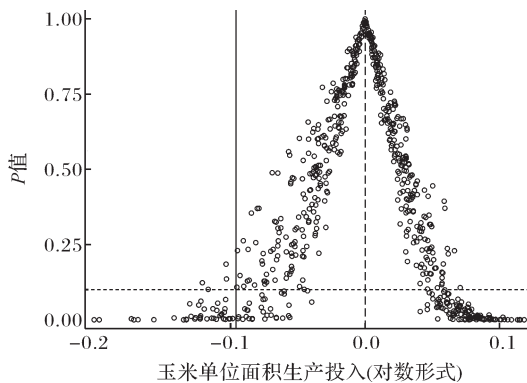


图9 玉米单位面积生产投入一系数分布

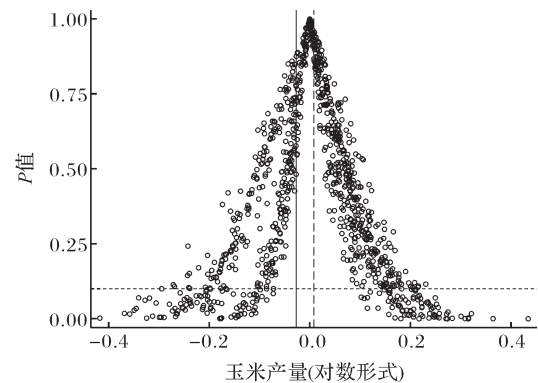


图10 玉米产量一系数分布

五、结论及政策启示

粮食是关系国运民生的“压舱石”,我国粮食稳产保供离不开农业支持政策的持续激励。理论分析表明在粮食支持政策市场化改革进程中,与土地关联的“脱钩”补贴更有可能抬升土地租金,产生资本化效应。为了解玉米临储制度改革后生产者补贴与地租的联动关系,分析补贴的资本化效应对玉米生产的影响,本文基于2010—2020年玉米生产的省级面板数据构建DID模型,并采用事件研究法开展分析。研究发现,玉米临储制度改革后,实施生产者补贴导致下年土地流转租金增加了5.7元/亩。就玉米生产而言,生产者补贴稳定了玉米生产,使得临储改革区玉米播种面积增加了5.7%,一定程度上缓解了临储政策取消的负面影响;但也对玉米生产投入造成了负向影响,导致临储改革区玉米单位面积生产投入下降了7.1%。进一步分析补贴的资本化效应对玉米生产的影响,发现其对补贴“稳粮”效果的侵蚀作用确实存在:土地租金的上涨部分销蚀了生产者补贴稳定玉米种植面积的作用,同时加剧了补贴新机制对生产投入的挤出效应。

也就是说,在目前玉米生产支持政策中,生产者补贴资本化为地租的作用机制不可忽视。生产者补贴在直接发挥“稳粮”作用的同时,也推高了土地流转租金,削弱了生产者补贴的“稳粮”效果,降低了补贴支持实际生产者的政策效率。长此以往,生产者补贴很可能陷入“补贴悖论”,即政府补贴越给越多,而农民种粮意愿并非越来越强的局面。这不仅无法长期有效地稳定种粮积极性,而且会持续加重财政负担。综合上述结论,可得到以下几个方面的政策启示:

第一,需稳定玉米生产者补贴现有“存量”。本文实证结果表明,尽管玉米临时收储制度的取消短期内冲击了玉米生产,但生产者补贴的补位,稳定了种粮收益、稳住了玉米种植规模,为保障我国粮食安全发挥了积极作用。尤其是在国内玉米需求不断攀升、粮食稳产保供压力增大的背景下,已有补贴存量不宜降低,需要继续稳住现有的政策框架,保证农业补贴政策的连续性和稳定性。

第二,需进一步提高“增量”补贴的政策效率和精准性。生产者补贴与种植面积挂钩,具有一定普惠性。但生产者补贴的资本化效应与土地租金的联动关系是经济规律,无法完全消除。因此,在现有政策框架的基础上,增量补贴的设计应当尽可能规避其与土地租金的联动关系。新的补贴手段可以考虑与生产技术模式打包、与新型经营体系相对接的思路。例如,设立专门补贴用于实现绿色高效生产技术、良种良法等,设立规模经营主体、社会化服务主体专属补贴项目。这样的设置方式,不仅有利于规避补贴与地租的直接联系、提高政策精准度,还能够促进粮食生产技术升级、生产效率提高。

第三,坚持渐进推进农业支持政策市场化改革,构建多层次粮食生产支持体系。从玉米的改革经验出发,放眼到粮食整体尤其是口粮支持政策改革,需要强调改革推进的渐进审慎。由于农户对于粮食支持政策的敏感性较强,玉米临时收储政策取消对玉米生产短期内造成了强烈冲击,口粮领域实施的最低收购价政策,要坚持“稳框架、增弹性”的改革思路,不可操之过急。同时,强化保险的支持力度,构筑价格、补贴、保险“三位一体”的生产支持体系。

参 考 文 献

- [1] 许庆,杨青,章元.农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响[J].经济研究,2021,56(8):192-208.
- [2] GARDNER B, MOSS C B, SCHMITZ A. Chapter 5. U.S. commodity policies and land values[M]. Ames, Iowa: Iowa State Press, 2008.
- [3] 林文声,朱烈夫,陈荣源.欧美农业支持政策的资本化效应及其启示[J].农村经济,2021(8):138-144.
- [4] 郭庆海,宫斌斌.21世纪以来粮食收储政策演进、得失与改革完善[J].中州学刊,2022(8):32-41.
- [5] FLOYD J E. The effects of farm price supports on the returns to land and labor in agriculture[J]. Journal of political economy, 1965, 73(2):148-158.
- [6] GARDNER B L. The economics of agricultural policies[M]. New York: Macmillan, 1987.
- [7] CHOI E K, JOHNSON S R. Impacts and incidence of agricultural commodity programs[J]. Economic development and cultural change, 1993, 41(3):605-621.

- [8] ALSTON J M, JAMES J S. The incidence of agricultural policy[M]// GARDNER B L, RAUSSER G C. Handbook of agricultural economics, 2002(2): 1689-1749.
- [9] CIAIAN P, SWINNEN J F M. Land market imperfections and agricultural policy impacts in the New EU Member States: a partial equilibrium analysis[J]. American journal of agricultural economics, 2006, 88(4): 799-815.
- [10] CIAIAN P, BALDONI E, KANCS D A, et al. The capitalization of agricultural subsidies into land prices[J]. Annual review of resource economics, 2021(13): 17-38.
- [11] LATRUFFE L, LE MOUËL C. Capitalization of government support in agricultural land prices: what do we know?[J]. Journal of economic surveys, 2009, 23(4): 659-691.
- [12] KIRWAN B E. The incidence of U.S. agricultural subsidies on farmland rental rates[J]. Journal of political economy, 2009, 117(1): 138-164.
- [13] KIRWAN B E, ROBERTS M J. Who “Really” benefits from agricultural subsidies? Evidence from field-level data[J]. American journal of agricultural economics, 2016, 98(4): 1095-1113.
- [14] GOODWIN B K, MISHRA A K, ORTALO-MAGNÉ F. The buck stops where? The distribution of agricultural subsidies[C]// National bureau of economic research working paper series, 2011, No. 16693.
- [15] PATTON M, KOSTOV P, MCERLEAN S, et al. Assessing the influence of direct payments on the rental value of agricultural land[J]. Food policy, 2008, 33(5): 397-405.
- [16] BREUSTEDT G, HABERMANN H. The incidence of EU per-hectare payments on farmland rental rates: a spatial econometric analysis of German farm-level data[J]. Journal of agricultural economics, 2011, 62(1): 225-243.
- [17] CIAIAN P, KANCS D A. The capitalization of area payments into farmland rents: micro evidence from the New EU Member States[J]. Canadian journal of agricultural economics, 2012, 60(4): 517-540.
- [18] LIN W S, HUANG J K. Impacts of agricultural incentive policies on land rental prices: new evidence from China[J]. Food policy, 2021, 104: 102125.
- [19] KILIAN S, ANTÓN J, SALHOFER K, et al. Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization[J]. Land use policy, 2012, 29(4): 789-797.
- [20] LENCE S H, MISHRA A K. The impacts of different farm programs on cash rents[J]. American journal of agricultural economics, 2003, 85(3): 753-761.
- [21] IFFT J, KUETHE T, MOREHART M. The impact of decoupled payments on U.S. cropland values[J]. Agricultural economics, 2015, 46(5): 643-652.
- [22] 全世文, 胡历芳, 曾寅初, 等. 论中国农村土地的过度资本化[J]. 中国农村经济, 2018(7): 2-18.
- [23] ROBERTS M J, KIRWAN B, HOPKINS J. The incidence of government program payments on agricultural land rents: the challenges of identification[J]. American journal of agricultural economics, 2003, 85(3): 762-769.
- [24] 阮荣平, 刘爽, 郑风田. 新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗: 基于DID模型的分析[J]. 中国农村经济, 2020(1): 86-107.
- [25] 谭洪业, 杜志雄, 郜亮亮. 粮食收储制度改革对家庭农场保费支出的影响[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2020, 20(6): 94-103.
- [26] 刘文霞, 杜志雄, 郜亮亮. 玉米收储制度改革对家庭农场加入合作社行为影响的实证研究——基于全国家庭农场监测数据[J]. 中国农村经济, 2018(4): 13-27.
- [27] 蔡颖萍, 杜志雄. 玉米临时收储政策调整对家庭农场土地流转租金的影响分析[J]. 中国农村观察, 2020(3): 114-129.
- [28] 宫斌斌, 郭庆海. 现阶段农村地租: 水平、影响因素及其效应[J]. 农村经济, 2019(3): 23-32.
- [29] 宫斌斌, 郭庆海. 玉米收储政策改革对农村地租水平的影响——基于吉林省的分析[J]. 干旱区资源与环境, 2021, 35(5): 8-14.
- [30] GOODWIN B K, MISHRA A K, ORTALO-MAGNÉ F N. What’s wrong with our models of agricultural land values?[J]. American journal of agricultural economics, 2003, 85(3): 744-752.
- [31] 蔡海龙, 马英辉, 关佳晨. 价补分离后东北地区玉米市场形势及对策[J]. 经济纵横, 2017(6): 88-94.
- [32] 刘慧, 秦富, 赵一夫, 等. 玉米收储制度改革进展、成效与推进建议[J]. 经济纵横, 2018(4): 99-105.
- [33] 李娟娟, 黎涵, 沈淘淘. 玉米收储制度改革后出现的新问题与解决对策[J]. 经济纵横, 2018(4): 113-118.
- [34] 刘余, 周应恒. 粮地租金变动对种粮行为调整的影响[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2021, 20(3): 85-96.
- [35] 顾莉丽, 郭庆海. 玉米收储政策改革及其效应分析[J]. 农业经济问题, 2017, 38(7): 72-79.
- [36] PREACHER K J, HAYES A F. SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models[J]. Behavior research methods, instruments, and computers, 2004, 36(4): 717-731.
- [37] LUNDBORG P, ROOTH D-O, ALEX-PETERSEN J. Long-Term effects of childhood nutrition: evidence from a school lunch reform[J]. The review of economic studies, 2021, 89(2): 876-908.

Do Land Transfer Rents Erode the “Food Production Stabilization” Effect of Food Subsidies?

ZHONG Yu, CHEN Xi, PU Mingzhe

Abstract Despite the fact that the government has been increasing food subsidies in recent years, the cost of growing food continues to rise, especially land transfer rents, affecting farmers' enthusiasm for growing food. Theoretical analysis suggests that the tendency of subsidies to be capitalized as land rent is one of the reasons for the rising cost of land. Therefore, based on provincial panel data of maize production from 2010 to 2020, this study uses an event study method to analyze the dynamic effects of subsidies for maize producers to clarify the impact of the capitalization on the food production stabilization effect of grain subsidies. And the analysis shows that the implementation of producer subsidies after the reform of the maize reserve system led to an increase in land transfer rent of RMB 5.7/mu in the following year, which further confirms that the capitalization of the subsidies into land rent has weakened the policy effect of producer subsidies to a certain extent. If the linkage between subsidies and land transfer rents is cut off, the positive effect of producer subsidies on stabilizing grain cultivation area will be further enhanced and its negative effect of reducing production inputs will be further weakened. Therefore, it is proposed that the design of future food support policy should further optimize the incremental subsidy method, avoid its linkage with land rent, and improve the subsidy precision and support efficiency from the perspective of integrating production technology patterns and new management systems.

Key words producer subsidies; land rent; capitalization effect; subsidy paradox; food security

(责任编辑:陈万红)