华南农业大学学报(社会科学版)
2024年第1期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第23卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

“价补分离”改革对中国玉米生产的影响效应与作用机制

徐金海,彭 悦

(扬州大学 商学院,江苏 扬州 225009)

摘 要: 基于2009—2020年玉米主产省市域层面数据,采用DID模型和中介效应模型,探究“价补分离”改革对中国玉米生产的影响效应与作用机制。研究表明:价补分离政策显著减少了玉米播种面积,提高了玉米单位面积产量,并降低了玉米总产量;价补分离政策对玉米生产的影响具有时效性,这一影响随时间推移而减弱;价补分离政策通过增加竞争作物种植比例来减少玉米播种面积,同时促进了粮食作物种植结构优化;价补分离政策通过增加农业机械化水平促进了玉米单产;玉米播种面积的负向效应大于玉米单产的正向效应,价补分离政策通过减少玉米播种面积,最终使玉米总产量降低。

关键词: 粮食补贴政策; 价补分离;玉米生产;粮食种植结构

中图分类号: F326.11 **文献标识码:** A **文章编号:**1672-0202(2024)01-0102-14

一、引言

长期以来,我国对玉米实施临时收储政策,该政策容易导致玉米供求失衡、财政负担加重等不良后果[1-2]。2016年3月,中国取消了玉米临时收储政策,实施了“价补分离”的市场化改革,以期从根本上解决玉米供给过量问题。那么,中国实施“价补分离”改革对玉米生产产生了什么样的影响?作用机制是什么?解决这两个方面的问题,对于粮食补贴政策改革的不断推进,粮食种植结构的优化,农业和农村经济的持续健康发展,具有重要意义。

过去,粮食政策的研究主要集中在价格支持政策和补贴政策的实施效果上。粮食价格支持政策曾是国内外支持粮食产业发展的主要手段,对农业发展具有促进作用,然而随着时间推移,其弊端也逐渐显现。例如,Barkley et al.[3]、Harald和Hausner[4]通过研究不同国家的小麦、玉米价格支持政策,认为其造成了社会福利的损失,且未能改善社会利益分配的公平性。廖进球、黄青青[5]的研究同样证实了价格支持政策不利于粮食产业的可持续发展。除此之外,价格支持政策还带来农产品供给过剩[6]、国家财政负担加重[7]、农产品市场扭曲[8]等不利影响。此后,各国开始推行农业支持政策的改革,即向粮食补贴政策转变,主要采取的是对农户进行直接补贴。对于粮食直接补贴政策,学者们也持有不同意见。部分学者认为粮食直接补贴有利于促进粮食生产[9],可以增加农户的生产者剩余,保障了农户利益[10];另一部分学者认为粮食直接补贴对粮食的增产作用并不明显[11-12],甚至会使农户盲目扩大有补贴作物的播种面积,造成粮食资源不合理配置[13]。针对

收稿日期:2023-07-18 **DOI:**10.7671/j.issn.1672-0202.2024.01.009

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目子课题(20JZD031);教育部人文社会科学研究青年基金(22YJC790006);中国博士后科学基金面上项目(2022M722691)

作者简介:徐金海(1966—),男,江苏海安人,扬州大学商学院教授,主要研究方向为农业经济管理。E-mail:xujh@yzu.edu.cn

2016 年中国实施的"价补分离"生产者补贴制度改革，部分学者的研究表明此次改革减少了玉米播种面积，对种植结构起到调整作用[14-17]；也有学者认为改革能够显著提升玉米收获质量[18]；还有学者认为改革对玉米生产具有动态影响，因此要持续关注改革的长期影响[19-20]。

综上所述，尽管有关价格支持政策和补贴政策影响的实证分析不少，也有部分研究探讨了"价补分离"改革对玉米生产的影响，但目前尚无研究系统地分析"价补分离"对玉米生产的作用机制，且相关实证研究主要使用的是省域层面的数据，样本代表性有限，未能有效解决模型当中可能存在的内生性问题。本文基于市域层面数据，利用 DID 模型探究"价补分离"改革对玉米生产的影响及其动态效应，并对其中的作用机制进行剖析，这对中国粮食支持政策的改革具有重要启示作用和现实指导意义。

二、理论分析与研究假说

（一）"价补分离"改革影响玉米生产的理论分析

1. 价补分离政策影响玉米生产的直接效应

粮食政策对农户的粮食种植决策和种植行为具有引导作用[21]。价补分离政策属于粮食政策的一种，主要包括"市场化收购"和"生产者补贴"两个内容：一是取消临时收储政策，重新由市场收购玉米，让玉米价格回归市场调节；二是实行生产者补贴制度，按照玉米种植规模大小对农户发放补贴。首先，玉米临时收储政策的取消意味着玉米价格失去政策保护，在玉米供大于求的情况下，由市场供需调节的价格会低于临储时期的价格。根据供求理论可知，价格下跌导致供给减少，农户基于玉米预期收益降低、预期风险增加的考量会减少玉米种植，玉米总产量在市场机制的调节下也会下降。其次，生产者补贴作为一种财政转移支付的方式，能够影响农户的资本边际收益，边际收益变化导致农户的种植决策和行为转变，最终对玉米生产效率产生影响。既有研究证明，财政补贴政策作为国家宏观调控的手段对产业发展具有激励作用[22]，粮食补贴政策能够显著提高粮食单产水平[23-24]。

2. 价补分离政策影响玉米生产的动态效应

任何公共政策都具有时效性，都是在一定的时间、空间条件下针对特定问题制定，当条件发生改变，政策的效力也会减弱甚至消失。价补分离政策作为农业政策的一种，也属于公共政策，它是在特定情况下为解决玉米供求结构矛盾突出问题制定。价补分离政策实施之初，国内玉米市场环境改变，根据农户行为理论，农户为规避风险会尽快调整自己的种植决策，玉米生产变化受政策的影响尤其明显。随着时间推移，玉米生产逐渐适应市场机制的调节作用，玉米产量和供给量下降，价格回升，逐渐达到供求平衡状态。与此同时，包括生产者补贴在内的相关配套措施日益完善，在保障农户利益、稳定玉米市场上发挥着积极作用。当玉米市场的供求矛盾得到缓解，价补分离政策的影响也随之减弱。

3. 价补分离政策影响玉米生产的中介效应

价补分离政策实施后，玉米重新由市场收购，玉米市场价格必然低于临储时期的玉米价格，此时玉米种植收益降低、风险增大。而农户作为理性经济人的角色，始终会从利益最大化、风险最小化的角度调整自己的种植决策行为。在收益降低和风险增大的双重影响下，根据比较优势理论，理性的农户会倾向于选择增加其他粮食作物的播种面积，进而减少玉米种植。因此，价补分离政策通过改变农户的种植决策和行为，使农户增加玉米竞争作物的种植比例，来减少玉米播种面积。除了市场化收购之外，生产者补贴制度也在推进，对生产要素投入和玉米种植效率具有一定影响。一方面，生产者补贴能够降低农户的玉米生产边际成本，增加边际收益，从而有更多的资金投入到玉米生产。目前有研究表明农业补贴能够增加农户的生产要素投入，包括农业机械、化肥、农药

等[25]。另一方面,生产者补贴按照玉米实际播种面积发放,对小农户而言,生产者补贴不足以弥补玉米价格下降带来的损失,因此价补分离政策能够减少小农户玉米种植,促进玉米生产的集中化和规模化,有利于推广机械化作业。

与此同时,国家农机具购置补贴不断推进,各种新型专业化农业经营主体快速建立,机械租赁市场和"外包"的农机社会化服务日趋成熟[26]。农业机械的使用对提升玉米单产具有积极作用:一方面,它能够改善土壤肥力,增加土壤蓄水保墒的能力,为玉米提供良好的生长环境;另一方面,它能改变农业生产动力,促使农业生产的各环节高效衔接,提高玉米种植效率,最终实现产出增加[27]。

(二)研究假说的提出

在"市场化收购"加"生产者补贴"的制度下,玉米收购主体由原来的中储粮等机构转变为市场多元化,玉米供给过多导致价格下降,大大降低了种植玉米的预期收益、增加了预期风险,农户基于风险和收益的考量会减少玉米播种面积。并且,由于玉米产量严重过剩、供求结构性矛盾突出,在市场机制的自发调节下玉米供给量和总产量会减少。另外,生产者补贴制度实施能够增加农户资本边际收益,加大生产要素投入,从而使玉米种植效率和亩均产出水平得到提高。对此,本文提出假说1:

H1:价补分离政策能够减少玉米播种面积,提高玉米单产,降低玉米总产量。

价补分离政策实施初期,国内玉米市场环境突然改变,农户为规避风险会尽快调整玉米生产,因此玉米生产变化受政策的影响尤其明显。随着时间推移,市场机制发挥调节作用,玉米供给量逐渐下降,趋近供求平衡;同时生产者补贴为玉米市场稳定提供保障,这时价补分离政策对玉米生产的影响减弱。对此,本文提出假说2:

H2:价补分离政策对玉米生产的影响具有时效性,政策效果随时间推移而减弱。

面对玉米种植的预期收益降低、预期风险增加,理性的农户会选择种植其他具有比较优势的粮食作物。对于辽宁、吉林、黑龙江三省,大豆生产受国家政策扶持,且补贴力度远高于同时期的玉米,因此农户可能会倾向于多种植大豆。对于安徽、山东、河南三省,小麦种植历史悠久且种植面积最大,农户可能会倾向于多种植小麦。这样通过增加玉米竞争作物的种植比例,来调减玉米播种面积。对此,本文提出假说3:

H3:价补分离政策通过增加玉米竞争作物种植比例,减少了玉米播种面积,同时优化了粮食种植结构。

生产者补贴通过降低玉米生产边际成本、增加边际收益,使农业机械等生产要素投入增加。同时,由于补贴按照玉米实际种植面积发放,小农户承担的风险要大于规模农户,因此价补分离政策会调减小农户的玉米种植面积,促进玉米生产集中化、规模化,有利于推进农业机械化。再者,东北平原的地形地貌十分适合大中型农机作业,农业机械的使用不仅能够为玉米提供良好的土壤环境,还能使农业生产各环节高效衔接,提高种植效率,增加玉米亩均产出水平。对此,本文提出假说4:

H4:价补分离政策通过增加农业机械化水平,促进了玉米单产提升。

玉米总产量同时受播种面积和单产的影响。根据上述分析可知,价补分离政策对玉米播种面积具有负向效应,对玉米单产具有正向效应。一般来说,玉米播种面积调整的周期较短且弹性范围较大,能够在短周期间有较大幅度调减;而单产提升的时间较长且上升空间有限,在长时间内也不一定有较大幅度的提升。对此,本文提出假说5:

H5:玉米播种面积的负向效应大于玉米单产的正向效应,价补分离政策通过减少玉米播种面积,最终使玉米总产量降低。

三、研究设计

（一）模型设定

1. DID 基准模型

由于"价补分离"改革与玉米生产之间存在较强的内生性，因此，采用 DID 模型进行政策效果的估计。另外，为解决遗漏变量偏误问题，本文使用固定效应控制个体异质性和时间异质性。2016 年，玉米"价补分离"改革在东北三省及内蒙古自治区实施，而在其余省份不实施，为"价补分离"改革提供了一个准自然实验，因此，本文将改革试点区（辽宁、吉林、黑龙江的 34 个地级市）作为处理组，将非试点区（安徽、山东、河南的 49 个地级市）作为对照组，并构建如下模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 (Treat_i \times Time_t) + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

（1）式中，Y 代表玉米生产情况，包括玉米的播种面积、播种面积占比和单产，是本研究的被解释变量。$Treat \times Time$ 为政策变量，表示是否实施玉米"价补分离"改革。X 代表一系列控制变量，包括上年玉米销售价格、人均 GDP、产业结构、受灾程度、土地租金等。μ 为个体固定效应，γ 为年份固定效应，ε 为随机扰动项。下标 i 为地级市变量，t 为年份。本研究重点关注的是 $Treat \times Time$ 的系数α_1，若α_1显著为正，则表示"价补分离"改革对玉米生产具有促进作用；若α_1显著为负，则表示"价补分离"改革对玉米生产具有抑制作用。需要说明的是，在本文的机制分析中，Y 还代表了竞争作物播种面积和粮食播种面积，控制变量也有相应调整。为避免模型回归中异方差和自相关等因素的干扰，本文使用地级市层面的聚类标准误进行估计。

2. 动态效应模型

考虑到"价补分离"改革对玉米生产的影响可能是一个长期动态的过程，因此，本研究借鉴阮荣平等的方法[20]，构造模型如下：

$$Y_{ik} = \alpha_0 + \sum_{k=2009}^{2020} \alpha_k (\mathrm{Treat}_i \times \mathrm{Time}_k) + \beta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} (k \neq 2015) \tag{2}$$

（2）式中将 2009—2020 年的 Treat × Time 项之和作为一个整体加入模型，从而考察"价补分离"改革对玉米生产的动态影响。本部分模型重点关注 Treat × Time 的系数α_k，即 2009—2020 年"价补分离"改革对玉米生产影响的大小。以改革年份 2016 年为基准年，若改革前试点区和非试点区的玉米生产变化趋势一致，则系数$\alpha_{2009} - \alpha_{2015}$应至少在 10% 的显著性水平上不显著。模型（2）的控制变量与模型（1）相同。为避免出现共线性问题，在回归时令 $k \neq 2015$。为排除异方差和自相关等因素的干扰，本文使用地级市层面的聚类标准误进行估计。

3. 中介效应模型

为检验价补分离政策对玉米生产的影响机制，分别构建三组中介效应模型：以竞争作物种植比例为中介变量，探究对玉米播种面积的中介效应；以农业机械化水平为中介变量，探究对玉米单位面积产量的中介效应；以玉米播种面积、玉米单产为中介变量，探究对玉米总产量的中介效应。参考温忠麟、叶宝娟的中介效应分析方法[28]，具体模型设定如下：

（1）竞争作物种植比例对玉米播种面积的中介效应

$$lnS_{it} = a_0 + a_1 (Treat_i \times Time_t) + a_2 lnZ1_{it} + \mu_{1i} + \gamma_{1t} + \varepsilon_{1it} \tag{3}$$

$$G_{it} = b_0 + b_1 (Treat_i \times Time_t) + b_2 lnZ1_{it} + \mu_{2i} + \gamma_{2t} + \varepsilon_{2it} \tag{4}$$

$$lnS_{it} = c_0 + c_1 (Treat_i \times Time_t) + c_2 G_{it} + c_3 ln\ Z1_{it} + \mu_{3i} + \gamma_{3t} + \varepsilon_{3it} \tag{5}$$

其中，lnS_{it}表示玉米播种面积的对数，是被解释变量。$Treat_i \times Time_t$表示是否实施价补分离政策，是核心解释变量。G_{it}表示竞争作物种植比例，是中介变量。$ln\ Z1_{it}$表示影响玉米播种面积的控制变量的对数，μ_i为地级市固定效应，γ_t为年份固定效应，ε_{it}为随机扰动项。

（2）农业机械化水平对玉米单产的中介效应

$$lnAP_{it} = a_0 + a_1(Treat_i \times Time_t) + a_2 lnZ2_{it} + \mu_{1i} + \gamma_{1t} + \varepsilon_{1it} \quad (6)$$

$$lnM_{it} = b_0 + b_1(Treat_i \times Time_t) + b_2 lnZ2_{it} + \mu_{2i} + \gamma_{2t} + \varepsilon_{2it} \quad (7)$$

$$lnAP_{it} = c_0 + c_1(Treat_i \times Time_t) + c_2 lnM_{it} + c_3 ln\ Z2_{it} + \mu_{3i} + \gamma_{3t} + \varepsilon_{3it} \quad (8)$$

其中，$lnAP_{it}$表示玉米单位面积产量的对数，是被解释变量。$Treat_i \times Time_t$表示是否实施价补分离政策，是核心解释变量。lnM_{it}表示农业机械化水平的对数，是中介变量。$lnZ2_{it}$表示影响玉米单产的控制变量的对数。其余变量含义与方程（3）-（5）相同。方程（3）和（6）分别反映价补分离政策对玉米播种面积、玉米单产的总效应；方程（4）和（7）反映价补分离政策对中介变量的效应，分别是对竞争作物种植比例、农业机械化水平的效应；方程（5）和（8）将中介变量加入模型，用来估计竞争作物种植比例、农业机械化水平的中介效应和价补分离政策的直接效应。

（3）玉米播种面积和单产对玉米总产量的中介效应

$$lnTP_{it} = a_0 + a_1(Treat_i \times Time_t) + a_2 lnZ3_{it} + \mu_{1i} + \gamma_{1t} + \varepsilon_{1it} \quad (9)$$

$$lnS_{it} = b_0 + b_1(Treat_i \times Time_t) + b_2 lnZ3_{it} + \mu_{2i} + \gamma_{2t} + \varepsilon_{2it} \quad (10)$$

$$lnTP_{it} = c_0 + c_1(Treat_i \times Time_t) + c_2 lnS_{it} + c_3 ln\ Z3_{it} + \mu_{3i} + \gamma_{3t} + \varepsilon_{3it} \quad (11)$$

$$lnAP_{it} = b_0 + b_1(Treat_i \times Time_t) + b_2 lnZ3_{it} + \mu_{2i} + \gamma_{2t} + \varepsilon_{2it} \quad (12)$$

$$lnTP_{it} = c_0 + c_1(Treat_i \times Time_t) + c_2 lnAP_{it} + c_3 ln\ Z3_{it} + \mu_{3i} + \gamma_{3t} + \varepsilon_{3it} \quad (13)$$

其中，$lnTP_{it}$表示玉米总产量的对数，是被解释变量。$Treat_i \times Time_t$表示是否实施价补分离政策，是核心解释变量。lnS_{it}、$lnAP_{it}$表示玉米播种面积、玉米单产的对数，是中介变量。$ln\ Z3_{it}$表示影响玉米总产量的控制变量的对数。其余变量含义与方程（3）-（5）相同。

方程（9）反映价补分离政策对玉米总产量的总效应；方程（10）和（12）反映价补分离政策对中介变量的效应，分别是对玉米播种面积、玉米单产的效应；方程（11）和（13）将中介变量加入模型，用来估计玉米播种面积、玉米单产的中介效应和价补分离政策的直接效应。当a_1、b_1、c_2显著而c_1不显著时，则存在完全中介效应；当a_1、b_1、c_1、c_2均显著且b_1c_2与c_1同号时，则存在部分中介效应，且中介效应占总效应的比例为b_1c_2/a_1；当a_1、b_1、c_1、c_2均显著且b_1c_2与c_1异号时，则存在遮掩效应。

（二）变量说明与描述性统计分析

1. 被解释变量

本文的被解释变量为玉米生产情况，用玉米播种面积、玉米单产、玉米总产量来衡量。

2. 政策变量

本文的核心解释变量是价补分离政策，为虚拟变量，用 *Treat* × *Time* 表示。*Treat* 是组间虚拟变量，若某地级市属于政策试点区（黑龙江、吉林、辽宁）则 *Treat* = 1，若属于非试点区（安徽、山东、河南）则 *Treat* = 0。*Time* 是时间虚拟变量，若所观察年份在2016年及之后则 *Time* = 1，在2016年之前则 *Time* = 0。*Treat* × *Time* 是双重差分项，若所研究区域在所观察年份实施价补分离政策，则*Treat* × *Time* 取值为1；其他情况 *Treat* × *Time* 取值为0。

3. 控制变量

（1）玉米销售价格。根据隋丽莉、郭庆海[16]的研究，玉米种植会受上一期玉米销售价格影响，因此采用价格变量的滞后一期回归。另外，本文用2009年为基期的种植业产品价格指数对玉米销售价格进行平减，得到实际值。（2）人均 GDP。根据阮荣平等[20]的研究，人均 GDP 用以衡量地区经济发展水平，可能会对粮食生产造成一定影响。本文用2009年为基期的人均 GDP 指数对人均 GDP 数据进行平减，得到实际 GDP。（3）产业结构。根据李明文等[29]的研究，二三产业发展会使工业化和城镇化迅速发展，压缩耕地面积，对粮食播种面积造成影响。本文采用二三产业增加值之和与地区生产总值的比重表示产业结构。（4）土地租金。根据丁永潮等[30]的研究，土地租金是

影响玉米种植面积的重要因素。本文选取玉米的每亩流转地租金作为土地租金的代理变量，用2009 年为基期的农业生产资料价格指数对其进行平减，得到实际值。(5)劳动力投入和农资投入。根据徐建玲等[31]的研究，劳动力投入和农资投入均会对玉米单产造成影响。本文用每亩玉米种植的家庭用工折价和雇工费用之和代表劳动力投入，用每亩玉米种植所投入的种子、化肥、农家肥、农药、农膜费用之和代表农资投入，并用2009 年为基期的农业生产资料价格指数对其进行平减，得到实际值。(6)有效灌溉面积占比。根据易福金等[32]的研究，灌溉面积占比反映一个区域的水利条件，对农业全要素生产率具有一定影响，用有效灌溉面积与农作物播种面积的比重衡量。(7)受灾程度。根据陈苏、胡浩[33]的研究，自然灾害发生会对粮食生产造成负面影响。本文用受灾面积与农作物播种面积的比重表示受灾程度。

4. 中介变量

本文的中介变量选取如下：

(1)竞争作物种植比例。该指标反映除玉米之外的粮食作物面积所占比重。如公式(14)所示，G 表示竞争作物种植比例，S_{grain}、S_{maize}分别表示粮食作物播种面积、玉米播种面积。

$$G = \frac{S_{grain} - S_{maize}}{S_{grain}} \tag{14}$$

(2)农业机械化水平。该指标反映农业生产中的农业机械使用程度。参考严中成等(2018)的方法[34]，按 0.4、0.3、0.3 的比重对农作物机耕水平、机播水平、机收水平进行加权，得到农作物耕种收综合机械化率。如公式(15)所示，M 表示农业机械化水平，S_{plough}、S_{sow}、S_{reap}、S_{crop}分别表示农作物机耕面积、机播面积、机收面积和农作物总播种面积，Q_1、Q_2、Q_3分别表示权重 0.4、0.3、0.3。

$$M = \frac{Q_1 * S_{plough} + Q_2 * S_{sow} + Q_3 * S_{reap}}{S_{crop}} \tag{15}$$

5. 描述性统计

本文共选取 83 个地级市，其中政策试点区 34 个，非试点区 49 个，时间范围为 2009—2020 年，最终得到样本个数 996 个，相关变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1　变量的描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
玉米播种面积(千公顷)	996	238.688	255.186	0.566	1445.409
玉米单位面积产量(吨/千公顷)	996	6197.770	1300.080	1992.549	10519.000
玉米总产量(万吨)	996	161.186	196.555	0.210	1307.935
价补分离政策	996	0.171	0.376	0	1
人均 GDP(元)	996	27837.146	14342.162	7288.000	107802.650
产业结构	996	0.860	0.095	0.501	0.988
有效灌溉面积占比	996	0.400	0.152	0.020	1.055
财政支农比重	996	0.123	0.046	0.034	0.383
玉米销售价格(元/50 千克)	996	77.492	8.141	51.859	98.700
土地租金(元/亩)	996	23.833	18.731	0.306	68.425
劳动力投入(元/亩)	996	244.985	64.951	104.600	383.343
农资投入(元/亩)	996	172.435	23.726	125.200	215.510
受灾程度	996	0.158	0.113	0.016	0.610
竞争作物种植比例	996	0.563	0.244	0.073	0.993
农业机械化作业水平	996	0.743	0.133	0.547	1.130

(三)数据说明

本文采用 2009—2020 年黑龙江、吉林、辽宁、安徽、山东、河南 6 个玉米主产省 83 个地级市的

面板数据进行研究[①]。其中，黑龙江、吉林、辽宁是政策试点区，安徽、山东、河南是非试点区。另外，由于2009年我国玉米良种补贴实现全国范围覆盖，且2021年及之后的部分数据还未更新，为避免其他政策因素干扰和部分数据缺失问题，本文选择2009—2020年作为研究时间，时间范围涵盖玉米临时收储政策和价补分离政策两个时期。所用数据来自各省的地方统计年鉴及统计公报、《全国农产品成本收益资料汇编》、《中国农产品价格调查年鉴》和《中国农业机械工业年鉴》等。

四、“价补分离”改革对玉米生产影响的实证分析

（一）基准回归结果分析

本文基于DID双重差分模型分别探究价补分离政策对玉米播种面积、玉米单位面积产量、玉米总产量的影响，同时控制地级市固定效应和年份固定效应，回归结果如表2所示。

第（1）列的结果显示，价补分离政策对玉米播种面积的影响在1%的水平上显著为负；价补分离政策实施后，玉米播种面积显著减少15.8%；第（2）列的结果显示，价补分离政策对玉米单位面积产量的影响在1%的水平上显著为正，价补分离政策实施后，玉米单位面积产量显著增加6.4%；第（3）列的结果显示，价补分离政策对玉米总产量的影响在1%的水平上显著为负，价补分离政策实施后，玉米总产量显著减少17.1%。价补分离政策实施后，玉米重新由市场收购，玉米价格由市场自发调节，在供给严重大于需求的情况下玉米价格下跌，农户基于对种植玉米的预期收益降低和预期风险增加，会调减玉米播种面积；同时，生产者补贴制度日益完善，能够增加农户的资本边际收益，促进生产要素投入，有利于提高玉米种植效率和亩均产出水平；玉米供给量过剩，在市场机制的调节下玉米价格会下跌，导致玉米供给量和总产量下降。因此，本文的研究假说1得到验证。

表2 DID基准回归结果

	（1） 玉米播种面积	（2） 玉米单位面积产量	（3） 玉米总产量
$Treat_i \times Time_t$	-0.158***（0.036）	0.064***（0.020）	-0.171***（0.050）
上年玉米销售价格	0.217（0.135）	0.124（0.097）	0.438***（0.162）
人均GDP	-0.136**（0.068）		-0.044（0.090）
产业结构	0.551**（0.230）		0.807***（0.266）
受灾程度	0.037***（0.010）	-0.033***（0.010）	0.011（0.014）
流转地租金	-0.022**（0.009）	-0.016***（0.005）	-0.038***（0.010）
有效灌溉率		-0.016（0.051）	0.134（0.084）
劳动力投入		-0.333***（0.057）	
农资投入		0.305***（0.088）	
财政支农比重			0.326***（0.080）
地级市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数项	6.509***（0.888）	8.172***（0.647）	4.835***（10.190）
样本量	913	913	913
R2	0.986	0.736	0.982

注：***、**分别表示在1%、5%的水平上显著，括号内为稳健标准误；所有变量均取对数。

从控制变量来看，对于玉米播种面积，产业结构、受灾程度的影响显著为正，分别在5%、1%的置信水平上显著。受灾程度越高的地区玉米播种面积越大，可能是因为玉米的抗旱耐寒能力较

① 根据《全国农产品成本收益资料汇编》对玉米主产省的划分，选择黑龙江、吉林、辽宁、安徽、山东、河南六省作为研究区域。一方面，这些省份都是粮食主产区，受资源禀赋、粮食政策等因素的差异影响相对较小；另一方面，这六个玉米主产省2020年的玉米播种面积为20977.3千公顷，玉米产量为13953.4万吨，均达到全国一半以上，在玉米生产上具有一定代表性。

优，在自然灾害多发地区农户更倾向种植玉米。人均 GDP、流转地租金的影响显著为负，均在 5% 的置信水平上显著。人均 GDP 反映经济发展水平，经济越发达的地区耕地面积越少，玉米播种面积也越小；土地流转成本越高，越会抑制玉米种植，减少玉米播种面积。对于玉米单位面积产量，农资投入的影响显著为正，表示种子、化肥等生产要素投入能够促进玉米单产。受灾程度、流转地租金、劳动力投入的影响显著为负，表示受灾程度越大，玉米单产水平越低；较高的土地流转成本导致玉米生产边际收益下降，农户会减少生产要素投入从而降低玉米单产；劳动力投入越多，部分劳动力会替代机械生产，降低玉米单产水平。对于玉米总产量，上年玉米销售价格、产业结构、财政支农比重的影响显著为正，表示上年玉米销售价格越高，农户对玉米的预期收益就越多，越有可能提高玉米产量；政府对农业的补贴越多，越会促进农户的生产积极性，增加玉米产量；流转地租金的影响显著为负，表示土地流转成本越高，对种植玉米的抑制作用也越强，因此玉米总产量会下降。

（二）"价补分离"改革对玉米生产影响的动态效应分析

本文基于动态效应模型分别探究价补分离政策对玉米播种面积、玉米单位面积产量、玉米总产量的动态影响，控制地级市固定效应和年份固定效应，结果如表 3 所示。

第（4）列的结果显示，在政策实施前，价补分离政策对玉米播种面积均没有显著影响；政策实施后即 2016—2020 年，价补分离政策对玉米播种面积均有显著负向影响。具体来说，2016 年、2017 年、2018 年、2019 年和 2020 年，价补分离政策分别使玉米播种面积显著减少 26.3%、26.9%、17.2%、15.6% 和 22.7%。第（5）列的结果显示，在政策实施前，价补分离政策对玉米单位面积产量基本没有显著影响；政策实施后，价补分离政策对玉米单位面积产量的影响在不同程度上显著为正，且有减弱的趋势。具体来说，2016 年和 2017 年，价补分离政策分别使玉米单产在 1% 的水平上显著增加 16.1% 和 9.4%；2018 年，价补分离政策对玉米单产没有显著影响；2019 年，价补分离政策在 10% 的水平上使玉米单产显著增加 5.3%；2020 年，价补分离政策在 5% 的水平上使玉米单产显著增加 9.5%。第（6）列的结果显示，在政策实施前，价补分离政策对玉米总产量基本没有显著影响；政策实施后，价补分离政策对玉米总产量的影响在不同程度上显著为负，且有减弱的趋势。具体来说，2017 年，价补分离政策在 1% 的水平上使玉米总产量显著减少 23.3%；2018 年，价

表 3　动态效应结果

	（4）	（5）	（6）
	玉米播种面积	玉米单位面积产量	玉米总产量
$Treat_i \times Time_{2009}$	−0.165（0.130）	−0.125*（0.056）	−0.173（0.133）
$Treat_i \times Time_{2010}$	−0.039（0.106）	−0.106（0.054）	−0.091（0.125）
$Treat_i \times Time_{2011}$	0.008（0.109）	−0.032（0.039）	0.084（0.126）
$Treat_i \times Time_{2012}$	0.056（0.082）	0.044（0.033）	0.207*（0.097）
$Treat_i \times Time_{2013}$	0.056（0.064）	0.037（0.037）	0.160（0.091）
$Treat_i \times Time_{2014}$	−0.038（0.043）	0.002（0.033）	0.038（0.058）
$Treat_i \times Time_{2016}$	−0.263***（0.093）	0.161***（0.053）	−0.110（0.122）
$Treat_i \times Time_{2017}$	−0.269***（0.069）	0.094***（0.023）	−0.233***（0.086）
$Treat_i \times Time_{2018}$	−0.172***（0.062）	0.012（0.029）	−0.228**（0.092）
$Treat_i \times Time_{2019}$	−0.156**（0.075）	0.053*（0.029）	−0.180（0.116）
$Treat_i \times Time_{2020}$	−0.227***（0.080）	0.095**（0.039）	−0.189*（0.103）
控制变量	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数项	8.269***（2.314）	7.184***（1.293）	7.210**（3.014）
样本量	996	996	996
R2	0.259	0.154	0.312

注：：***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著，括号内为稳健标准误；所有变量均取对数。

补分离政策在5%的水平上使玉米总产量显著减少22.8%；2020年，价补分离政策在10%的水平上使玉米总产量显著减少18.9%。政策实施初期，国内玉米市场环境改变，理性的农户为规避风险会第一时间调整决策行为，此时玉米生产变化最为明显；随着时间推移，玉米生产逐渐适应市场机制调节，且生产者补贴日益完善，政策的影响会减弱。因此，本文的研究假说2得到验证。

（三）稳健性检验

1. 共同趋势检验

根据前文的DID实证结果可知，价补分离政策对玉米生产具有显著影响，分别减少了玉米播种面积、促进了玉米单位面积产量、降低了玉米总产量。而双重差分法使用的前提是满足同质性假设，即保证政策试点区和非试点区在政策实施前的玉米生产变化趋势一致，因此需进行共同趋势检验。对玉米播种面积、玉米单位面积产量和玉米总产量分别进行了趋势检验，结果如图1所示。以政策实施时间2016年为节点，2016年以前年份所对应的系数基本与0没有显著差异，说明政策实施前试点区与非试点区的玉米生产变化趋势基本一致，所以通过共同趋势检验。

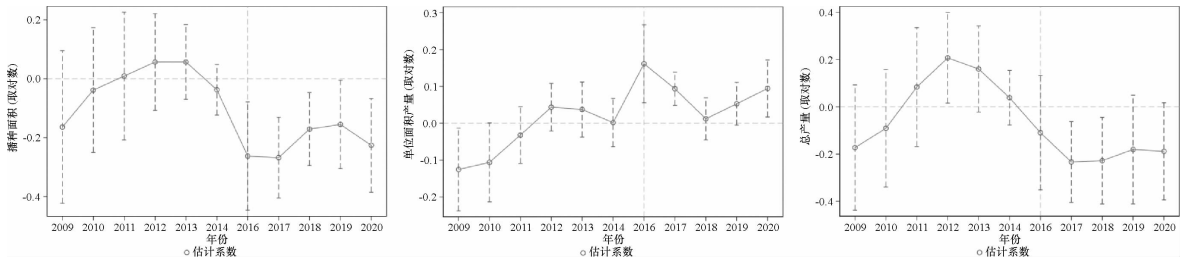
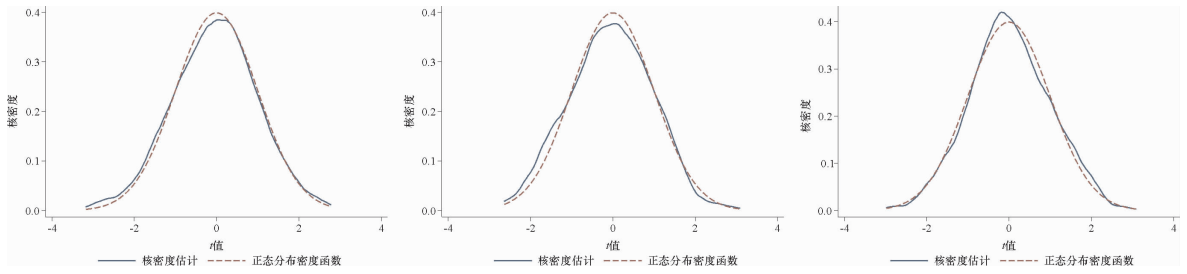


图1　共同趋势检验结果

2. 安慰剂检验

为进一步证实玉米生产变化是由价补分离政策所导致而非受其他因素影响，还需要进行安慰剂检验。安慰剂检验的基本原理是对样本区域重新分组，将虚拟处理组和虚拟对照组按照模型（1）进行回归，观察核心解释变量系数的显著性，当重复上述试验若干次后大部分系数不显著，则说明价补分离政策对玉米生产的影响不是偶然的，且受其他未知因素影响不大。本文利用Stata将83个地级市样本打乱，随机抽取34个地级市作为虚拟处理组，其余为虚拟对照组，对随机化后的处理组和对照组进行回归，并将上述试验重复400次。如图2所示，图a、b、c分别对应玉米播种面积、玉米单位面积产量、玉米总产量的t值核密度分布，t值大多分布在0附近，接近标准正态分布，表示价补分离政策对虚拟处理组和虚拟对照组的玉米生产没有显著影响，进一步证实了价补分离政策导致玉米生产变化。



a 播种面积　　b 单位面积产量　　c 总产量

图2　安慰剂检验结果

五、机制分析:从农户种植决策和行为角度

本文根据理论分析的结果,将大豆作为辽宁、吉林、黑龙江三省的玉米竞争作物,将小麦作为安徽、山东、河南三省的玉米竞争作物,就“价补分离”改革对玉米播种面积的作用机制进行检验。另外,采取中介效应模型检验机械化作业在改革影响玉米单产过程中发挥的中介作用。

(一)竞争作物种植比例对玉米播种面积的中介效应

本文基于中介效应模型探究竞争作物种植比例在影响玉米播种面积中的中介作用,同时控制地级市固定效应和年份固定效应,回归结果如表 4 所示。第(1)列反映了价补分离政策对玉米播种面积的回归结果,表明价补分离政策实施后,玉米播种面积减少 15.8%,且在 1% 的水平上显著;第(2)列反映了价补分离政策对竞争作物种植比例的回归结果,表明价补分离政策使竞争作物种植比例增加 2.2 个百分点,且在 1% 的水平上显著;第(3)列反映了在控制竞争作物种植比例后价补分离政策对玉米播种面积的回归结果,竞争作物种植比例每增加 1 个百分点,玉米播种面积显著减少 1.7%,此时价补分离政策对玉米播种面积的抑制效应降至 12.1%,说明竞争作物种植比例在价补分离政策影响玉米播种面积的过程中发挥了部分中介作用,且中介效应占总效应的比重为 23.3%。在玉米供大于求的背景下,“市场化收购”使玉米价格下跌,农户基于对玉米预期收益降低、预期风险增加的考量,会选择增加大豆、小麦等其他粮食作物种植面积,来减少玉米播种面积,这有利于粮食种植结构调整。因此,本文的研究假说 3 得到验证。

表 4　竞争作物种植比例对玉米播种面积的中介效应

	(1) 玉米播种面积	(2) 竞争作物种植比例	(3) 玉米播种面积
$Treat_i \times Time_t$	-0.158***(0.036)	0.022***(0.007)	-0.121***(0.034)
竞争作物种植比例			-1.672***(0.218)
上年玉米播种面积	0.217(0.135)	-0.216***(0.033)	-0.144(0.119)
人均 GDP	-0.136**(0.068)	0.044**(0.017)	-0.063(0.067)
产业结构	0.551**(0.230)	-0.211**(0.090)	0.198(0.266)
受灾程度	0.037***(0.010)	-0.007***(0.003)	0.025**(0.010)
流转地租金	-0.022**(0.009)	0.004**(0.002)	-0.015*(0.008)
地级市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数项	6.509***(0.888)	1.125***(0.207)	8.390***(0.775)
样本量	913	913	913
R2	0.986	0.977	0.988

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为稳健标准误;除竞争作物种植比例外所有变量均取对数。

(二)农业机械化水平对玉米单产的中介效应

本文基于中介效应模型探究农业机械化水平在影响玉米单产中的中介作用,同时控制地级市固定效应和年份固定效应,回归结果如表 5 所示。第(4)列反映了价补分离政策对玉米单位面积产量的回归结果,表明价补分离政策实施后,玉米单产增加 6.4%,且在 1% 的水平上显著;第(5)列反映了价补分离政策对农业机械化水平的回归结果,表明价补分离政策使农业机械化水平增加 2.9%,且在 1% 的水平上显著;第(6)列反映了在控制农业机械化水平后价补分离政策对玉米单产的回归结果,农业机械化水平每增加 1%,玉米单产显著增加 36.5%,此时价补分离政策对玉米单产的促进效应降至 5.3%,说明农业机械化水平在价补分离政策影响玉米单产的过程中发挥了部

分中介作用,且中介效应占总效应的比重为16.5%。价补分离改革后,生产者补贴制度日益跟进,玉米生产的边际成本降低、边际收益增加,农业机械等生产要素投入也增加;同时,生产者补贴通过促进玉米生产的集中化、规模化,提高了机械化作业水平,从而促进玉米种植效率和亩均产量提升。因此,本文的研究假说4得到验证。

表5 农业机械化水平对玉米单产的中介效应

	(4)	(5)	(6)
	玉米单位面积产量	农业机械化水平	玉米单位面积产量
$Treat_i \times Time_t$	0.064***(0.020)	0.029***(0.005)	0.053***(0.020)
农业机械化水平			0.365***(0.119)
上年玉米销售价格	0.124(0.097)	0.163***(0.034)	0.064(0.091)
受灾程度	-0.033***(0.010)	0.002(0.002)	-0.033***(0.010)
有效灌溉率	-0.016(0.051)	-0.107***(0.012)	0.023(0.055)
劳动力投入	-0.333***(0.057)	-0.303***(0.024)	-0.223***(0.065)
农资投入	0.305***(0.088)	-0.308***(0.027)	0.418***(0.088)
流转地租金	-0.016***(0.005)	-0.002*(0.001)	-0.015***(0.005)
地级市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
常数项	8.172***(0.647)	1.788***(0.259)	7.519***(0.673)
样本量	913	913	913
R2	0.736	0.970	0.739

注:***、*分别表示在1%、10%的水平上显著,括号内为稳健标准误;所有变量均取对数。

(三)玉米播种面积和单产对玉米总产量的中介效应

本文基于中介效应模型探究玉米播种面积、玉米单产在影响玉米总产量中的中介作用,同时控制地级市固定效应和年份固定效应,回归结果如表6所示。第(7)列反映了价补分离政策对玉米总产量的回归结果,表明价补分离政策实施后,玉米总产量减少17.1%,且在1%的水平上显著;第(8)列反映了价补分离政策对玉米播种面积的回归结果,表明价补分离政策使玉米播种面积减少15.8%,且在1%的水平上显著;第(9)列反映了在控制玉米播种面积后价补分离政策对玉米总产量的回归结果,玉米播种面积每增加1%,玉米总产量显著增加101.5%,此时价补分离政策对玉米总产量的影响不再显著,说明玉米播种面积在价补分离政策影响玉米总产量的过程中发挥完全中介作用。第(10)列反映了价补分离政策对玉米单产的回归结果,表明价补分离政策使玉米单产增加6.4%,且在1%的水平上显著;第(11)列反映了在控制玉米单产后价补分离政策对玉米总产

表6 玉米播种面积和单产对玉米总产量的中介效应

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	玉米总产量	玉米播种面积	玉米总产量	玉米单位面积产量	玉米总产量
$Treat_i \times Time_t$	-0.171***(0.050)	-0.158***(0.036)	0.008(0.029)	0.064***(0.020)	-0.137***(0.035)
玉米播种面积			1.015***(0.043)		
玉米单位面积产量					1.098***(0.075)
控制变量	是	是	是	是	是
地级市固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	4.835***(1.190)	6.509***(0.888)	-1.262*(0.716)	8.172***(0.647)	-3.927***(1.106)
样本量	913	913	913	913	913
R2	0.982	0.986	0.994	0.736	0.989

注:***、*表示在1%、10%的水平上显著,括号内为稳健标准误;所有变量均取对数。

量的回归结果,玉米单产每增加 1%,玉米总产量显著增加 109.8%,而此时价补分离政策使玉米总产量显著减少 13.7%,说明玉米单产对玉米总产量不存在中介效应。根据前文分析可知,价补分离政策通过影响农户的种植决策和行为,进而影响了玉米播种面积和玉米单产。本文的研究假说 5 得到验证。

六、结论与启示

(一)研究结论

为了使玉米生产回归市场调节,优化粮食种植结构,缓解玉米供大于求的阶段性阶段性,中国实施了玉米“价补分离”改革。本文基于 2009—2020 年的 6 个粮食主产省市域层面的数据,利用玉米“价补分离”改革这一准自然实验,使用 DID 模型研究了“价补分离”改革对玉米生产的影响效应以及作用机制。第一,从总体来看,价补分离政策显著减少了玉米播种面积,提高了玉米单位面积产量,降低了玉米总产量。具体来说,价补分离政策实施后,玉米播种面积显著减少 15.8%,玉米单产显著增加 6.4%,玉米总产量显著减少 17.1%,且均在 1% 的置信区间内。第二,从动态角度来看,价补分离政策对玉米生产的影响具有时效性,政策效力随时间推移而减弱。对玉米播种面积来说,价补分离政策在 2016—2020 年均有显著负向影响,且与政策实施后的前两年相比,后三年的影响系数绝对值和显著性水平均有下降。对玉米单位面积产量来说,2016 年和 2017 年价补分离政策的正向影响非常显著,而后几年影响程度减弱。对玉米总产量来说,价补分离政策在 2017—2020 年均有负向影响,且基本呈现逐年减弱的趋势。第三,从影响机制来看,基于农户种植决策和行为视角,价补分离政策分别通过不同的渠道作用于玉米播种面积和玉米单产,进而作用于玉米总产量。对玉米播种面积来说,价补分离政策通过增加竞争作物种植比例来减少玉米播种面积,同时促进了粮食作物种植结构优化;对玉米单产来说,价补分离政策通过增加农业机械化水平促进了玉米单产;对玉米总产量来说,价补分离政策通过减少玉米播种面积,最终使玉米总产量降低。

(二)政策启示

第一,继续实施价补分离政策,发挥市场调节机制。玉米临时收储不是长久之计,我们应当充分尊重市场经济的客观规律,坚定不移实施价补分离政策。坚持以市场调节为主、政府调控为辅的原则,处理好政府和市场在粮食资源配置中的关系,将玉米价格的决定权交还给市场。第二,推进玉米生产者补贴,完善相关配套制度。加快推进玉米生产者补贴制度是实现“市场定价、价补分离”的有效支撑,市场化收购会在一定程度上损害玉米种植户利益,因此需完善相关配套措施,不断推进玉米生产者补贴制度。第三,推进玉米生产机械化,注重农业生产与机械作业结合。粮食生产过程中,农业机械使用能够显著提升粮食产量,是粮食持续增产的重要动力来源。因此,为了提高玉米生产效益,保障玉米增产的持续动力,就更加要注重机械化作业和玉米生产相结合,提升农业机械化水平。

参考文献:

[1]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 + 110.

[2]郭天宝,董毓玲,周亚成. 玉米临储制度取消带给农民的究竟是什么? ——以东北玉米主产区为例[J]. 经济研究参考,2017(14):18 - 23.

[3]BARKLEY A P. Wheat price policy in Pakistan: a welfare economics approach[J]. The Pakistan Development Review, 1992(4):1145 - 1156.

[4]HARALD W, HAUSNER U. A Public Choice Analysis of US Producer Price Support in wheat and corn: implications for agricultural trade and policy[R]. Department of Agricultural and Applied Economics College of Agriculture University of Minnesota, 1993: 13.
[5]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(4):115-125.
[6]王瑾.玉米临时收储政策的改革、影响与思考[J].农业经济,2020(1):131-133.
[7]张莹莹.我国玉米临时收储价格政策的成效、问题与对策[J].价格月刊,2016(10):37-40.
[8]AHEARN M C, EL-OSTA H, DEWBRE J. The impact of coupled and decoupled government subsidies on off-farm labor participation of US farm operators[J]. American journal of agricultural economics, 2006(2): 393-408.
[9]CHAU N H, DE GORTER H. Disentangling the consequences of direct payment schemes in agriculture on fixed costs, exit decisions, and output[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2005(5): 1174-1181.
[10]DUANG BOOTSEE U, MYERS R. A comparison of the welfare impacts of Thai rice price support and deficiency payment programs[R]. Milan, Italy. International Association Of Agricultural Economists, 2015.
[11]BREEN J P, HENNESSY T C, THORNE F S. The effect of decoupling on the decision to produce: An Irish case study[J]. Food policy, 2005(2): 129-144.
[12]HEERINK N, KUIPER M, SHI X. China's new rural income support policy: Impacts on grain production and rural income inequality[J]. China & World Economy, 2006(6): 58-69.
[13]YOUNG E, WESTCOTT P, HOFFMAN L. Economic analysis of base acre and payment yield designations under the 2002 US Farm Act[J]. USDA-ERS Economic Research Report, 2005(12).
[14]李国祥.深化我国粮食政策性收储制度改革的思考[J].中州学刊,2017(7):31-37.
[15]朱晓乐.粮食收储制度改革:动因、成效与展望[J].宏观经济研究,2018(4):119-123.
[16]隋丽莉,郭庆海."价补分离"政策对玉米种植结构调整效应研究——基于吉林省调研数据的分析[J].价格理论与实践,2018(12):95-98.
[17]许鹤,顾莉丽,刘帅,等.价补分离政策下农户的玉米种植行为研究——基于吉林省宏观与微观数据分析[J].中国农业资源与区划,2021(8):218-225.
[18]宋亮,朱强.玉米收储制度改革对粮食收获质量的影响——基于省级面板数据的分析[J].商业研究,2021(1):43-49.
[19]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.
[20]顾莉丽.玉米"价补分离"政策改变了农户的生产行为吗?[J].农村经济,2021(2):12-19.
[21]刘克春.粮食生产补贴政策对农户粮食种植决策行为的影响与作用机理分析——以江西省为例[J].中国农村经济,2010(2):12-21.
[22]柳光强.税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究[J].管理世界,2016(10):62-71.
[23]钱加荣,赵芝俊.现行模式下我国农业补贴政策的作用机制及其对粮食生产的影响[J].农业技术经济,2015(10):41-47.
[24]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(6):20-29+110.
[25]孙博文.我国农业补贴政策的多维效应剖析与机制检验[J].改革,2020(8):102-116.
[26]杨进.中国农业机械化服务与粮食生产[D].杭州:浙江大学,2015.
[27]薛超,史雪阳,周宏.农业机械化对种植业全要素生产率提升的影响路径研究[J].农业技术经济,2020(10):87-102.
[28]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
[29]李明文,王振华,张广胜.农业政策变化对粮食高质量产出影响的再讨论——基于Nerlove动态分析模型[J].

农业经济与管理,2019(6):73 - 84.
[30]丁永潮,施海波,吕开宇. 玉米收储制度改革的农户政策响应研究——基于规模异质性的视角[J]. 干旱区资源与环境,2022,36(3):22 - 27.
[31]徐建玲,储怡菲,周志远. 农业机械化对玉米生产的影响:促进还是抑制? ——基于 20 个省际面板数据[J]. 农林经济管理学报,2020(5):559 - 568.
[32]易福金,周甜甜,陈晓光. 气候变化、农业科研投入与农业全要素生产率[J]. 南京农业大学学报(社会科学版),2021(4):155 - 167.
[33]陈苏,胡浩. 不同农业政策对中国农户粮食生产决策影响的实证研究[J]. 农业经济与管理,2017(3):37 - 47.
[34]严中成,漆雁斌,廖俊. 我国农业机械化水平评价方法的对比分析[J]. 农机化研究,2018(10):1 - 5 + 74.

Effect and Mechanism of the Reform of ″Price-Compensation Separation″ on China's Maize Production

XU Jin-hai, PENG Yue
(*Business College*, *Yangzhou University*, *Yangzhou* 225009, *China*)

Abstract: Based on the municipal panel data of six major corn producing provinces from 2009 to 2020, this paper uses theDID model and Intermediate Effect Model to explore the impact of ″separation of price and subsidy″ reform on China's corn production and its impact mechanism. The results show that: the decoupling policy has significantly reduced the corn planting area, increased the yield per unit area, and decreased the total corn production. From a dynamic perspective, the impact on corn production is time-sensitive, and this impact weakens over time. In terms of the influencing mechanism, the decoupling policy reduces the corn planting area by increasing the proportion of competitive crops and promotes the optimization of the grain crop planting structure. For the yield per unit area of corn, the decoupling policy promotes the yield per unit area by increasing the level of agricultural mechanization. As for the total corn production, the negative effect of the reduction in corn planting area outweighs the positive effect of the yield per unit area, and the decoupling policy ultimately leads to a decrease in total corn production.

Key Words: grain subsidy policy; ″separation of price and subsidy″ reform; maize production; plantation structure