

粮食托市收购政策效应评估

——以玉米临储政策为例

吴海霞¹,葛 岩²

(1.陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710119;

2.中央财经大学 财政学院, 北京 100081)



摘要 以全国 9 个玉米主产区 2001—2014 年的年度数据为样本,通过倍差法、类倍差法和倾向得分匹配法三种政策绩效评价模型,剔除其他玉米价格波动影响因素,利用面板数据 Pool-OLS 计量方法,检验玉米临储政策的独立效果。倍差法和类倍差法评价结果表明,在推行玉米临储政策的省份,该政策显著提高了玉米价格,幅度分别 0.14 元/千克和为 0.17 元/千克,相比于样本省份的平均价格,该增幅分别为 9.26% 和 11.88%,临储政策的托市效应显著。倾向得分匹配法检验结果显示,临储政策对玉米的托市效果为 0.15 元/千克,也验证了倍差法和类倍差法结果的稳健性。

关键词 托市收购; 政策效果; 玉米; 倍差法; 倾向得分匹配法

中图分类号:F 323.7 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)06-0056-08

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.06.008

发展中国家尤其像中国这样农业人口仍占多数的国家,农产品价格波动对百姓生产生活影响深远^[1-2]。由于农业生产具有显著的周期性,因此其价格极易受到如天气、供求、存储等外界因素的干扰。同时,农产品,尤其是粮食作物,其生活必需品的属性使得粮食需求收入弹性和需求价格弹性波动幅度较小,因此价格波动对供给波动的反应更为敏感,从而容易出现“谷贱伤农”“米贵伤民”的状况,严重地,还将引起国家政治混乱^[3]。因此,联合国粮农组织在 20 世纪 70 年代提出必要时政府可实施粮食价格稳定政策,对粮食市场进行宏观干预,增加全社会福利^[4]。

为最小化粮食价格波动对生产者和消费者的影响,稳定粮食价格,政府的宏观干预手段一直作为市场调节手段的有效补充,在我国粮食市场上发挥着重要作用。20 世纪 50—70 年代末国家开始推行粮食统购统销制度;随后于 20 世纪 90 年代实施粮食专项储备制度。进入新世纪,为应对粮价波动,保护农民的种粮积极性,国家相继出台了一系列粮食流通管理政策,其中影响最大的政策即为 2004 年和 2005 年国家分别在稻谷和小麦主产区推行的粮食最低收购价政策,及 2008 年在玉米、大豆和油菜籽主产区实施的粮食临时收储政策。2005 年以来,在国家最低收购价和临时收储政策的带动下,粮食价格“刚性”提升,这在一定程度上缓解了农户“谷贱伤农”的担忧;生产积极性逐步提高,宏观政策的“托市效应”显现^[5]。

但粮食托市收购政策^①的长期执行,在托升粮食价格的同时,其弊端也日益凸显。其一,该政策导致粮食收购价格一直处于上行通道,与国际市场的价格差距在拉大,导致国内外粮食价格倒挂^[6],例如,万得中国宏观经济数据库统计数据显示,2014 年 6 月,中国国内谷物价格为 3 040 元/吨,而进

收稿日期:2016-07-16

基金项目:国家自然科学基金青年基金项目“金融因素对玉米价格波动的传导机制及预测效果研究:基于粮食金融化视角”(71603153);陕西师范大学中央高校基本科研业务经费专项资金项目“汽油价格对原油价格波动的短期与长期非对称性响应研究”(15SZYB18);陕西省软科学项目“陕西农业碳排放演化机理及减排策略研究”(2015KRM064)。

作者简介:吴海霞(1984-),女,讲师,博士;主要研究方向:农业经济与资源经济。

① 一般意义上认为粮食托市收购政策包括小麦和稻谷的最低收购价政策以及玉米、大豆、油菜籽的临时收储政策。

口谷物税后价格为1 980元/吨,二者差异显著。其二,专项粮食储备加上“托市收购”,粮食价格波动的市场调节空间逐渐萎缩,“政策效应”越来越大。其三,粮食是诸多工业的初级原材料,是诸多产业的源头,粮食托市收购价格看涨使得与农业相关的加工企业生产成本居高不下,产业链深化受到较大冲击。其四,随着粮食托市政策的推行,粮食收购价格日益攀升,国家财政也由此背上沉重的包袱,并难以长期维持下去。

毋庸置疑,国内粮食价格在全球粮食价格急剧波动的背景下呈现出明显的上涨态势。而致使粮价上涨的因素很多,究竟粮食最低收购价政策和粮食临储政策在粮价上涨中扮演了何种角色,托市政策是否有助于粮食价格的稳定以及在多大程度上提高或降低了粮食价格是一个亟待回答的问题。对这一问题的回答是对国家近十年来粮食托市政策市场效果的检验,也将为粮食市场政策的进一步改革和完善提供理论参考。

一、文献综述

国家宏观政策,尤其是价格支持政策对粮食价格波动的影响一直是国内外学术界和政界关注的焦点问题^[7-10]。而国内学者对这一问题的观点有所分歧,部分学者就粮食托市政策给予了较大程度的肯定。丁声俊认为托市收购对激发和保护农民种粮积极性、振兴粮食产业、确保国家粮食安全产生了正向引导效应,国家专款购买农民的余粮不会增加政府财政负担^[11]。且从最低收购价的市场效果看,临储政策与粮食最低收购价有机结合,宏观调控和市场调节的相互补充,收到了积极的市场效果^[12]。翁贞林、刘克春以及王镇江认为在现行的粮食生产支持政策中,农户对粮食价格的刺激反应更为灵敏,其程度远远超过了对粮食直接补贴的刺激反应^[13-15]。因此,粮食托市政策对粮食价格的正向提升作用不仅提高中国农民粮食生产积极性,也在很大程度上影响了农户的粮食种植决策行为,对粮食生产起着显著刺激和调节作用,并在维护粮食市场稳定、保护国家粮食安全方面起到了积极效果,其正向功能应予以肯定。

另一部分学者认为托市政策由于存在流通环节“暗补”的效率损失,从而引起市场价格的扭曲和供求调节的滞后效应等,对主要靠土地和劳动力为生的农民的收入补贴作用微乎其微,且应该立即取消^[16-17]。张劲松等、李经谋等认为由生产过剩引起的粮食价格下跌是挫伤农民积极性的主要因素,基于此,诸多国家在历史上都曾实施过粮食保护价政策,而托市政策作为粮食保护价的一种,本身是针对粮食产能过剩提出的,其保护粮农种粮积极性的初衷及刺激效应在当前粮食供不应求、价格暴涨的背景下意义甚微^[18-19]。托市收购加上专项粮食储备成为粮价上涨的重要推动力量,但由此带来的负面效应也日渐凸显,如粮食价格波动的市场调节空间逐渐萎缩,“政策效应”却越来越大^[7]。牛松认为托市政策放大了政府在粮食市场中的功能,弱化了市场的调节作用,从而产生了“挤出效应”,不利于国有粮食企业的改革和粮食相关产业的发展^[20]。朱满德认为中国现有粮食价格支持政策主要实施于粮食流通环节而非生产环节,从而大大降低了政策对农民收入的转移补贴效率^[21]。同时,据OECD测算,在这种支持体制下,每补贴1美元,农民只能得到0.25美元,收入支持的效率仅有25%左右,其余则消耗在了流通和储备环节^[22]。

作为一项重要的支农惠农政策,粮食托市收购政策在突出政府宏观调控的同时弱化了市场调节功能,部分学者对粮食收购价可能退回到保护价老路上的担忧日渐增多。我国农业分散的小农生产和粮食市场发育不完善的现实表明,摒除政府的宏观调控,完全依靠市场的资源配置效应难以构建长期有效的粮食安全机制^[23],有必要对粮价实施政策干预^[24-26]。且建立在收购主体多元化、充分竞争化基础上的粮食最低收购价兼具生产支持与收入支持的双重功能,本质上有别于之前的保护价^[27],有助于合理调节工农及城乡(生产者与消费者)之间的利益分配^[28]。因此,有些学者在肯定粮食托市政策效果的同时,提出要合理确定定价标准^[29],发挥其价格导向与“影子价格”的作用等^[30]。如,贺伟等认为国家应继续深化托市政策的市场化改革方向和改革力度,探索和建立以目标价格补贴方式为主要内容的粮食托市政策^[31]。

综上,就粮食托市收购政策国内外学者做了诸多尝试和探讨,亦为本文的写作提供了诸多启发。

纵观国际社会,不论以小规模作业为特点的日韩等国还是以大规模农业为特点的北美国家,粮食价格支持系统都在世界各国的农业政策体系中发挥或曾经发挥过重要作用。粮食托市收购政策实施的十余年间,就该政策的政策效应的评价文献颇多,但现有研究仍有进一步探讨的空间;其一,就目前的研究方法看,由于数据获取的难度和政策实施的复杂性,现有研究大多集中于对基本现象的描述性分析^[32-34],对政策有效性的实证分析文献资料并不丰富;其二,不同粮食品种由于其种植结构、生产周期、市场用途的差异,价格波动特征有所不同,托市收购的政策效果必然有所差异,因此笼统地以粮食市场为样本,将降低实证结果对现实的指导意义。我国粮食托市政策实施近十年来,究竟该政策在粮食价格波动中起了多大作用是一个亟需回答的问题,基于此,本研究尝试以玉米临储政策为例,通过倍差法和类倍差法模型,利用我国 2001—2014 年玉米主产区相关年度数据,量化分析粮食托市收购政策对粮食价格波动的影响程度和作用方向,以期为市场参与者和政策制定者提供有价值的理论参考。

二、模型与数据说明

1. 理论模型

简单比较不同年份玉米价格上涨或下跌无法反映临储政策的真实影响。首先,不同年份价格涨跌的变化可能反映宏观环境的系统性差异,而不能完全归为临储政策改革的影响。其次,不同省份玉米价格受一系列省域及地区特征的影响,不同年份玉米价格的变化可能是地区差异引致的,而非临储政策的影响。

更为有效的政策评估工具是采用倍差法(difference in difference method, DID)识别临储政策的影响。本文采用倍差法分析有利的实验环境包括:首先,2008 年的玉米临储政策是以省为单位推进改革的,而且并不是在全国各省市全面推进,仅限于东三省和内蒙古,这才可以找到实验组和控制组;其次,玉米临储不允许跨省收购,这避免了实验组和控制组存在溢出效应而引起的估计偏差。

研究设计中,基本思路是利用实验组(推行临储政策的省份)在政策推行前后年份玉米价格的变化,减去控制组(为推行临储政策的省份)在改革前后玉米价格的变化,来识别临储政策的效应。因此,可把样本划分为 4 组,即临储政策实施前的对照组、临储政策实施前的处理组、临储政策实施后的对照组和临储政策实施后的处理组。据此,为度量这样的划分 本文设置两个虚拟变量:分别为 dc , 处理组取值为 1,对照组取值为 0;和 dz ,临储政策推出前取值为 0,临储政策推出后取值为 1。具体回归方程为:

$$p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dc_{it} + \alpha_2 dz_{it} + \alpha_3 dc_{it} \times dz_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, p_{it} 反映了省份 i 在时期 t 的玉米价格。 ϵ_{it} 为随机扰动项。这样在对照组中, $dc_{it} = 0$ 。由式(1)可得,临储政策实施前后 p_{it} 的变化为:

$$p_{it} = \begin{cases} \alpha_0 + \epsilon_{it}; dz_{it} = 0 & \text{临储政策实施前} \\ \alpha_0 + \alpha_2 + \epsilon_{it}; dz_{it} = 1 & \text{临储政策实施后} \end{cases} \quad (2)$$

可见,玉米临储政策实施前后,对照组的玉米价格变动为 $\Delta P_0 = \alpha_2$ 。类似地,在处理组,即 $dc_{it} = 1$,由式(1)得,临储政策实施前后 p_{it} 的变化为:

$$p_{it} = \begin{cases} \alpha_0 + \alpha_1 + \epsilon_{it}; dz_{it} = 0 & \text{临储政策实施前} \\ \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \epsilon_{it}; dz_{it} = 1 & \text{临储政策实施后} \end{cases} \quad (3)$$

临储政策实施前后,处理组的玉米价格变动为 $\Delta P_t = \alpha_2 + \alpha_3$ 。因此,临储政策的实施对玉米价格的“净影响”为: $DID = \Delta P_t - \Delta P_0 = \alpha_2 + \alpha_3 - \alpha_2 = \alpha_3$,即式(1)中的交叉项 $dc_{it} \times dz_{it}$ 的系数为 α_3 。DID 方法如此巧妙的设计让其能测度出临储政策推出的独立效果。如果临储政策的推出提高了玉米价格,那么 α_3 显著为正;如果临储政策的推出降低了玉米价格,那么 α_3 显著为负;临储政策的效果不明显,那么 α_3 不显著。DID 各参数含义,见表 1。

表 1 DID 中各参数含义

	临储政策实施前($dz=0$)	临储政策实施后($dz=1$)	Difference
实施临储政策省份($dc=1$)	$\alpha_0 + \alpha_1$	$\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$	$\Delta P_t = \alpha_2 + \alpha_3$
未实施临储政策省份($dc=0$)	α_0	$\alpha_0 + \alpha_2$	$\Delta P_0 = \alpha_2$
DID			$\Delta P = \alpha_3$

影响玉米价格的因素很多,在这里,可在式(1)中加进相应的控制变量,具体为:

$$p_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 dc_{it} + \alpha_2 dz_{it} + \alpha_3 dc_{it} \times dz_{it} + \beta X + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, X 为控制变量,包括影响玉米价格波动的其他因素。首先,玉米的投入与产出比,会影响到农民的玉米种植积极性,进而影响到玉米的种植面积与产量。玉米的生产成本主要由种子、化肥、机耕、农药、灌溉、脱粒、送粮、人工成本等构成,上述价格的变化会对玉米价格产生显著影响。其次,农业是一个高投入、低产出的产业,由于生产周期长,回报率低,农业固定资产投资一直是制约农业发展的重要因素,因此,农业固定资产投资与农产品价格息息相关,是农业健康发展的重要保障。考虑到数据的可得性和估计过程的可行性,本研究中控制变量选取了每亩玉米生产成本、单位面积产量、种植面积和农业固定资产投资四个变量。

DID方法,最重要的前提是处理组和控制组必须满足共同趋势假设,即如果不存在临储政策,各地区的玉米价格的变动趋势随时间变化并不存在系统性差异。但无论是从经典的经济收敛理论还是玉米主产区各省份的发展现实来看,DID方法的这一假定很可能无法满足。同时是否推行临储政策以及哪些省份推行临储政策并不由各省份自主决定,所以推行与否,以及何处推行并不是随机发生的,而是有选择的,且不能像实验设计那样控制混杂因素,这种数据被称为非随机数据。对于非随机数据,如果只是简单的分组分析,就会对临储政策的效果产生选择性偏倚和混杂偏倚。从而无法评价临储政策的真实作用。

因此,本研究将采用倾向得分匹配法(propensity score matching,PSM)对DID的结果进行稳健性检验。PSM模型的倾向得分测算的是个体基于自身特定属性接受某种外在干预的概率,即每个省份推行或未推行某项政策的概率。基于此,本文基本思路是首先建立一个概率预测模型,在对照组中寻找与临储政策试点省份受干预后结果尽可能相同的省份,与之匹配后再察看各对照组中省份和处理组中省份结果变量的差异,以期排除混杂和选择性偏倚。根据最大配对法则PSM模型寻找对照组中合适的配对省份,并通过倾向得分配对使多维化的问题变成少维或一维,从而简化配对过程,平衡了不完全和不恰当配对引起的估计结果不准确的问题,实现了函数形式的稳健性,但并未对个体的随机效应加以限制,从而允许样本异质性的存在。

2. 数据说明

我国玉米种植分布很不平衡,其中北方的吉、黑、辽、内蒙古、冀、晋、鲁、豫、皖9省区集中了全国75%以上的玉米产量(中国玉米网)。因此,本文立足我国玉米主产区,考察玉米临储政策对玉米主产区玉米价格的影响。文中所用数据包括:各省份玉米每50千克出售价格(元/千克)、各省份每亩玉米生产成本,包括物质费用和人工成本(元/亩)、各省份玉米亩均产量(千克)、各省份玉米播种面积(千公顷)、各地区农业固定资产投资(亿元),以上数据均来自于2001—2014年《全国农产品成本收益汇编》,为消除通胀,用各地区农业生产价格指数进行调整。各变量的统计性描述如表2所示。需要说明的是,就省份虚拟变量而言,黑龙江、吉林、辽宁和内蒙古是我国春播玉米种植区,赋值为1;河北和山西既有春播小麦又有夏播小麦种植,赋值为2;山东、河南和安徽是我国夏播小麦种植区,赋值为3。

三、结果分析

1. 倍差法回归结果

表3报告的回归(1)~回归(2)是采用Pool-OLS估计方法,在DID框架下验证临储政策对玉米价格波动政策效果的实证结果。其区别在于是否添加了地区变量,对比各回归方程,变量的系数符号和显著性基本与预期一致,由此说明实证结果是比较稳健的。需要说明的是,由变量的自相关性检验

结果可知,当年玉米价格波动受去年玉米价格波动状况影响显著;而变量间相关性检验结果显示,滞后一期的玉米价格与临储政策效果 dc_dz 间相关性不显著,因此也可以将滞后一期的玉米价格加入模型中进行估计,以提高结果的准确性。变量本文所关心的临储政策对玉米价格的净影响 dc_dz 系数 α_3 ,在两个回归方程中都显著为正。这表明,在样本期内,若以玉米临储政策作为一个独立因素考量,其的确有效托升了玉米价格。从玉米价格的托升幅度看,样本期间, α_3 系数为 6.555 8,表明临储政策带来的玉米价格上涨幅度为 6.555 8 元每 50 千克,显示临储政策调控效果显著,有效托举了玉米价格。回归(2)添加了地区虚拟变量以剔除省份个体的异质性影响,其交叉项系数为 6.808 9,表明在推行玉米临储政策的省份,该政策显著提高了玉米价格,幅度为 6.808 9 元每 50 千克,或可表述为,在实行玉米临储政策的省份比没有实行玉米临储政策的省份,玉米价格多上涨了 6.808 9 元每 50 千克。相比于样本省份的玉米价格,该增幅约为 9.26%。这表明,通过玉米临储政策的实施,我国玉米市场价格稳步提高,国家宏观调控效果显现,调控幅度显著,玉米价格在宏观调控政策下向高位运行。

表 2 各变量统计性描述

 $n=126$

变量	均值	标准差	最小值	最大值
玉米每 50 千克出售价格 P	73.53	23.48	36.17	118.01
每亩玉米生产成本 $cost$	282.05	64.10	169.97	533.56
玉米亩均产量 $yield$	440.77	65.09	126.00	627.42
玉米播种面积 $acre$	2 286.05	967.32	485.90	5 447.50
农业固定资产投资 $invest$	93.85	85.88	8.90	353.58
相应省份推出临储政策 dc	0.44	0.50	0	1
相应年份推出临储政策 dz	0.38	0.49	0	1
相应省份在相应年份推出临储政策 dc_dz	0.17	0.38	0	1
省份虚拟变量 $local$	1.89	0.88	1	3

表 3 临储政策效果(DID 法检验)

变量	参数	标准误	t 值	P 值	参数	标准误	t 值	P 值
$constant$	12.933 0	7.736 4	1.671 7	0.097 5*	-4.472 6	11.564 2	-0.386 8	0.699 7
L_p	0.157 9	0.054 0	2.923 2	0.004 2***	0.139 5	0.054 0	2.581 1	0.011 2***
dc	-5.144 0	2.722 4	-1.889 5	0.061 5*	2.666 3	4.734 3	0.563 2	0.574 5
dz	25.953 0	3.412 4	7.605 6	0.000 0***	25.766 7	3.366 6	7.653 6	0.000 0***
dc_dz	6.555 8	3.951 6	1.659 0	0.100 0*	6.808 9	3.899 1	1.746 3	0.083 7*
$cost$	0.060 9	0.026 9	2.268 4	0.025 3**	0.060 9	0.026 5	2.300 7	0.023 4**
$yield$	-0.038 5	0.022 4	-1.716 6	0.088 9*	-0.049 6	0.022 8	-2.175 2	0.031 8**
$acre$	-0.001 7	0.001 4	-1.238 0	0.218 4	-0.002 2	0.001 4	-1.578 9	0.117 3*
$invest$	0.022 9	0.018 8	1.219 2	0.225 5	0.010 2	0.019 6	0.521 1	0.603 4
省份虚拟变量					-0.556 5	0.227 9	-2.002 9	0.047 7**
R^2	0.834 9	0.840 9						
F 统计量	67.636 8***	62.259 6***						
观察值	116	116						

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著,下同。

其他控制变量,不论包含地区变量与否,控制变量对玉米价格的影响方向基本与预期一致,且系数变化不大。以包含地区变量的 Pool-OLS 回归结果为例,其中,玉米滞后一期的价格对当期玉米价格影响显著,在 1% 的显著性水平下,系数为 0.139 5,即当年玉米价格受去年玉米价格影响较大,前期玉米每 50 千克价格变动 1 元,当期玉米价格将变动 0.139 5 元。在 5% 的显著性水平下,生产成本对玉米价格波动的影响系数为 0.060 9,即玉米生产成本每提高 1 元,每 50 千克玉米价格将上升 0.060 9 元。在 5% 的显著性水平下,玉米单产对玉米价格的影响系数为 -0.049 6,即玉米单产每提高 1 千克,每 50 千克玉米价格将下降 0.049 6 元。在 10% 的显著性水平下,玉米播种面积对玉米价格的影响系数为 -0.002 2,即玉米播种面积每增加 1 千公顷,每 50 千克玉米价格将下降 0.002 2 元。在 5% 的显著性水平下,地区变量对玉米价格的影响系数为 -0.556 5,即我国玉米价格从春播区到夏播区每过渡一个单位,每 50 千克玉米价格将下降 0.556 5 元。但农业固定资产投资对玉米价格影响并不

显著。

2. 类倍差法回归结果

本文使用 DID 方法证实了在剔除其他因素后，玉米临储政策有效托举了玉米价格。在此基础上，本文借鉴才国伟等^[35]以及 Martinez 等^[36]以及韩永辉等^[37]中的类方法 DID 进一步验证本文结论。其具体做法如下：

首先，构建虚拟变量(*dd*)，当某省份某一年度发布玉米临储政策起，以后的值取值为 1，其余取值为 0。例如，黑龙江、吉林、辽宁和内蒙古自 2008 年起实施玉米临储政策，那么黑龙江、吉林、辽宁和内蒙古在 2008 年之前取值为 0，2008 年及以后取值为 1。

具体的回归模型如下：

$$p_{it} = \beta_0 + \beta_1 dd + \gamma X + \mu_{it} \quad (4)$$

β_1 是本文关心的系数，度量玉米临储政策的绩效。如果推出临储政策加速玉米价格上涨，那么 β_1 将显著为正；如果推出临储政策抑制了玉米价格上涨则 β_1 将显著为负；若 β_1 不显著，则没有充足的证据证明临储政策对玉米价格波动具有显著的政策效应。

表 4 以类 DID 方法考察了临储政策对样本地区玉米平均价格的影响。关注系数 β_1 ，回归(1)~(2)显示，在 1% 的显著性水平下，该系数显著为正，且逐步增加不同的控制变量进行回归，其系数的显著程度并没有降低，且相对稳定。类 DID 法的考察结果同样表明，临储政策有效托升了玉米市场价格。以包含地区变量的回归结果为例，*dd* 系数 β_1 的值为 8.736 2，表明在推行玉米临储政策的省份，该政策显著提高了玉米价格，幅度为 8.736 2 元每 50 千克，或可表述为，在实行玉米临储政策的省份比没有实行玉米临储政策的省份，玉米价格多上涨了 8.736 2 元每 50 千克。相比于样本省份的玉米价格，该增幅约为 11.88%，玉米临储政策对价格的托升效果十分显著。

表 4 临储政策效果(类 DID 法检验)

变量	参数	标准误	t 值	P 值	参数	标准误	t 值	P 值
<i>constant</i>	-19.169 3	8.382 1	-2.286 9	0.024 1**	-32.867 9	9.330 8	-3.522 5	0.000 6***
<i>L_p</i>	0.340 1	0.061 3	5.545 7	0.000 0***	0.278 0	0.062 9	4.421 1	0.000 0***
<i>dd</i>	7.551 9	1.571 0	4.807 1	0.000 0***	8.736 2	1.513 8	5.771 0	0.000 0***
<i>cost</i>	0.162 4	0.029 6	5.489 0	0.000 0***	0.138 4	0.029 7	4.655 7	0.000 0***
<i>yield</i>	0.014 2	0.026 9	0.526 6	0.599 6	-0.046 0	0.028 1	-1.635 4	0.104 9*
<i>acre</i>	0.002 2	0.001 7	1.253 4	0.212 8	-0.003 3	0.001 7	-1.934 8	0.055 6*
<i>invest</i>	0.083 4	0.020 7	4.031 6	0.000 1***	0.047 7	0.023 4	2.042 4	0.043 5**
省份虚拟变量					-0.702 1	0.237 5	-2.956 8	0.003 8***
<i>R</i> ²	0.733 0	0.753 0						
<i>F</i> 统计量	49.862 3***	47.024 1***						
观察值	116	116						

相比 DID 方法，类 DID 方法允许处理组和对照组共同时间趋势的存在。所以，若被解释变量的时间趋势是上升的，类 DID 方法相比于 DID 方法对临储政策效果的估计会偏高；若被解释变量的时间趋势是下跌的，类 DID 方法相比于 DID 方法对临储政策效果的估计结果会偏低。在相关研究中我们发现玉米价格波动的时间趋势是上升的，这一结果可以有效解释为何本文的估计结果中类 DID 方法相比于 DID 方法对临储政策效果的估计会偏高。

3. PSM 稳健性检验

由于各个省份实行临储政策不是随机分配的，而是政府选择的结果，简单地比较实行临储政策的省份和没有实行临储政策的玉米价格变动差异，并不能准确地反映临储政策对玉米价格的影响。另外，现实状况下，也无法观测到实行临储政策的省份在没有实行临储政策状态下的玉米价格状况。因此，要准确评估玉米临储政策的效果，就必须有效地控制样本的选择偏误。Rosenbaum & Rubin 的 PSM 模型由于有效解决了这个问题而受到关注^[38]，而变量的匹配是该模型的难点，主要包括半径匹配法、核匹配法、最临近方法和分成匹配法。

表 5 是使用 PSM 方法分析推行临储政策对玉米价格的影响。四种不同的匹配方法的结果显示,临储政策施行的平均政策效果(ATT)的差异都是正的,分别为 7.181 0、7.233 0、7.627 0 和 7.008 0。表明实行临储政策都推动玉米价格上涨有明显的推动作用。平均而言,施行临储政策的省份比为推行临储政策的省份每 50 千克玉米价格平均涨幅为 7.262 4 元。就估计的显著性而言,四种匹配方法的 T 值检验均比较大,均在 1% 的显著性水平下拒绝该结果在统计上等于零的假设。这意味着临储政策确实显著提高的玉米价格。对比发现,PSM 方法估计结果比 DID 和类 DID 方法估计的结果都要小,这可能源于 PSM 方法能找到与处理组相近的样本为对照组,控制了样本的选择性偏误。

表 5 临储政策效果(PSM 法检验)

	实行临储政策的省份个数	未实行临储政策的省份个数	差值 ATT	标准差 SD	t 值
最临近方法	52	65	7.181 0	1.452 8	4.943 0
半径匹配法	52	65	7.233 0	1.604 5	4.508 0
分成匹配法	52	65	7.627 0	1.897 7	4.019 0
核匹配法	52	65	7.008 0	1.790 0	3.915 0

四、结论与政策建议

“卖粮难”、“买粮贵”问题日益困扰着农业生产者和消费者。面对近年来频繁波动的玉米价格,2008 年政府相继推出了包括临储政策在内的一系列玉米价格调控措施。如今,临储政策已经持续一段时间,亟待对其效果进行总结分析。本文以全国 9 个玉米主产区 2001—2014 年的年度数据为研究样本,通过倍差法、类倍差法,利用面板 Pool-OLS 计量分析方法,全面检验临储政策对玉米价格波动的影响。倍差法实证结果表明,统计意义上,在推行玉米临储政策的省份,该政策显著提高了玉米价格,幅度为 6.808 9 元每 50 千克(0.136 2 元/千克);类倍差法实证结果指出,实行玉米临储政策的省份比没有实行玉米临储政策的省份,玉米价格多上涨了 8.736 2 元每 50 千克(0.174 7 元/千克)。相比于样本省份的平均玉米价格,该增幅约为 11.88%,玉米临储政策对价格的托升效果十分显著。

随后我们采用倾向得分匹配法四种绩效评价模型对倍差法和类倍差法的估计结果进行稳健性检验。检验结果表明,临储政策施行的平均政策效果(ATT)的差异均为正,7.181 0、7.233 0、7.627 0 和 7.008 0。表明实行临储政策都推动玉米价格上涨有明显的推动作用。平均而言,施行临储政策的省份比为推行临储政策的省份每 50 千克玉米价格平均涨幅为 7.262 4 元。这一结论有效支撑了倍差法和类倍差法的估计结果。

调控玉米价格并使其处于合理的水平,实现生产者和消费者的共赢是重大的民生问题。相对于市场调控,临储政策是一种非市场、非经济的行政调控手段,只要施行力度够大,在一定时间内能够有效地稳定玉米价格,保护农户的种粮积极性。实证结果也表明临储政策有效托升了玉米价格,且幅度较大。这表明,在一段时期内,若要保护农民的种粮积极性,稳定粮价,避免出现“谷贱伤农”的现象,临储政策在一段时间内仍需贯彻落实,防止玉米价格持续剧烈下行。

另一方面,由于农业生产本身具有复杂性,涉及面广,产量和价格往往难以预测,同时受制于诸多制度安排,牵一发而动全身,仅凭单一的市场调节或宏观调控政策恐怕难以如愿,这就需要在实际操作中综合协调使用多种政策手段,如农业信贷改革与税费改革等,发挥政策的辐射效应,共同稳定玉米价格。因此本文认为临储政策仅为玉米价格稳定的权宜之计,其作为直接的行政命令应为以后的经济手段预留空间。政府在实施临储政策时,需审慎考虑玉米价格稳定与效率损失之间的权衡。至于如何权衡,临储政策应何时“松绑”,则是值得学术界和政界未来继续深究的重要话题。

参 考 文 献

- [1] RAUSSER G C, GORTER H D. US policy contributions to agricultural commodity price fluctuations, 2006—2012[M]. Wider Working Papers, Oxford: Oxford University press, 2014.
- [2] 吴海霞,王静, GORDON R. 原油、玉米、燃料乙醇市场波动溢出效应分析[J]. 中国农村经济, 2013(2): 71-82.

- [3] TROSTLE R. Global agricultural supply and demand: factors contributing to the recent increase in food commodity prices[R]. USDA Report, WRS-0801, May, 2008.
- [4] 李光泗, 郑毓盛. 粮食价格调控、制度成本与福利变化——基于两种价格政策的分析[J]. 农业经济问题, 2014(8): 6-15.
- [5] 张建杰. 对粮食最低收购价政策效果的评价[J]. 经济经纬, 2013(5): 60-65.
- [6] 詹琳, 蒋和平. 粮食目标价格制度改革的困局与突破[J]. 农业经济问题, 2015(2): 14-20.
- [7] 谢洪燕, 贾晋. 新时期我国国家粮食储备目标、功能的调整与优化[J]. 宏观经济研究, 2013(12): 2-11.
- [8] JOHNSON D G. World agriculture, commodity policy and price variability[J]. American journal of agricultural economics, 1975(57): 823-828.
- [9] KIM K, JEAN P C. A dynamic analysis of the effects of a price support program on price dynamics and price volatility[J]. Journal of agricultural and resource economics, 2002(27): 495-514.
- [10] JAYNE T S, MYERS R J, JAMES N. The effects of government maize marketing policies on maize market prices in Kenya[R]. Contributed paper prepared for presentation at the international association of agricultural economists conference, Gold coast, Australia, August 12-18, 2006.
- [11] 丁声俊. 粮食期货: 发现价格与规避风险的重要市场工具[J]. 价格理论与实践, 2011(7): 10-11.
- [12] 国家粮食局课题组. 粮食支持政策与促进国家粮食安全研究[M]. 北京: 经济管理出版社, 2009.
- [13] 翁贞林. 农户稻作经营行为: 理论与实证[M]. 北京: 中国农业出版社, 2010.
- [14] 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.
- [15] 王镇江. 当前农发行支持托市收购中面临的问题及建议[J]. 农业经济问题, 2014(3): 32-36.
- [16] 朱志刚, 胡静林, 李志红, 韩晓亮. 关于调整完善粮食最低收购价政策的调研报告[EB/OL]. (2006-06-20)[2016-05-14]. http://jjs.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/diaochayanjiu/200806/t20080620_47361.html.
- [17] 顾和军. 农民角色分化与农业补贴政策的收入分配效应[D]. 南京: 南京农业大学, 2007.
- [18] 张劲松, 王雅鹏. 中国粮食增产影响因素的实证分析[J]. 湖北农业科学, 2008(4): 482-485.
- [19] 李经谋, 杨光焰. 对市场放开后我国粮食价格调控问题的反思[J]. 粮食问题研究 2008(2): 20-24.
- [20] 牛松. 完善粮食托市收购政策[J]. 宏观经济管理, 2013(11): 46-47.
- [21] 朱满德. 农产品价格支持和直接补贴政策功能与效果的比较——一个经验性的综述[J]. 贵州大学学报(社会科学版), 2014(2): 29-34.
- [22] MOYER W, JOSLING T. Agricultural policy reform: politics and process in the EU and US in the 1990s[M]. Aldershot: Ashgate Publishing Ltd, 2002.
- [23] 王薇薇, 谢琼, 王雅鹏, 等. 粮食收购市场各主体利益协调的经济学分析[J]. 中国农村观察, 2009(4): 13-14.
- [24] 施勇杰. 新形势下中国粮食最低收购价政策探析[J]. 农业经济问题, 2007(6): 76-79.
- [25] 杨光焰. 粮食最低收购价格政策的效应分析[J]. 价格理论与实践, 2006(6): 35-36.
- [26] 王士海, 李先德. 粮食最低收购价政策托市效应研究[J]. 农业技术经济, 2012(4): 105-107.
- [27] 周学忠. 浅谈粮食最低收购价与保护价的区别[J]. 粮食经济问题, 2005(4): 15-16.
- [28] 周应恒, 赵文. 近期中国主要农业国内支持政策的评估[J]. 农业经济问题, 2009(5): 4-11.
- [29] 方鸿. 中国粮食最低收购价合理确定机制研究[J]. 经济与管理, 2009(4): 20-25.
- [30] 邹凤羽, 国娜. 进一步完善粮食最低收购价政策的思考[J]. 农村经济, 2009(11): 14-16.
- [31] 贺伟. 中国粮食最低收购价政策的现状、问题及完善对策[J]. 宏观经济研究, 2010(10): 34-45.
- [32] 陈洁, 张照新, 徐欣. 河南省小麦最低收购价政策调查报告[J]. 调研世界, 2007(11): 32-34.
- [33] 贺伟, 朱善利. 我国粮食托市收购政策研究[J]. 中国软科学, 2011(9): 10-17.
- [34] 胡锋. 政府提高最低收购价推动食品价格上涨? [J]. 中国粮食经济, 2011(3): 32-33.
- [35] 才国伟, 黄亮雄. 政策层级改革的影响因素及其经济绩效研究[J]. 管理世界, 2010(8): 73-83.
- [36] MARTINEZ B M, QIAN N. Do local elections in non-democracies increase accountability? evidence from rural China [R]. National Bureau of Economic Research, 2011.
- [37] 韩永辉, 黄亮雄, 邹建华. 房地产“限购令”政策效果研究[J]. 经济管理, 2014(4): 160-170.
- [38] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983(1): 41-55.