

【农业市场】

国内外大豆价格传递效应与机制研究： 基于不同进口依赖时期的视角

潘俊宇 朱红根 段继红

【摘要】准确把握粮食价格传递规律是保护农民与消费者利益的关键之义。本文采用布瑞克农产品数据库和全球粮食和农业信息及预警系统提供的周度时间序列数据,使用脉冲响应函数、预测误差方差分解与 BEKK-MGARCH 模型等方法,剖析了不同进口依赖期内大豆价格由国际市场向中国市场的传递模式。研究表明,相较于高进口依赖期,国内外大豆价格传递效应在低进口依赖期体现得更为明显。具体而言,在低进口依赖期,国内外大豆价格间存在显著的交叉均值效应和交叉波动效应,在高进口依赖期则没有上述现象。本文还发现政策干预和市场势力是解释不同进口依赖期下价格传递差异的机制。在高进口依赖期,临时收储政策减轻了交叉均值效应,目标价格补贴政策和“市场化收购+补贴”政策则降低了交叉波动效应。此外,中国借助市场势力采取价格歧视策略,并根据汇率变动调整进口价格,导致价格传递效应下降。本文研究结论为政府制定稳健贸易政策与规避价格风险冲击提供了有力支撑。

【关键词】大豆市场;价格传递;进口依赖;政策干预;市场势力

【作者简介】潘俊宇,上海财经大学商学院(上海 200433);朱红根(通讯作者),段继红,南京财经大学经济学院(南京 210023)。

【原文出处】《农业技术经济》(京),2024. 11. 108 ~ 126

【基金项目】国家自然科学基金面上项目“精准扶贫背景下产业扶贫政策的福利效应、模式比较与瞄准机制研究”(编号:71973061);国家自然科学基金面上项目“家庭农场创业代际传递:弹性测度、内在机理及匹配效应”(编号:71773045);服务国家特殊需求博士人才科研专项课题“国内外大豆价格传递效应研究——基于不同时期进口依赖度视角”(编号:BSZX2022-07);南京财经大学校级课题“粮食产业链再造研究”(编号:DJHXW21001)。

一、引言

众所周知,粮食身兼基本人权需求与商业需求的双重属性,因此粮食贸易在国民经济运行中占据重要地位(胡靖,2000)。长期以来,中国积极参与全球粮食贸易,致力于构建粮食对外开放新格局,维护国际国内粮食安全。当前,国际贸易环境日趋复杂,猖獗的地方保护主义与新冠疫情大流行致使粮食价格频繁波动,严重威胁到了群众的生存与发展(World Health Organization,2020)。因此,党中央在2022年公布的中央“一号文件”中明确强调,要“全力抓好粮食生产和重要农产品供给”“大力实施大豆和油料产能提升工程”。作为世界上大豆消费最多的国家,中国每年大豆消费量超1亿吨。国内大豆市场主要分为食用市场与饲料市场,两个市

场发挥的功能相对独立,在保障粮食安全和促进经济发展方面发挥了极大作用。然而,中国大豆的供需缺口依旧巨大。根据国家统计局报告,2022年中国自主生产大豆2070万吨,进口量达到9108万吨,自给率仅为18.5185%。在当前国际贸易环境恶化与大豆出口国自然灾害频发的特殊时期,严重依赖进口的现状提升了大豆安全的不确定性。国际大豆价格的频繁波动可能会增加中国大豆市场面临的外部风险。

在此背景下,本文尝试从不同时期的进口依赖度视角讨论国内外大豆价格的传递模式。经典贸易理论认为,地区间的要素禀赋决定了其在贸易中的比较优势(Schweinberger,1996;Costinot等,2015)。也就是说,如果贸易是完全流动的,那么在

高进口依赖期,出口国的比较优势将体现得更为明显,国际间的价格传递效应将由出口国产品价格主导。即高进口依赖期的价格传递效应显著高于低进口依赖期。然而,这一理论的实现必须基于贸易完全自由和市场完全竞争等严格假定。已有文献表明,诸如不合理关税、进口配额、外汇管制等形式的贸易壁垒在实体经济中大量存在,导致市场结构不可能呈现出完全竞争状态(余淼杰,2010;Hillen,2019)。在国家着力提升大豆产业链供应链稳定性和竞争力的时代号召下,准确理解粮食进出口国间的价格传递方式兼具学术意义与现实价值(罗必良,2022)。

本文主要基于三个文献展开。第一,大豆价格传递的实证方法。协整分析与向量自回归模型是识别空间隔离市场间价格传递的典型方法(马述忠等,2012;Baquedano等,2014)。近年来,波动率估计方法也开始广泛应用于大豆价格传递研究当中。例如,李光泗等(2018)以大豆、玉米、小麦、大米为研究对象,通过VAR-BEKK-MGARCH模型研究了国际粮食价格对国内粮食价格的影响。刘婷等(2019)从价格垂直传递视角,讨论了大豆市场收购价格与批发价格间的波动传递效果,并使用了VAR模型和非对称ARCH模型进行研究。第二,国际大豆价格与本土大豆价格的传递效应。学术界一般对国内外大豆价格传递持两种观点,一种观点认为国际大豆价格可以通过贸易对国内大豆价格产生显著影响(孙林等,2016;刘璐等,2022)。另一种观点则认为由于贸易风险与贸易量较小,大豆价格在贸易过程中可能存在传递路径缺失(郑旭芸等,2020)。不同粮种间传递效应具有异质性,例如大豆和玉米的价格传导路径便不尽相同(García-Germán等,2016)。因此,在价格上涨时的大豆价格传递效应不同于价格下跌的情形,即大豆价格传递效应存在着非对称性(彭佳颖等,2016;李玉双,2017)。第三,影响大豆价格在不同市场间传递的机制。一系列理论有助于解释国际大豆市场间的价格传递现象,包括进出口国的市场结构差异、贸易中存在的交易成本(彭佳颖等,2016)、国际汇率波动(Ehrmann等,2011)以及进出口国实施的政策干预等。

能够看出,学者们在大豆价格传递方面的研究已取得了丰硕成果,但由于使用数据与方法的不同,所得出的结论暂时难以形成统一,并且对于价格传递机制的探究仍有待完善。在已有文献基础上,本文手工整理了2004-2022年国际市场与中国

市场的周级大豆价格数据,综合运用多种计量手段研究大豆价格从国际市场向国内市场的传递效应与机制。本文得出的主要结论有:第一,基于脉冲响应函数和预测误差方差分解的结果,本文发现国内外大豆价格传递效应在低进口依赖期体现得更为明显。第二,基于BEKK-MGARCH模型的回归结果,大豆价格在由国际市场向国内市场传递的过程中存在交叉均值效应和交叉波动效应。第三,以临时收储政策和生产补贴政策为代表的农业政策干预了大豆价格传递。其中,临时收储政策降低了交叉均值效应,目标价格补贴政策和“市场化收购+补贴”政策则降低了交叉波动效应。第四,基于依市定价理论,中国通过强大的市场势力对主要大豆贸易国采取了价格歧视,并根据汇率波动调整大豆进口价格,从而造成了不同进口依赖时期下大豆价格传递模式的差异。

二、特征事实与理论分析

(一)特征事实

1. 大豆供需与价格的变化。随着我国经济持续攀升,居民已经不仅仅满足于“吃得饱”,还对食物品质与食物营养提出了全新要求。大豆作为重要的口粮与原料作物,对粮油和肉蛋奶等产品生产作出了重要贡献,其消费量常年位居国内粮种第四位,仅次于稻谷、玉米和小麦三大主粮。如表1所示,中国大豆消费量由2004年的41246千吨增加到2022年的115530千吨,几乎每年的消费量都在增加。为了满足逐年增加的大豆消费需求,中国政府积极提升农民的种植积极性,以期在供给量上能够有所覆盖,期初库存和期末库存也稳步上升。

从表1中可以看出大豆价格在近20年的变化。2004-2006年,大豆价格变化较为平稳。2007年与2008年,大豆价格出现了明显激增。2008年中国政府出台大豆临时收储政策后,大豆价格在2009年有了明显下降,此后逐步上升。2014年5月,国家将临时收储政策取消并改为目标价格补贴政策后,大豆价格逐渐下降并趋于稳定。而在2020年新冠疫情暴发后,由于贸易与种植难度增加,大豆价格再次出现明显的上升趋势。

总体而言,中国大豆的供给与需求总体呈上升趋势,供给能够满足消费需求并留有适当的期末库存。大豆价格则呈现出先上升—后平稳—近年再次上升的态势。

2. 大豆贸易结构的变化。过去20年来,随着需求的不断增加,我国大豆贸易规模迅速扩大,并主要表现在进口端。图1展示了2000-2022年中国

表 1 2004-2022 年中国大豆的供需和价格

年份	总供给 (千吨)	总消费 (千吨)	期初库存 (千吨)	期末库存 (千吨)	现货价格 (元/吨)
2004	45046	41246	1840	3800	2804.6500
2005	48470	44018	3801	4452	2777.9900
2006	48260	45040	4452	3220	2520.6000
2007	53760	47438	3220	6323	3397.8900
2008	62966	58039	6323	4927	4445.0300
2009	70269	60694	4927	9575	3640.8400
2010	78084	65434	9575	12649	3727.4100
2011	83880	71692	12649	12188	4086.3300
2012	81858	72507	12188	9351	4422.6100
2013	89311	78616	9351	10695	4383.5200
2014	98245	85193	10695	13052	3891.0800
2015	105952	90230	13052	15722	3118.0400
2016	119211	100153	15722	19058	3429.8300
2017	126183	105207	19058	20976	3483.6900
2018	118674	97764	20976	20911	3401.1700
2019	135941	113153	20911	22788	3363.0700
2020	141778	114530	22788	27248	4067.1000
2021	132437	111730	27248	20707	5122.9300
2022	136407	115530	20707	20877	5542.7800

注:数据来源为布瑞克农产品数据库。

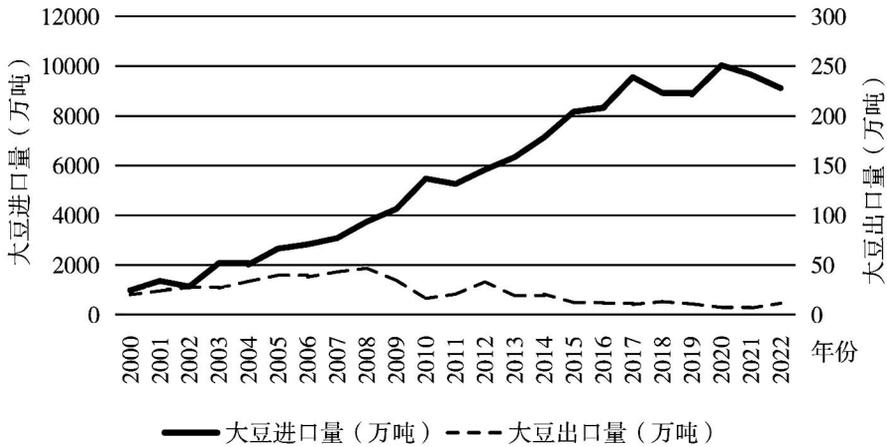


图 1 2000-2022 年中国大豆的贸易情况

数据来源:布瑞克农产品数据库。

大豆的贸易变化趋势。从出口层面看,2022 年大豆出口量为 11.3900 万吨,较 2021 年增加了 4.7000 万吨。对我国而言,大豆出口非常少,出口量常年低于 50 万吨,出口规模变动不大。相比之下,大豆进口增加幅度明显,对外依存度较高。进口量由 2000 年的 975.3500 万吨增加到 2020 年的 1 亿吨,增幅接近 10 倍。尽管全球爆发的新冠疫情造成 2021 年与 2022 年的大豆进口量有所下降,但从整

体来看,进出口差距仍在持续扩大,进口行为在我国大豆贸易中占绝对主导地位。

表 2 为中国 2000-2022 年大豆进口市场的构成情况。从进口国份额分配情况来看,我国大豆进口来源较为单一,巴西、美国和阿根廷三国的进口比例占据了总进口的 90% 以上。值得注意的是,巴西的进口份额从 2000 年的 21.7310% 增长到了 2018 年的 74.6170%,超越美国一跃成为中国最重要

表2 2000-2022年中国大豆市场的进口比重构成(%)

年份	美国	巴西	阿根廷	加拿大	俄罗斯	其他
2000	50.9900	21.7310	26.6860	0.1440	—	0.4500
2002	40.8150	34.5580	24.5170	0.1060	—	0.0040
2004	50.5390	27.5710	21.8230	0.0640	—	0.0030
2006	34.9500	41.2000	22.0250	0.0420	—	1.7840
2008	41.2230	31.1310	26.3030	0.0410	0.0140	1.2880
2010	43.0590	33.9250	20.4200	0.1350	0.0010	2.4590
2012	43.9400	40.9210	10.0990	1.1150	0.1670	3.7580
2014	42.0570	44.8240	8.4080	1.2080	—	3.5030
2016	40.4390	45.7010	9.6290	1.7490	0.1340	2.3480
2018	18.6730	74.6170	2.1100	2.3150	0.3760	1.9090
2020	25.8040	64.0670	7.4310	0.2440	0.6910	1.7620
2022	32.4320	59.7110	4.0060	0.7890	0.7630	2.2980

注:由于数据时间跨度较大,本文选择每隔两年进行报告。
数据来源:布瑞克农产品数据库。下同。

的大豆进口国。2019年之后,巴西国内大豆减产与运输成本上升导致我国减少了巴西大豆进口,转而采购美国大豆。在中美贸易摩擦持续的情况下,增加了我国大豆进口市场的风险。此外,近年来我国也开始从俄罗斯进口大豆,俄乌地缘冲突加剧了国际大豆市场的震荡,我国大豆进口的不确定性进一步增加。

综上,中国大豆贸易以进口形式为主,进口来源相对集中。并且在全球贸易环境恶化的背景下,国内外大豆贸易关系将日趋复杂。

3. 大豆进口依赖度的变化。基于上述关于大豆进口的事实描述,本文的关键任务之一是将2004年9月至2022年12月的样本依照不同进口依赖度进行划分。当前学术界对进口依赖度的划分还没有统一的标准。郑旭芸等(2022)通过比较中国玉米进口比重与世界前四国玉米进口比重,将中国2005-2020年玉米进口样本划分为大规模与小规模两个时期。Zheng等(2022)从国内外大豆价格波动模式着手,识别出2009年是中国大豆进口激增的节点。大量贸易文献还将特定贸易比例作为区分低贸易依赖期与高贸易依赖期的阈值(Defever等,2017;沈国兵等,2022)。建立在已有文献和实际数据的基础上,本文将2004年9月10日至2008年12月26日定义为低进口依赖期,将2009年1月2日至2022年12月30日定义为高进口依赖期。划分原因主要包括以下方面:第一,2009年中国大豆出口量首次下降,并且此后基本呈下降趋势。同时在2009年前,中国大豆进口量存在波动,而在2009年后大豆进口呈持续快速的增长态势。第二,大豆自

给率不足20%与进口比重高于60%是我国大豆市场多年来的基本情况,并且在短时间内不会发生较大改变。如表3所示,中国在2009年的自给率第一次低于20%,同时进口率第一次超过60%。第三,自2008年底开始,我国政府分别于2008年10月、2014年6月和2017年4月颁布了管制大豆价格的政策,而政策干预通常能够扭曲农产品贸易传导的价格效应(王文亭等,2018)。

(二)理论分析

为探究现实情境下的国内外大豆价格传递效应与机制,本文进行相应的理论分析。新古典贸易理论认为,当进口国扩大进口规模时,国内外产品的价格联系将更加紧密。因此,本文首先考虑贸易无摩擦和完全竞争市场的理想情形(见图2)。大豆进口国面临的国内需求和供给分别为D和S。在外国大豆顺利进口至国内后,大豆供给量将增加至 S_0 。在供给发生变化后,大豆价格由封闭状态下的国内均衡价格 p 变为国际市场上的均衡价格 p_0 。此时,国内大豆供给降低至 Oq_s ,国内大豆需求提升至 Oq_d , q_s, q_d 为大豆进口量。可以看出,在理想情形下,进口国的大豆国内价格与大豆国际价格相同,即进口依赖度越高,国内外大豆价格的传递效应越明显。然而这种理论情景忽略了贸易过程中的成本与摩擦以及进口国与出口国各自实施的调控政策,因而在现实中难以实现。

新古典贸易理论以贸易自由为重要前提。然而在现实中,粮食安全是国家安全的基础,粮食价格波动又会影响粮食安全和社会安定,因此许多国家都会对本国的粮食价格进行政策干预,从而达到

表 3 2004-2022 年中国大豆的自给率和进口率

年份	供给量(万吨)	自产量(万吨)	进口量(万吨)	自给率(%)	进口率(%)
2004	4504.6400	1740.4400	2017.7700	38.6366	44.7931
2005	4847.0300	1635.2700	2659.0200	33.7376	54.8587
2006	4826.0200	1508.2600	2828.4200	31.2527	58.6077
2007	5376.0400	1272.5200	3081.8300	23.6702	57.3253
2008	6296.5900	1554.5300	3743.1400	24.6884	59.4471
2009	7026.8600	1400.0600	4254.5500	19.9244	60.5470
2010	7808.4200	1417.6300	5478.5800	18.1551	70.1625
2011	8388.1000	1200.2400	5263.4100	14.3088	62.7485
2012	8185.8300	980.7500	5838.0400	11.9811	71.3189
2013	8931.1400	960.4500	6340.7600	10.7539	70.9961
2014	9824.5200	1268.5600	7139.9100	12.9122	72.6744
2015	10595.2700	1236.7300	8173.9700	11.6725	77.1473
2016	11921.1400	1359.5400	8323.1600	11.4044	69.8185
2017	12618.3800	1528.2300	9553.0000	12.1111	75.7070
2018	11867.4500	1596.7900	8615.9900	13.4552	72.6019
2019	13594.1900	1809.1600	8857.8500	13.3083	65.1591
2020	14177.8200	1960.1900	10032.7300	13.8258	70.7636
2021	13243.7700	1650.0200	9653.2800	12.4588	72.8892
2022	13640.7300	2070.0700	9110.2400	15.1757	66.7870

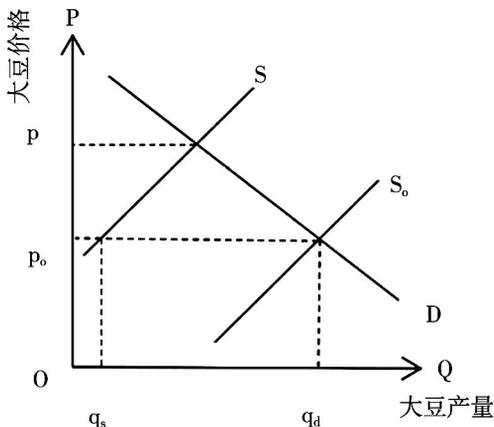


图 2 理想状态下的大豆价格传递

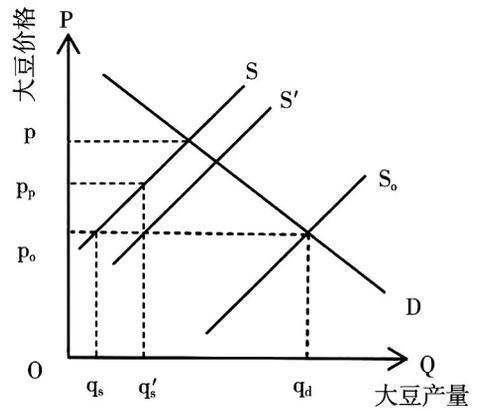


图 3 政策干预下的大豆价格传递

促进粮食供需均衡的目的。因此,本文进一步考虑接近现实的情形。如图 3 所示,政府为了维护国内大豆生产者的利益,实行了价格保护政策。在进行政策干预后,大豆生产价格将由 p_0 上升至 p_p 。生产价格的增加激发了本国大豆生产者的积极性,国内大豆供给将由 Oq_s 变为 Oq'_s ,国内供给曲线由 S 平移至 S' 。对于国内消费者而言,其面临的购买价格仍为 p_0 ,需求仍为 q_d 。此时大豆进口量由 $q_s q_d$ 变为 $q'_s q_d$ 。当政府长期实施政策干预时,进口国的大豆均衡价格将介于 p_0 与 p_p 之间。政策干预力度越大,均衡价格越向 p_p 靠谱,也越偏离国际价格 p_0 。当大豆进口依赖度低时,这样的偏离还不明显。而

当国内大幅进口大豆时,政策干预造成的国内外大豆价格偏离将愈发明显,即国内外大豆传递效应较低。简而言之,政府为了保护国内消费者与生产者权益所采取的价格支持政策,对 market 价格的“托底”效应将导致国际大豆对中国大豆价格的影响效力下降。

由于我国在大豆进口市场中的市场占有率越来越高,因此我国在大豆进口过程中的市场支配地位也愈发凸显。因此,除了常见的政策干预,进口国通常还会凭借自身的市场势力来影响大豆贸易。如图 4 所示,当进口国在贸易过程中处于强势一方时,可以通过价格歧视与调整汇率的形式,以低于国

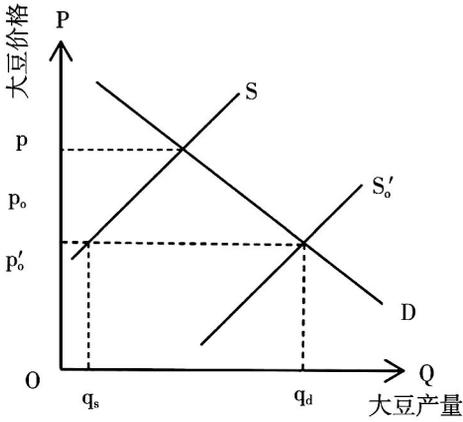


图4 市场势力下的大豆价格传递

际均衡价格 p_0 的新价格 p'_0 进行大豆收购。在这种情况下,国内大豆消费者面临的实际大豆价格为 p'_0 。随着贸易依赖度的增加,大豆进口数量越来越多,这时,具备市场势力的进口国便能获得更低的价格 p'_0 ,从而造成了更大的大豆国内国际价格差 $p_0 - p'_0$,即国内外大豆价格的传递效应降低。综合看来,在现实中的大豆进出口过程中,由于政策干预和市场势力的存在,国内外大豆价格的传递效应有些“出人意料”:在低进口依赖期,大豆价格的传递效应会更强;在高进口依赖期则体现不出明显的传递效应。随着中国国际地位的日益上升,中国逐渐在农产品国际交易市场中展现出强大的市场势力。与此同时,我国也扩张了大豆贸易国的清单范围,争取将市场势力渗透到更多国家。因此,在市场势力的帮助下,我国在高进口依赖期更加不会受到来自出口国大豆成本上升的影响。

综合上述理论分析,本文提出如下研究假说:

假说1:相较于高进口依赖期,国内外大豆价格传递效应在低进口依赖期体现的更为明显。

假说2:政策干预和市场势力是解释不同进口依赖期下价格传递差异的两项有效机制。

表4 国内外大豆价格的描述性统计

项目	全样本阶段		低进口依赖期		高进口依赖期	
	国内市场	国际市场	国内市场	国际市场	国内市场	国际市场
平均值	8.2277	7.9123	8.0541	7.7169	8.2752	7.9664
标准差	0.2036	0.2280	0.2263	0.2364	0.1691	0.1949
最小值	7.7711	7.4344	7.7708	8.5693	7.9962	7.6172
最大值	8.6775	8.4251	7.4340	8.3672	8.6779	8.4246
样本量	913	913	197	197	716	716

注:全样本阶段:2004年9月10日—2022年12月30日;低进口依赖期:2004年9月10日—2008年12月26日;高进口依赖期:2009年1月2日—2022年12月30日。

三、研究方法

(一)数据来源

本文数据主要来源于两套数据库。第一套数据库是布瑞克农产品数据库。该数据库涵盖了包括食品、粮油、畜牧、果蔬等众多农产品产业链的内容,详细记录了我国19个省份的日度大豆价格,在农业研究中被广泛使用。本文将大豆价格的日度数据汇总到周层面,再进行平均值计算,得到中国市场的周度大豆数据,单位为元/吨。第二套数据库是全球粮食和农业信息及预警系统(Global Information and Early Warning System, GIEWS)。该数据库由联合国粮农组织建立,记录了全球多个国家的周度粮食贸易价格,旨在向全球提供农业、粮食安全与市场信息预警服务。本文根据 Zheng 等(2022),选择美国海湾黄大豆1号的周离岸价格作为国际市场大豆价格,单位为美元/吨。为了便于后续研究,本文按照当期汇率将国际大豆价格单位转换为元/吨,并对国内外大豆价格数据进行对数处理。

表4为不同阶段国内外大豆价格的描述性统计。可以看出,国内大豆报价整体高于国际大豆价格。在低进口依赖期,国内外大豆价格的标准差差距明显小于高进口依赖期,这可能表明大豆价格传递效应在低进口依赖期体现的更为明显。

(二)模型设定

向量自回归模型(Vector Autoregression Model, VAR)一般在金融风险管理领域的应用较为广泛(江春等,2022)。随着VAR模型不断精进,它不但应用于测算金融机构的市场风险,还能与线性规划模型(LPM)与非线性规划模型(ULPM)等理论有机结合,以利于金融机构对潜在风险控制进行最优决策。在大宗商品价格传递研究方面,VAR模型也是当前使用最普及的方法之一(陈昱帆等,2022)。为考察国际大豆价格与国内大豆价格的均值传递模式,本文借鉴 Yang 等(2021),设定如下形式的VAR模型:

$$Y_t = C_0 + \Theta_1 Y_{t-1} + \Theta_2 Y_{t-2} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, Y_t 是一个 2×1 矩阵, 记为 $Y_t = [y_{it} \quad y_{jt}]'$, 它表示 t 期国内市场 i 与国际市场 j 的大豆价格。 C_0 是 2×1 的常数矩阵。 Θ_p 是 2×2 形式的参数矩阵, p 是滞后阶数, 主对角线参数捕捉了同一市场的自身均值效应, 副对角线参数捕捉了不同市场间的交叉均值效应。 ε_t 是 2×1 形式的随机误差矩阵, 假设其满足以下条件:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ 且 } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{cases} \Omega, t = \tau \\ 0, t \neq \tau \end{cases} \text{ 且 } \varepsilon_t \text{ 服从 i. i. d} \quad (2)$$

由于 VAR 模型不对变量做出任何先验约束, 因此使用脉冲响应函数 (Impulse Response Function, IRF) 描述系统受到冲击时的整体动态变化。 并使用预测误差方差分解方法 (Forecast Error Variance Decomposition, FEVD) 分析不同进口依赖时期下的国外大豆价格对国内大豆价格的影响贡献度。

为进一步探究国内外大豆的价格传递模式, 本文参考董毓群等 (2021) 的做法, 继续使用 BEKK-MGARCH 模型, 研究国际大豆价格变动带来的交叉波动效应:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (3)$$

多元 GARCH (Multivariate GRACH) 模型可以研究多个变量间随时间变化的自身方差与协方差, 其目的是精确估计残差序列的协方差矩阵 H_t 。 而 BEKK (Baba-Engle-Kraft-Kroner) 的思想是让所有参数均以二次型形式进入多元 GARCH 模型, 以保证所有方差均为正。 (3) 式中的对阵矩阵可写为:

$$H = \begin{bmatrix} h_{ii} & h_{ij} \\ h_{ji} & h_{jj} \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} c_{ii} & 0 \\ c_{ij} & c_{jj} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} \alpha_{ii} & \alpha_{ij} \\ \alpha_{ji} & \alpha_{jj} \end{bmatrix} \\ B = \begin{bmatrix} \beta_{ii} & \beta_{ij} \\ \beta_{ji} & \beta_{jj} \end{bmatrix} \quad (4)$$

H_t 是 2×2 的条件方差-协方差矩阵, h_{ii} 、 h_{jj} 表明 t 期本地市场的条件方差, h_{ij} 、 h_{ji} 表明 t 期本地市场与外地市场的协条件方差。 C 是 2×2 的常数矩阵。 A 与 B 分别是衡量大豆市场价格传递效应的 2×2 形式的 ARCH 型系数矩阵和 GARCH 型系数矩阵。 A 中的元素 α_{ii} 、 α_{ij} 衡量了本地市场冲击对自身大豆价格波动的影响, 元素 α_{ji} 、 α_{jj} 衡量了外地市场冲击对本地市场大豆价格波动的影响。 B 中的元素 β_{ii} 、 β_{ij} 衡量了本地市场的过去价格波动对自身大豆价格波动的影响, 元素 β_{ji} 、 β_{jj} 衡量了外地市场的过去价格波动对本地市场大豆价格波动的影响。

本文重点关注元素 α_{ji} 和 β_{ji} 。 若 α_{ji} 与 β_{ji} 在统计上显著不为 0, 那么就能够说明大豆价格由国际市场传递到中国市场的过程中, 存在交叉波动效应。

四、价格传递效应讨论

(一) 序列平稳性检验

在进行国内外大豆价格传递效应分析前, 需要对数据进行平稳性检验。 本文使用多种平稳性检验以保证数据的可靠性, 包括 ADF 检验、PP 检验、DF-GLS 检验和 KPSS 检验。 按照 Schwert 准则, 本文选取的最大滞后阶数为 $p_{\max} = [12 \times (T/100)^{1/4}]$, T 为样本容量。 表 5 的 (1) 列为 ADF 检验结果, 全样本阶段与高进口依赖期下, 国内外大豆价格能在 1% 水平上拒绝存在单位根的原假设; 低进口依赖期内, 国内外大豆价格在 5% 水平上拒绝原假设。 (2) 列和 (3) 列报告了 PP 检验和 DF-GLS 检验的结果。 在两项检验中的所有时期, 统计量均在 1% 统计水平上拒绝原假设。 (4) 列为 KPSS 检验结果, 在各个时期中, 无论是国内还是国际大豆价格, 均无法拒绝“时间序列为平稳”的原假设。 根据以上平稳性检验结果, 可以推断出本文所使用的国内外市场大豆价格数据是平稳的。

(二) 不同进口依赖时期的价格传递模式

在使用 VAR 模型进行回归前, 有必要确定 VAR 模型的最优滞后阶数。 如表 6 所示, 根据 LR、FPE 与 SCI 准则, 本文确定低进口依赖期的最优滞后阶数为 7, 高进口依赖期的最优滞后阶数为 3。 在 VAR 模型基础上, 本文通过 IRF 探查不同进口依赖时期下, 国内外大豆价格的传递模式。 图 5 和图 6 展示了不同进口依赖期下 IRF 的图像。 所有使用的价格变量均为大豆价格对数的一阶差分。 图中实线表示 IRF 响应程度, 即国际大豆价格变动一个标准差给国内大豆价格带来的冲击。 阴影部分表示 95% 置信区间。 2004 年 9 月 10 日到 2008 年 12 月 26 日, 国内大豆价格响应在第 1 周迅速增长到最大值 0.0800, 此后连续进行波动调整并在第 5 周出现负向响应, 此后响应幅度逐渐变小。 在 2009 年 1 月 2 日到 2022 年 12 月 30 日, 前三周的国内大豆价格响应持续增加, 在第 3 周达到最大值 0.0330, 之后的响应逐渐下降并在第 10 周达到 0。 由 IRF 结果可以看出, 根据传递程度, 低进口依赖期的国内外大豆价格传递强度 (0.0800) 高于高进口依赖期 (0.0330)。 根据传递时间, 低进口依赖期的国内外大豆价格传递时间 (第 20 周仍存在传递效应) 长于高进口依赖期 (第 10 周归零)。 因此, 低进口依赖期

表 5 国内外大豆价格的平稳性检验

$\Delta \log(\text{大豆价格})$	(1) ADF 检验	(2) PP 检验	(3) DF-GLS 检验	(4) KPSS 检验
Panel A: 全样本阶段(2004年9月10日—2022年12月30日)				
国内市场	-5.6304*** (-3.4302)	-18.2618*** (-2.5797)	-3.9593*** (-2.5797)	0.4210
国际市场	-5.8733*** (-3.4302)	-28.7342*** (-2.5797)	-4.8731*** (-2.5797)	0.0992
Panel B: 低进口依赖期(2004年9月10日—2008年12月26日)				
国内市场	-2.8952** (-3.4788)	-9.4096*** (-2.5873)	-6.3707*** (-2.5873)	0.6326
国际市场	-3.0677** (-3.4788)	13.4829*** (-2.5873)	-7.0861*** (-2.5873)	0.1021
Panel C: 高进口依赖期(2009年1月2日—2022年12月30日)				
国内市场	-5.9460*** (-3.4302)	-18.2835*** (-2.5897)	-3.9524*** (-2.5897)	0.4209
国际市场	-6.4158*** (-3.4302)	-28.7244*** (-2.5897)	-4.8832*** (-2.5897)	0.0993

注:平稳性检验中使用价格为大豆价格对数值的一阶差分;括号内为1%显著水平时的t值;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。下同。

的国内外大豆价格传递效应均强于高进口依赖期。

表 6 VAR模型的滞后阶数准则

滞后阶数	LL	LR 准则	FPE 准则	AIC 准则
Panel A: 低进口依赖期(2004年9月10日—2008年12月26日)				
0	826.1500	—	4.4e-07	-8.9581
1	856.4530	60.6050	3.3e-07	-9.2442
2	857.8000	2.6950	3.4e-07	-9.2146
3	863.1930	10.7870	3.4e-07	-9.2302
4	863.7710	1.1550	3.5e-07	-9.1934
5	869.8360	12.1300	3.4e-07	-9.2158
6	871.9140	4.1560	3.5e-07	-9.1945
7	880.7480	17.6680*	3.3e-07*	-9.2473*
8	880.9030	0.3120	3.4e-07	-9.2015
Panel B: 高进口依赖期(2009年1月2日—2022年12月30日)				
0	3550.7500	—	1.4e-07	-10.0958
1	3610.3200	119.1500	1.2e-07	-10.2536
2	3613.2400	5.8290	1.2e-07	-10.2508
3	3618.3300	10.1820*	1.2e-07*	-10.2541*
4	3620.1300	3.6090	1.2e-07	-10.2483

注:最优滞后阶数计算中使用价格为大豆价格对数值的一阶差分。

本文进一步采取 FEVD 方法评价不同进口依赖时期下国内外大豆传递模式的经济含义。表 7 中的(1)列表明,在低进口依赖期,有超过 94% 的国内大豆价格变化可以由本地价格冲击进行解释,相

似的结论在(3)列中的高进口依赖期中也能够获得。这说明国内当前大豆价格与当地市场价格存在较高的相关性。(2)列和(4)列中的结果是国际市场大豆价格冲击造成的国内大豆价格变化的部分。

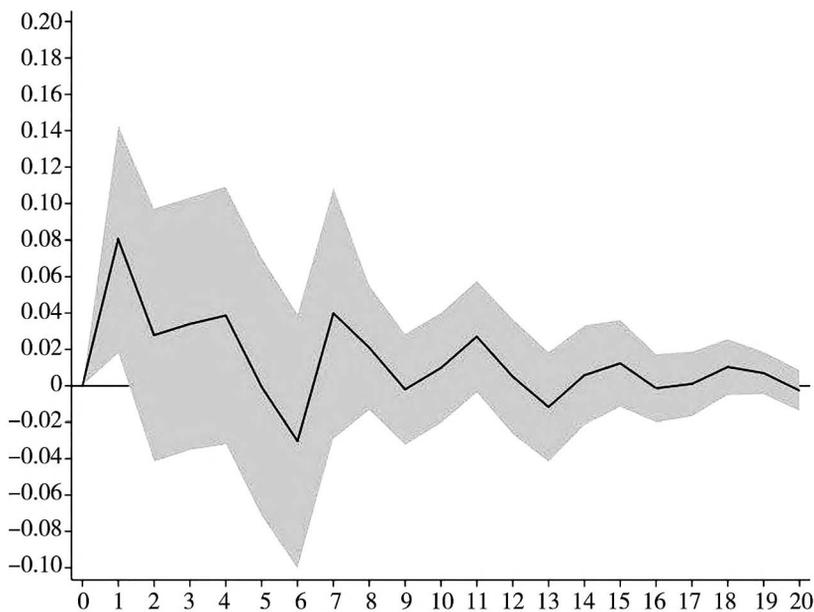


图5 低进口依赖期内的脉冲响应结果

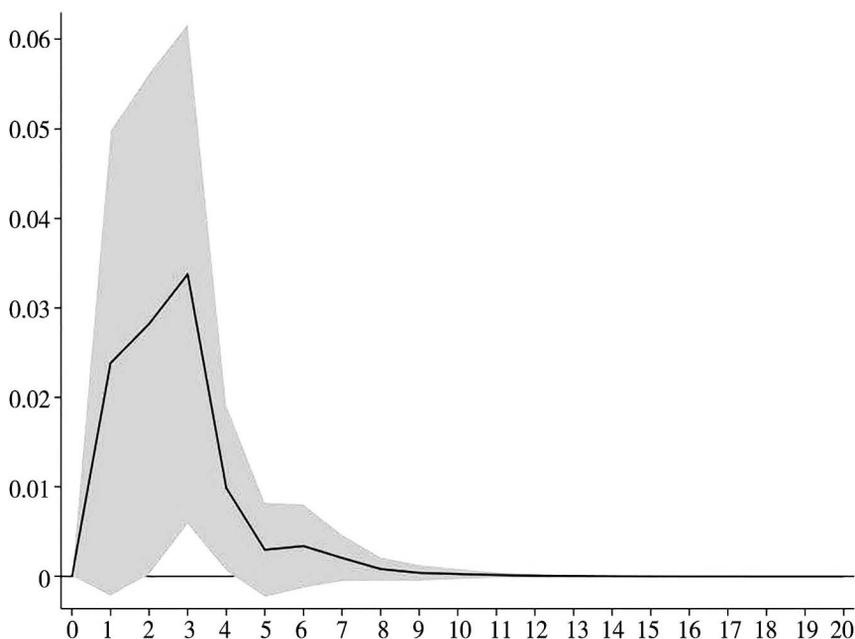


图6 高进口依赖期内的脉冲响应结果

在低进口依赖期,可解释比重从第一周的0%持续增加,最终在第19周达到5.0891%。在高进口依赖期,仅有1.7599%的国内大豆价格变化可以被国际市场冲击所解释,并且在第9周之后出现的国际市场波动不再影响国内大豆价格。综上所述,国际市场冲击在低进口依赖期对国内大豆价格变化的影响高于高进口依赖期,这与本文在IRF分析中的研究结果一致,但该结果与传统的贸易理论相悖(马述忠等,2016),本文将在第五部分进行具体解释。

(三) 价格传递中的不同溢出效应

在使用BEKK-MGARCH模型前,需要检验时间序列样本是否存在ARCH效应。本文采用拉格朗日乘数(Lagrange Multiplier, LM)检验来评估大豆价格传递的时变模式。表8计算了不同进口依赖时期大豆价格的LM检验结果,以 nR^2 和F值展示。可以看出,国内大豆价格在不同时期均在1%水平上拒绝原假设,即国内大豆价格既受自身影响,同时也被国际大豆价格影响。当滞后期取5期和10期时,国外大豆价格也出现了明显的ARCH效应。

表 7 国内大豆价格预测误差方差分解的结果

阶段	(1)	(2)	(3)	(4)
	低进口依赖期 (2004年9月10日—2008年12月26日)		高进口依赖期 (2009年1月2日—2022年12月30日)	
	国内市场(%)	国际市场(%)	国内市场(%)	国际市场(%)
1	100.0000	0.0000	100.0000	0.0000
3	96.8962	3.1038	99.0690	0.9310
5	96.0487	3.9513	98.2548	1.7452
7	95.7492	4.2508	98.2432	1.7568
9	95.2156	4.7844	98.2403	1.7597
11	95.2292	4.7708	98.2401	1.7599
13	95.0270	4.9730	98.2401	1.7599
15	94.9736	5.0264	98.2401	1.7599
17	94.9373	5.0627	98.2401	1.7599
19	94.9109	5.0891	98.2401	1.7599

注:方差分解使用价格为大豆价格对数值的一阶差分。

表 8 国内外大豆价格的 LM 检验

阶数	P=1		P=5		P=10	
	nR ²	F-test	nR ²	F-test	nR ²	F-test
Panel A:低进口依赖期的国内大豆价格						
K=1	***	60.5853***	57.4045***	15.6569***	69.2914***	10.0623***
K=2	13.7083***	7.1832***	15.3277***	3.1911	31.2022***	3.4669***
K=3	13.9957***	7.3090***	15.1132***	3.1264**	30.8661***	3.4055***
Panel B:低进口依赖期的国际大豆价格						
K=1	1.4952	2.1670	33.5806***	7.8150***	36.0519***	4.1470***
K=2	1.6863	1.8373	18.6217***	3.7303***	37.6863***	3.8366***
K=3	1.4330	1.4218	17.9201***	3.1755***	34.3564***	3.4129***
Panel C:高进口依赖期的国内大豆价格						
K=1	15.9177***	6.9067***	18.0404***	4.2714***	25.6172***	2.6242***
K=2	16.5929***	7.1992***	18.1811***	4.5672***	26.2113***	2.6547***
K=3	16.8769***	7.4434***	18.7849***	4.7561***	26.8027***	2.6871***
Panel D:高进口依赖期的国际大豆价格						
K=1	3.4932*	3.4949*	67.4437***	11.4902***	72.5686***	9.2579***
K=2	3.7603*	3.7559*	67.2833***	11.6517***	72.6789***	9.2633***
K=3	3.7915*	3.8541*	67.6046***	11.9146***	73.0142***	9.2952***

注:K表示自回归阶数;P表示拟合残差平方的滞后阶数。

以上发现为价格溢出效应在国际和国内大豆市场存在提供了初步证据。

表 9 报告了使用 BEKK-MGARCH 模型检验价格传递溢出效应的结果。面板 A 为条件均值方程的系数估计结果。在低进口依赖期,国际市场大豆

价格对应的系数 Θ_1 、 Θ_3 和 Θ_4 分别在 1%、1% 和 5% 水平上正向显著,说明此阶段国际大豆市场和国内大豆市场间存在明显的交叉均值效应。而在高进口依赖期,国际大豆市场系数仅有 Θ_3 在 10% 水平正向显著,即交叉均值效应几乎没有出现在这

表 9

国内外大豆价格的传递效应

系数	低进口依赖期 (2004年9月10日—2008年12月26日)		高进口依赖期 (2009年1月2日—2022年12月30日)	
	国内市场	国际市场	国内市场	国际市场
Panel A: 条件均值方程				
Θ_1	0.2427*** (0.0533)	0.0153*** (0.0004)	0.1167 (0.0981)	0.0000 (0.0013)
Θ_2	0.1104 (0.0932)	0.0030 (0.0021)	0.1990*** (0.0152)	0.0086 (0.0087)
Θ_3	0.0291*** (0.0023)	0.0082*** (0.0002)	0.0853*** (0.0019)	0.0050* (0.0029)
Θ_4	0.3864*** (0.1087)	-0.0103** (0.0054)	0.0885 (0.0600)	0.0121 (0.0110)
Panel B: 条件方差方程				
c_{ii}		-0.0021*** (0.0007)		0.1145*** (0.0162)
c_{ji}		0.0008*** (0.0000)		0.0077 (0.0063)
a_{ii}		0.6671*** (0.1103)		-0.5150*** (0.0272)
a_{ji}		-0.1584*** (0.0362)		0.0156 (0.0721)
b_{ii}		0.5372*** (0.0668)		0.8222*** (0.0440)
b_{ji}		-0.0040 (0.0494)		0.0482 (0.0363)
Wald 检验				
		$H_0 : a_{ji} = b_{ji} = 0$		$H_0 : a_{ji} = b_{ji} = 0$
Chi-sq		9.7750		0.8900
P 值		0.0183		0.6636
样本量		196		716

注:计算传递效应时使用价格为大豆价格对数值的一阶差分。括号内为标准误。下同。

一时期。因此,国内外大豆的均值传递效应在低进口依赖期高于高进口依赖期。

面板 B 给出了条件方差方程的系数估计结果。无论在何时期, c_{ii} 、 a_{ii} 和 b_{ii} 均在 1% 水平上正向显著,这表明大豆市场对自身价格的影响始终存在。在低进口依赖期,ARCH 效应系数 a_{ji} 在 1% 水平上正向显著,在高进口依赖期该项系数不显著,GARCH 效应系数 b_{ii} 在两时期均不显著。可以得到的结论是:在低进口依赖期,当期国际大豆价格对国内大豆价格存在强烈的交叉均值效应,而在高进口依赖期这种效应则没有被发现。此外,交叉均

值效应更多地体现在当期而不是跨期,这与全球大豆价格长期波动且容易受外在环境冲击的事实相符(刘丽等,2022)。

在 Wald 检验中, $H_0 : a_{ji} = b_{ji} = 0$ 的原假设在低进口依赖期未被拒绝,而在高进口依赖期被拒绝,再次证实了国内外大豆价格传递造成的波动溢出效应主要出现在低进口依赖期。

五、价格传递机制讨论

以上证据表明,国内外大豆价格传递效应在低进口依赖期比在高进口依赖期表现得更为明显,然而这与传统贸易理论相悖,如何解释不同进口依赖

期出现的传递模式差异尤为重要。在后续分析中,本文将通过政策干预和市场势力两项机制来探讨这一问题。

(一) 政策干预

频繁的粮食价格波动会对粮食安全构成威胁,因此制定粮食政策缓解来自国际粮价的冲击成为各国政府通常采取的管制手段,常见的粮食政策包括最低价格支持、生产者补贴与消费者补贴等(谭砚文等,2014;周力等,2022)。在大豆高进口依赖期,中国政府颁布了一系列政策以稳定国内市场形势、提升豆农种植积极性。2008年10月,国家实行大豆临时收储政策,旨在当大豆价格出现严重下降时,能够以粮库统一公布价格进行收购,从而保持大豆市场平衡。2014年5月,国家发改委、财政部和农业部联合发布了2014年的大豆目标价格,大豆临时收储政策被正式取消,转而实行大豆目标价格补贴政策。目标价格制度能够更有效地保护农民福利,当市场价格低于目标价格时,国家将给予生产者总差价补贴,当市场价格高于目标价格时,则不发放补贴。2017年3月,国家发改委宣布取消大豆目标价格补贴政策,实施更为科学的“市场化收购+补贴”政策。该项政策规定遵守大豆价格由市场形成并由市场收购,并辅以一定程度的价格补贴。这样既可以保障种粮群体的利益,又能逐渐恢复市场功能,降低价格扭曲。这些政策均以政府强制管理价格的形式,降低了国际市场干预国内大豆价格的能力。而在大豆低进口依赖时期,几乎没有政策能够直接干预大豆价格。因此,政策干预可能是解释本文结论的一个潜在机制。

为探究政策干预产生的影响,本文在(1)式中加入三项政策虚拟变量,以扩展基本的BEKK-MGARCH模型。新的条件均值方程可以写为:

$$Y_t = C_0 + \sum_{p=1}^m \Theta_p Y_{t-p} + \sum_{p=1}^m \alpha_p D_1 Y_{t-p} + \sum_{p=1}^m \beta_p D_2 Y_{t-p} + \sum_{p=1}^m \gamma_p D_3 Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中,将政策虚拟变量 D_1 、 D_2 和 D_3 分别与国内大豆价格 y_{it} 、国际大豆价格 y_{jt} 进行交互。其中 D_1 表示临时收储政策,在2008年10月到2014年5月的样本中取1,否则取0。 D_2 表示目标价格补贴政策,在2014年6月到2017年3月的样本中取1,否则取0。 D_3 表示“市场化收购+补贴”政策,在2017年4月到2019年3月的样本中取1,否则取0。 α_p 、 β_p 和 γ_p 是交互项的系数估计值,表明了不同政策对国内外大豆价格传递的均值溢出影响。

新的条件方差方程可以写为:

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B + \lambda D_1 + \mu D_2 + \nu D_3 \quad (6)$$

其中, λ 是一个形如 3×1 形式的矩阵,记为 $\lambda = [\lambda_{ii} \ \lambda_{ji} \ \lambda_{jj}]'$, λ_{ii} 和 λ_{ji} 分别衡量了临时收储政策对国内市场和国际市场的条件方差的影响。 λ_{ji} 捕捉了临时收储政策对国际市场 and 国内市场间条件协方差的影响。同理,矩阵 $\mu = [\mu_{ii} \ \mu_{ji} \ \mu_{jj}]'$ 测量了目标价格补贴政策对相应市场的条件方差—协方差的影响,矩阵 $\nu = [\nu_{ii} \ \nu_{ji} \ \nu_{jj}]'$ 测量了“市场化收购+补贴”政策对相应市场的条件方差—协方差的影响。

考虑政策干预的BEKK-MGARCH模型估计如表10所示。条件均值方程回归显示, α_1 和 α_2 的大小为-0.0021,在5%统计水平上显著, α_3 的大小为-0.0168,在10%统计水平上显著。这一结果表明在实施临时收储政策之后,从国际市场到国内市场的交叉均值效应有所减弱。在条件方差方程回归结果中, μ_{ji} 小于0且在5%水平上显著,意味着目标价格补贴政策降低了从国际市场传递到国内市场的交叉波动效应。 ν_{ji} 和 ν_{ij} 分别在1%和5%水平上显著为负,说明“市场化收购+补贴”政策能够同时降低国际市场与国内市场间互相传递的交叉波动效应。综上,中国政府可以通过政策干预手段使本国大豆价格免受国际大豆价格波动的冲击,保护了我国豆农与消费者的利益。由于上述政策均作用于高进口依赖期,导致国内外大豆价格传递效应在高进口依赖期体现不足。

(二) 市场势力

关于依市定价(Pricing to Market,PTM)理论的文献表明,具备市场势力的出口国可以根据汇率变动来调整出口到不同目的地的产品价格(Krugman,1987),这为汇率传递不完全与贸易中的价格歧视行为提供了一个新见解。Rakotoarisoa等(2001)构建了一个农产品贸易的PTM模型,该模型有效分离了出口国的边际成本与随汇率变动的产品价格加成。本文在其基础上发展了一个关于大豆进口的理论框架,以此解释在不同进口依赖期内国内外大豆价格传递模式的差异。

考虑到中国进口大豆主要用于压榨加工,因此本文假设一个国家具备从其他国家进口大豆的行为,并且这些进口来的大豆主要用于制造豆粕。进一步假设该国的大豆豆粕产品市场是完全竞争的。那么该国在 t 时刻将进口大豆制为豆粕所获得的利

润可以表示为:

表 10

政策干预机制检验结果

系数	条件均值方程		系数	条件方差方程
	国内市场	国际市场		
Θ_1	0.3420(0.0324)***	0.0282(0.0010)***	c_{ii}	0.0165(0.0020)***
Θ_2	0.0170(0.0132)	0.0151(0.0093)*	c_{ji}	-0.0252(0.0188)
Θ_3	0.0961(0.0463)**	0.0032(0.0081)	a_{ii}	0.3671(0.0316)***
Θ_4	0.0638(0.0946)	-0.0044(0.0040)	a_{ji}	0.0216(0.0093)**
α_1	-0.0021(0.0011)**		b_{ii}	0.8410(0.0450)***
α_2	-0.0018(0.0009)**		b_{ji}	0.0216(0.0180)
α_3	-0.0168(0.0096)*		λ_{ii}	0.0192(0.0241)
α_4	0.0082(0.0073)		λ_{ji}	0.0233(0.0182)
β_1	0.0226(0.0165)		λ_{ij}	0.0000(0.0014)
β_2	-0.0109(0.0164)		μ_{ii}	0.0029(0.0031)
β_3	-0.0432(0.0294)		μ_{ji}	-0.0474(0.0227)**
β_4	0.0057(0.0051)		μ_{ij}	0.0020(0.0009)
γ_1	0.0024(0.0022)		v_{ii}	0.0038(0.0032)
γ_2	0.0117(0.0130)		v_{ji}	-0.0491(0.0011)***
γ_3	-0.0011(0.0012)		v_{ij}	-0.0556(0.0213)**
γ_4	0.0011(0.0074)			

$$\pi_t = P_{it}^B f(s_{1t}, s_{2t}, \dots, s_{it}, \dots, L_t, K_t) - \sum_{i=1}^n P_{it}^A s_{it} - w_t L_t - r_t K_t \quad (7)$$

其中,上标 A、B 分别表示大豆与豆粕,下标 t、i 分别表示时间与进口国。 π_t 代表进口国使用进口大豆制造豆粕的利润, P_{it}^A 和 P_{it}^B 分别代表进口大豆与豆粕的价格, s_{it} 代表从国家 i 进口的大豆数量, $f(\cdot)$ 是一个豆粕生产函数,由投入的进口大豆数量 s_{it} 、劳动力数量 L_t 和资本数量 K_t 来决定产出的豆粕量。 w_t 和 r_t 是雇佣劳动和资本的边际成本。根据利润函数,可以将利润最大化的一阶条件求出:

$$\frac{\partial \pi_t}{\partial s_{it}} = P_{it}^B \frac{\partial f(\cdot)}{\partial s_{it}} - P_{it}^A - s_{it} \frac{\partial P_{it}^A}{\partial s_{it}} = 0 \quad (8)$$

豆粕生产函数 $f(\cdot)$ 对 i 国大豆进口量 s_{it} 的一阶偏导数即为豆粕边际产出,记为 MP_s ,并且将进口大豆的价格供给弹性写为 $\theta_{it} = (\partial s_{it} / \partial P_{it}^A) \times (P_{it}^A / s_{it})$,则式 8 可以重新写为:

$$P_{it}^A = P_{it}^B \times MP_s \times \frac{\theta_{it}}{1 + \theta_{it}} \quad (9)$$

$P_{it}^B \times MP_s$ 代表进口 s_{it} 得到的边际产品。从(9)式中本文可以总结出关于大豆贸易的两项内容,第一,通常情况下,进口大豆的单位价格低于边际产出,两者的差值由出口国的价格供给弹性 θ_{it} 决定。这表明在大豆贸易过程中存在价格歧视行为,并且这一行为由进口国主导。第二,当进口大豆的价格供给弹性 θ_{it} 趋于无穷时,进口大豆的单位价格等于边际产出。这支持了完全竞争市场假设下的传统贸易理论。

对(9)式进行简单处理,可以得到大豆进口国 PTM 行为的实证方程为:

$$\text{Lnp}_{it}^A = \text{exponenter}_t + \alpha \text{Lnp}_{it}^B + \beta_i \text{Lne}_{it} + \sum \text{year} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

按照 Rakotoarisoa 等(2001)的做法,本文将由价格供给弹性 θ_{it} 造成的价格歧视分解为特定出口国效应 exponenter_t 和大豆进口价格相对于汇率的弹性 β_i 。 α 表示豆粕价格与进口大豆价格间弹性的倒数, e_{it} 表示 t 时刻国家间的汇率。此外,为了避免边际产出随时间发生变化,本文额外控制了时间趋势 $\sum \text{year}$ 来减缓内生性问题。 ε_{it} 为随机误差项。

大豆进口国的 PTM 行为取决于 exporter_i 和 β_i 是否显著为 0。当 $\text{exporter}_i = \beta_i = 0$ 时,大豆单位价格恒定等于豆粕边际产出,进口国既不能通过汇率变动调整进口价格,也不能在出口国间采取价格歧视策略。当 $\text{exporter}_i \neq 0$ 且 $\beta_i = 0$ 时,这是一个不完全竞争市场条件,伴随着汇率完全传递和恒定价格供给弹性。汇率对供给弹性没有直接影响,也不能改变大豆进口价格,而恒定供给弹性会因出口国而异,此时进口国便可以根据大豆来源采取价格歧视策略。当 $\text{exporter}_i \neq 0$ 且 $\beta_i \neq 0$ 时,在这种情况下,进口国面临不完全竞争的市场条件,并且汇率传递不完全。改变汇率可以通过供给弹性来影响大豆进口价格,即进口国可以根据汇率变动调整其豆粕边际产出。进口国依然具有使用市场势力实现价格歧视的能力。

本文选取中国进口大豆的三个主要来源地巴西、美国、阿根廷作为出口国。进口大豆价格来源于中华人民共和国海关总署和联合国贸易统计数据数据库(UN Comtrade Database),使用进口总价除以进口总量进行衡量,豆粕价格来源于布瑞克农产品数据库,汇率来源于国际货币基金组织(International Monetary Fund)。由于数据的可获得性,在实证过程中使用的数据是月度数据,样本周期为 2004 年 9 月至 2022 年 12 月。值得注意的是,在本部分的价格传递机制分析过程中,一个可能存在的内生性问题是,进口大豆价格 Lnp_{it}^A 可能还会受到其他宏观变量的影响。为了缓解遗漏变量对估计结果造成的干扰,本文参考 Zheng 等(2022),进一步控制了进口国与出口国的年度利率和年度人均 GDP,以期准确识别出市场势力的净效应。

市场势力作为解释机制的回归结果如表 11 所示,在高进口依赖期内,巴西和阿根廷的出口国效应系数在 1% 水平上显著,美国的出口国效应系数和价格汇率系数在 1% 和 5% 水平上显著。而在低进口依赖期内,三个国家的出口国效应和价格汇率弹性的系数均不显著。实证结果表明,中国在高进口依赖期内运用自身市场势力,向贸易国实行了大豆价格歧视手段,并通过汇率变化调整美国大豆进口价格,最终导致大豆价格从国际市场向国内市场传递程度的降低,出现了不同进口依赖期价格传递模式的差异。

六、结论与启示

准确理解粮食价格传递内涵有助于制定相应政策,从而有效应对粮价波动风险,维护国家粮食安全。本文基于 2004 年 9 月至 2022 年 12 月的国

内外大豆市场周度价格数据,研究了大豆价格从国际市场向国内市场传递的效应与机制,主要得出以

表 11 市场势力机制检验结果

出口国	exporter_i	β_i
Panel A: 低进口依赖期(2004 年 9 月—2008 年 12 月)		
巴西	2.6425 (2.7030)	-0.3707 (0.9235)
美国	2.1863 (1.8182)	-0.2376 (1.1444)
阿根廷	0.9559 (0.8901)	-0.1562 (0.4781)
Panel B: 高进口依赖期(2009 年 1 月—2022 年 12 月)		
巴西	2.7359*** (0.5472)	-0.3661 (0.2442)
美国	4.7166*** (0.8544)	-0.9158** (0.4178)
阿根廷	1.2134*** (0.4355)	-0.0270 (0.1232)

下结论:第一,相较于高进口依赖期,国际大豆价格影响国内大豆价格的现象在低进口依赖期表现得更为明显。第二,在低进口依赖期,从国际市场到国内市场的大豆价格传递存在交叉均值效应与交叉波动效应。第三,2008 年底出台的大豆临时收储政策降低了交叉均值效应;而在 2014 年和 2017 年分别实行目标价格制和“市场化收购+补贴”后,提供的生产补贴又降低了交叉波动效应。第四,在高进口依赖期,中国依靠贸易过程中的市场势力对不同出口国实行价格歧视,通过汇率波动调整进口价格,导致大豆价格传递模式发生变化。

党中央、国务院高度重视大豆生产,习近平总书记多次作出重要指示批示并强调,要实打实地调整结构,扩种大豆和油料,见到可考核的成效。巨大的供需缺口以及盛行的价格倒挂使得我国大豆结构长期处于高度净进口状态。针对该现象可能造成的不利后果,本文在结合所得结论的同时,统筹考虑大豆市场的供需形势、比较效益和农民种植意愿等因素,提出以下政策启示:第一,针对我国大豆目前还是主要依赖进口的现状与结论,要着力增强国内自主生产大豆的技术手段,并通过调整种植结构、扩大种植规模等方式,提升农民种植大豆的积极性。加大对产豆大县的扶持力度,引导大豆主产区发展大豆生产,持续巩固扩豆成效。持续支持建设大豆国家现代农业产业园、产业集群、产业强

镇。第二,针对我国在进口依赖情况下受到国外大豆价格冲击的现状与结论,要建立健全大豆市场价格风险防控体系,制定更加科学合理的大豆产业发展战略,以此规避国外大豆价格剧烈波动对我国粮食安全的冲击。给予大豆金融普惠的信贷支持,增加大豆种植收入保险试点县的覆盖程度。及时掌握大豆的生产收储进度与价格变化情况,并制定相关决策引导市场预期。第三,建立在我国提升市场势力便能够降低国外大豆价格冲击的结论之上,要努力提升中国在对外贸易中的国际地位,多元发展大豆贸易成员国伙伴,减少对部分国家的进口依赖,降低大豆进口成本。尽快建立起具有大豆产业联盟性质的组织,对抗部分国家的垄断行为。利用国际规则提升我国在 WTO 中的地位,采用贸易争端解决机制协商出口国的大豆补贴问题,从而增强我国的国际大豆定价权。第四,建立在我国粮价政策干预卓有成效地降低了国外大豆价格冲击的结论之上,需要在遵循市场化原则的前提下,坚持开展价格补贴政策以确保农民基本权益,同时也需要推出顺应时代的新手段,将政策造成的价格扭曲效应最小化。要持续完善大豆补贴政策合理性,增加大豆补贴总额,调高大豆补贴标准。在大豆收储过程中,指导中储粮集团在大豆主产区新增国产大豆收购计划,从而发挥市场引导作用。

区别于已有文献使用的月度或季度数据,本文使用周度大豆价格数据考察了国内外大豆价格的传递效应与机制。在后续工作中,挖掘更为精确的日度数据是值得展开的研究方向。使用日度数据进行分析会使结论更具说服力。此外,随着我国市场化进程的加深与国际影响力的持续扩张,政策干预机制和市场势力机制将会在国内外大豆价格传递效应体现得更为明显。

感谢匿名审稿人的意见,文责自负。

参考文献:

[1] Baquedano, F. G., Liefert, W. M. Market Integration and Price Transmission in Consumer Markets of Developing Countries. *Food Policy*, 2014, 44: 103 ~ 114.
 [2] Costinot, A., Donaldson, D., Vogel, J., Werning, I. Comparative Advantage and Optimal Trade Policy. *The Quarterly Journal of Economics*, 2015 (2): 659 ~ 702.
 [3] Defever, F., Riano, A. Subsidies with Export Share Requirements in China. *Journal of Development Economics*, 2017, 126: 33 ~ 51.

[4] Ehrmann, M., Fratzscher, M., Rigobon, R. Stocks, Bonds, Money Markets and Exchange Rates: Measuring International Financial Transmission. *Journal of Applied Econometrics*, 2011 (6): 948 ~ 974.
 [5] García - Germán, S., Bardaji, I., Garrido, A. Evaluating Price Transmission between Global Agricultural Markets and Consumer Food Price Indices in the European Union. *Agricultural Economics*, 2016 (1): 59 ~ 70.
 [6] Hillen, J. Market Integration and Market Efficiency under Seasonal Tariff Rate Quotas. *Journal of Agricultural Economics*, 2019 (3): 859 ~ 873.
 [7] Krugman, P. R. Pricing to Market When the Exchange Rate Changes. NBER Working Paper, 1986: 1926.
 [8] Rakotoarisoa, M. A., Shapouri, S. Market Power and the Pricing of Commodities Imported from Developing Countries: The Case of US Vanilla Bean Imports. *Agricultural Economics*, 2001 (2 ~ 3): 285 ~ 294.
 [9] Schweinberger, A. G. Procompetitive Gains from Trade and Comparative Advantage. *International Economic Review*, 1996 (2): 361 ~ 375.
 [10] World Health Organization. *The State of Food Security and Nutrition in the World 2020: Transforming Food Systems for Affordable Healthy Diets*, 2020.
 [11] Yang, J., Li, Z., Miao, H. Volatility Spillovers in Commodity Futures Markets: A Network Approach. *Journal of Futures Markets*, 2021 (12): 1959 ~ 1987.
 [12] Zheng, X., Pan, Z. Responding to Import Surges: Price Transmission from International to Local Soybean Markets. *International Review of Economics & Finance*, 2022, 82: 584 ~ 597.
 [13] 陈昱帆, 花俊国, 张俊华. 生猪疫情变动对猪肉价格的冲击效应与溢出效应研究. *农业技术经济*, 2022 (7): 48 ~ 63.
 [14] 董毓群, 樊士德. 美国大选对中美欧原油价格波动影响及其溢出效应——基于 BEKK-MGARCH 模型的实证研究. *世界经济与政治论坛*, 2021 (2): 144 ~ 170.
 [15] 胡靖. 中国粮食安全: 公共品属性与长期调控重点. *中国农村观察*, 2000 (4): 24 ~ 30+80.
 [16] 江春, 杨力菲, 姜婷婷. 投资者风险态度、资产价格与汇率预期的动态关系研究——基于 DCC-GARCH 和 TVP-SV-VAR 模型. *统计研究*, 2022 (2): 114 ~ 129.
 [17] 李光泗, 王莉, 谢菁菁, 钟钰. 进口快速增长背景下国内外粮食价格波动传递效应实证研究. *农业经济问题*, 2018 (2): 94 ~ 103.
 [18] 李玉双. 国际粮价对我国粮价的非对称传递效应: 基于 NARDL 模型的研究. *经济社会体制比较*, 2017 (3): 127 ~ 137.
 [19] 刘丽, 孙炜琳, 王国刚. 高水平开放下国际粮食价格波动对中国农产品市场的影响. *农业技术经济*, 2022 (9): 20 ~ 32.
 [20] 刘婷, 曹宝明, 李光泗. 粮食价格垂直传递与市场纵向整合——基于国内稻米和大豆市场的比较分析. *农业技术*

经济,2019(2):99~110.

[21]刘璐,张帮正.金融化作用下国际农产品价格异动对中国农产品价格的影响——基于非线性视角的分析.农业经济问题,2022(8):114~131.

[22]罗必良.中国农业现代化的战略定位.中国农村经济,2022(12):20~24.

[23]马述忠,任婉婉,吴国杰.一国农产品贸易网络特征及其对全球价值链分工的影响——基于社会网络分析视角,管理世界,2016(3):60~72.

[24]马述忠,王军.我国粮食进口贸易是否存在“大国效应”——基于大豆进口市场势力的分析.农业经济问题,2012(9):24~32+110.

[25]彭佳颖,谢锐,赖明勇.国际粮食价格对中国粮食价格的非对称性影响研究.资源科学,2016(5):847~857.

[26]沈国兵,沈彬朝.非关税壁垒对中国进口多元化的影响.世界经济,2022(10):130~159.

[27]孙林,蓝旻,钟钰.中国大豆贸易调控政策对国内垂直价格传递影响研究.农业经济问题,2016(11):69~77+111.

[28]谭砚文,杨重玉,陈丁薇,张培君.中国粮食市场调控政策的实施绩效与评价.农业经济问题,2014(5):87~98+112.

[29]余森杰.中国的贸易自由化与制造业企业生产率.经济研究,2010(12):97~110.

[30]郑旭芸,隋博文,庄丽娟.进口贸易视域下国际粮价对国内粮价的传导路径——来自玉米和大豆的证据.中国流通经济,2020(5):108~120.

[31]郑旭芸,庄丽娟.进口规模扩大可以增强国际粮食价格传导效应吗.华中农业大学学报(社会科学版),2022(1):126~139.

[32]周力,沈坤荣.中国农村土地制度改革的农户增收效应——来自“三权分置”的经验证据.经济研究,2022(5):141~157.

A Study on the Effect and Mechanism of Soybean Price Transmission at Home and Abroad: From the Perspective of Different Import Dependence Periods

Pan Junyu Zhu Honggen Duan Jihong

Abstract: Accurately grasping the law of grain price transmission is the key to protect the interests of farmers and consumers. Based on the weekly data provided by the agricultural product database of the Bric Global Agricultural Consulting Co., Ltd and the Global Information and Early Warning System, this paper analyzes the transmission mode of soybean price from international market to China market in different import dependence periods by using the methods of impulse response function, variance decomposition of forecast error and BEKK-MGARCH model. The research shows that domestic and foreign soybean price pass-through effect is more obvious in the period of low import dependence than in the period of high import dependence. Specifically, in the period of low import dependence, there are significant cross-mean effect and cross-fluctuation effect between domestic and foreign soybean prices, but these phenomena are not found in the period of high import dependence. This paper also finds that policy intervention and market forces are the mechanisms to explain the difference in price transmission under different import dependence periods. In the period of high import dependence, the temporary storage policy reduces the cross-mean effect, while target price subsidy policy and "market-oriented acquisition+subsidy" policy reduce the cross-fluctuation effect. In addition, China adopts price discrimination strategy with the help of market forces, and adjusts import price according to exchange rate changes, which led to the decline of price pass-through effect. The conclusion of this paper provides strong support for the government to formulate stable trade policies and avoid price risk shocks.

Key words: soybean market; price transmission; import dependence; policy intervention; market power