

大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响*

王文亭^{1,2} 卫龙宝^{1,3} 王倩倩^{1,3}

摘要：本文利用2000年1月~2018年4月的月度时间序列数据，分析了大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响机制和影响程度，并对不同政策对大豆国际价格的影响进行了比较分析。研究表明，中国大豆进口存在“大国效应”，大豆市场政策干预会通过影响进口量而对大豆国际价格产生影响。自2008年11月中国实行政策干预以来，中国大豆进口量每增加1%，大豆国际价格上升0.116%。同时，对大豆市场干预程度越强的政策，对大豆国际价格的影响就越大，临时收储政策对大豆国际价格的影响显著高于补贴政策的影响。对于一个贸易大国，农产品市场中的政策干预会通过影响贸易量而增大国际市场的波动，中国大豆市场政策干预在稳定国内大豆价格方面的作用很可能被增大的国际价格波动所抵消。因此，应重视国内市场政策干预对国际市场的影响，减少政策干预力度，同时完善以市场为导向的价格形成机制。

关键词：大豆市场 政策干预 国际价格 贸易大国

中图分类号：F323.7 **文献标识码：**A

一、引言

党的十九大报告重申：“确保国家粮食安全，把中国人的饭碗牢牢端在自己手中。”可见，保障粮食安全和维护种粮农民利益依旧是未来中国“三农”政策制定的基石。中国是全球最大的粮食进口国，国际粮食市场是国内粮食市场的重要补充，国际市场粮食价格的稳定对保障国内粮食安全发挥了不可估量的作用（王大为、蒋和平，2017）。在当下国内外市场整合度不断提高的背景下，十分有必要在国内市场和国际市场存在联动关系的基础上审视中国的粮食安全问题。

自2004年以来，中国粮食产量已实现“十二连增”，粮食综合生产能力显著提高，但是，粮食安全也面临着诸多挑战，尤其是近年来出现的市场价格倒挂、“三量齐增”等农业供给侧结构性问题，突出地表现在大豆和玉米等粮食上。其中，大豆供给侧结构性问题主要发生在2008年以后，这些短期内发生的问题并不能全部归因于国内大豆生产成本提高，还与大豆市场中的政策干预有关。2006~2008年，粮食价格上涨引发了新一轮粮食危机。2007年7月~2008年6月，大豆国际价格上涨了82.4%，随后迅速回落，到2008年12月从最高点下降了43%（黄季焜等，2009）。为稳定

*感谢匿名审稿专家和编辑提出的宝贵意见，当然，笔者文责自负。

国内价格，保障豆农收益，国家于 2008 年 11 月出台了直接干预大豆市场的临时收储政策。此后，政府逐年提高临时收储价格，加大了对市场的干预力度。政策干预一方面托底市场风险，保障了豆农收益；另一方面对市场的扭曲作用也非常明显。图 1 反映了中国大豆产量、进口量、库存与国内外价格的变化趋势。可以看出，临时收储政策实施后，大豆国内价格严重偏离国际价格，国内外价差逐渐扩大，并出现了库存与进口量同时增加的矛盾现象。同时，无效率的财政补贴大大加重了政府的负担。为解决这些问题，国家启动了一系列市场化改革，包括 2014 年 5 月以大豆目标价格政策代替临时收储政策；2017 年 3 月取消大豆目标价格政策，取而代之的是市场化收购加补贴政策。政府减少对市场的干预，使得大豆国内外价差逐渐缩小，一定程度上缓解了大豆供给侧结构性问题。

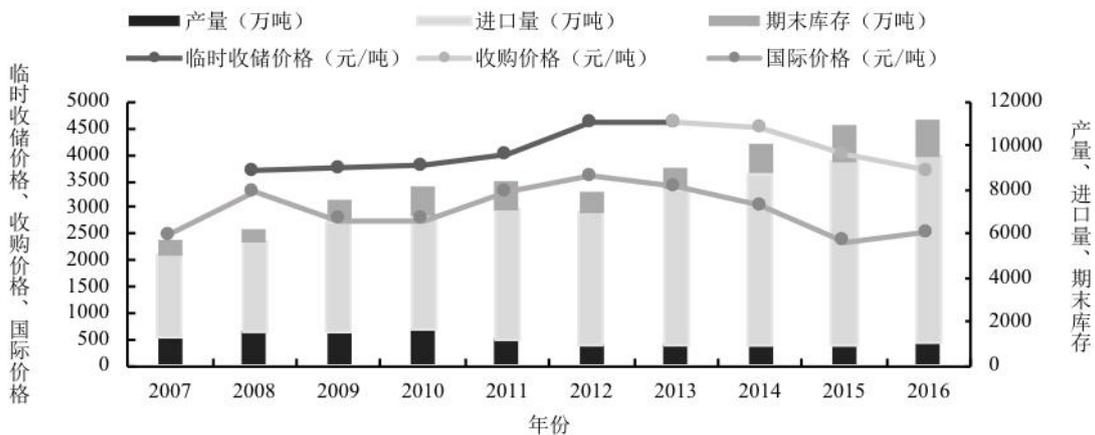


图 1 中国大豆产量、进口量、库存与国内外价格变化趋势

资料来源：大豆产量数据来自《中国粮食年鉴》（2008~2017 年，历年，国家粮食局编，北京：中国工业出版社）；进口量数据来自中华人民共和国海关总署官方网站（<http://www.customs.gov.cn/>）；期末库存数据来自布瑞克农产品数据库（<http://www.agdata.cn/>）；临时收储价格数据来自国家发展和改革委员会网站（<http://www.ndrc.gov.cn/>）；收购价格数据来自《中国粮食年鉴》（2014~2017 年，历年，国家粮食局编，北京：中国工业出版社）；国际价格数据来自联合国粮农组织数据库（<http://www.fao.org>）。

中国作为全球最大的大豆进口国，2017 年进口量占全球大豆进口总量的 66.22%^①。那么，中国大豆市场中的政策干预是否会通过影响进口量而对大豆国际价格产生影响？政策对市场不同程度的干预是否会对大豆国际价格造成不同程度的影响？针对上述问题，本文将在在国内市场与国际市场存在联动关系的基础上，探究大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响机制和影响程度，同时对临时收储政策和补贴政策^②对大豆国际价格的影响进行比较分析。本文研究对于理解现阶段农业供给

^①美国农业部（<https://www.usda.gov/>）统计 2017 年全球大豆进口总量为 14428 万吨，中华人民共和国海关总署（<http://www.customs.gov.cn/>）统计 2017 年中国大豆进口总量为 9554 万吨，由此计算得出 2017 年中国大豆进口量占全球大豆进口总量的 66.22%。

^②补贴政策包括目标价格政策和市场化收购加补贴政策，下文相同。

侧结构性改革过程中的政府职能具有一定的理论意义，对于中国利用两个市场、两种资源维护粮食安全、制定相应的农业产业政策具有一定的实践意义。

二、文献综述

国外相关研究主要从实行政策干预、取消政策干预和比较分析不同政策干预影响三个角度分析农产品市场中政策干预对国际价格的影响。首先，在实行政策干预方面，国外大部分研究认为，没有政策干预的自由贸易将增加国内、国际两个市场之间价格的联动性，并缩小国内外价差（Newbery and Stiglitz, 1984; Thompson et al., 2000）；相反，农产品市场中政策干预在稳定国内价格的同时（Miranda and Helmberger, 1988），会对国际价格造成一定的影响（Johnson, 1975）。Sarris and Freebairn（1983）从福利最大化角度出发，基于古诺均衡模型分析得出，各个国家农产品市场中政策干预是导致农产品国际价格低迷和大幅波动的重要原因。Martin and Anderson（2011）认为，政策干预可以降低国内价格相对于国际价格的波动，稳定国内价格，但是，对于进口或出口占据国际市场份额较大的国家来说，这样的影响将会被增大的国际价格波动所抵消。Traore（2011）以美国棉花补贴为例，通过联立方程模型分析发现，不同形式的棉花补贴均对国际棉花价格具有负向影响。其次，在取消政策干预方面，Guerreiro（2014）总结了美国 2002~2010 年关于补贴对棉花价格影响的 18 项研究，发现取消补贴对国际棉花价格有正效应。Sumner（2005）研究了美国取消农业补贴的影响，结果表明，在自由贸易条件下，取消农业补贴将降低国内农产品产量，使玉米、小麦与大米国际价格分别上涨约 9%~10%、6%~8%和 4%~6%。最后，在比较不同政策干预影响方面，Schmitz et al.（2007）研究发现，棉花补贴对国际价格的影响程度取决于补贴是否与产量挂钩，脱钩的美国棉花补贴对国际价格的扭曲程度远低于挂钩补贴的影响程度。Koo and Kennedy（2006）认为，出口补贴政策对国际价格的影响程度比国内补贴政策的影响程度更大。

相比于国外研究，国内关于农产品市场中政策干预的研究主要集中在政策的实施效果上。这些研究一方面肯定了政策干预在调动农民生产积极性、稳定国内价格和保障粮食安全等方面发挥的重要作用（例如谭砚文等，2014；蒋和平，2018），另一方面也指出了政策干预的一些弊端，并强调在当前供给侧结构性改革的背景下应促进政府职能转变和推进农产品市场改革（例如黄季焜，2018）。当下，以价格刺激为导向的支持政策使中国面临着巨大的粮食进口和库存压力，粮食价格上涨隐含着高风险，资源配置效率低下（胡冰川，2015；程国强，2016）。特别地，钟甫宁（2011）指出，粮食市场中的政策干预会延缓市场价格的信号作用，将粮食的短缺倾向积累成粮价更大的波动。在政策干预对农产品国际价格的影响方面，国内研究非常少。孙林（2011）利用线性回归模型研究了贸易政策对国际价格的影响，发现大米主产国的出口限制政策推动了大米国际价格的上涨。

纵观现有文献，可以发现以下几点不足：首先，虽然国际上关于农业生产者补贴政策和贸易政策的研究较为成熟，但较少关注农产品价格支持政策。其次，国内大部分研究集中于分析国内政策干预的实施效果，而没有充分关注其对所涉及农产品国际价格的影响，对不同政策干预影响的比较研究更相对缺乏。最后，在研究方法上，国内已有研究多采用定性分析和因果关系检验，缺乏实证

分析，无法判断政策干预对国际价格是否存在经济意义上的影响，也无法判断其影响程度。

本文将在国内市场与国际市场存在联动关系的基础上，以大豆为例，将价格支持政策作为研究对象，采用理论与实证相结合的方法分析大豆市场中政策干预对大豆国际价格的影响机制和影响程度，并对不同政策干预影响进行比较。这样的研究不仅改进了以往的研究方法，而且有助于深刻理解中国农产品市场中政策干预对国际价格的影响机制和影响程度，这两点是相较于以往研究的突破。

三、理论框架与研究假说

进出口国家的国内生产者支持政策和贸易政策会影响农业生产过程中资源配置的效率，进而对贸易流产生影响，其影响程度取决于国家贸易量的大小（Heckscher and Ohlin, 1991）。在国际贸易中，存在较大需求或供给的贸易大国，其进出口行为会在很大程度上影响相应产品的国际价格，形成“大国效应”（Krugman, 2008）。Koo and Kennedy（2005）指出，贸易中存在“大国效应”是分析国内政策干预对国际价格影响的前提条件。其原因是，出口小国在国际市场中面对着完全弹性的剩余需求曲线，进口小国则在国际市场中面对着完全弹性的剩余供给曲线，因此，对贸易小国来说，其贸易量的变化不会影响世界剩余市场，从而不会对国际价格产生影响（Houck, 1992; Koo and Kennedy, 2005）。由于“大国效应”的存在，一国的农产品贸易政策和生产者支持政策均将通过影响世界剩余供求而对国际价格产生影响，其影响机制如图2所示。其中，生产者支持政策主要包括与产量挂钩的补贴政策和市场价格支持政策。前者的实施将刺激国内产量增加，改变进出口贸易量和世界剩余供求状况，从而影响国际价格；后者的实施一方面会刺激国内产出（但是中国政府对大豆等农产品实施的顺价销售政策使国内消费者面临的市场价格远高于国际价格，国内大豆在市场竞争中形成劣势，增加的产量大部分进入库存），另一方面大幅增加国内进口需求从而改变国际市场原有的均衡状态，进一步对国际价格产生影响。

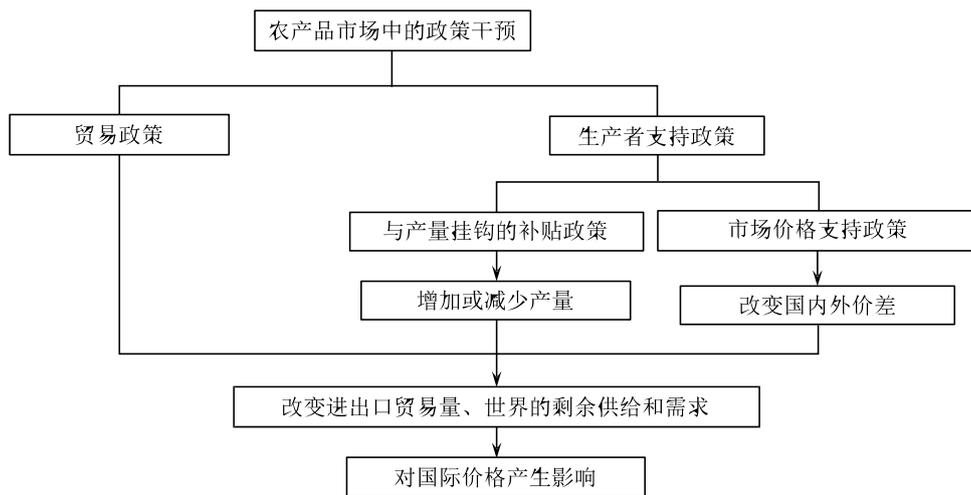


图2 农产品市场中政策干预对国际价格的影响机制

借鉴 Koo and Kennedy（2006）构建的理论模型，根据中国大豆贸易的实际情况，本文在“贸

易大国”的情形下从理论上分析中国大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响。进口贸易大国的情形如图3所示。图3(a)表示进口大国的国内市场，图3(b)表示进口大国面临的国际市场。其中， D 和 S 分别代表进口大国国内的需求曲线和供给曲线，进口大国在国际市场上则面临着向上倾斜的出口供给曲线 ES 和向下倾斜的进口需求曲线 ED 。在自由贸易条件下，进口需求曲线与出口供给曲线相交形成均衡的国际价格 P_{w1} 和均衡的贸易量 Q_1 。在没有政策干预时，国内市场价格等于国际市场价格。临时收储政策的实施导致国内价格 P_d 远高于国际价格 P_{w1} ，对国内大豆的需求由 D_1 减少至 D_2 ，同时价格倒挂使大量进口大豆涌入国内市场。大量进口增加了国际市场上的进口总需求，在国际市场上形成了新的拐折的剩余需求曲线 ED' 。此时，国际市场价格由 P_{w1} 上升至 P_{w2} 。同时，国内总供给增加了进口的部分，在国内市场上形成了新的供给曲线 S' ，国内消费者面临的价格下降至 P_{w2} ，国内需求增加至 D_3 。

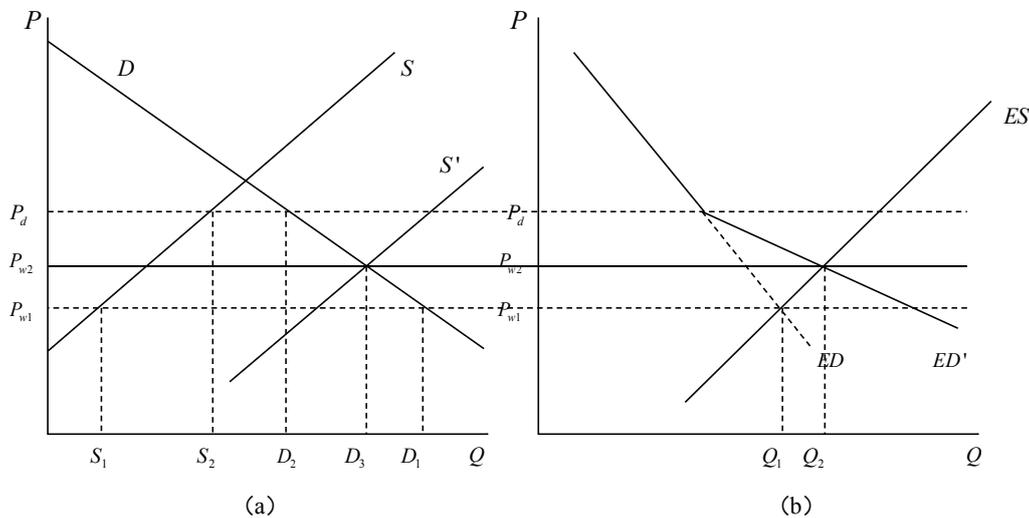


图3 进口贸易大国政策干预对国内外市场的影响

大豆临时收储政策转变为补贴政策后，一方面，国内外价差逐渐缩小，政府对市场的干预程度减弱，释放了市场在配置资源方面的作用，国产大豆的竞争优势逐渐提高，抵消了一部分进口大豆，减弱了对世界剩余需求的影响。另一方面，补贴政策实施以来，中国大豆进口量并没有出现明显下降的趋势，其主要原因是近年来国内对大豆的刚性需求逐渐增加，同时全球大豆产量处于高位，国际市场供给相对宽松。

基于上述分析，本文提出以下假说：

假说1：大豆市场政策干预对大豆国际价格存在影响的前提条件成立，即中国大豆进口量与大豆国际价格之间存在因果关系，中国大豆进口存在“大国效应”。

假说2：大豆市场中的政策干预会通过影响进口量而对大豆国际价格产生影响。

假说3：政策对大豆市场的干预力度越大，其对国际价格的影响就越大，即大豆临时收储政策对国际价格的影响大于大豆补贴政策对国际价格的影响。

此外，为构建合理的计量模型以分析大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响，需要找出其他

影响大豆国际价格的因素作为控制变量。在需求方面，以粮食为原料的生物质能源开发导致粮食需求增加，进而引起粮食国际价格上涨（Tokgoz, 2009）。在供给方面，库存下降导致粮食供给减少，推动了粮食国际价格上涨（Timmer, 2009）；而化肥和石油价格上涨则增加了粮食生产成本（Mitchell, 2008）。此外，货币供应量增加（胡冰川等, 2009）、美元贬值导致了以美元计价的农产品国际价格上涨（Piesse and Thirtle, 2009）。将上述控制变量纳入分析框架，本文提出如下假说：

假说 4：农业生产成本越高，运输成本越高，生物质能源产量越高，货币供应量越大，美元指数越低，库存越少，大豆国际价格越高。

假说 4 虽然不是本文关注的核心内容，但在回归分析中也可以得到检验，它有助于深入理解大豆国际价格变动的原因，为中国根据国际环境制定相应的产业政策提供借鉴。

基于以上理论分析框架，本文的实证分析分为两个部分。首先，对中国大豆进口量与大豆国际价格进行协整和误差修正分析，以检验中国大豆进口是否存在“大国效应”，判断大豆市场政策干预影响国际价格的前提是否存在。其次，通过构建计量模型考察大豆市场政策干预对大豆国际价格是否存在经济学意义上的显著影响，同时比较临时收储政策和补贴政策对大豆国际价格的影响。

四、研究方法 with 数据说明

（一）研究方法

第一步，检验中国大豆进口量变动与大豆国际价格变化之间的因果关系。本文选择月度时间序列数据对中国大豆进口量和大豆国际价格进行协整和误差修正分析。首先，检验两者之间是否存在协整关系。如果协整关系存在，那么两者之间存在长期均衡关系且至少有一组因果关系。其次，使用误差修正模型分析中国大豆进口量和大豆国际价格之间具体的格兰杰因果关系。

误差修正模型设定如下：

$$\Delta p_t = \eta_0 + \eta_1 E_{t-1} + \sum_{i=t-1}^{t-1} \eta_i \Delta p_i + \sum_{j=t-k}^{t-1} \eta_j \Delta x_j + \varepsilon_t^p \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \delta_0 + \delta_1 E_{t-1} + \sum_{i=t-1}^{t-1} \delta_i \Delta p_i + \sum_{j=t-k}^{t-1} \delta_j \Delta x_j + \varepsilon_t^x \quad (2)$$

（1）式和（2）式中， p 和 x 分别表示大豆国际价格和中国大豆进口量， t 表示时期， E_{t-1} 为滞后一期的误差修正项， Δ 表示一阶差分， l 和 k 分别表示滞后阶数， η 和 δ 分别表示待估计参数， ε 为残差项。如果（1）式中的 E_{t-1} 显著，那么中国大豆进口量在长期对大豆国际价格具有格兰杰因果关系；如果（2）式中的 E_{t-1} 显著，那么大豆国际价格在长期对中国大豆进口量具有格兰杰因果关系。如果（1）式中至少有一个 Δx_j 显著，那么中国大豆进口量在短期会影响大豆国际价格；如果（2）式中至少有一个 Δp_i 显著，那么大豆国际价格在短期会影响中国大豆进口量。

第二步，在第一步因果分析的基础上，将大豆国际价格作为被解释变量，在解释变量中加入中国大豆进口量、政策虚拟变量、政策虚拟变量与中国大豆进口量的交互项以及其他需求和供给因素

作为控制变量，则大豆国际价格的决定方程为：

$$P = f(\text{Import}, \text{Dummy}, \text{Inter}, \text{Stock}, \text{Cost}, \text{Biof}, \text{Mon}) \quad (3)$$

(3) 式中， P 表示大豆国际价格， Import 表示中国大豆进口量， Dummy 为不同政策的虚拟变量， Inter 为相应政策虚拟变量与中国大豆进口量的交互项， Stock 表示全球大豆期末库存量， Cost 为成本因素（主要包括国际原油价格和化肥价格）， Biof 表示生物质能源产量， Mon 表示货币因素（主要包括广义货币供应量和美元指数）。本文具体的计量模型为：

$$P_t = \alpha + \beta x_t + \gamma D_t + \sum_j \theta_j D_{jt} x_t + \sum_i \delta_i Z_i + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4) 式中， P_t 为大豆国际价格， x_t 为中国大豆进口量， D_{it} 表示不同政策的虚拟变量， $D_{it} x_t$ 为交互项， Z_i 表示一系列控制变量， α 为常数项， β 、 γ 、 θ_j 和 δ_i 为待估系数， ε_t 为残差项。本文先仅选择中国大豆进口量作为核心解释变量进行回归，再加入虚拟变量及其交互项进行回归。

（二）变量说明与数据来源

本文选取 2000 年 1 月～2018 年 4 月的月度数据进行分析。其中，中国大豆进口量月度数据来源于中华人民共和国海关总署数据库^①；大豆国际价格选择美国 1 号黄大豆离岸价格（FOB），其月度数据来源于联合国粮农组织（FAO）数据库^②；国际原油价格选择欧洲布伦特原油和美国西德克萨斯原油二者现货离岸价格的算术平均值，原油价格和全球生物质能源产量月度数据均来源于美国能源信息管理局（U.S. Energy Information Administration, EIA）数据库^③；化肥价格选择化肥价格指数（以 2010 年作为基期），其月度数据来源于世界银行商品价格数据库（World Bank Commodity Price Database）^④；全球大豆期末库存月度数据来源于美国农业部世界农业供给与需求估计（USDA-World Agricultural Supply and Demand Estimates, WASDE）^⑤；广义货币供应量月度数据来源于美国联邦储备委员会（Board of Governors of the Federal Reserve System）数据库^⑥，且经过了季节调整；美元指数月度数据来源于美国圣路易斯联邦储备银行（Federal Reserve Bank of St. Louis）数据库^⑦。

为消除数据趋势和避免时间序列数据中的异方差问题，本文对所有变量数据进行了取对数处理。各变量的名称、描述性统计分析以及在回归分析中的预期系数符号见表 1。

表 1 各变量含义、描述性统计分析与预期系数符号

^①中华人民共和国海关总署数据库：<http://www.customs.gov.cn>。

^②联合国粮农组织数据库：<http://www.fao.org>。

^③美国能源信息管理局数据库：<http://www.eia.gov>。

^④世界银行商品价格数据库：<http://databank.worldbank.org>。

^⑤美国农业部世界农业供给与需求估计：<https://www.usda.gov/oce/commodity/wasde/>。

^⑥美国联邦储备委员会数据库：<https://www.federalreserve.gov/data.htm>。

^⑦美国圣路易斯联邦储备银行数据库：<https://fred.stlouisfed.org>。

大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响

| 变量名称 | 含义 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 预期系数符号 |
|--------------|------------------------|-----|-------|-------|--------|
| <i>P</i> | 大豆国际价格（单位：美元/吨，取对数） | 220 | 5.813 | 0.375 | — |
| <i>X</i> | 中国大豆进口量（单位：万吨，取对数） | 220 | 5.670 | 0.823 | + |
| <i>Oil</i> | 原油价格（单位：美元/桶，取对数） | 220 | 4.027 | 0.499 | + |
| <i>Biof</i> | 生物质能源产量（单位：百亿 BTU，取对数） | 220 | 5.761 | 0.239 | + |
| <i>Fert</i> | 化肥价格指数（取对数） | 220 | 5.452 | 0.519 | + |
| <i>USD</i> | 美元指数（取对数） | 220 | 4.707 | 0.090 | - |
| <i>M2</i> | 广义货币供应量（单位：10 亿美元，取对数） | 220 | 9.009 | 0.318 | + |
| <i>Stock</i> | 全球大豆期末库存（单位：万吨，取对数） | 220 | 8.569 | 0.406 | - |

序列平稳是时间序列数据回归分析的前提。本文采用 ADF 单位根检验方法对各变量数据序列进行平稳性检验，选择 1% 的显著性水平作为判断标准。从表 2 中的检验结果可以看出，所有变量数据的水平序列均存在单位根，为非平稳序列，而它们的一阶差分序列均通过了平稳性检验，即为平稳序列，可用于做协整分析。

表 2 各变量数据序列平稳性检验结果

| 变量 | 检验形式 | ADF 统计量 | 1%显著性水平的临界值 | MacKinnon 检验 p 值 | 是否平稳 |
|--------------|--------|---------|-------------|------------------|------|
| <i>P</i> | 水平检验 | -1.565 | -3.470 | 0.501 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -10.827 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |
| <i>X</i> | 水平检验 | -3.154 | -3.470 | 0.156 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -16.728 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |
| <i>Oil</i> | 水平检验 | -1.713 | -3.470 | 0.425 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -11.348 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |
| <i>Biof</i> | 水平检验 | -1.768 | -3.470 | 0.397 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -25.061 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |
| <i>Fert</i> | 水平检验 | -1.503 | -3.470 | 0.532 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -6.280 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |
| <i>USD</i> | 水平检验 | -0.936 | -3.470 | 0.776 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -9.715 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |
| <i>M2</i> | 水平检验 | -0.446 | -3.470 | 0.902 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -14.761 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |
| <i>Stock</i> | 水平检验 | -1.785 | -3.470 | 0.388 | 不平稳 |
| | 一阶差分检验 | -14.317 | -3.470 | 0.000 | 平稳 |

五、实证分析结果

(一) 政策干预影响大豆国际价格的前提检验

中国大豆进口量和大豆国际价格均为一阶差分平稳序列，符合进行协整检验的前提条件。在 Johansen 协整检验的结果中，包含常数项与时间趋势项的协整秩迹统计量（trace statistic）和最大特

征值统计量 (max statistic) 在 5% 的显著性水平上拒绝“协整秩为 0”的原假设, 即大豆国际价格与中国大豆进口量之间存在协整关系。

为判断中国大豆进口量和大豆国际价格之间的因果关系, 本文使用 Johansen 的 MLE 方法估计该系统的误差修正模型, 根据 AIC 准则、HQIC 准则和 FPE 准则确定误差修正模型中的滞后期为 3, 估计结果见表 3。2000 年 1 月~2018 年 4 月, 大豆国际价格方程中的误差修正项在 10% 的水平上显著, 说明在两者的长期均衡关系中, 中国大豆进口量的变动会影响大豆国际价格的变动, 中国大豆进口量变动是大豆国际价格变动的格兰杰原因, 中国大豆进口存在“大国效应”, 大豆市场政策干预影响大豆国际价格的前提条件成立, 由此初步证实了假说 1。为进一步分析在政策干预背景下大豆国际价格变动与中国大豆进口量变动之间的因果关系, 本文将时间序列数据划分为无政策干预时期 (2008 年 11 月以前) 和政策干预时期 (2008 年 11 月及以后), 根据 AIC 准则、HQIC 准则和 FPE 准则确定两个时间段误差修正模型中的滞后期分别为 3 和 4。估计结果显示 (见表 3): 在无政策干预时期, 中国大豆进口量变动不是大豆国际价格变动的格兰杰原因; 而在政策干预时期, 大豆国际价格方程中的误差修正项在 1% 的水平上显著, 即中国大豆进口量变动是大豆国际价格变动的格兰杰原因。这从侧面说明, 大豆市场中的政策干预可能是导致中国大豆进口量大幅增加的重要原因。

使用误差修正模型估计滞后项还可以反映出大豆国际价格和中国大豆进口量间的短期相互影响^①。结果表明: 中国大豆进口量明显受自身滞后项的影响, 大豆国际价格对中国大豆进口量的短期影响并不显著。同时, 中国大豆进口量在短期会对大豆国际价格产生一定的影响。

表 3 误差修正模型估计结果

| | 2000 年 1 月~2018 年 4 月 | | 2008 年 11 月以前 | | 2008 年 11 月及以后 | |
|-------|-----------------------|--------------------|-------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|
| | 国际价格方程 | 进口量方程 | 国际价格方程 | 进口量方程 | 国际价格方程 | 进口量方程 |
| 协整向量 | [1, -0.611] | | [1, -0.704] | | [1, -0.811] | |
| 误差修正项 | -0.018* (0.013) | 0.322** (0.079) | -0.028 (0.019) | 0.525*** (0.135) | -0.049*** (-0.020) | -0.184** (-0.083) |

注: **、*、*分别表示估计结果在 1%、5%、10% 的水平上显著, 括号中数字为标准误。

从以上分析可以看出, 在政策干预期间, 中国大豆进口存在“大国效应”, 因此, 政策干预影响大豆国际价格的前提条件是成立的。但是, 上述检验结果仅说明了大豆国际价格与中国大豆进口量之间存在动态相关关系, 并不能说明两者具有经济意义上的因果关系。为此, 下文将进行深入探讨。

(二) 政策干预对大豆国际价格的影响

本文首先使用月度数据对 (4) 式进行 OLS 回归, 继而为验证计量模型设定的合理性, 将各变量的月度数据合并为季度数据进行稳健性检验。

1. 基准回归。本文采用 OLS 法对 (4) 式进行估计, 以验证中国大豆进口量对大豆国际价格的影响, 所得结果见表 4。其中, 回归 (1) 只加入了核心解释变量, 回归 (2) 加入了所有控制变量。

^①限于篇幅, 本文没有报告误差修正模型中滞后项的估计系数, 感兴趣的读者可向本文作者索取。

两个回归均采用 Engle-Granger 两步法进行检验，以排除谬误回归。回归（1）的估计结果显示，中国大豆进口量对大豆国际价格存在显著的正向影响。加入了控制变量后，上述结论依然成立。回归（2）调整后的 R^2 为 0.937，F 值为 447.22，说明模型的拟合程度较好。ADF 统计量为 -5.194，在 1% 显著性水平上小于临界值 -3.470，说明残差序列是平稳的，故不存在谬误回归的问题。从回归（2）的估计结果可以看出，在其他因素不变的情况下，中国大豆进口量每增加 1%，大豆国际价格上升 0.031%。结合前文的协整分析和误差修正分析结果，假说 1 得到了充分证实。

表 4 中国大豆进口量对大豆国际价格影响的估计结果

| | 回归 (1) | | 回归 (2) | |
|--------------|----------|-------|-----------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| <i>X</i> | 0.332*** | 0.021 | 0.031*** | 0.018 |
| <i>Fert</i> | — | — | 0.110*** | 0.030 |
| <i>Oil</i> | — | — | -0.079* | 0.046 |
| <i>Biof</i> | — | — | -0.208** | 0.106 |
| <i>M2</i> | — | — | 1.458*** | 0.106 |
| <i>USD</i> | — | — | -2.744*** | 0.253 |
| <i>Stock</i> | — | — | -0.615*** | 0.046 |
| 常数项 | 3.930*** | 0.121 | 11.608*** | 1.171 |
| 样本量 | 220 | | 220 | |
| 调整 R^2 | 0.529 | | 0.937 | |
| F 值 | 247.03 | | 447.22 | |
| ADF 统计量 | -4.193 | | -5.194 | |
| 1%显著性水平的临界值 | -3.470 | | -3.470 | |

注：***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

回归（3）在回归（2）的基础上加入了政策干预虚拟变量（设定情况见表 5）及其与中国大豆进口量的交互项，以考察 2008 年 11 月以来大豆市场中政策干预对大豆国际价格的影响。回归（4）中加入了大豆临时收储政策虚拟变量及其与中国大豆进口量的交互项，以考察大豆临时收储政策对大豆国际价格的影响。回归（5）中同时加入了大豆临时收储政策和补贴政策虚拟变量及其分别与中国大豆进口量的交互项，以区分不同政策干预对大豆国际价格的影响。所有回归均采用 Engle-Granger 两步法进行了检验，以排除谬误回归，回归结果见表 6。

回归（3）、回归（4）和回归（5）的拟合优度均较高，残差序列均通过了 ADF 单位根检验，故不存在谬误回归的问题。回归（3）的结果显示，在没有临时收储和补贴政策干预的时间段内，中国大豆进口量在 10%的水平上显著，回归系数为 0.019，与回归（2）的结果吻合。2008 年 11 月国家对大豆市场实行政策干预以来，政策干预虚拟变量与中国大豆进口量的交互项在 1%的水平上显著，回归系数为 0.097，表明中国每增加 1%的大豆进口量，大豆国际价格平均上升 0.116%（0.097+0.019）。这个数值远大于回归（2）中的 0.031%，说明大豆市场中的政策干预会通过影响大

豆进口量而对国际价格产生影响，假说 2 得到了证实。这一结论表明：虽然国家对大豆市场进行政策干预的目的是稳定国内价格和提高农民收入，但对于中国这样一个贸易大国而言，稳定国内价格的作用可能会被增大的国际价格波动所抵消，因为政策干预会通过影响贸易量而增大国际市场波动，从而间接对国内市场造成不利影响。

在回归（4）和回归（5）中，临时收储政策与中国大豆进口量交互项均在 1% 的显著性水平上显著，且两者的估计系数相差不大。回归（5）的结果表明，在实行临时收储政策的时间段中，中国每增加 1% 的大豆进口量，大豆国际价格平均上升 0.168% (0.152+0.016)。同时，补贴政策虚拟变量与中国大豆进口量交互项在 10% 的显著性水平上显著，估计系数为 0.028，说明在实行补贴政策的时间段中，中国每增加 1% 的大豆进口量，大豆国际价格平均上升 0.044% (0.028+0.016)，由此可以看出，补贴政策通过影响进口对大豆国际价格的影响程度远低于临时收储政策的影响程度。相比于补贴政策，临时收储政策对大豆市场的干预程度更强，会在更大程度上通过国际贸易影响世界范围内的剩余需求，从而对大豆国际价格产生更大的影响。因此，假说 3 得到了证实，即中国作为一个大豆进口大国，政策对大豆市场的干预程度越强，对大豆国际价格的影响就越大。

其他控制变量的估计结果虽然不是本文关注的核心内容，但也有助于全面了解大豆国际价格变动的原因。大部分控制变量估计结果显著，并且估计系数的符号与经济理论预期相符，由此证实了假说 4 的部分内容。其中，化肥价格指数和广义货币供应量对大豆国际价格均有显著的正向影响，美元指数和大豆期末库存对大豆国际价格有显著的负向影响。原油价格和生物质能源产量的系数符号同预期相反。主要原因是，本文采用的大豆国际价格数据为大豆离岸（FOB）价格，不涉及大豆的运输成本；同时，目前生物质能源以乙醇为主，而乙醇的生产更多地是以玉米等粮食作物为原料。

从以上三个回归的结果看，各控制变量的估计系数均在较小范围内变化，增加变量没有对估计结果产生重大影响，从而间接证明本文的估计结果是准确可靠的。

表 5 大豆市场政策干预虚拟变量的设置情况

| 时间段 | 大豆市场政策干预 | 政策干预 (<i>Policy</i>) | 临时收储政策 (<i>Temp</i>) | 补贴政策 (<i>Sub</i>) |
|------------------------|----------|---------------------------|---------------------------|------------------------|
| 2000 年 1 月~2008 年 10 月 | 无 | 0 | 0 | 0 |
| 2008 年 11 月~2014 年 5 月 | 临时收储政策 | 1 | 1 | 0 |
| 2014 年 6 月~2018 年 4 月 | 补贴政策 | 1 | 0 | 1 |

表 6 不同政策干预对大豆国际价格影响的估计结果

| | 回归（3） | | 回归（4） | | 回归（5） | |
|-------------|-----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| <i>X</i> | 0.019* | 0.017 | 0.019* | 0.017 | 0.016* | 0.018 |
| <i>Fert</i> | 0.125*** | 0.032 | 0.136*** | 0.031 | 0.134*** | 0.031 |
| <i>Oil</i> | -0.088* | 0.049 | -0.104** | 0.047 | -0.121** | 0.050 |
| <i>Biof</i> | -0.311*** | 0.131 | -0.269** | 0.106 | -0.195* | 0.140 |
| <i>M2</i> | 1.451*** | 0.112 | 1.471*** | 0.106 | 1.512*** | 0.114 |

大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响

| | | | | | | |
|--------------------------|-----------|-------|-----------|-------|-----------|-------|
| <i>USD</i> | -2.898*** | 0.278 | -2.707*** | 0.282 | -2.682*** | 0.289 |
| <i>Stock</i> | -0.609*** | 0.048 | -0.584*** | 0.049 | -0.579*** | 0.049 |
| <i>Policy</i> | -0.566 | 0.269 | — | — | — | — |
| <i>Policy</i> · <i>X</i> | 0.097*** | 0.047 | — | — | — | — |
| <i>Temp</i> | — | — | -0.940 | 0.298 | -0.872 | 0.317 |
| <i>Temp</i> · <i>X</i> | — | — | 0.158*** | 0.049 | 0.152*** | 0.054 |
| <i>Sub</i> | — | — | — | — | -0.247 | 0.419 |
| <i>Sub</i> · <i>X</i> | — | — | — | — | 0.028* | 0.067 |
| 常数项 | 12.939*** | 1.324 | 11.418*** | 1.283 | 10.582*** | 1.655 |
| 样本量 | 220 | | 220 | | 220 | |
| 调整 R ² | 0.935 | | 0.937 | | 0.937 | |
| F 值 | 352.33 | | 364.19 | | 297.00 | |
| ADF 统计量 | -5.491 | | -5.579 | | -5.470 | |
| 1%显著性水平的临界值 | -3.470 | | -3.470 | | -3.470 | |

注：***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

2. 稳健性检验。以上分析已表明，中国对大豆市场实施政策干预将通过影响大豆进口而对大豆国际价格产生影响。接下来本文将进行稳健性检验，以证明模型设定的合理性和估计结果的可靠性。

将各个变量的月度数据合并为季度数据，在小样本的条件下考察政策干预对大豆国际价格的影响，回归结果如表 7 所示^①。回归（6）、回归（7）和回归（8）中，残差序列均通过了平稳性检验，排除了谬误回归。中国大豆进口量的估计系数仍然为正，但不显著。可能的原因是，合并数据造成了信息损失，小样本回归带来了一定的误差。政策干预虚拟变量与中国大豆进口量的交互项、补贴政策虚拟变量与中国大豆进口量的交互项均在 10%的水平上显著，临时收储政策虚拟变量与中国大豆进口量的交互项在 5%的水平上显著，且系数估计值与基准回归中的系数估计值相比变化幅度较小。总体来看，基于季度数据的回归结果表明，本文模型设定是合理的，大豆市场中政策干预会通过影响中国大豆进口量而对大豆国际价格产生正向影响，而且对市场干预程度更大的临时收储政策对大豆国际价格的影响更大。

表 7 基于季度数据的回归结果

| | 回归（6） | | 回归（7） | | 回归（8） | |
|--------------------------|-------|-------|--------|-------|---------|-------|
| | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 | 系数 | 标准误 |
| <i>X</i> | 0.025 | 0.039 | 0.016 | 0.040 | 0.021 | 0.040 |
| <i>Policy</i> · <i>X</i> | — | — | 0.145* | 0.111 | — | — |
| <i>Temp</i> · <i>X</i> | — | — | — | — | 0.243** | 0.128 |
| <i>Sub</i> · <i>X</i> | — | — | — | — | 0.034* | 0.167 |
| 样本量 | 73 | | 73 | | 73 | |

^①限于篇幅，本文只报告了核心变量的估计结果，感兴趣的读者可向本文作者索取剩余部分。

大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响

| | | | |
|--------------------|--------|--------|--------|
| 调整后 R ² | 0.945 | 0.945 | 0.945 |
| F 统计量 | 176.86 | 137.21 | 112.97 |
| ADF 统计量 | -4.358 | -4.502 | -4.488 |
| 1%显著性水平临界值 | -3.549 | -3.549 | -3.549 |

注：***、**、*分别表示估计结果在 1%、5%、10%的水平上显著。

六、结论与启示

本文利用月度时间序列数据，分析了大豆市场中政策干预对大豆国际价格的影响机制和影响程度。协整分析和误差修正分析的结果显示，中国大豆进口量与大豆国际价格之间存在长期均衡关系，中国大豆进口存在“大国效应”，大豆市场政策干预影响大豆国际价格的前提条件成立。在此基础上，本文进行了实证分析，构建了大豆市场政策干预通过大豆国际贸易影响大豆国际价格的回归方程。估计结果显示，在控制了一系列变量之后，中国大豆进口量对大豆国际价格有显著的正向影响。作为大豆进口大国，中国大豆市场的政策干预会通过影响中国大豆进口量而对大豆国际价格造成正向影响，且政策干预力度越大，对大豆国际价格的影响越大。这具体表现为 2008 年 11 月国家对大豆市场实行政策干预后，大豆进口量每增加 1%，大豆国际价格平均上升 0.116%，远大于没有政策干预时期中国大豆进口量对大豆国际价格的影响。在临时收储政策实施时期，中国大豆进口量每增加 1%，大豆国际价格平均上升 0.168%；而在补贴政策实施时期，中国大豆进口量每增加 1%，大豆国际价格平均上升 0.044%。进一步，本文利用季度数据，在小样本条件下考察了大豆市场政策干预对大豆国际价格的影响，所得结论依然成立。

本文为农产品市场中政策干预研究提供了一个全新视角。中国作为一个粮食贸易大国，对国内市场的政策干预会在很大程度上通过国际贸易对国际市场造成影响，因此，大豆市场政策干预在稳定国内价格方面的作用很可能被增大的国际价格波动所抵消，并间接对国内市场造成不利影响。因此，未来应重视国内政策干预对国际市场的影响，适当减小政府对农产品市场的干预力度，同时逐步完善市场价格运行机制，充分发挥市场在配置资源中的基础性作用。此外，对中国大豆产业来说，未来大量进口是长期存在的，因此，应注意国际因素对大豆国际价格的影响，加强对国际市场的监控，有效利用国际国内两个市场、两种资源，选择适当的时机进行贸易。

参考文献

- 1.程国强，2016：《我国粮价政策改革的逻辑与思路》，《农业经济问题》第 2 期。
- 2.胡冰川，2015：《中国农产品市场分析与政策评价》，《中国农村经济》第 4 期。
- 3.胡冰川、徐枫、董晓霞，2009：《国际农产品价格波动因素分析——基于时间序列的经济计量模型》，《中国农村经济》第 7 期。
- 4.黄季焜，2018：《农业供给侧结构性改革的关键问题：政府职能和市场作用》，《中国农村经济》第 2 期。
- 5.黄季焜、杨军、仇焕广、徐志刚，2009：《本轮粮食价格的大起大落：主要原因及未来走势》，《管理世界》第 1 期。

6. 蒋和平, 2018: 《粮食政策实施及其效应波及: 2013~2017年》, 《改革》第2期。
7. 孙林, 2011: 《粮食主产国出口限制是否推动了国际粮食价格上涨? ——以大米为例的实证分析》, 《中国农村经济》第9期。
8. 谭砚文、杨重玉、陈丁薇、张培君, 2014: 《中国粮食市场调控政策的实施绩效与评价》, 《农业经济问题》第5期。
9. 王大为、蒋和平, 2017: 《基于农业供给侧结构改革下对我国粮食安全的若干思考》, 《经济学家》第6期。
10. 钟甫宁, 2011: 《粮食储备和价格控制能否稳定粮食市场? ——世界粮食危机的若干启示》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期。
11. Guerreiro, D., 2014, “On the Impact of US Subsidies on World Cotton Prices: A Meta-analysis Approach”, *The Journal of International Trade & Economic Development*, 23(1): 78-96.
12. Heckscher, E. F., and B. G. Ohlin, 1991, *Heckscher-Ohlin Trade Theory*, Cambridge, MA: The MIT Press.
13. Houck, J. P., 1992, *Elements of Agricultural Trade Policies*, Prospect Heights, IL: Waveland Press.
14. Johnson, D. G., 1975, “World Agriculture, Commodity Policy, and Price Variability”, *American Journal of Agricultural Economics*, 57(5): 823-828.
15. Koo, W. W., and P. L. Kennedy, 2005, *International Trade and Agriculture*, Hoboken, New Jersey: Blackwell Publishing.
16. Koo, W. W., and P. L. Kennedy, 2006, “The Impact of Agricultural Subsidies on Global Welfare”, *American Journal of Agricultural Economics*, 88(5): 1219-1226.
17. Krugman, P. R., 2008, *International Economics: Theory and Policy*, New York: Pearson Education.
18. Martin, W., and K. Anderson, 2011, “Export Restrictions and Price Insulation during Commodity Price Booms”, *American Journal of Agricultural Economics*, 94(2): 422-427.
19. Miranda, M. J., and P. G. Helmberger, 1988, “The Effects of Commodity Price Stabilization Programs”, *The American Economic Review*, 78(1): 46-58.
20. Mitchell, D., 2008, *A Note on Rising Food Prices*, Washington, DC: World Bank.
21. Newbery, D. M. G., and J. E. Stiglitz, 1984, “Pareto Inferior Trade”, *Review of Economic Studies*, 51(1): 1-12.
22. Piesse, J., and C. Thirtle, 2009, “Three Bubbles and a Panic: An Explanatory Review of Recent Food Commodity Price Events”, *Food Policy*, 34(2): 119-129.
23. Sarris, A. H., and J. Freebairn, 1983, “Endogenous Price Policies and International Wheat Prices”, *American Journal of Agricultural Economics*, 65(2): 214-224.
24. Schmitz, A., F. Rossi, and T. G. Schmitz, 2007, “US Cotton Subsidies: Drawing a Fine Line on the Degree of Decoupling”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 39(1): 135-149.
25. Sumner, D. A., 2005, *Boxed in: Conflicts between US Farm Policies and WTO Obligations*, Washington: Cato Institute.
26. Thompson, S. R., R. Herrmann, and W. Gohout, 2000, “Agricultural Market Liberalization and Instability of Domestic Agricultural Markets: The Case of the CAP”, *American Journal of Agricultural Economics*, 82(3): 718-726.

27. Timmer, C. P., 2009, "Rice Price Formation in the Short Run and the Long Run: The Role of Market Structure in Explaining Volatility", Center for Global Development Working Paper 172, <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.553.6389&rep=rep1&type=pdf>.

28. Tokgoz, S., 2009, "Impact of Energy Markets on the EU Agricultural Sector", CARD of Iowa State University Working Paper 485, http://lib.dr.iastate.edu/card_workingpapers/537.

29. Traore, F., 2011, "The Impact of the United States Subsidies on World Cotton Price: Evidence from ARDL Bounds Tests", *Applied Economics*, 43(28): 4193-4201.

(作者单位: ¹浙江大学中国农村发展研究院;

²浙江大学管理学院;

³浙江大学公共管理学院)

(责任编辑: 云 音)

The Effects of Market Intervention in the Soybean Market on the International Price of Soybeans

Wang Wenting WeiLongbao Wang Qianqian

Abstract: This article analyzes the impacts of China's market intervention in the soybean market on the international price of soybeans using time series data from January 2000 to April 2018, and compares the influence of different policies with different extents of intervention. The study shows that there is a "big country effect" in China's soybean import, and that market intervention will exert influence on international price through international trade. The international price will rise by an average of 0.116% for every 1% increase in soybean imports in China since the implementation of market intervention in November 2008. Meanwhile, the analysis demonstrates that the higher the degree of intervention to the domestic market, the greater the impact on the international price. The impact of the temporary purchasing and storage policy is more significant than the subsidy policy. For a large trading country, agricultural market intervention will increase the volatility of the international price by affecting the trade volume. The stabilization effect of domestic intervention is likely to be offset by the increased fluctuations of international price. In the future, more importance should be attached to the impacts of agricultural market intervention on the international market. China should reduce the degree of market intervention and improve the market-oriented mechanism of price formation.

Key Words: Soybean Market; Policy Intervention; International Price; Large Trading Country