

基于海外耕地投资的 国内国际粮食价格联动效应分析

柯善淦¹ 卢新海^{1,2} 葛 堃¹ 李慧芳¹

摘要：本文采用2000~2016年国内和国际小麦、玉米、大豆、稻谷的月平均价格和海外耕地规模数据，分别建立一致门槛自回归模型、非对称误差修正模型，以分析国内与国际粮食价格的联动效应及其非对称性，并分析海外耕地投资对该联动效应的非对称性的影响。研究表明：小麦、玉米、大豆、稻谷国内价格与国际价格之间存在显著的联动效应，且国内国际两个市场各类粮食价格的联动效应具有非对称性，国内粮食价格对国际粮食价格上涨的反应更灵敏；在引入海外耕地投资的背景下，海外耕地规模对国内与国际粮食价格的联动效应具有显著的缓冲作用。因此，充分利用国内与国际粮食价格的联动效应，积极参与海外耕地投资，是中国保障粮食安全的重要手段。

关键词：海外耕地投资 国际粮食价格 国内粮食价格 联动效应

中图分类号: F329.9 文献标识码: A

一、引言

“一带一路”倡议包括发展战略对接、政策协调、基础设施建设、经济贸易合作、文化交流、金融合作等方面的内容。其中，农业是一个非常重要的领域。海外耕地投资是中国对外农业合作的重要方式。自2000年特别是2006年下半年以来，中国同其他国家一样出现了粮食等食品价格的持续上涨，食品价格上涨显著推高了消费物价指数，引起了国内外广泛关注（黄季焜等，2009）。伴随着粮食价格快速、大幅度上涨，即便是粮食净出口国的美国，也开始担心粮食价格持续上涨给消费者带来负面影响。不过，总体而言，粮食价格上涨对发展中国家的负面影响更为显著（Rosegrant, 2008; David, 2008）。尽管近年来中国粮食产量连续增长，粮食存储比较充足，一定程度上减缓了国际粮食价格对国内粮食市场的大幅影响，但在国内外粮食市场日益交融的背景下，国内与国际粮食价格存在一定的联动性，即国内粮食价格与国际粮食价格相互传导。

以玉米为例，与2000年1月相比，2017年3月，国内玉米平均销售价格（美元/吨）上涨了98.04%^①；

^①根据中国国家统计局农村社会经济调查司（<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=A01>）、中华粮网（<http://datacenter.cngrain.com/IndexByClass.aspx?Id=129>）的数据计算得到。

而根据联合国粮食和农业组织（FAO）的全球信息和预警系统（Global Information and Early Warning System, GIEWS）发布的数据，同期国际市场玉米平均离岸价格上涨85.09%^①。同时，2000年1月～2017年1月，国内玉米价格曲线与国际玉米价格曲线表现出很强的趋同性（见图1）。这也说明国内粮食价格与国际粮食价格之间可能存在联动效应，即国内粮食价格与国际粮食价格存在关联性，在图1中表现为两种价格曲线具有类似的变化特征。



图1 2000年1月～2017年1月国内与国际玉米价格变化趋势

作为国际粮食市场供应的重要组成部分，海外耕地生产的粮食会影响国际粮食价格。根据土地矩阵（Land Matrix，全球权威的海外耕地投资研究机构）、FAO等国际机构和组织共同发布和整理的数据库，截止到2016年12月，全球已投产的涉粮海外耕地规模为4906万公顷，约为全球耕地总面积的0.27%^②。据土地矩阵统计，2000年，中国新增涉及粮食生产的海外耕地规模为7.96万公顷，此后呈现喷趋势；2000年，中国新增涉及粮食生产的海外耕地规模超过了200万公顷；截止到2016年12月，中国海外耕地规模累计达到914.72万公顷。按照2016年中国国家统计局发布的全国粮食单位面积产量5452.1公斤/公顷的标准^③计算，2016年，中国海外耕地生产的粮食产量最高达4987.49万吨^④，大约相当于2016年中国粮食总产量的8.09%^⑤。

在中国粮食进口贸易中，无法辨识所进口的粮食是否产自海外耕地，本文无法确切获得海外耕

^①根据 FAO 的全球信息和预警系统粮食价格监测工具（GIEWS FPMA Tool）整理获得，参见 <http://www.fao.org/giews/food-prices/tool/public/>。

^②根据 Land Matrix 公布的全球海外耕地投资案例相关数据整理后获得，参见 <http://landmatrix.org/en/get-the-idea/global-map-investments/>。下文涉及海外耕地的数据均与此来源相同。

^③《国家统计局关于 2016 年粮食产量的公告》，参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201612/t20161208_1439012.html。

^④考虑到涉粮耕地投资项目存在转换用途、当地自然条件差异等因素，实际产量应当低于此估计值。

^⑤根据中国国家统计局公布的中国粮食平均产量和中国海外耕地投资涉粮耕地面积获得，参见 http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201612/t20161208_1439012.html。

地生产的粮食进入国内市场的数量。因此，根据数据的可得性和相关性，本文采用海外涉粮耕地规模来替代海外耕地的粮食产量。海外耕地生产的粮食进入国内市场或者国际市场，都会直接或者间接影响国内和国际粮食价格，理论上讲会对国内外粮食价格的联动效应产生影响。而且经验研究表明，价格的联动效应往往具备非对称性（肖小勇，2016；欧阳敏华、雷钦礼，2013）。因此，本文的研究目的在于探究海外耕地投资背景下，国内主要粮食价格与国际主要粮食价格之间的联动效应以及联动效应是否存在非对称性。如果该联动效应存在非对称性，本文将进一步探究海外耕地投资是否会对这种联动效应的非对称性产生显著影响。需要说明的是，本文研究立足于国内粮食市场，价格的联动效应在本文中仅指国际粮食价格对国内粮食价格的影响，国内粮食价格对国际粮食价格的影响不在本文论述范围之内。

二、理论框架和理论假说

（一）国际粮食价格对国内粮食价格的影响

国际粮食价格对国内粮食价格的影响可以从市场整合、异地套利、替代效应等角度进行理解。

1. 市场整合。近年来，国际农产品市场同中国农产品市场之间的整合关系逐步增强，这种整合关系不仅体现在整体的食品价格指数上，还体现在重要的单种农产品价格指数上。假定农产品市场呈现出完全竞争的市场结构，如果两个市场之间完全整合，则两个市场上农产品价格的差额应该固定等于两个市场之间的运输成本。于是，一个市场上的价格将完全传导至另一个市场（周章跃、万广华，1999）。而如果两个市场上的价格不存在联动效应，则这两个市场之间不存在整合关系。研究表明，各种农产品的国内外价格之间存在协整关系，即国内外农产品市场具有长期的整合关系（周跃章、万广华，1999；孙韦，2009；肖小勇等，2014；王孝松、谢申祥，2012；樊琦、祁华清，2015）。同时，由于农产品贸易并非处在自由贸易的“真空”当中，市场距离、贸易壁垒的广泛存在以及生产、运输、交割等过程中的时滞，都要求假定当期国内粮食价格受滞后的国际粮食价格影响（王孝松、谢申祥，2012；王淑艳，2013）。

2. 异地套利。学者们普遍认为，导致同一种粮食不同市场价格之间产生联动效应的主要原因是贸易因素（张巨永等，1999；丁守海，2009），其内置机制是异地套利。当国际市场上某一种粮食价格上涨或下跌时，通过进口渠道，国际粮食价格将会带动国内市场上该种粮食价格的上涨或下跌。比如，当国际稻谷价格上涨时，如果国内稻谷价格不变，贸易商会把更多的稻谷调运到国际市场上，并导致国内供给减少，迫使国内稻谷价格也上涨。

3. 替代效应。不同市场的粮食价格的联动效应也可能通过不同粮食之间的替代效应来实现（丁守海，2009）。例如，由于某种原因，国际稻谷价格暴涨，那么国际市场上会出现小麦对稻谷的替代，这将使得国际小麦价格也上涨。而国际小麦价格的上涨很可能通过进口渠道带动国内小麦价格上涨。

有研究表明，国际农产品价格对国内农产品价格的传导表现出“非对称性”（赵涤非等，2016；杨茜、武舜臣，2015；欧阳敏华、雷钦礼，2013；肖小勇、章胜勇，2016）。农产品价格的传导整体具有非对称性，有三种表现形式：①依据价格上涨和下跌的不同反应划分为正的（非）对称性和

负的（非）对称性；②价格变化速度和幅度的非对称性；③国际空间传导和国内垂直传导的非对称性（杨茜、武舜臣，2015）。

根据以上分析，本文提出如下假说：

H1：国内主要粮食价格与国际主要粮食价格之间存在联动效应，且这种联动效应具有非对称性。

（二）海外耕地投资对国内外粮食价格联动效应的影响

粮食价格与粮食安全密切相关。研究表明，当中国在海外投资的耕地所生产的粮食有超过75.3%进入国内市场时，海外耕地投资将对中国粮食安全产生显著影响（卢新海、柯善淦，2017）。海外耕地投资能够通过增加粮食供给对国内外粮食价格联动效应产生影响。

投资国通过租赁、优惠经营、购买等方式获取东道国的耕地（卢新海、韩璟，2014），通过提高耕地的质量和数量来增加全球粮食供给。当前海外耕地投资的区域多分布于亚洲、非洲、拉丁美洲的不发达国家（韩璟，2014；卢新海、韩璟，2017），此类国家大多农业基础薄弱。而来自投资国的企业或者机构拥有土地利用技术、粮食生产技术和资金优势，有利于改善东道国原有耕地的粮食生产条件，显著增加粮食产量。投资者通过新开发、整理、复垦将东道国原有的荒地、山地、沼泽等土地转化为耕地，增加了用于生产粮食的耕地面积，从而有效增加了东道国的粮食供给（卢新海、韩璟，2014）。当东道国粮食供给增加时，海外耕地投资会通过贸易机制对投资国国内粮食价格与国际粮食价格的联动效应产生影响。即国际粮食市场价格上涨或下跌通过国际贸易传导到投资国国内粮食市场，引起投资国国内粮食价格上涨或下跌，从而实现国内与国际粮食价格的联动。此外，海外耕地生产的粮食进入投资国国内市场和国际市场在数量、方式及时间上的差异，会导致国内与国际粮食价格的敏感性和反应时间存在差异，最终也可能对国内与国际粮食价格的联动效应产生影响。

根据以上分析，本文提出如下假说：

H2：海外耕地投资对中国国内粮食价格与国际粮食价格的联动效应产生影响。

三、经验模型设定

针对上文提出的研究假说，本文着眼于检验国内与国际粮食价格之间是否存在联动效应，并进一步检验国内与国际粮食价格的联动效应是否存在非对称性；在此基础上检验海外耕地投资是否会对国内与国际粮食价格联动效应及其非对称性产生显著影响。本文模型设定的思路为：首先，通过门槛自回归（TAR）模型检验国内与国际粮食价格之间是否存在联动效应；其次，通过滞后残差项的回归系数分析该联动效应是否存在非对称性，如果存在非对称性，则运用非对称误差修正模型（APT-ECM）进一步探讨国内与国际粮食价格的联动效应及其非对称性规律；最后，在此基础上引入海外耕地投资变量，并比较引入该变量前后价格变量系数和显著程度上的差异，以揭示海外耕地投资对国内与国际粮食价格的联动效应及其非对称性的影响。

1. 门槛自回归模型。门槛自回归模型是研究价格非对称性波动的主流方法（董晓霞，2015），它通过对时间序列长期均衡关系的回归残差进行自相关检验，来判断时间序列间的联动效应是对称性的还是非对称性的。2001年12月，中国正式加入世界贸易组织（WTO），关税、配额等市场准入条

件以及汇率制度等发生变化,这可能对国内与国际粮食价格的联动效应产生影响。因此,本文将“是否加入世界贸易组织”设置为虚拟变量 (wto),以控制国际贸易环境变化对国内与国际粮食价格联动效应的影响。模型的表达式为:

$$food_dprice_t = \alpha_0 + \alpha_1 food_iprice_t + \alpha_2 ofi_t + \phi wto_t + \mu_t \quad (1)$$

$$\Delta\mu_t = \rho_1 I_t \mu_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta\mu_t = \rho_1 I_t \mu_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \gamma_i \Delta\mu_{t-i} + \alpha ofi_t + \phi wto_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式中:

$$I_t = \begin{cases} 1, & \text{如果 } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \text{如果 } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4)$$

(1) 式反映了国内主要粮食价格与国际主要粮食价格之间的长期均衡关系。其中, $food_dprice_t$ 表示国内粮食价格,包括小麦国内价格 (wdp)、玉米国内价格 (mdp)、大豆国内价格 (sdp)、稻谷国内价格 (rdp); $food_iprice_t$ 表示小麦、玉米、大豆、稻谷的国际价格,依次表示为 wip 、 mip 、 sip 、 rip ; ofi 表示中国海外耕地规模; μ_t 是残差项; α_0 是常数项, α_1 、 α_2 为待估系数。(2) 式和 (3) 式分别为根据 (1) 式的残差项建立的 (一致) 门槛自回归模型和 (一致) 动量门槛自回归模型表达式, μ_t 为平稳序列,是构建 (2) 式和 (3) 式的必要条件。(2) 式中, I_t 表示指示性函数; (3) 式中, I_t 的取值与 (2) 式相同,但其在两个方程中的表达是不一致的。 τ 表示门限值。当 $\tau = 0$ 时, (2) 式和 (3) 式分别称为门槛自回归 (TAR) 模型和动量门槛自回归 (MTAR) 模型; 当 $\tau \neq 0$ 时, (2) 式和 (3) 式分别称为一致门槛自回归 (C-TAR) 模型和一致动量门槛自回归 (C-MTAR) 模型。 q 表示残差项 q 期滞后,滞后期根据 AIC 确定。 μ_{t-1} 是滞后一期的残差项。 ρ_1 、 ρ_2 、 γ_i 是待估系数,其中,滞后一期残差项 μ_{t-1} 的回归系数 ρ_1 、 ρ_2 为判断国内粮食价格和国际粮食价格之间是否存在联动效应的关键。如果 $\rho_1 \neq \rho_2 \neq 0$,则两个价格序列之间存在协整关系,即国内和国际粮食价格之间存在联动效应;如果 $\rho_1 = \rho_2$,则国内与国际粮食价格的联动效应是非对称的。 wto 为虚拟变量,2000年1月~2001年12月取值为0,2002年1月~2016年12月取值为1。 ε_t 为误差项。

2.非对称误差修正模型。如果国内与国际粮食价格之间存在联动效应,且这种联动效应具有非对称性,则本文进一步构建非对称误差修正模型来分析国际粮食价格上涨和下跌分别对国内粮食价格的冲击及其差异。非对称误差修正模型在国外农产品价格非对称传导研究中被广泛采用,并且被证实是非常有效的研究方法(参见Reziti, 2008)。基于非对称误差修正模型构建的基本原理,国内与国际粮食价格的联动效应可以表述为:

$$\Delta food_dprice_t = \gamma_0 + \sum_{i=0}^j (\alpha_i^+ \Delta food_iprice_{t-i}^+ + \alpha_i^- \Delta food_iprice_{t-i}^-) + \sum_{i=1}^j (\beta_i^+ \Delta food_dprice_{t-i}^+ + \beta_i^- \Delta food_dprice_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^j (\chi_i^+ \Delta ofi_{t-i}^+ + \chi_i^- \Delta ofi_{t-i}^-) + \delta_1^+ ETC_{t-1}^+ + \delta_1^- ETC_{t-1}^- + \phi wto + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta food_dprice_t = food_dprice_t - food_dprice_{t-1} \quad (6)$$

$$\Delta food_iprice_t = food_iprice_t - food_iprice_{t-1} \quad (7)$$

(5)~(7) 式中, $\Delta food_iprice_t^+$ 、 $\Delta food_iprice_t^-$ 分别表示国际粮食价格的上涨和下跌; $\Delta food_dprice_t^+$ 、 $\Delta food_dprice_t^-$ 分别表示国内粮食价格的上涨和下跌; ETC_{t-1}^+ 、 ETC_{t-1}^- 分别为国内和国际粮食价格上涨、下跌的非对称误差修正项, 通过计算指示性函数 I_t 与 (1) 式 OLS 回归残差项的乘积得到, δ_1^+ 、 δ_1^- 分别表示正向、负向系数, 如果这两个系数的绝对值不相等, 则国内与国际粮食价格的联动效应存在非对称性; 指示性函数 I_t 的含义与 (4) 式相同; γ_0 为常数项, j 为滞后期数, α_i^+ 、 α_i^- 、 β_i^+ 、 β_i^- 、 χ_i^+ 、 χ_i^- 、 δ_1^+ 、 δ_1^- 为待估系数。

四、国内与国际粮食价格的联动效应的检验

(一) 变量描述与数据处理

本文中, 国内主要粮食价格的数据选取2000年1月~2016年12月小麦、玉米、大豆、稻谷的每月平均价格^①。国际主要粮食价格的数据选取联合国粮农组织、GIEWS发布的世界主要粮食出口口岸2000年1月~2016年12月小麦、玉米、大豆、稻谷的月平均离岸价格。海外耕地规模根据对土地矩阵发布的全球海外耕地投资案例进行整理、计算而获得。在处理中国海外耕地投资案例的投产时间时, 因部分案例的投产时间仅有年份信息, 本文根据相关机构的公开信息, 对这些案例投产的月份进行了补充; 对于无法确定投产月份的案例, 本文统一将投产月份定为当年7月, 以减少误差。在此基础上, 本文以2000年1月为基期, 分别计算了2000年1月~2016年12月各月份中国海外耕地规模, 并对月度数据进行了累加, 以获取当月处于生产状态的耕地规模。主要变量的描述性统计如表1所示。

变量	观测值数	最小值	最大值	平均值	标准差
国内小麦月度价格 (wdp)	204	125.37	416.92	253.52	97.31
国内玉米月度价格 (mdp)	204	110.48	416.64	234.65	93.48
国内大豆月度价格 (sdp)	204	231.09	788.78	497.00	178.72
国内稻谷月度价格 (rdp)	204	113.49	435.83	264.18	114.31
国际小麦月度价格 (wip)	204	111.34	447.27	211.17	75.29

^①国内小麦、玉米、大豆、稻谷的月平均价格来源于中华粮网数据中心, 参见 <http://datacenter.cngrain.com/IndexByClass.aspx?Id=129>。

基于海外耕地投资的国内国际粮食价格联动效应分析

国际玉米月度价格 (<i>mip</i>)	204	76.97	313.72	166.30	66.11
国际大豆月度价格 (<i>sip</i>)	204	259.50	1190.25	600.89	220.52
国际稻谷月度价格 (<i>rip</i>)	204	160.67	899.32	347.74	138.81
中国海外耕地规模 (对数) (<i>ofi</i>)	204	5.05	6.96	6.51	0.46

注：①海外耕地规模数值较大，取对数便于计算，且不会改变数据的性质和线性关系；②粮食价格变量的单位均为美元/吨，海外耕地规模原始数据的单位为公顷。

应用Eviews软件对4种粮食国内、国际月平均价格的时间序列进行单位根(ADF)检验，以检验其水平序列和一阶差分序列是否平稳。根据ADF检验结果，2000年1月~2016年12月小麦、玉米、大豆、稻谷国内、国际月平均价格以及海外耕地规模的水平序列均不平稳，其一阶差分序列均平稳(见表2)。

表2 主要变量单位根检验结果

变量	ADF 统计量	p 值	结论	变量	ADF 统计量	p 值	结论
<i>wdp</i>	-0.6707	0.8503	不平稳	<i>dwdp</i>	-9.1741	0.0000	平稳
<i>mdp</i>	-1.4011	0.5812	不平稳	<i>dmdp</i>	-8.0914	0.0000	平稳
<i>sdp</i>	-1.4415	0.5612	不平稳	<i>dsdp</i>	-9.4679	0.0000	平稳
<i>rdp</i>	-0.7853	0.8207	不平稳	<i>drdp</i>	-11.0243	0.0000	平稳
<i>wip</i>	-2.4568	0.1277	不平稳	<i>dwip</i>	-8.4427	0.0000	平稳
<i>mip</i>	-1.8521	0.3555	不平稳	<i>dmip</i>	-10.3229	0.0000	平稳
<i>sip</i>	-1.8439	0.3585	不平稳	<i>dsip</i>	-10.0492	0.0000	平稳
<i>rip</i>	-1.5906	0.4855	不平稳	<i>drip</i>	-7.7629	0.0000	平稳
<i>ofi</i>	-0.9979	0.7539	不平稳	<i>dofi</i>	-11.9006	0.0000	平稳

注：ADF单位根检验在1%、5%、10%统计水平下的检验临界值分别为-3.4646、-2.8765、-2.5748。

(二) 海外耕地规模对国内粮食价格的影响分析

为了验证中国海外耕地投资与国内粮食价格之间的关系，并进一步验证中国海外耕地投资对国内主要粮食价格的影响，为了避免模型出现伪回归，本文考虑用VAR脉冲响应函数和方差分解方法进行验证。本文分别以小麦、玉米、大豆、稻谷国内价格的对数为内生变量，以中国海外耕地规模为外生变量，建立4组向量自回归(VAR)模型^①。检验结果表明，4组VAR模型均通过了显著性检验。接着，本文在此基础上进行脉冲响应函数和方差分解分析。

图2为2000年1月~2016年12月中国海外耕地规模对中国小麦、玉米、大豆、稻谷国内月平均价

^① 因篇幅所限，估计结果略。读者如有兴趣，可向笔者索要。

格的脉冲响应图谱。

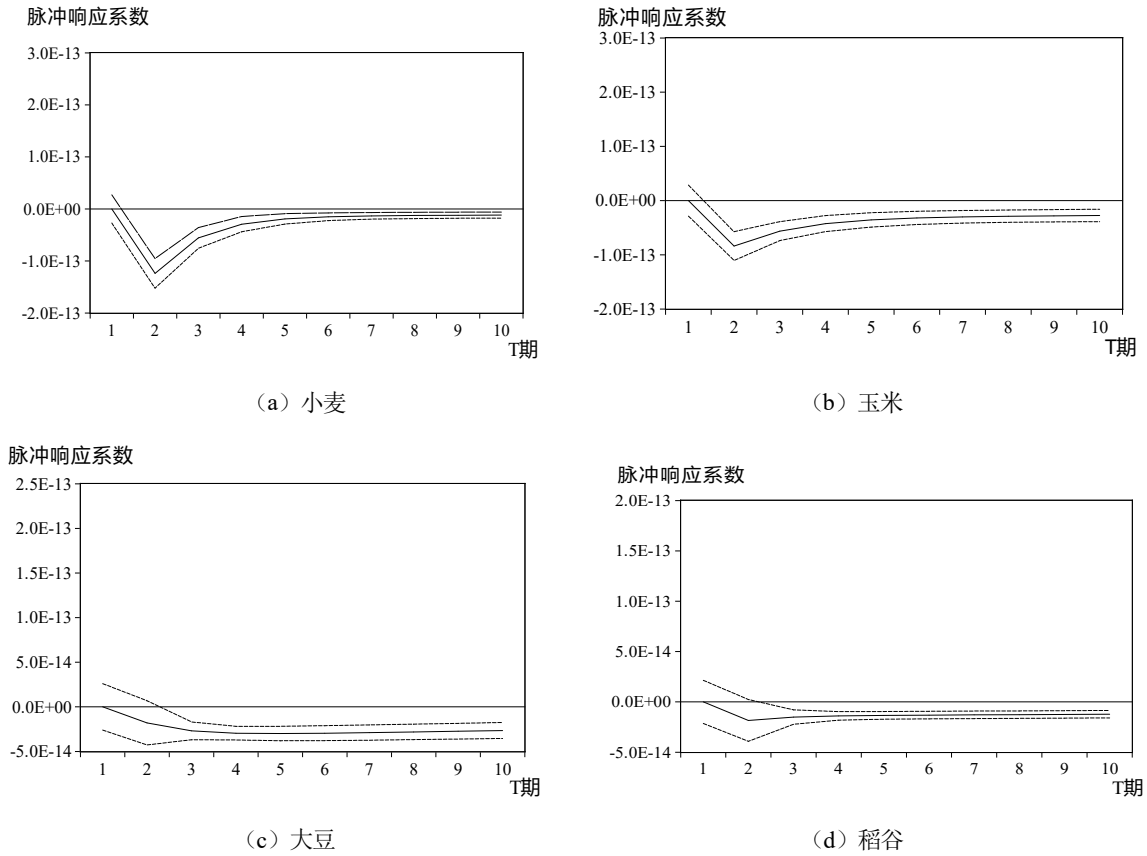


图2 海外耕地规模对小麦、玉米、大豆、稻谷国内价格的脉冲响应

图2 (a) 显示, 对于本期海外耕地规模的1个标准差信息的冲击, 国内小麦价格在第一期就会做出反应, 呈现出较小的负向影响并持续扩大, 在第二期达到最大值, 随着期数的增长, 这种反应呈现逐渐减弱的趋势, 并逐渐消失。图2 (b) 和图2 (d) 显示, 玉米、稻谷国内价格呈现出与小麦国内价格脉冲响应图谱类似的特征, 即受到国际玉米、稻谷价格变化的冲击后, 玉米、稻谷国内月平均价格在第一期呈现出负向反应, 并在第二期达到最大值, 然后趋向于0。图2 (c) 显示, 与小麦、玉米、稻谷国内价格的脉冲响应图谱略有差异, 对于本期海外耕地规模的1个标准差信息的冲击, 大豆国内价格在第一期呈现出较小的负向反应, 这种反应在第三期达到最大值, 然后逐渐趋向于0。上述结果说明, 海外耕地规模增加会轻微刺激国内小麦、玉米、大豆、稻谷价格下跌。4种粮食国内价格对海外耕地投资规模的反应较为灵敏, 大豆相对于其他3种粮食, 脉冲响应持续时间较长, 反应程度较大。表3报告了海外耕地规模对小麦、玉米、大豆、稻谷国内月平均价格的贡献率。第1~10期内, 海外耕地规模对国内小麦价格的贡献率介于2.4232%~3.5595%, 并呈现明显的增长趋势; 海外耕地规模对国内玉米价格的贡献率介于1.1236%~2.9873%; 海外耕地规模对国内稻谷价格的贡献率

介于1.1254%~7.0424%；海外耕地规模对国内大豆价格的贡献率范围远超过对其他3种粮食国内价格波动的贡献率，介于0.6214%~16.5691%。与同期海外耕地规模对国内小麦、玉米、稻谷月平均价格的贡献率相比，海外耕地规模对国内大豆月平均价格的贡献率较大。这说明，与其他3种粮食相比，大豆国内价格受海外耕地规模的影响最大。

表3 海外耕地规模对小麦、玉米、大豆、稻谷国内价格波动影响的方差分解结果

时期	<i>wdp</i>	<i>mdp</i>	<i>sdp</i>	<i>rdp</i>
1	2.4231	1.1236	0.6214	1.1254
2	2.9236	1.4547	0.9434	1.4506
3	3.3186	1.9813	2.9882	2.4044
4	3.4207	2.2543	5.3421	3.2015
5	3.4631	2.4347	7.6417	3.9294
6	3.4890	2.5741	9.7747	4.6143
7	3.5093	2.6926	11.7214	5.2647
8	3.5272	2.7987	13.4915	5.8848
9	3.5438	2.8962	15.1016	6.4768
10	3.5595	2.9873	16.5691	7.0424

(三) 国内与国际粮食价格联动效应的回归结果及分析

以小麦、玉米、大豆、稻谷国内月平均价格为因变量，以其国际月平均价格为自变量，进行OLS回归，回归结果如表4所示。OLS回归结果表明，小麦、玉米、大豆、稻谷国际月平均价格对国内月平均价格均在1%的统计水平上有显著影响，回归系数按照从大到小排序依次为：大豆、玉米、小麦、稻谷。系数的差异可能与这4种粮食的外贸依存度相关，中国稻谷、小麦、玉米进口量分别仅相当于其国内产量的1%左右，而大豆进口量占国内大豆消费量的比例从2000年的40%增长到2015年的85%^①。

表4 国内、国际粮食价格时间序列的OLS回归结果

	<i>wdp</i>	<i>mdp</i>	<i>sdp</i>	<i>rdp</i>
常数项	75.2585*** (2.6816)	24.2558** (2.0687)	21.5088** (2.0869)	30.2266** (1.9348)
<i>wip</i>	0.7235*** (9.7691)	—	—	—
<i>mip</i>	—	1.1316*** (19.1467)	—	—
<i>sip</i>	—	—	1.2646*** (31.3691)	—
<i>rip</i>	—	—	—	0.4873*** (10.7595)
<i>wto</i>	59.9220*** (3.4325)	25.2309** (2.0606)	26.2308* (1.6842)	71.2156*** (3.6236)

^①根据 EPS 数据库整理的计算所得，参见 <http://olap.epsnet.com.cn/auth/platform.html>。

基于海外耕地投资的国内国际粮食价格联动效应分析

Adj. R ²	0.4578	0.7057	0.8666	0.4961
F 值	84.8735	244.5015	660.2721	100.9345
观测值数	204	204	204	204

注：①*、*、***分别表示1%、5%、10%的统计显著性水平；②括号中的数值为经过调整的t值。

根据Chan(1993)的方法估计出4种主要粮食国际价格对国内价格影响的TAR模型、C-TAR模型、MTAR模型和C-MTAR模型的门限值分别为：①小麦，0、-0.1891、0、-0.2614；②玉米，0、-0.2193、0、-0.2162；③大豆，0、-0.1723、0、-0.1911；④稻谷，0、-0.2172、0、-0.1614。根据AIC和BIC取值最小准则，本文选取C-TAR模型作为最终模型。

表5报告了国内与国际粮食月平均价格的一致门槛自回归结果（以（1）式中OLS回归残差的一阶差分作为因变量，以指示性函数 I_t 与OLS回归残差一期滞后项的乘积以及OLS回归残差的一阶差分为自变量）。根据AIC和BIC取值最小原则，（3）式中的滞后期数 q 取2，从而确定模型形式（见表5）。对（1）式中回归残差进行ADF检验，结果表明，残差的水平序列不存在单位根。

表5 国内与国际粮食月平均价格的一致门槛自回归结果

	Δu_w	Δu_m	Δu_s	Δu_r
常数项	-1.0717 (-0.8056)	0.7364 (0.7057)	-0.3816** (2.1451)	0.4887 (0.5064)
$I_t \times u_{w_{t-1}}$	0.0057* (1.7728)	—	—	—
$I_t \times u_{m_{t-1}}$	—	-0.0111* (-1.8622)	—	—
$I_t \times u_{s_{t-1}}$	—	—	-0.1213*** (-2.8284)	—
$I_t \times u_{r_{t-1}}$	—	—	—	-0.0298* (-1.4136)
$(1-I_t) \times u_{w_{t-1}}$	-0.0473** (-2.0182)	—	—	—
$(1-I_t) \times u_{m_{t-1}}$	—	-0.0955*** (-3.7427)	—	—
$(1-I_t) \times u_{s_{t-1}}$	—	—	-0.0665* (-1.8096)	—
$(1-I_t) \times u_{r_{t-1}}$	—	—	—	-0.0292* (-1.8086)
$\Delta u_{w_{t-1}}$	0.4508*** (7.0365)	—	—	—
$\Delta u_{m_{t-1}}$	—	0.2941*** (4.2452)	—	—
$\Delta u_{s_{t-1}}$	—	—	0.1115* (1.7689)	—
$\Delta u_{r_{t-1}}$	—	—	—	0.5137*** (8.2143)
wto_t	5.2315** (2.0817)	2.2364*** (3.1267)	2.6984** (1.9964)	7.64172*** (4.2015)
Adj. R ²	0.3938	0.3358	0.2406	0.4605
观测值数	204	204	204	204

注：①*、*、***分别表示1%、5%、10%的统计显著性水平；②括号中的数值为经过调整的t值；③ Δu_w 、 Δu_m 、 Δu_s 、 Δu_r 分别表示（1）式中，小麦、玉米、大豆、稻谷的国际价格对国内价格回归残差的一阶差分。

本文进一步检验国内粮食价格和国内国际粮食价格之间的关系，表5中， ρ_1 、 ρ_2 的数值分别为：①

小麦, 0.0057、-0.0473; ②玉米, -0.0111、-0.0955; ③大豆, -0.1213、-0.0665; ④稻谷, -0.0298、-0.0292。由于 $\rho_1 \neq \rho_2 \neq 0$, 两个价格序列之间存在协整关系, 即国内与国际主要粮食月平均价格具有联动效应, 且该联动效应存在非对称性。

由于国内与国际粮食价格的联动效应存在非对称性, 本文运用非对称误差修正模型进一步分析其非对称性。(5)式中, 根据AIC和BIC取值最小原则, 确定国内、国际粮食价格序列的滞后期数。以小麦、玉米、大豆、稻谷的国内月平均价格的一阶差分序列为因变量, 以小麦、玉米、大豆、稻谷国际月平均价格的二阶差分序列, 小麦、玉米、大豆、稻谷的国内月平均价格一阶差分序列以及 ETC_{t-1}^+ 、 ETC_{t-1}^- 为自变量, 建立回归模型。从表6中的模型拟合结果可以看出, ETC_{t-1}^+ 、 ETC_{t-1}^- 项均在10%的水平上显著, 说明小麦、玉米、大豆、稻谷国际月平均价格能引起国内月平均价格的显著变化。从(5)式的拟合结果来看, 国际小麦月平均价格对国内小麦月平均价格的负向系数为0.0116, 正向系数为0.0116, 说明国内小麦价格对国际小麦价格上涨和下跌的反应程度差别不大; 国际玉米月平均价格对国内玉米月平均价格的负向系数为0.0096, 正向系数为0.0717, 说明国内玉米价格对国际玉米价格上涨的反应更灵敏; 国际大豆月平均价格对国内大豆月平均价格的负向系数为0.0162, 正向系数为0.0320, 说明国内大豆价格对国际大豆价格上涨的反应更灵敏; 国际稻谷月平均价格对国内稻谷月平均价格的负向系数为0.0097, 正向系数为0.0341, 说明国内稻谷价格对国际稻谷价格上涨的反应更灵敏。

从非对称性检验结果来看, $\delta_1^+ \neq \delta_1^-$, 即2000年1月~2016年12月小麦、玉米、大豆、稻谷国内与国际价格的联动效应存在非对称性。横向对比4种粮食价格的正向和负向系数 δ_1^+ 、 δ_1^- , δ_1^+ 绝对值排序为: 玉米(0.0717) > 稻谷(0.0340) > 大豆(0.0320) > 小麦(0.0116); δ_1^- 绝对值排序为: 大豆(0.0162) > 小麦(0.0116) > 稻谷(0.0097) > 玉米(0.0096)。这说明, 在同一时间内, 这4种粮食国内价格对国际粮食价格的灵敏性存在差异。纵向比较 ECT^+ 和 ETC^- 项的系数, 小麦、玉米、大豆、稻谷国内月平均价格对国际月平均价格上涨和下跌的联动效应呈现出非对称性(即 $\delta_1^+ \neq \delta_1^-$), 且对国际平均价格上涨的反应更为敏感(即 $|\delta_1^+| > |\delta_1^-|$)^①。由此证实了本文的假说1, 即中国主要粮食的国内价格与国际价格之间存在显著的联动效应, 并且价格上涨时的联动效应与价格下跌时的联动效应具有非对称性。

表6 国内与国际粮食月平均价格非对称误差修正模型的估计结果

	Δw_dprice	Δm_dprice	Δs_dprice	Δr_dprice
常数项	0.7826** (2.0257)	0.7211 (1.6215)	-0.4212 (-0.348)	1.5123*** (3.399)
$\Delta food_dprice_{t-1} \times I$	0.2824*** (2.9567)	0.5248*** (5.2158)	0.3244*** (3.4187)	0.2221** (2.5321)
$\Delta food_dprice_{t-1} \times (1-I)$	0.3669*** (3.5311)	0.4644*** (4.8219)	0.0521 (0.5399)	0.1137 (0.9121)
$\Delta food_dprice_{t-2} \times I$	0.1389 (1.4218)	-0.0998 (-1.0414)	0.3535*** (4.0963)	0.1078 (0.9765)
$\Delta food_dprice_{t-2} \times (1-I)$	0.0001 (0.0041)	-0.1226* (-1.6410)	0.1291* (1.7697)	0.0754* (1.6912)

^①小麦价格的正向波动系数为0.011577, 负向波动系数为0.011563, 保留4位小数后均为0.0116。

基于海外耕地投资的国内国际粮食价格联动效应分析

$\Delta food_iprice_{i-1} \times I$	-0.0689* (-1.3723)	0.0446* (1.7297)	0.2464*** (3.0149)	0.0257* (1.7208)
$\Delta food_iprice_{i-1} \times (1-I)$	0.0121 (0.4211)	0.3060*** (4.0839)	0.3169*** (2.7608)	0.0763* (1.5741)
ETC_{i-1}^+	0.0116* (1.7821)	0.0717*** (3.6088)	0.0320* (1.7255)	0.0341*** (4.4701)
ETC_{i-1}^-	0.0116* (-1.7579)	0.0096* (1.7742)	0.0162* (-1.6125)	0.0097* (1.6693)
wto_i	12.0122** (2.2152)	10.0525*** (3.4221)	9.6312*** (2.8623)	2.3612** (2.0512)
Adj. R ²	0.3768	0.5654	0.5059	0.3631
F 值	8.3121	15.0924	12.0203	5.871
Q(4)	0.702	0.250	0.777	0.662
Q(8)	0.660	0.629	0.557	0.848
Q(12)	0.111	0.004	0.480	0.606
H ₀ : $\delta_1^+ = \delta_1^-$	4.87** (0.0321)	2.94* (0.0945)	6.54** (0.0128)	3.01* (0.0917)

注：① $\Delta food_dprice_{i-1}$ 、 $\Delta food_iprice_{i-1}$ 分别代表 (5) 式中小麦、玉米、大豆、稻谷国内价格、国际价格的 i 阶差分序列， Δw_dprice 、 Δm_dprice 、 Δs_dprice 、 Δr_dprice 表示国内小麦、玉米、大豆、水稻价格的 i 阶差分序列；② 括号中的数值为经过调整的 t 值；③ $Q(q)$ 表示 q 阶的 Ljung-Q 检验结果；④ *、*、*** 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性水平；⑤ 括号中的数值为经过调整的 t 值。

(四) 海外耕地投资背景下国内外粮食价格联动效应的回归结果及分析

表 7 报告了以 (1) 式中 OLS 回归残差的一阶差分 (Δu_w 、 Δu_m 、 Δu_s 、 Δu_r) 为因变量，以指示性函数与 OLS 回归残差一阶滞后项的乘积以及 OLS 回归残差的滞后项为自变量，引入海外耕地投资变量 (oft) 的一致门槛自回归结果。表 7 中第 2~第 5 列分别报告了 4 种粮食价格指示函数的系数 (ρ_1 、 ρ_2)：① 小麦，0.1617、-0.0568；② 玉米，-0.2792、-0.0836；③ 大豆，-0.1162、-0.0618；④ 稻谷，-0.0003、-0.0845。由于 $\rho_1 \neq \rho_2 \neq 0$ ，由此可以得出结论：2000 年 1 月~2016 年 12 月国内小麦、玉米、大豆、稻谷的国内与国际粮食平均价格具有联动效应，且这种联动效应存在非对称性。

表7 海外耕地投资背景下国内与国际粮食月平均价格的一致门槛自回归结果

	Δu_w	Δu_m	Δu_s	Δu_r
常数项	-1.4617 (-1.4814)	-0.5990 (0.7057)	-0.8693 (-0.5003)	0.1541 (0.5121)
$I_t \times u_w_{t-1}$	0.1617* (1.7684)	—	—	—
$I_t \times u_m_{t-1}$	—	-0.2792* (-1.7612)	—	—
$I_t \times u_s_{t-1}$	—	—	-0.1162*** (-2.7983)	—
$I_t \times u_r_{t-1}$	—	—	—	-0.0003* (-1.8021)
$(1-I_t) \times u_w_{t-1}$	-0.0568*** (-3.0231)	—	—	—
$(1-I_t) \times u_m_{t-1}$	—	-0.0836*** (-2.7217)	—	—
$(1-I_t) \times u_s_{t-1}$	—	—	-0.0618* (-1.7877)	—
$(1-I_t) \times u_r_{t-1}$	—	—	—	-0.0845*** (-3.5120)

基于海外耕地投资的国内国际粮食价格联动效应分析

$\Delta u_{-w_{t-1}}$	0.1526** (2.4251)	—	—	—
$\Delta u_{-m_{t-1}}$	—	0.2625*** (3.7471)	—	—
$\Delta u_{-s_{t-1}}$	—	—	0.1115* (2.2412)	—
$\Delta u_{-r_{t-1}}$	—	—	—	0.1444** (2.1271)
$of\hat{t}_t$	-6.5121* (-2.0125)	3.2512** (2.6414)	3.1475** (2.5894)	-0.3154 (-1.2257)
wto_t	5.2315** (2.0817)	2.2364*** (3.1267)	2.6984** (1.9964)	7.64172*** (4.2015)
Adj. R ²	0.2569	0.3171	0.2698	(0.2705)
观测值数	202	202	202	202

注：①*、*、***分别表示1%、5%、10%的统计显著性水平；②括号中的数值为经过调整的t值。

表8报告了海外耕地投资背景下国内与国际粮食月平均价格非对称误差修正模型的估计结果。可以看出， ETC 项均至少在10%的水平上显著，说明小麦、玉米、大豆、稻谷国际月平均价格能引起国内平均价格的显著变化。从(5)式的拟合结果来看，国际小麦平均价格对国内小麦平均价格的正向系数为0.0145，负向系数为0.0116，说明国内小麦价格对国际小麦价格上涨和下跌的反应程度差别不大；国际玉米平均价格对国内玉米平均价格的正向系数为0.0069，负向系数为0.0769，说明国内玉米价格对国际玉米价格下跌的反应更灵敏；国际大豆平均价格对国内大豆平均价格的正向系数为0.0174，负向系数为0.0297，说明国内大豆价格对国际大豆价格下跌的反应更灵敏；国际稻谷平均价格对国内稻谷平均价格的正向系数为0.0046，负向系数为0.0359，说明国内稻谷价格对国际稻谷价格下跌的反应更灵敏。从非对称性检验结果来看， $\delta_1^+ \neq \delta_1^-$ ，说明在海外耕地投资背景下，2000年1月~2016年12月小麦、玉米、大豆、稻谷4种粮食国内与国际月平均价格的联动效应存在非对称性。在海外耕地投资背景下，4种粮食价格的 ECT^+ 系数绝对值的排序为：大豆(0.0174) > 小麦(0.0105) > 玉米(0.0069) > 稻谷(0.0046)； ECT^- 项系数绝对值的排序为：玉米(0.0769) > 稻谷(0.0359) > 大豆(0.0297) > 小麦(0.0116)。这说明，在同一时间内，4种粮食国内月平均价格对(其相应的)国际月平均价格波动的反应程度存在一定差别。与不考虑海外耕地的非对称误差修正模型估计结果(见表6)相比，4种粮食价格的 ECT^+ 项系数显著变小， ECT^- 项系数显著变大。由此判断，在海外耕地投资背景下，小麦、玉米、大豆、稻谷国内价格对国际价格上涨的反应程度显著弱化，对国际价格下跌的反应程度显著强化。由此证实了本文假说2。

表8 海外耕地投资背景下国内与国际粮食月平均价格非对称误差修正模型的估计结果

	Δw_dprice	Δm_dprice	Δs_dprice	Δr_dprice
常数项	0.6726** (1.8441)	0.6482 (1.3621)	-0.4251 (-0.3912)	1.5480*** (3.8593)
$\Delta food_dprice_{t-1} \times I$	0.2947*** (3.1526)	0.5321*** (4.9215)	0.3311*** (3.1221)	0.2192** (2.4509)
$\Delta food_dprice_{t-1} \times (1-I)$	0.3808*** (3.7120)	0.4621*** (5.0016)	0.0541 (0.5621)	0.0984 (0.8657)
$\Delta food_dprice_{t-2} \times I$	0.1523 (1.5285)	-0.1121 (-1.1521)	0.3532*** (4.1247)	0.0809 (0.7808)
$\Delta food_dprice_{t-2} \times (1-I)$	0.0001 (0.0016)	-0.1289* (-1.8121)	0.1389* (1.7631)	0.0908* (1.6997)
$\Delta food_dprice_{t-1} \times I$	-0.0591* (-1.7241)	0.0803 (1.6058)	0.2356*** (2.7576)	0.0192 (1.2459)

基于海外耕地投资的国内国际粮食价格联动效应分析

$\Delta food_iprice_{t-1} \times (1-I)$	0.0131 (0.4731)	0.3211*** (4.1282)	0.2345*** (2.7516)	0.0781* (1.7393)
$\Delta ofi_{t-1} \times I$	-9.7972* (-1.7321)	3.1825* (1.7212)	8.0449* (1.9135)	-0.2855* (1.7026)
$\Delta ofi_{t-1} \times (1-I)$	-0.0102* (-1.8251)	72.1928* (1.8496)	-69.7969* (-1.7421)	-11.3778** (1.8227)
wto_t	4.6212*** (6.2129)	2.5211 (0.9541)	2.4878** (2.6214)	6.5214*** (4.5473)
ETC_{t-1}^+	0.0145* (-1.7917)	0.0069* (1.7921)	0.0174* (-1.8321)	0.0046* (1.6123)
ETC_{t-1}^-	0.0116* (1.7521)	0.0769*** (3.9291)	0.0297* (1.7141)	0.0359*** (4.6311)
AdjR ²	0.3614	0.5511	0.5012	0.3478
F 值	4.8493	11.3642	9.6257	4.5211
Q(4)	0.6630	0.2271	0.4820	0.6210
Q(8)	0.8320	0.4520	0.5800	0.8510
Q(12)	0.1120	0.0026	0.2510	0.4790
H ₀ : $\delta_1^+ = \delta_1^-$	4.35** (0.0325)	2.79* (0.0821)	6.72** (0.0222)	2.69* (0.0872)

注：① $\Delta food_dprice_{t-i}$ 、 $\Delta food_iprice_{t-i}$ 分别代表 (5) 式中小麦、玉米、大豆、稻谷国内价格、国际价格的 i 阶差分序列；② 括号中的数值为经过调整的 t 值；③ $Q(q)$ 表示 q 阶的 Ljung-Q 检验结果；④ *、*、*** 分别表示 1%、5%、10% 的统计显著性水平；⑤ 括号中的数值为经过调整的 t 值。

五、结论与启示

本文非对称误差修正模型的估计结果显示：第一，中国国内小麦、玉米、大豆、稻谷价格与其国际价格之间存在明显的联动效应，且粮食价格上涨的联动效应和粮食价格下跌的联动效应具有非对称性，主要表现为：国内粮食价格对国际粮食价格上涨的反应更为灵敏，对国际粮食价格下跌的反应则较为迟缓。第二，在引入海外耕地投资因素的情形下，海外耕地规模对国内与国际粮食价格联动效应具有显著的缓冲作用，主要表现为：海外耕地投资背景下国内粮食价格对国际粮食价格变化的灵敏度与忽略海外耕地投资因素时相比，略有减弱。

这些发现可以从粮食市场体系、关税以及粮食供给等方面得到解释。① 粮食市场因素。在完全竞争的假设前提下，国际与国内粮食市场之间价格上涨的联动效应与价格下跌的联动效应不会出现非对称现象。当市场上出现垄断时，这种市场力量操纵了某个环节，才会使价格传递出现非对称现象。掌握了粮食定价权的垄断粮商，会倾向于抬高价格，以追求利润最大化。因此，就会出现本文发现的现象：当国际粮食价格上涨时，国内粮食价格上涨幅度较大；而当国际粮食价格下跌时，国内粮食价格下跌幅度较小。② 关税因素。中国粮食进口关税采取定额税率制，即粮食进口关税应征税额为进口货物的完税价格 (CIF) 与关税税率之积。在关税税率不变的条件下，国际粮食价格上涨时新增的关税额度会超过国际粮食价格下跌时减少的关税额度。这就造成了当国际粮食价格上涨时，原始含税价格在价格上涨时的变化幅度会大于国际价格下跌时的变化幅度。③ 粮价供给因素。海外耕地投资对国内、国际粮食价格的缓冲作用可以理解为增加国际粮食供给，有助于平抑国际、国内粮食市场价格。例如，海外耕地投资可以充分利用南北半球在粮食种植和收获上的季节性差异，

分散风险，增强粮食供给的稳定性。

国际粮食市场对中国国内粮食市场的显著影响揭示，为保障中国粮食安全，需要紧密关注国际粮食市场动态，掌握国际粮食市场运行规律。鉴于海外耕地投资对中国国内粮食价格波动的抑制作用，中国企业应当积极参与海外耕地投资，中国行政管理部门也应当充分发挥宏观调控作用，充分利用税收、信贷等政策，为中国企业的海外耕地投资创造良好的外部环境，同时需要健全境外投资保险制度，降低中国企业的投资风险，更好地保障中国粮食安全。

参考文献

- 1.董晓霞, 2015:《中国生猪价格与猪肉价格非对称传导效应及其原因分析——基于近 20 年的时间序列数据》,《中国农村观察》第 4 期。
- 2.樊琦、祁华清, 2015:《国内外粮价倒挂下粮食价格调控方式转型研究》,《宏观经济研究》第 9 期。
- 3.韩璟, 2014:《中国海外耕地投资: 地域与模式选择》, 华中科技大学博士学位论文。
- 4.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。
- 5.张巨勇, 于秉圭, 1999:《我国农产品国内市场与国际市场价格整合研究》,《中国农村经济》第 9 期。
- 6.丁守海, 2009:《国际粮价波动对我国粮价的影响分析》,《经济研究》第 2 期。
- 7.卢新海、韩璟, 2014:《海外耕地投资研究综述》,《中国土地科学》第 8 期。
- 8.卢新海、柯善淦, 2017:《基于海外耕地投资的中国粮食供给安全研究》,《中国·人口资源与环境》第 5 期。
- 9.卢新海、韩璟, 2017:《全球海外耕地投资发展与研究》, 北京: 科学出版社。
- 10.欧阳敏华、雷钦礼, 2013:《一般门限非对称误差修正模型的估计与检验》,《统计研究》第 10 期。
- 11.孙韦, 2009:《国际粮价对中国粮价变动的的影响分析》,《现代物业(中旬刊)》第 7 期。
- 12.王淑艳, 2013:《我国粮食价格波动因素分析与预测研究》, 东北农业大学博士学位论文。
- 13.王孝松、谢申祥, 2012:《国际农产品价格如何影响了中国农产品价格?》,《经济研究》第 3 期。
- 14.肖小勇、李崇光、李剑, 2014:《国际粮食价格对中国粮食价格的溢出效应分析》,《中国农村经济》第 2 期。
- 15.肖小勇、章胜勇, 2016:《玉米国内外价格非对称传递研究》,《统计与决策》第 3 期。
- 16.杨茜、武舜臣, 2015:《小麦国内外价格传导对称吗? ——基于非对称误差修正模型的分析》,《兰州财经大学学报》第 6 期。
- 17.赵涤非、杜晓旭、王月玲, 2016:《粮食价格非对称性传导——基于阈值非对称误差修正模型的实证研究》,《价格月刊》第 3 期。
- 18.周章跃、万广华, 1999:《论市场整合研究方法——兼评喻闻、黄季焜<从大米市场整合程度看我国粮食市场改革>一文》,《经济研究》第 3 期。
- 19.David, A., 2008, "Soaring Food Prices Swell Political Unrest", <http://www.smh.com.au/news/world/soaring-food-prices-swell-political-unrest/2008/04/09/1207420485594.html>.
- 20.Rosegrant, M., 2008, "Impact of Biofuel Policy on Developing Country Agriculture and Food Security", paper presented at the American Agricultural Economics Association 2008 Conference, Orlando, USA.

21.Reziti, Y. P., 2008, "Asymmetric Price Transmission in the Greek Agrifood Sector: Some Tests", *Agribusiness*, 24(1): 16-30.

22. Chan K.S, 1993, "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model", *The Annals of Statistics*, 21(1):520-533.

（作者单位：¹华中科技大学国土资源与不动产研究中心；

²华中师范大学公共管理学院）

（责任编辑：何 欢）

An Analysis on the Linkage Effect of Domestic and International Grain Price Based on Overseas Farmland Investment

Ke Shangan Lu Xinhai Ge Kun Li Huifang

Abstract: Based on the monthly price of domestic and international wheat, maize, soybean, and rice and the scale of overseas farmland investment in 2000-2016, the study uses an asymmetric error correction model to analyze the asymmetry of domestic and international grain price and compares the effects of overseas cropland investment on the asymmetry of price transmission. The results show a synergistic effect of the average price fluctuation of wheat, maize, soybean, and rice in China with the international average price. Domestic grain price appears more sensitive to the increase in the international food price. With the introduction of overseas cultivated land investment, the scale of overseas farmland investment has a significant buffer effect on the transmission of domestic and international food price volatility. Therefore, a full use of the international grain market price linkage effect and active participation in overseas investment in cultivated land can be important means for China's food security.

Key Words: Overseas Farmland Investment; Domestic Food Price; International Food Price; Linkage Effect