

国际农产品价格如何影响了中国农产品价格？

王孝松

内容摘要：本文使用月度数据考察国际农产品价格是否影响中国农产品价格，以及影响程度和可能的影响机制。在控制了其他影响因素的条件下，本文证实了国际农产品价格对国内价格具有经济意义上的显著影响，各种农产品的国内价格对相同产品国际价格的反应程度存在较大差异，玉米、大米和大豆价格的国际价格弹性介于 0.19 到 0.33 之间，小麦的国际价格弹性为 0.05 左右。中国在未来为保持粮价稳定需要加大对农业的扶持力度，并加强自身在国际农产品市场上的谈判势力，积极地争取改善农产品贸易条件，加强国内农产品储备，合理地农产品贸易进行管制，建立农产品价格预警机制，并通过财政补贴等手段平抑因国际价格波动而带来的国内农产品价格上涨。

关键词：农产品价格；市场整合；国际价格弹性；农产品贸易

一、引言

近年来，中国农产品价格在不断波动中迅猛增长。从 2006 年初到 2010 年末，小麦的集贸市场价格由每公斤 1.46 元上涨到 2.14 元，大米价格由 2.93 元增长到 4.41 元，玉米价格由 1.27 元上升至 2.12 元，三者的涨幅分别为 47%、50%和 67%。同期，大豆的集贸市场价格由 2006 年 1 月的每公斤 3.48 元，经过反复波动后，增长至 2010 年 11 月的每公斤 5.84 元，涨幅达 68%。当以美元计价时，由于人民币对美元升值，中国农产品价格更是呈现出“疯长”的态势，小麦、大米从 06 年 1 月到 10 年 11 月的涨幅分别为 78%和 82%，而玉米和大豆的涨幅则超过了 100%。¹粮价的增长也可从总体的食品价格指数中体现出来，以 2005 年 1 月的指数为 100，则 06 年 1 月的指数为 98.07，而 2010 年 11 月的指数飙升至 188.63，涨幅高达 92%（图 1）。²根据国家统计局发布的报告，2010 年中国 CPI 的增长中，70%的涨幅是食品贡献的，这就引起了社会各界对食品，特别是农产品价格问题的关注。

实际上，一些产品的价格上涨幅度远高于农产品价格涨幅，但由于农产品是最基本的生活必需品，其价格上涨会造成低收入群体的生活困难，因而具有社会和政治的高度敏感性（Trostle, 2008），全社会都对农产品价格给予了极大的关注，于是各界纷纷探求农产品价格上升的原因。

造成中国农产品价格迅速增长的原因有很多，包括经济发展和人口增长等长期趋势，还包括农业生产成本上升、通货膨胀预期等中期因素，以及货币超量供应、自然灾害频发等短期因素。当然，不能忽视的，还包括国际农产品价格波动与增长的影响，本文便聚焦于对该方面因素的分析。

2006 年以来，国际农产品价格呈现出剧烈波动且迅速上涨的态势。06 年 1 月的食品价格指数为 106.06，08 年 6 月升至最高峰 188.02，涨幅为 77.3%；经过大幅下降之后，到 10 年 11 月，食品价格指数恢复到 173.35 的高位。这一时期，玉米、小麦、大米、大豆等主要农产品的国际价格也迅速攀升，5 年间涨幅分别为 130%、64%、91%和 115%（图 2）。³国际农产品价格和国内农产品价格呈现出同步上涨的状态，二者的波动也具有高度的一致性（图 3），这似乎表明国内农产品受到了国际农产品价格的影响。并且，近年来中国在国际农产品市场上扮演着越来越重要的角色，农产品贸易额迅速攀升，意味着国际农产品价格可能会对中国农产品价格产生不可忽视的影响作用。

¹ 数据来源：农产品价格数据来源于各年度《中国农产品价格调查年鉴》；汇率数据来源于国家外汇管理局网站。

² 根据国际货币基金组织（IMF）提供的方法，食品价格指数由一系列产品的价格加权平均而得，包括谷物、油、肉类、海产品、糖、水果、蔬菜等。原始数据来源于《中国农产品价格调查年鉴》，指数构造方法见 <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>。

³ 数据来源：IMF 官方网站，<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>，涉及的具体产品详见下文。

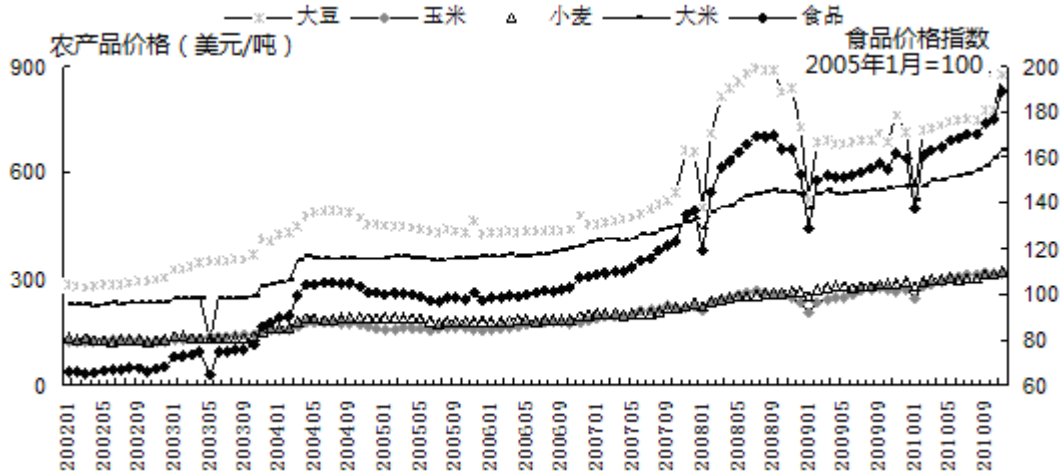


图 1 中国农产品价格走势 (2002 年至 2010 年)

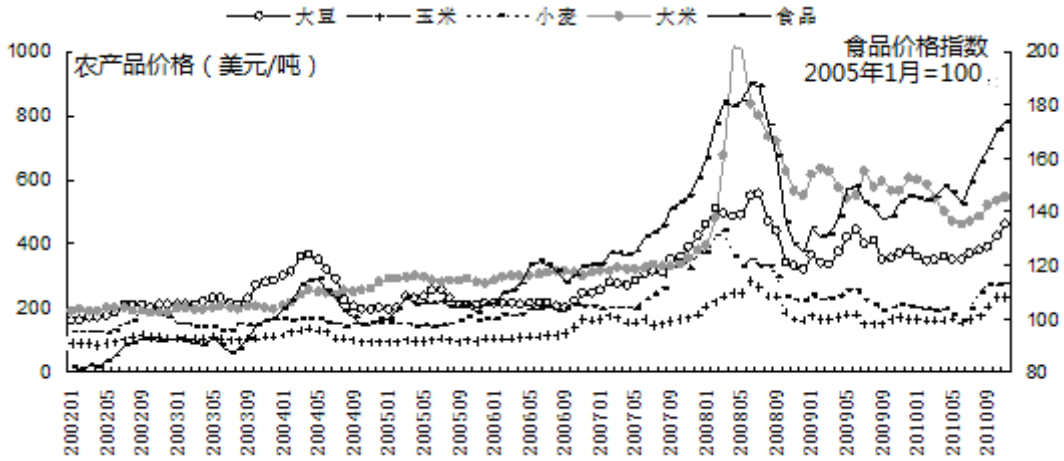


图 2 国际农产品价格走势 (2002 年至 2010 年)

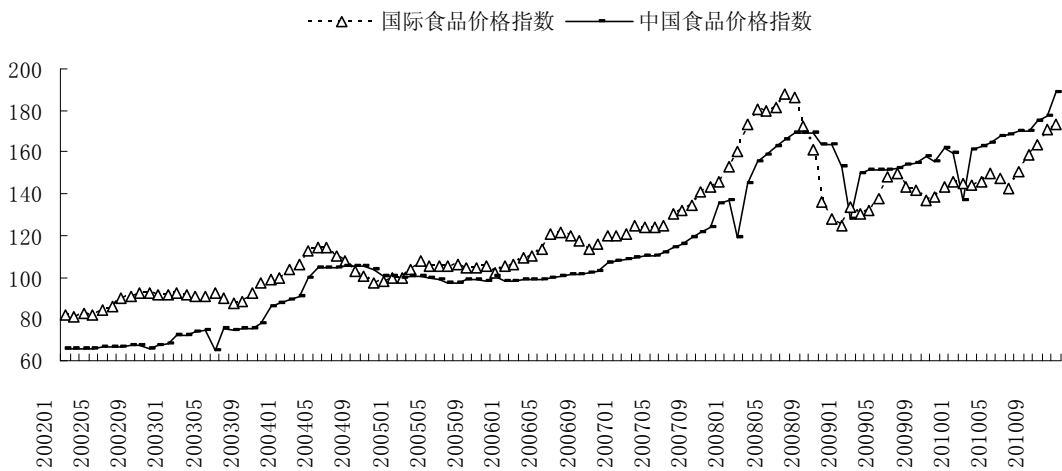


图 3 中国和国际食品价格走势 (2002 年至 2010 年)

那么，国际农产品价格是否对中国农产品价格具有显著影响，如果有影响，其影响的机

制是怎样的，影响程度如何，同其他影响因素相比，国际农产品价格因素的重要程度如何。这些都是现有文献未能深入挖掘的问题，而这些问题对于理解国内农产品价格波动、（输入型）通货膨胀的形成机制具有十分重要的理论意义，同时可以为中国各界积极应对国际农产品价格波动、维护国内粮食安全和物价稳定提供深刻的启示与洞察。本文旨在对这些问题有进一步突破，探索国际农产品价格是否以及如何影响中国农产品价格，重点在于剖析影响程度并理清作用机制。

本文由六部分组成，除引言外，其余部分结构安排如下。第二部分为相关文献评述，第三部分为理论框架，第四部分介绍经验分析方法与数据，第五部分报告经验结果并进行分析，第六部分为结论性评述。

二、文献评述

关于国内农产品价格同国际农产品价格之间关系的研究，主要是应用协整分析方法来检验两个市场的价格是否具有协整关系。Alexander 和 Wyeth（1994）使用恩格尔-格兰杰两步法对印度尼西亚大米市场进行检验，发现其国内市场价格同国际市场价格之间具有长期整合关系。Dercon（1995）基于误差修正模型（ECM）方法，对恩格尔-格兰杰两步法进行改进，以使其能检验短期的整合关系。在协整和误差修正模型的基础上，学者们又对方法进行了进一步完善，例如用 Johansen 检验代替两步法（Goodwin, 1992），构建向量误差修正（VEC）模型来判断市场一体化程度（Asche, 1999; Gonzalez, 2001），为克服遗漏变量和自相关问题对 ECM 的改进（Goodwin, 2001）。

国内学者应用上述技术，对中国农产品价格同国际农产品价格的关系做出了大量的研究。在较早的研究中，张巨勇等（1999）、武拉平（2000）使用相关分析、ECM 等方法考察国内外各种粮食价格的整合程度，发现总体来说国内外市场整合程度不足，但也因粮食品种的不同而存在差异。近期的研究则大都证明了国内外农产品市场之间存在着高度的整合关系。周应恒、邹林刚（2007）运用向量自回归（VAR）模型，发现中国大豆期货市场与国际大豆期货市场存在着整合关系，而美国芝加哥商品交易所（CBOT）的价格在世界期货价格形成中占据主导地位。赵荣、乔娟（2008）利用共聚合法与 VEC 模型对中美棉花期货市场和现货市场之间的价格传导关系进行比较研究，认为两国的国内棉花期货价格和现货价格之间存在双向引导关系和长期均衡关系。丁守海（2009）使用 Johansen 检验和 VEC 模型，以四种主要粮食产品价格为观测对象，发现国际粮价变动无论在长期还是在短期都会在相当程度上输入我国。罗锋、牛宝俊（2009）运用协整和 VAR 模型证实了国际农产品价格变动对国内农产品价格具有显著影响，国际期货价格的信息反应机制比进口价格传递的作用更大。

与本文的研究目的相近的另一类文献是，运用协整和 ECM 等方法检验中国或国际的农产品等大宗商品价格对中国整体物价水平的影响，即大宗商品价格同 CPI 之间的整合关系。卢锋、彭凯翔（2002）使用 VEC 模型对中国粮食价格和消费物价之间关系的研究颇具代表性，他们发现 1987 年至 1999 年间通胀与市场粮价存在长期均衡关系，通货膨胀在格兰杰意义上影响了粮价变动，反之却不成立。此后的一些研究借鉴了卢锋、彭凯翔（2002）的方法，但得出了与他们相反的结论：吴泰岳（2006）认为农产品价格与通货膨胀之间存在着长期均衡关系，并且是粮价引起物价变动而不是相反；刘小铭（2008）的研究则表明中国粮食价格同 CPI 之间存在双向的格兰杰因果关系；肖争艳等（2009）采用贝叶斯向量自回归（BVAR）模型进行研究，认为国际粮食价格在短期内会对中国的 CPI 产生显著影响。也有学者用不同的方法对此问题进行研究，例如程国强等（2008）使用宏观计量模型发现猪肉价格上涨对 CPI 具有明显的推动作用，不同农产品之间的价格波动存在传导性和同步性；林鑫等（2010）使用可计算的一般均衡（CGE）模型，发现进口农产品价格上涨会引起国内物价上升，但影响幅度十分有限。

纵观现有的文献，考察国内农产品价格变动影响因素的研究大多采用定性分析，从统计数据或逻辑推理出发，对中国农产品价格波动进行解释。在国内外市场整合及粮价与物价关系的研究中，早期使用协整等标准时间序列分析方法的研究对短期整合关系的考察较为欠缺，而使用 VEC 模型的分析虽然能考察整合程度并验证短期整合关系，但仅限于对国内外农产品价格之间或农产品价格与 CPI 之间的因果关系作出判断，无法判明是否存在经济意义上的影响，也无法考察一种价格对另一种价格的影响程度，以及在众多影响因素之中所占的地位。使用宏观计量模型或 CGE 进行的研究会受到模型设定形式、参数校准方法等问题的影响，因而可信度不高，结果往往受到质疑。

当然，协整、VEC 等时间序列分析可以验证国内外农产品价格之间的因果关系，对于加深对二者关系的认识是很有意义的。本文将首先运用所能获得的最新数据，通过时间序列分析，探究近年来国际农产品价格变动是否对中国农产品价格产生了影响；在此基础上，根据已有的研究成果和中国现实情况，探讨中国农产品价格是否在经济意义上受到了国际农产品价格的影响，并在控制一系列重要影响因素的前提下“剖析出”国际农产品价格因素的影响作用，这样的分析可以使我们探明国际农产品价格对国内农产品价格的影响程度与作用机制，将以往文献中格兰杰意义上的因果关系向前推进了一步，是对现有研究的重要突破。

三、理论框架

实际上，本文的研究包含两大部分。一是对国内农产品价格与国际农产品价格之间格兰杰因果关系的检验，主要考察国际、国内农产品市场间的整合关系；第二，如果整合关系存在，那么国际农产品价格是否对国内农产品价格具有经济意义上的显著影响，其在多大程度上影响了国内农产品价格，影响的渠道与机制又是什么。第一部分的检验主要依据向量自回归原理，而第二部分则要根据以往的研究与现实状况选取影响国内农产品价格的因素，将相关变量纳入计量模型之中。

（一）国际农产品市场同国内农产品市场的整合关系

根据周章跃、万广华（1999），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，则农产品价格的差额应该固定等于运输成本，于是一个市场上的价格波动将完全传导至另一个市场；而如果两个市场之间不具有整合关系，则价格传导将不复存在。利用数据自身特征分析两个市场上价格之间的关系，我们依据市场运行中的实际情况假定国内农产品价格取决于国际农产品的滞后价格。由于中国农产品市场同国际农产品市场之间存在较大的空间距离，而且农产品贸易并非处在自由贸易的“真空”当中，贸易壁垒的广泛存在，生产、运输、交割等过程中的时滞，都要求我们假定国内当期价格受国际滞后价格的影响。这就为本文中 VAR 模型以及 VEC 模型的建立提供了基础，在此，我们根据理论和现实（回顾图 1 至 3）提出如下假说。

命题一：国际农产品市场同中国农产品市场之间存在着高度的整合关系，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上。

命题一只表明了两个市场上的农产品价格之间具有格兰杰意义上的因果关系，但未指明因果关系走向，基于本文的研究目的，我们再进一步提出两个有待检验的命题。

命题二：国际农产品价格变动是国内农产品价格变动的显著原因。

命题三：国内农产品价格变动是国际农产品价格变动的显著原因。

这里的“原因”超越了格兰杰因果关系，指的是经济意义上的原因。显然，命题三并非本文关注的核心内容，但可以成为检验过程中的“副产品”而被证明是否为伪命题。通过格兰杰因果性检验和 VEC 模型，我们只能确定命题二是否是伪命题，如果通过时间序列分析，该命题未被证伪，还要进行下一步的分析，才能确认其是否为真。

（二）国际农产品价格对国内农产品价格的影响

这部分的关键在于根据以往研究成果确定影响国内农产品价格的重要变量,从而为构建考察国内农产品价格影响因素的计量模型提供理论基础。

本文的核心要旨在于考察国际农产品价格的影响作用,因而在命题二中已经将该因素作为待考察的对象。实际上,已有的一些文献从不同侧面对该问题进行了初步的解释,例如丁守海(2009)通过配对 Johansen 检验,认为间接贸易造成了某些食品价格的国际输入;罗锋、牛宝俊(2009)通过方差分解认为国际期货价格的信息反应机制对国内农产品价格波动产生了重要影响。这样,如果国际农产品价格显著影响了国内农产品价格,则在控制了其他影响因素的情况下,(作为解释变量的)国际价格同国内价格呈正相关关系。

Trostle(2008)指出了影响粮食价格的重要供求因素。在需求方面,快速的经济增长、人口增长以及对肉类消费的增长是拉动粮食需求的三大因素。人口增长对粮食需求的影响是显然的。而另外两个因素实际上是同一问题的两个方面,正是由于经济增长带来消费结构升级,才导致肉类消费的增长,所以肉类消费增长也可归结于经济(收入)增长。卢锋、谢亚(2002)探讨了我国粮食消费与收入增长的关系,并在此基础上进行预测,认为依据现有的收入增长水平,未来20至30年每年须提高0.3%至0.5%的产量,从而证明了经济增长对粮食需求以及粮食价格的拉动作用。

在供给方面,Trostle(2008)提到了农产品库存减少、生产成本上升、生物燃料生产扩张、美元贬值、粮食进口国外汇储备激增、自然灾害,以及进出口国政策等。具体到中国的农产品供给,至少有以下几方面影响因素。

近年来土地租金、物质费用的大幅上涨(程国强等,2008),以及石油价格的上涨(李国祥,2008),均导致了农业生产成本增加。生物燃料的大量生产与使用,大幅度提高了玉米等农产品的需求(仇焕广等,2009)。中国粮食库存时常发生波动,而库存降低会造成粮食价格的剧烈波动(黄季焜、仇焕广,2007)。货币超量供给改变了货币与农产品的比例关系,产生了“通货膨胀”效应(胡冰川等,2009)。自然灾害频发、生产周期性变动等农业生产特有的因素导致了农产品供给下降(钟甫宁,2008)。

以上影响中国农产品价格的供求因素都将作为国际农产品价格的“控制因素”,根据以上论述,概括为如下命题。

命题四: 经济发展水平越高、人口增速越大、农业生产成本越高、石油价格越高、生物燃料使用量越大、粮食库存越少、货币供应量越大、外汇储备越多、自然灾害越严重,则国内农产品价格越高。

命题四中包含着许多子命题,并非本文关注的核心内容,但进行计量分析时可以验证各个子命题的真伪。

四、经验方法与数据

(一) 经验分析方法

第一步的时间序列分析同以往的研究所采用的方法相同,我们对国内和国际的总体食品价格指数、玉米、小麦、大米、大豆等四种粮食价格进行协整和误差修正分析。首先检验每组时间序列数据是否存在协整关系,若协整关系存在,则表明两种价格存在长期均衡关系并至少有一组因果关系,可使用向量误差修正(VEC)模型分析两种价格间格兰杰意义上的因果关系走向。VEC模型的表达式如下:

$$\Delta p_{x,t}^c = \beta_0 + \beta_1 E_{t-1} + \sum_{i=t-l}^{t-1} \beta_i \Delta p_{x,i}^c + \sum_{j=t-k}^{t-1} \beta_j \Delta p_{x,j}^f + \varepsilon_t^c \quad (1)$$

$$\Delta p_{x,t}^f = \gamma_0 + \gamma_1 E_{t-1} + \sum_{i=t-l}^{t-1} \gamma_i \Delta p_{x,i}^c + \sum_{j=t-k}^{t-1} \gamma_j \Delta p_{x,j}^f + \varepsilon_t^f \quad (2)$$

其中 p 表示粮食价格, E 为滞后一期的误差修正项, Δ 表示一阶差分, $x=g, c, w, r, s$ 分别表示总体食品、玉米、小麦、大米和大豆, t 表示时期, l 和 k 表示滞后阶数, 上标 c 和 f 分别代表国内和国际, ε 为估计方程的残差项。

β 和 γ 为系数, 若 β_1 显著, 则表明国际农产品价格在长期对国内农产品价格具有格兰杰意义上的因果关系; 若 γ_1 显著, 则表明国内农产品价格在长期对国际农产品价格具有格兰杰意义上的因果关系。若至少有一个 β_j 显著, 则表示国际农产品价格在短期会影响国内农产品价格; 若至少有一个 γ_j 显著, 意味着国内农产品价格在短期会影响国际农产品价格。

在估计过程中, 为了剔除不显著的滞后项, 可以先用协整方差求出残差, 再把滞后一期的残差作为 E , 然后估计联立方程 (1)、(2), 根据 step 回归程序逐步剔除不显著的滞后项。

第二步的回归分析建立在第三部分理论框架的基础之上。以国内农产品价格作为被解释变量, 相关的需求和供给因素作为解释变量, 则国内农产品价格的决定方程为:

$$p = f(\text{Foreign}, \text{Eco}, \text{Pop}, \text{Stock}, \text{Cost}, \text{Wea}, \text{M}, \text{Exch}, \text{Bio}) \quad (3)$$

其中 *Foreign* 表示国际因素, 包括国际农产品价格, 以及国际期货市场价格和中国农产品贸易量。*Eco* 表示国内经济发展状况, 包括人均 GDP、工业增加值、消费者信心指数等。*Pop* 表示中国人口数量, *Stock* 表示国内粮食库存量, *Cost* 为农业生产成本, *Wea* 为自然灾害情况。*M* 为货币供应量, *Exch* 表示汇率及国际储备等因素, *Bio* 为生物燃料使用情况。在进行计量分析时, 基于现实意义和统计上的要求, 上述因素会由各个具体的变量来表示, 计量模型为:

$$p_{x,t}^c = \alpha + \delta p_{x,t-1}^f + \sum_i \theta_i w_{i,t-l_i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

我们将用普通最小二乘法 (OLS) 对 (4) 式进行估计。被解释变量为国内农产品价格, 由于时间序列数据很可能是非平稳的, 因此在回归时将使用价格的变动 (一阶差分) 为被解释变量。 p_x^f 为国际农产品价格, x 表示具体的食品种类。 w_i 为影响国内农产品价格的其他各因素, 本文将在控制了这些因素的前提下, “剖析出” 国际农产品价格的影响作用。考虑到国际价格的传递滞后期大约为一个月 (课题组, 2007), 所以 p_x^f 为滞后 1 期数据。其他各因素对国内农产品价格的影响也会存在滞后性, 因此控制变量 w_i 为滞后 l_i 期的数据, l_i 根据已有的文献和经济的实际运行状况确定。 α 为常数项, δ 、 θ_i 为待估计系数, ε 为残差项。

(二) 变量说明及数据描述

在检验国内农产品价格同国际农产品价格的因果关系, 即进行时间序列分析时, 只涉及到五对价格变量数据, 包括总体食品价格指数和大豆、玉米、大米、小麦这四种农产品价格。在 Trostle (2008) 的描述中, 我们发现国际农产品价格从 2002 年开始呈现出显著的增长趋势, 而在此之前除个别年份发生过较大波动之外, 一直比较平稳。另外, 中国于 2001 年末入世, 此后国内农产品价格同国外农产品之间的相关性会更强, 因而我们使用的是 2002 年 1 月至 2010 年 11 月的月度数据, 国内价格来源于各年度的《中国农产品价格调查年鉴》及

表 1 变量说明及描述性统计

变量	含义 (单位)	样本数	均值	标准差	预期符号
被解释变量					
p_g^c	中国食品价格指数的对数值 (指数以 1995 年 1 月为 100)	107	4.698	0.310	
p_c^c	中国玉米集贸市场价格的对数值 (美元/吨)	107	5.235	0.285	
p_w^c	中国小麦集贸市场价格的对数值 (美元/吨)	107	5.287	0.281	
p_r^c	中国大米集贸市场价格的对数值 (美元/吨)	107	5.949	0.330	
p_s^c	中国大豆集贸市场价格的对数值 (美元/吨)	107	6.209	0.333	
解释变量					
国外价格变量					
p_g^f	国际食品价格指数的对数值 (指数以 1995 年 1 月为 100)	107	4.776	0.221	+
p_c^f	美国 2 号黄玉米墨西哥湾 FOB 价格的对数值 (美元/吨)	107	4.898	0.303	+
p_w^f	1 号硬红冬小麦墨西哥湾 FOB 价格的对数值 (美元/吨)	107	5.259	0.298	+
p_r^f	5%破碎率大米曼谷 FOB 价格的对数值 (美元/吨)	107	5.816	0.450	+
p_s^f	芝加哥交易所 2 号黄豆现货价格的对数值 (美元/吨)	107	5.638	0.315	+
经济发展及人口变量					
GDP	中国人均 GDP 对数值	36			+
Vad	中国人均工业增加值的对数值 (元)	107	3.662	0.517	+
Conf	消费者信心指数的对数值 (2005 年 1 月为 100)	107	4.571	0.046	+
Pop	中国人口对数值 (万人)	9	11.79	0.016	+
能源变量					
Coal	澳大利亚煤炭纽卡斯尔 FOB 价格的对数值 (美元/吨)	107	4.000	0.521	+
Crudeoil	布伦特、德克萨斯和迪拜三地原油价格平均值 (美元/桶)	107	3.876	0.491	+
Biofuel	表示中国广泛使用生物燃料的虚拟变量	107	0.327	0.471	+
农业生产成本及灾害变量					
Proexp	人均农业生产支出的对数值 (元)	36	4.700	0.522	+
Fixexp	人均购置生产型固定资产支出的对数值 (元)	36	3.403	0.338	+
Disa1	农业受灾面积的对数值 (千公顷)	9	10.67	0.133	+
Disa2	农业成灾面积的对数值 (千公顷)	9	10.02	0.213	+
货币金融变量					
Exch	人民币对美元汇率对数值 (元/100 美元)	107	6.654	0.079	-
M2	中国广义货币供应量的对数值 (亿元)	107	12.57	0.424	+
Reser	中国外汇储备的增长率 (%)	107	2.472	1.545	+
Future	CME 大豆期货价格的对数值 (美元/吨)	107	5.531	0.285	

农产品储备变量					
Stockg	各类食品库存量均值的对数值（千吨）	107			-
Stocks	大豆库存量对数值（千吨）	107	8.568	0.685	-
Stockc	玉米库存量对数值（千吨）	107	10.73	0.220	-
Stockr	大米库存量对数值（千吨）	107	10.64	0.163	-
Stockw	小麦库存量对数值（千吨）	107	10.71	0.196	-

国研网宏观数据库，国际价格来源于 IMF 的主要商品价格数据库。⁴总体食品价格指数的原始数据为同比和环比数据，我们将其转化为以 2005 年 1 月为 100 的定基数据。由于农产品贸易和期货市场的信息反映机制，我们预期国内价格同国际价格正相关。

进行回归分析时涉及的变量较多，并且一些变量的月度数据无法获得。人口的数据为年度数据，GDP 数据为季度数据，来源于国研网宏观数据库。衡量经济发展程度时，除 GDP 之外，工业增加值也是一个重要的指标，能在一定程度上反映国家的生产状况和繁荣程度，另外，消费者信心指数也从一个侧面反映了一国的经济发展状况。为了使本文的经验分析基于月度数据进行，我们在回归时使用工业增加值或消费者信心指数来代替 GDP 指标，这两个变量的数据来源于各期《中国经济景气月报》和国研网宏观数据库。在进行敏感性检验时，我们也会使用 GDP，此时将其他变量的月度数据合并为季度数据。由于经济发展状况越好会导致农产品需求增加，所以我们预期农产品价格同上述指标呈正相关关系。

国际农产品期货价格来源于芝加哥商品交易所官方网站，限于数据可获得性，我们仅使用大豆期货价格；粮食库存来源于美国农业部的预测信息。⁵在衡量农业生产成本方面，我们使用农业生产支出和购置生产型固定资产支出两个指标，来源于国研网重点产业数据库。本文用各年度农业受灾面积来衡量自然灾害因素，08 年之前的数据来源于《中国农业统计年鉴》，09 和 10 年数据由我们根据中央气象台发布的《农业气象灾害监测预警评估》整理。⁶显然，国内农产品价格同生产成本和受灾面积正相关。

广义货币供应量（M2）的数据来源于各期《中国经济景气月报》，外汇储备和人民币对美元汇率来源于国家外汇管理局官方网站。⁷我们预期国内农产品价格同 M2 和外汇储备正相关，同（直接标价法）汇率负相关。生物燃料的使用量无法获得，我们用虚拟变量表示中国开始大规模使用生物燃料的时段，由于 2007 年中国政府颁布了一系列鼓励可再生能源的政策（仇焕广等，2009），对于该虚拟变量，我们将 07 年 1 月以后的时段赋值为 1，之前赋值为 0。另外，石油等能源的价格会从两方面对农产品价格产生影响，一是能源价格上升会导致农产品生产成本上升，由此抬高农产品价格，二是能源价格上升导致生物燃料使用量的增加，也会拉动农产品价格上升。我们将在回归模型中纳入中国进口原油价格，数据来源于各期《中国经济景气月报》。

价格变量的单位为绝对量时，我们使用 CPI 指数进行了平减；为消除异方差，所有变量均取了对数。各个变量的含义、样本数、描述性统计，解释变量在回归分析中的预期符号列于表 1 之中。

五、经验分析结果

（一）国际农产品市场同国内农产品市场的整合关系

⁴ 国研网数据库网址为 <http://data.drcnet.com.cn/web/OLAPQuery.aspx?>；IMF 数据库网址为 <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>。

⁵ CME 历史数据的网址为 <http://www.cmegroup.com/market-data/datamine-historical-data/datamine.html>；美国农业部“世界粮食供求预测”网址为 <http://www.fas.usda.gov/psdonline/psdHome.aspx>。

⁶ 预警评估来源：<http://data.drcnet.com.cn/web/ChannelPage.aspx?>。

⁷ 网址为 http://www.safe.gov.cn/model_safe/tjsj/rmb_list.jsp?。

我们首先检验价格数据的平稳性，如果各组价格序列不平稳但同阶单整，则可利用 Johansen 协整检验来考察国内外农产品价格之间的长期关系。随后可以用 VEC 模型来考察价格之间的长期关系走向和短期影响关系，并计算出协整向量。

表 2 ADF 检验结果

变量		p_c^c	p_w^c	p_r^c	p_s^c	p_g^c	p_c^f	p_w^f	p_r^f	p_s^f	p_g^f
水平值	检验形式	(C,t,1)	(C,t,0)	(C,t,2)	(C,t,12)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)	(C,t,1)
	ADF 统计量	-2.41	2.03	-0.72	-1.35	-2.90	-2.36	-2.43	-2.58	-2.73	-1.43
一阶差分	检验形式	(C,0,12)	(C,0,0)	(C,0,1)	(C,0,11)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)	(C,0,0)
	ADF 统计量	-2.61*	-9.64***	-11.5***	-1.92*	-12.9***	-7.98***	-7.75***	-3.84***	-7.10***	-6.02***

注：检验形式 (C, t, P) 中的字母分别代表有无常数项、有无时间趋势项和滞后阶数。滞后阶数由 Schwarz 准则确定。***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上拒绝单位根的原假设。

表 3 Johanson 协整检验结果

	特征值	迹统计量	5%临界值	最大特征值统计量	5%临界值
食品	0.16	18.78	15.49	18.34	14.26
玉米	0.07	7.19	3.84	7.19	3.84
小麦	0.06	6.42	3.84	6.42	3.84
大米	0.05	5.58	3.84	5.58	3.84
大豆	0.16	19.55	15.49	18.20	14.26

由表 2 可见，无论是国内农产品价格，还是国际农产品价格，以及国内外总体的食品价格指数，均为非平稳序列，但这些序列的一阶差分均是平稳的，因此对于每一对价格（或价格指数），均可以进行协整检验。

表 3 报告了 Johanson 协整检验的结果。给定序列间不存在协整关系的原假设，对于 5 对价格序列，无论是迹统计量，还是最大特征值统计量，均大于 5% 的临界值，因此原假设都被拒绝。⁸这就验证了各种农产品的国内外价格间存在协整关系，即国内外农产品市场具有长期的整合关系。这就证实了本文命题一中的假说。

由于各对价格序列之间存在协整关系，可以使用具有协整约束的 VAR 模型，即 VEC 模型来分析国内外农产品价格的因果走向及影响强度。我们根据 (1)、(2) 两式进行 VEC 估计，并使用 step 回归程序逐步剔除不显著的滞后项，估计结果列于表 4 之中。

五个国内价格方程中的误差修正项均显著，而五个国际价格方程中的误差修正项均不显著，表明国内外价格长期均衡关系的作用方向是国际农产品价格变动引起国内农产品价格的变动，这种单向的格兰杰因果关系已经证伪了命题三，初步支持了命题二。但由于格兰杰因果关系只表明先动和后动的关系，并不能说明经济意义上的因果联系，所以国际农产品价格对国内农产品价格的影响作用还需要进一步验证。

表 4 中滞后项的估计结果可以反映出国内外价格间短期的相互影响关系。国内农产品价格明显受到自身滞后项的影响，以大豆为例，第 1、2、9、10、11、12 期的滞后项均显著影响大豆的国内价格，特别是第 12 期滞后项，符号为正且 t 值很大，意味着一年之前的国内大豆价格同当期价格具有正的相关性，表明农产品生产和销售具有很强的周期性。其他几种价格也呈现出类似的情形。国际农产品价格的滞后项仅有少量几个显著，表明国际价格对国

⁸ 由于是月度数据，在进行协整检验时，我们按照卢锋、彭凯翔（2002）的处理方法，取滞后阶数为 12。

表4 国内外农产品价格的VEC估计

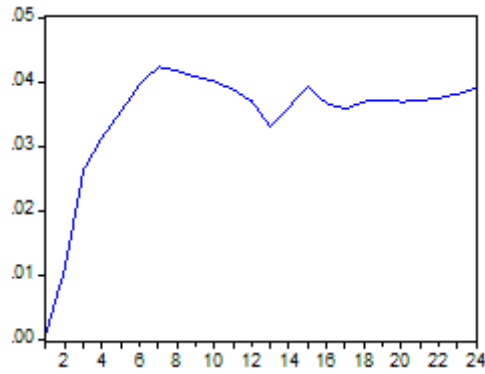
	食品		玉米		小麦		大米		大豆	
	国内 价格	国际 价格	国内 价格	国际 价格	国内 价格	国际 价格	国内 价格	国际 价格	国内 价格	国际 价格
协整向量	[1, -0.721]		[1, -1.117]		[1, -0.977]		[1, -1.582]		[1, -0.968]	
误差修正项	0.194 (3.002)	-0.056 (-1.098)	0.037 (2.164)	-0.064 (-1.473)	0.030 (2.210)	-0.033 (-0.817)	0.094 (1.616)	-0.032 (-1.001)	0.153 (3.028)	-0.057 (-0.860)
国内滞后1期	-0.307 (-3.412)						-0.516 (-4.207)		-0.235 (-2.989)	
国内滞后2期	-0.179 (-2.080)					-0.624 (-2.121)	-0.237 (-2.112)		-0.211 (-2.715)	
国内滞后5期					0.153 (1.605)					-0.194 (-2.118)
国内滞后8期					-0.174 (-1.846)					
国内滞后9期		0.150 (2.226)							-0.153 (-1.959)	
国内滞后10期								-0.095 (-1.831)	-0.214 (-2.519)	
国内滞后11期	-0.173 (-1.677)								-0.341 (-3.601)	
国内滞后12期	0.352 (3.538)	-0.163 (-2.081)	0.560 (6.279)		0.284 (2.878)				0.525 (5.667)	
国际滞后1期		0.526 (4.701)	0.132 (3.148)	0.268 (2.539)				0.706 (5.693)		0.415 (3.473)
国际滞后2期	0.308 (1.917)									
国际滞后4期							-0.516 (-2.076)			
国际滞后7期		-0.264 (-2.500)								
国际滞后10期								0.211 (2.196)		
国际滞后11期										0.259 (2.308)
国际滞后12期		-0.238 (-1.989)	-0.073 (-1.698)							

括号中为t值，本文只报告了t值大于1.6的各项系数。t值小于1.6的估计系数被认为不显著而未报出。

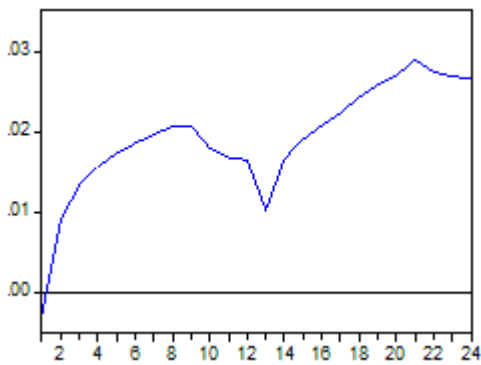
内价格的短期效应并不明显。另外，各类农产品国际价格的1期滞后项均显著，国内及国际价格其他各期的滞后项仅有少量显著，表明国内农产品价格在短期对国际农产品价格的影响也十分有限。

表4中的协整向量可以表明国内外农产品市场的整合程度。从整体食品价格指数来看，协整向量[1, -0.721]表明国际食品价格指数上涨1%，国内食品价格指数便上涨0.721%，二者

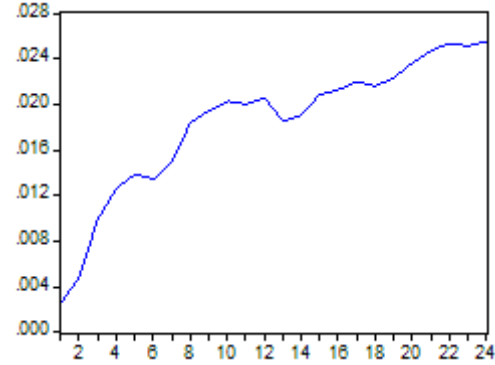
(a)国内食品价格对国际食品价格冲击的响应



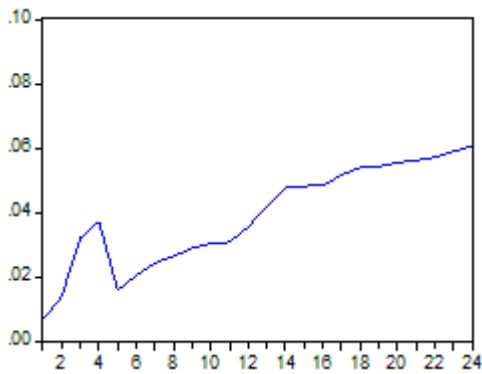
(b)国内玉米价格对国际玉米价格冲击的响应



(c)国内小麦价格对国际小麦价格冲击的响应



(d)国内大米价格对国际大米价格冲击的响应



(e)国内大豆价格对国际大豆价格冲击的响应

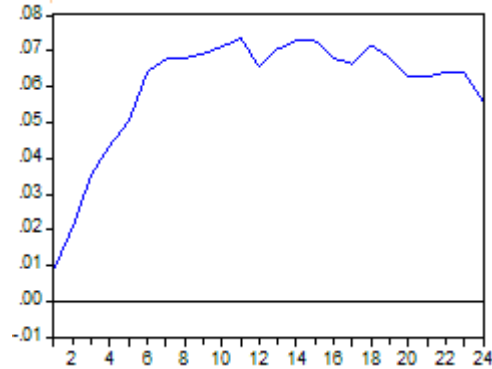


图 1 国内农产品价格对国际农产品价格冲击的响应

的协同程度较高。从单种农产品价格来看，国内外农产品市场高度整合，对于小麦和大豆来说，国际价格上涨 1%，国内价格上涨幅度接近 1%；对于玉米和大米来说，国际价格上涨 1%，国内价格上涨幅度则分别为 1.1%和 1.6%，这种“超整合状态”一方面说明了国内外价格变动的高度一致性，另一方面，国内价格变动幅度超过国际价格变动幅度也意味着国内农产品价格变动不仅仅由国际价格引起，其影响因素还来自于其他方面。

观察国内农产品价格对国际农产品价格冲击所做出的动态反应，我们描绘出相应的脉冲响应函数（图 1）。可以看出，对于整体食品价格来说，当在本期给出国际价格一个标准差的冲击时，对国内食品价格的影响逐步加大，到第 6 期时影响达到顶峰，此后一直保持在大致相同的水平上。在玉米市场上，国际价格冲击的影响是先持续上升，到第 8 期之后下降，第 13 期之后大幅上升，到 22 期之后维持在较稳定的水平上。小麦和大米的国内价格对国际

价格冲击的反应则是在 24 期的范围内持续上升。大豆市场上对冲击的反应是在第 6 期达到顶峰，此后有小幅震荡，到第 24 期时有缓慢下降趋势。这些状况都表明，国际农产品价格对国内农产品价格具有较为持久的影响。

接下来进行方差分解，将 VEC 模型的预测均方差分解成国内外价格冲击的贡献，以考察每种价格冲击的相对重要性（表 5）。在第 2 期，国内食品价格指数的波动几乎全部可以由自身的新息来解释，而到第 3 期，自身影响的贡献骤降至 73%，到第 6 期已降至 50% 以下。考察较长时期，到第 24 期，国际食品价格指数对国内价格变动的贡献已高达四分之三，这样的结果进一步表明国际食品价格对中国食品价格具有很强的影响作用。具体产品的价格也呈现出类似的情形，到第 24 期，国际价格贡献最小的产品是玉米，但也达到了 41%，而小麦、大米和大豆的国际价格贡献分别为 56%、63% 和 88%。这样，VEC 分析的结论进一步被证实，命题二的假说得到了一定的支持，国际农产品价格对国内农产品价格具有格兰杰意义上的影响作用。那么，国际价格对国内价格是否具有经济意义上的影响，以及具体的影响机制和影响强度将在后面的回归分析中讨论。

表 5 国内农产品价格波动的方差分解

时期	国内食品价格指数			国内玉米价格			国内小麦价格			国内大米价格			国内大豆价格		
	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格	标准差	国内价格	国际价格
1	0.038	99.92	0.082	0.027	99.11	0.892	0.024	98.85	1.153	0.091	99.44	0.555	0.053	97.05	2.947
2	0.045	93.94	6.058	0.038	93.87	6.129	0.034	97.41	2.589	0.097	97.40	2.595	0.066	88.03	11.97
3	0.055	73.06	26.94	0.047	88.09	11.91	0.041	92.24	7.759	0.108	88.99	11.01	0.078	70.64	29.36
4	0.067	59.73	40.28	0.055	83.32	16.68	0.047	86.83	13.17	0.121	81.82	18.18	0.094	57.97	42.03
5	0.078	50.24	49.76	0.063	79.39	20.61	0.052	82.31	17.69	0.126	81.70	18.30	0.110	48.63	51.37
6	0.090	42.76	57.24	0.069	76.04	23.96	0.058	80.23	19.77	0.132	80.96	19.04	0.130	39.07	60.93
.....															
24	0.203	25.39	74.61	0.156	59.30	40.70	0.127	44.07	55.93	0.260	37.05	62.95	0.324	11.83	88.17

（二）国际农产品价格对国内农产品价格的影响

我们根据（4）式，首先使用月度数据，以各种农产品的国内价格为被解释变量，相关的影响因素为解释变量进行 OLS 回归。如表 1 所示，人口、受灾情况、粮食库存为年度数据，农业生产成本变量为季度数据，我们按照 Trefler（2004）的方法，使用年度和季度数据与对应的月度数据相匹配，从而保证较大的样本数。一些变量具有相似的经济意义，衡量相似的影响因素，它们之间的相关系数也较高，我们进行多次回归，依次代入具有相似意义的变量，从而考察核心解释变量估计结果的稳健性。随后我们进行两种敏感性检验，一是将月度数据合并，使用季度数据回归；二是克服可能存在的内生性问题，使用联立方程进行回归。

1、基准检验

当考察国内食品价格指数的影响因素时，国际食品价格指数的估计系数为 0.393，在 1% 的显著性水平下显著（表 6）。由于变量均为对数形式，所以估计系数具有弹性的含义，即国际食品价格指数每上升 1%，国内指数上升接近 0.4%。因为估计值是在控制了其他一系列影响因素的前提下得出的，国内价格对国际价格变动的弹性在 0.4 左右，不仅同直觉相符，在经济意义上也是合理的。调整的 R^2 达到了 0.967， F 值为 280，表明计量模型的拟合程度很好。当然，使用时间序列数据可能存在虚假回归，我们对残差序列进行了单位根检验，ADF 统计量为 -5.467，小于 1% 水平的临界值，意味着残差序列是平稳的，排除了虚假回归的可能性。这样的结果意味着国际食品价格指数对国内食品价格指数存在着经济意义上的影响，

表 6 中国农产品价格的影响因素

被解释变量 解释变量	食品价格指数		玉米价格		小麦价格		大米价格		大豆价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
常数	104.3*** (30.52)	74.36*** (21.28)	21.41 (28.30)	13.31 (18.47)	78.15*** (25.09)	38.89** (15.43)	129.9*** (42.31)	102.9*** (31.58)	170.9*** (40.08)	134.3*** (30.04)
P_g^f	0.393*** (0.074)	0.381*** (0.064)								
P_c^f			0.219*** (0.034)	0.219*** (0.031)						
P_w^f					0.043** (0.021)	0.056*** (0.021)				
P_r^f							0.191** (0.085)	0.265*** (0.076)		
P_s^f									0.329*** (0.046)	0.199*** (0.048)
Vad	-0.015 (0.060)		0.122** (0.054)		0.032 (0.038)		0.035 (0.083)		0.033 (0.077)	
Conf		0.598*** (0.227)		0.710*** (0.220)		0.059 (0.173)		0.971*** (0.356)		0.877** (0.352)
Pop	7.935*** (2.760)	5.378*** (2.000)	27.61*** (2.564)	56.87*** (1.710)	18.10*** (1.762)	20.37*** (1.460)	10.55*** (3.775)	9.435*** (2.864)	13.33*** (3.460)	10.572*** (2.711)
Coal	0.037*** (0.013)		0.092*** (0.023)		0.052*** (0.016)		0.050*** (0.004)		0.068* (0.035)	
Crudeoil		0.050* (0.027)		0.116*** (0.022)		0.213*** (0.017)		0.061* (0.035)		0.034** (0.015)
Biofuel	0.245*** (0.048)	0.430*** (0.041)	0.242*** (0.043)	0.339*** (0.037)	0.034** (0.015)	0.055** (0.027)	0.156** (0.074)	0.158*** (0.064)	0.274*** (0.065)	0.437*** (0.094)
Proexp	-0.007 (0.018)		-0.006 (0.016)		-0.006 (0.011)		0.054** (0.025)		0.002 (0.023)	
Fixexp		-0.007 (0.032)		-0.026 (0.029)		0.021 (0.023)		-0.031 (0.048)		0.033 (0.045)
Disa1	0.326*** (0.063)		0.315*** (0.059)		0.278*** (0.024)		0.427*** (0.087)		0.802*** (0.118)	
Disa2		0.241*** (0.034)		0.151*** (0.030)		0.271*** (0.023)		0.274*** (0.046)		0.507*** (0.082)
Exch	-1.352*** (0.472)	-1.118*** (0.388)	-1.739*** (0.409)	-0.721** (0.319)	-1.371*** (0.295)	-1.409*** (0.288)	-0.930** (0.532)	-1.396*** (0.542)	-1.159* (0.590)	-0.406 (0.481)
M2	0.506*** (0.180)	0.458*** (0.126)	0.386*** (0.171)	0.603*** (0.103)	0.342*** (0.121)	0.381*** (0.089)	0.884*** (0.251)	0.772*** (0.170)	0.667*** (0.214)	0.694*** (0.137)
Reser	0.0003 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.0003 (0.003)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.001 (0.005)
Stockg	-0.171*** (0.057)	-0.118** (0.06)								

Stockc			-0.136*** (0.051)	-0.170** (0.087)						
Stockw					-0.219*** (0.042)	-0.266*** (0.050)				
Stockr							-0.775*** (0.092)	-0.239*** (0.096)		
Stocks									-0.229*** (0.043)	-0.229*** (0.060)
调整的 R^2	0.967	0.974	0.968	0.975	0.984	0.984	0.944	0.951	0.951	0.954
F 统计量	280.7	355.1	283.7	361.2	573.4	566.2	158.1	179.7	182.6	195.5
ADF 统计量	-5.467	-7.311	-3.737	-5.670	-4.013	-6.475	-8.980	-9.607	-6.779	-8.256

注：括号中为标准差，***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上拒绝单位根的原假设。表 7 和表 8 与此相同。

是国内价格变动的显著原因。结合上一节的协整及 VEC 分析，命题二的理论假说得到了证实。

其他控制变量的估计结果并非本文关注的重点，但通过这些结果可以更充分地了解国内粮食价格变动的影响因素。大多数变量的符号都同预期相符，并且显著。粮食价格同人口、能源价格、受灾面积、货币发行量正相关，同汇率、粮食库存负相关，大规模使用生物燃料会带来食品价格上升。人均工业增加值、人均生产支出和外汇储备不显著，可能的原因是，工业增加值同 GDP 之间的变动趋势还存在差异，不能充分反映经济发展状况；人均生产支出仅为农业支出的一部分，无法全面反映农业生产成本的变动；外汇储备尽管与汇率不具有严重的多重共线性，但其对粮食价格的影响作用被汇率因素吸收，因而不显著。

用消费者信心指数代替人均工业增加值，原油价格代替煤炭价格，农业固定资产投资代替生产支出，成灾面积代替受灾面积，回归结果（2）同（1）之间并无显著差异， p_g^f 的估计系数为 0.381，且在 1%的水平下显著，表明我们的估计结果是稳健的。⁹此时消费者信心指数显著为证，支持了经济快速发展带动食品价格上涨的假说。原油价格的估计系数仍然为正，显著水平有所下降，可能是由于国际油价波动对中国农业生产成本只存在间接的传导作用。

类似地，使用具体农产品的国内价格作为被解释变量，估计结果在（3）至（10）列之中。玉米价格的国际价格弹性为 0.219，也具有合理的经济意义，而且变换控制变量之后的估计结果十分稳健。小麦的国际价格弹性较小，仅为 0.05 左右，而且在（5）中显著性水平也有所下降，表明国际小麦价格对国内小麦价格的影响作用十分有限，这在一定程度上反映了中国小麦贸易量很小（课题组，2007），从而同国外小麦市场相对隔绝的现状。大米、大豆价格的估计结果也证实了国际农产品价格对国内价格的显著影响，国外价格弹性的估计值介于 0.19 到 0.33 之间。

所有方程的拟合优度都很高，残差序列都通过了单位根检验，因而表 6 的结果证实了命题二的理论假说，也同时证实了命题四中的部分结论。

2、敏感性检验

以上通过变换控制变量进行回归，国际价格的估计系数始终显著为正，已经证明了估计结果的稳健性。我们将进一步进行各种敏感性检验。

⁹ 实际上，我们逐一变换解释变量进行回归，估计结果之间差异不大。限于篇幅，表 6 中只报告了同时变换四个解释变量的结果，感兴趣的读者可向作者索取各次回归结果。

表 7 敏感性检验：季度数据的回归

被解释变量 解释变量	食品价格指数		玉米价格		小麦价格		大米价格		大豆价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
P_x^f	0.298** (0.133)	0.289** (0.107)	0.174** (0.067)	0.195*** (0.068)	0.085 (0.053)	0.066 (0.040)	0.153 (0.103)	0.186** (0.088)	0.455*** (0.059)	0.310*** (0.068)
GDP	0.923*** (0.093)	1.071*** (0.109)	0.126*** (0.036)	0.298*** (0.096)	0.115*** (0.038)	0.145** (0.070)	0.829*** (0.110)	0.430*** (0.121)	0.198*** (0.096)	0.120*** (0.017)
调整的 R^2	0.973	0.980	0.975	0.974	0.973	0.986	0.978	0.975	0.978	0.969
F 统计量	115.6	156.3	123.0	118.0	110.5	220.5	150.0	121.7	138.0	98.75
ADF 统计量	-2.919	-5.114	-5.130	-4.935	-4.266	-3.875	-6.498	-6.478	-4.639	-4.900

注： $x=g$ 、 c 、 w 、 r 、 s 分别代表总体食品、玉米、小麦、大米和大豆，下表同。

表 8 敏感性检验：联立方程回归

被解释变量 解释变量	食品价格指数		玉米价格		小麦价格		大米价格		大豆价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
P_x^f	0.423*** (0.113)	0.386*** (0.093)	0.266*** (0.062)	0.231*** (0.048)	0.173*** (0.055)	0.087** (0.038)	0.279** (0.149)	0.308*** (0.127)	0.329*** (0.067)	0.190*** (0.070)
Future	0.661*** (0.054)	0.656*** (0.052)	0.910*** (0.070)	0.901*** (0.069)	0.761*** (0.093)	0.750*** (0.094)	1.175*** (0.132)	1.170*** (0.126)	1.082*** (0.021)	1.080*** (0.023)
R^2 (I)	0.959	0.973	0.964	0.974	0.949	0.982	0.934	0.945	0.950	0.953
R^2 (II)	0.724	0.718	0.734	0.728	0.524	0.514	0.604	0.594	0.958	0.957
对数似然比	243.8	247.6	218.9	226.5	213.0	221.7	116.1	115.9	268.9	271.1

注： R^2 (I)、 R^2 (II) 分别表示国内价格方程和国际价格方程的调整的 R^2 。

衡量经济发展水平最直接的指标是人均 GDP，2004 年之后国家统计局只公开发布季度 GDP 数据。为了同 GDP 数据的频度相匹配，我们将月度数据合并为季度数据，在小样本条件下考察国际农产品价格对国内价格的影响作用。由表 7 所示，国际农产品价格指数仍然为正，且大多在 5% 以上的水平上显著，估计的国外价格弹性也在合理的区间范围内。¹⁰但此时小麦价格方程的估计系数都不显著，连同表 6 的估计结果，表明在小麦市场上，国内外市场分割较为明显，国际小麦价格对国内小麦价格的影响作用有限。¹¹大米价格方程的两次估计中，有一次不显著，可能是合并数据造成了部分信息损失，小样本回归又造成了结果的偏差。在各个方程中，人均 GDP 的估计系数均显著为正，证实了命题四中经济发展水平拉动农产品价格上涨的假说。各方程残差均通过了平稳性检验。总体来看，使用季度数据的回归表明了国际农产品价格对国内农产品价格具有显著的影响作用，从而进一步证实了命题二。

表 4 的分析结果表明，尽管国内农产品价格在长期对国际价格不具有格兰杰意义的因果关系，但在短期会有一定的影响作用。而且近年来中国参与农产品贸易的程度不断加深，国内农产品价格可能会通过贸易渠道影响国际市场的供求关系从而影响国际价格。这意味着核心解释变量 P_g^f 可能具有内生性，为此有必要为 P_g^f 选取工具变量进行回归。我们选取国际农产品期货价格作为现货价格的工具变量，因为国际大宗商品交易中，期货交易常常会通过信息传递、影响预期等渠道影响现货价格；而国际期货交易对国内集贸市场上的农产品价格

¹⁰ 限于篇幅，表 7 和表 8 只报告了核心解释变量的估计结果，完整的估计结果可向作者索取。

¹¹ 我们说“作用有限”，而并非没有作用，是因为小样本估计可能会带来偏差，不显著的结果不完全可信。另外，如果放宽检验标准，历次小样本回归中，国际小麦价格在 15% 的水平上显著。

影响作用十分有限。限于数据的可获得性，我们只使用 CME 大豆期货价格，初步地进行克服内生性的尝试。我们采用完全信息极大似然法（FIML）进行联立方程估计，回归结果列于表 8 之中。

使用联立方程进行估计，国际农产品价格的估计系数仍然显著为正，且估计值略大于 OLS 的估计结果（比较表 6 中的结果）。食品指数的国际价格弹性达到了 0.4 左右，玉米在 0.25 左右，大米在 0.3 左右，而小麦的国际价格弹性的估计值有了较大幅度提高。非常有趣的是，由于工具变量是大豆期货价格，所以大豆的国际价格弹性同 OLS 估计几乎一致。在工具变量对国际价格的解释力方面，Future 的估计系数均显著为正，国际价格方程的拟合程度也较好，但在大豆价格的估计中，拟合程度最好，调整的 R^2 达到了 0.96。这样的结果说明了工具变量选取的合理性，并且进一步证明了本文估计结果的稳健性。至此，考虑了内生性问题的计量检验也支持了命题二的理论假说。

六、结论性评述

使用 2002 年 1 月至 2010 年 11 月的月度数据，通过时间序列分析，我们检验国内外农产品价格之间的因果联系。协整检验表明，国内外农产品市场存在着高度的整合关系；VEC 模型的估计结果验证了无论在长期还是短期，国际农产品价格对国内农产品价格都具有格兰杰意义上的因果作用；脉冲响应和方差分解显示国际农产品价格对国内农产品价格具有较为持久的影响。

在此基础上，我们纳入一系列影响国内农产品价格的变量进行回归分析，在控制了其他影响因素的条件下证实了国际农产品价格对国内价格具有经济意义上的显著影响。各种农产品的价格对相同产品国际价格的反应程度存在较大差异，玉米、大米、大豆的国际价格弹性处于 0.19 到 0.33 的区间范围之内，而小麦的国际价格弹性仅在 0.05 左右，整体食品价格指数的国际价格弹性接近 0.4。本文的经验研究结果可以为现实的农业政策与农业发展提供一些有益的洞察和启示。

目前，中国主要农产品价格仍然在很大程度上受到国际价格影响，而国际农产品价格近年来波动十分频繁，而且价格波动的驱动因素仍然十分活跃，如石油价格的不稳定性、生物能源的进一步开发使用、自然灾害、主要出口国的出口管制政策等。这样，中国的农产品价格在未来存在着极大的不确定性，由于农产品关系到国计民生，因而其价格波动，即使是暂时性波动都会对国民经济造成严重影响。特别是近年来农产品进口量持续增加，国际农产品价格的剧烈波动甚至会在一定程度上引发中国的粮食安全问题。本文的结论意味着，中国在未来为保证粮食安全、保持粮价稳定需要从内部和外部两方面着手解决问题。一方面大力强化农业的基础性地位，真正将农业视为衣食之源、生存之本，加大对农业的扶持力度，从资金、科技、流通体系等方面保障农业的健康发展；另一方面，加强自身在国际农产品市场上的谈判势力，积极地争取改善农产品贸易条件，改变以往在大宗商品贸易中“中国买，价格涨；中国卖，价格跌”的不利状况，从根本上平抑国际农产品价格波动造成的中国农产品价格上涨。

本文的计量结果表明，国内外农产品市场间高度的整合关系主要是通过国际贸易建立的。中国在小麦市场上进行严格的贸易管制，因而小麦进口量微乎其微，这样，相比于其他产品，小麦的国际价格弹性很低。这样的结论意味着加强国内农产品储备，对农产品贸易进行管制在很大程度上能抵御国际农产品市场价格波动对国内农产品价格的影响。当然，这并非强调一味地自给自足，而是强调扩大国内农产品产量和储备的重要性。另外，由于农产品贸易，特别是农产品进口在一定范围内是长期存在的，因此加强对国际农产品市场价格的监控，建立农产品价格预警机制，并通过财政补贴等手段平抑因国际价格波动而带来的国内农产品价格上涨，是政府未来需要努力的另一个方向。

参考文献:

- 程国强、胡冰川、徐雪高, 2008, “新一轮农产品价格上涨的影响分析”, 《管理世界》第1期。
- 丁守海, 2009, “国际粮价波动对我国粮价的影响分析”, 《经济科学》第2期。
- 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。
- 黄季焜、仇焕广, 2007, “全球及区域生物能源发展: 机遇与挑战”, 农业部2007生物质能源发展与农产品贸易研讨会讨论稿。
- 课题组, 2007, “国际市场粮价演变与国内粮价关系分析”, 《中国物价》第8期。
- 李国祥, 2008, “全球农产品价格上涨及其对中国农产品价格的影响”, 《农业展望》第7期。
- 林鑫、何凌云、安毅, 2010, “国际农产品价格波动对中国宏观经济影响效应研究——基于CGE模型”, 《中国农学通讯》第19期。
- 刘小铭, 2008, “我国粮食价格与居民消费价格关系研究”, 《经济问题探索》第4期。
- 罗锋、牛宝俊, 2009, “国际农产品价格波动对国内农产品价格的传递效应——基于VAR模型的实证研究”, 《国际贸易问题》第6期。
- 卢锋、彭凯翔, 2002, “中国粮价与通货膨胀关系(1987—1999)”, 《经济学季刊》第1卷第4期。
- 卢锋、谢亚, 2008, “我国粮食供求与价格走势(1980—2007)——粮价波动、宏观稳定及粮食安全问题探讨”, 《管理世界》第3期。
- 仇焕广、杨军、黄季焜, 2009, “生物燃料乙醇发展及其对近期粮食价格上涨的影响分析”, 《农业经济问题》第1期。
- 吴泰岳、李慧、张鹏, 2006, “粮食价格与居民消费价格关系的统计分析——1997.1—2005.4年粮价与物价的实证分析”, 《数学的实践与认识》第5期。
- 武拉平, 2000, 《农产品市场一体化研究》, 中国农业出版社。
- 肖争艳、安德燕、易娅莉, 2009, “国际大宗商品价格会影响我国CPI吗——基于BVAR模型的分析”, 《经济理论与经济管理》第8期。
- 张巨勇、于秉圭、方天, 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。
- 赵荣、乔娟, 2008 “中美棉花期货与现货价格传导关系比较分析”, 《中国农业大学学报》第13期。
- 钟甫宁, 2008, “如何看待当前国际粮食价格的上涨”, 上海交通大学安泰经济与管理学院工作论文。
- 周应恒、邹林刚, 2007, “中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究——基于VAR模型的实证分析”, 《农业技术经济》第1期。
- 周章跃、万广华, “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。
- Alexander, C, 1994, “Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market” [J], *Journal of Development Studies*, Vol.30, PP303-328.
- Asche, F, Bremnes, H., Wessells, C, 1999, “Product Aggregation, Market Integration, and Relationships Between Prices: An Application to World Salmon Markets” [J], *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.81, PP568-581.
- Dercon, S., 1995, “On Market Integration and Liberalization: Method and Application to Ethiopia” [J], *Journal of Development Studies*, Vol.32, PP112-143.
- Gonzalez-Rivera, G., Helfand, S. M, 2001, “The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market” [J], *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.83, PP576-592.
- Goodwin, B., 1992, “Multivariate Cointegration Tests and the Law of One Price in International Wheat Markets” [J], *Review of Agricultural Economics*, Vol.14, PP117-124.
- Goodwin, B., Piggott, N., 2001, “Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects” [J], *American*

Journal of Agricultural Economics, Vol.83, PP302-317.

Trefler, D., 2004, "The Long and Short of the Canada-U.S. Free Trade Agreement." *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, pp. 870-895.

Trostle, R., "Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices", *USDA Report*, 2008.

How Do Prices of Foreign Agricultural Products Affect Prices of Chinese Agricultural Products?

Abstract: This text, by using monthly data, explores whether prices of foreign agricultural products affect Chinese domestic prices of foreign agricultural products. We also explore the degree of effect and possible affecting mechanism. Other factors controlled, we certify that foreign prices have affected domestic prices significantly by economic sense. Degree of response to foreign prices differs among various kinds of agricultural products. Foreign price elasticity of corn, rice and soybean's domestic price range from 0.19 to 0.33, but elasticity of wheat's domestic price is only 0.05. Chinese government should alleviate price rising aroused by foreign market through the means of supporting agriculture more, enlarging stock of agricultural products, and subsidizing domestic agriculture.

Keywords: Prices of Agricultural Products; Market Integration; Foreign Price Elasticity; Trade of Agricultural Products