

中美白糖期货市场价格发现功能的比较研究 ——基于 2006—2008 年的时间序列数据

徐欣¹, 王沈南², 郑传芳¹

(1. 福建农林大学 经济管理学院, 福州 350002; 2. 北京工商大学 经济学院, 北京 100037)

摘要: 本文运用协整分析、Granger 因果检验、误差修正模型、信息共享模型、方差分解模型和脉冲响应函数, 对 2006—2008 年中美两国白糖期现货市场价格之间的长短期变动关系进行了计量分析与横向对比。研究发现, 我国白糖期货市场价格发现功能已初步显现, 但我国白糖期货市场中期货价格对现货价格的引导作用与美国的成熟市场还存在较大差距, 我国白糖期货市场价格发现功能的发挥水平还有待提高。

关键词: 白糖期货市场; 价格发现功能; 对比分析

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2010)02-0107-08

1 研究背景

中国是世界上重要食糖生产和消费国之一。根据 USDA 的最新数据, 2007/08 榨季, 我国食糖产量占全球的 8.87%, 消费量占全球的 5.58%。食糖已成为我国一种非常重要的大宗商品。自从 1992 年我国食糖流通体制改革以来, 由于食糖相对其他农产品市场化程度较高, 国家对其价格的干预程度较低, 市场机制在价格形成过程中起主导作用, 因此, 在各种因素的影响下食糖价格呈现频繁的周期性波动, 糖料生产进入“蛛网陷阱”, 整个中国糖业产业链面临巨大的市场风险。为了满足现货企业风险管理的需求, 促进我国糖业稳定健康发展, 2006 年 1 月 6 日郑州商品交易所上市白糖期货。上市 3 年以来, 市场参与者日益广泛, 交易量和持仓量稳步增长。2006 年, 白糖期货年成交量仅 5868 万手, 成交额仅 2.35 万亿元; 而 2008 年, 白糖期货年成交量 33092.95 万手, 占当年全国期货市场成交总量的 24.26%, 成交额 11.87 万亿元, 占当年全国期货市场成交总额的 16.51%。从各品种在期货市场成交额中所占比例来看, 白糖期货一跃成为我国期货交易规模第一的期货品种。不仅如此, 2008 年, 郑州白糖期货合约还成为全球交易量排名第一的商品期货合约。

由于我国白糖期货推出之后价格波动频繁、交易非常活跃, 因此, 一度在国内引起了较大的争议: 白糖期货市场的价格发现功能发挥了多少? 它到底

是不是一个纯粹投机市场? 本文通过实证方法研究中国白糖期货市场的价格发现功能, 探讨白糖期货价格是否发挥了对现货价格的引导作用, 特别是通过对比发达国家白糖期货市场价格发现功能发挥情况, 寻找差距, 对于促进我国白糖期货市场乃至整个食糖产业的稳定发展具有重要的现实意义。

1.1 期货市场价格发现功能的国外探讨

在理论研究上, 国外学者对于期货市场的价格发现功能主要提出了以下观点: Working^[1] 认为商品期货价格可作为对现货价格的预期报价, 期货价格代表了一切可能价格的市场表达, 这一观点得到经济学家的普遍认同。此外, Working^[2] 在总结信赖先行价格学说中指出, 期货价格是基于当前和可能的供求条件下可利用信息的高度可靠的估计, 其价格的改变主要是对市场供求状况的反映。Fama^[3] 提出的市场有效理论, 认为如果市场是完全有效的, 那么在任何时点上期货价格都应该充分地反映所有可以获得的市场信息。Hanson 和 Hodrick^[4] 则将期货的价格发现功能表述为期货价格是最后交易日现货价格的无偏估计, 这也为对期货价格发现功能的实证检验提供了基础。Telser^[5] 认为有组织的期货市场在预测功能上更加有效。一个有组织的期货市场有助于陌生人之间的交易, 该观点强调一个有组织的期货市场给合法商人提供了一种套期保值的方法, 以便他们可以抵御价格风险。Brannen 和 Ulveling^[6] 比较了在没有期货市场环境中当前现货价格对于未来现货价格的预测程度以及

收稿日期: 2009-12-17

基金项目: 农业部、财政部“现代农业(甘蔗)产业技术体系建设”专项经费资助项目(NYCYTX-024-01-19)

作者简介: 徐欣(1984—), 男, 湖南岳阳人, 福建农林大学经济管理学院博士研究生, 农业部农村经济研究中心助理研究员, 研究方向: 农业经济理论与政策; 王沈南(1985—), 男, 辽宁沈阳人, 北京工商大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 证券与期货市场; 郑传芳(1953—), 男, 福建福清人, 福建农林大学经济管理学院教授, 博士生导师, 博士, 研究方向: 农业经济理论与政策。

建立期货交易后价格系统的预测效力,结果显示,在无期货市场环境下,未来现货价格预测的不可操作与期货市场的后续发展具有正向关联。

在期货价格发现功能研究的计量方法使用上, Hartzmark、Joseph 等分别运用不同的协整方法,对美国的棉花、小麦、玉米、大豆等期货市场进行了实证检验,证明了期货市场发现价格功能的确存在^[7]。而 Fortenbery 和 Zapata^[8]进一步运用 Johansen 协整和 ECM 模型,研究发现不同现货报价由于受到地域因素的影响,因此期货价格在对当地现货价格的发现上受到限制,而长期存在均衡关系的市场上,单个作物年度内可能因为短期因素影响协整关系存在偏差。Wilson Liu^[9]运用 Perron 单位根检验和多变量自回归模型检验了生猪、玉米和大豆 3 个品种间的期货产品利润和美国农业部公布的现货利润间的协整关系,扩展了价格发现的范围。

1.2 我国白糖期货市场与现货市场的相关研究

司伟^[10]研究发现中国各个食糖市场之间、国际食糖现货市场和国内不同区域的食糖市场之间均存在长期协整关系,国际食糖市场价格变化领先于中国食糖市场价格的变化。从短期来看,国际食糖市场价格的变化不会立刻引起中国国内食糖市场价格的变化。赵春芬^[11]从中国白糖期货价格和现货价格之间的关系入手,利用相关性分析、协整检验、Granger 因果关系检验计量方法初步实证检验白糖期价和现货价格之间的关系状况。李晔^[12]主要对郑州白糖市场的期货价格、现货价格以及 NYBOT 市场的期货价格进行了检验,研究发现期货价格能够引导现货价格,已初步发挥了价格发现的功能。严莉娟、武大雪^[13]从价格有效性入手,实证检验白糖期货价格和现货价格之间的关系,并认为我国白糖期货市场已经具有弱式有效性。杨照东、魏振祥^[14]对郑州白糖期货和纽约白糖期货、郑州白糖期货和南宁白糖现货价格相关性和相互引导关系进行了分析。梁权熙^[15]借助 ADF 检验、协整检验、Granger 因果检验和基差分析等方法,从价格发现和风险转移功能的发挥两方面实证分析郑州白糖期货市场对于广西糖业产业的促进和保障作用,提出通过期货市场促进广西糖业发展的结论。

由于我国白糖期货上市时间不长,通过实证方法深入研究白糖期货的文章还不多,且研究者所用方法大多比较单一,一些新的实证方法如脉冲响应函数、信息共享模型还未见使用。因此,本文综合运用国内外研究期货价格发现功能的主要计量方法,对白糖期货市场进行了较为全面的实证分析。另外,我国白糖期货上市时间短,价格发现功能发挥

有所局限,因此,本文对发展较为成熟美国白糖期货市场也进行了检验,并将两者进行横向对比,以衡量我国白糖期货市场价格发现功能现阶段与美国存在的差距。

2 研究方法和数据处理说明

2.1 主要研究方法简介

本文主要运用了以下计量方法:ADF 检验、协整分析、Granger 因果分析、误差修正模型(ECM)、信息共享模型、方差分解法、脉冲响应函数(IRF)。

协整分析反映期货价格、现货价格之间的长期稳定关系;误差修正模型反映了期现货价格短期变动关系,以及短期变动调整至长期均衡的过程;Granger 因果分析反映了期货价格和现货价格两者内在关系上,哪个是 Granger 意义上的原因和结果;信息共享模型衡量当系统偏离均衡状态时,期货价格和现货价格的调整速度和方向,从而判断出期货市场和现货市场在价格发现功能中所处的地位。方差分解法分析每一个结构冲击对内生变量变化(通过常用方差来度量)的贡献度。为进一步刻画期货价格变动与现货价格变动之间的相互影响,我们应用脉冲响应函数进行研究。脉冲响应函数的主要思想是分析信息共享模型中残差项的一个标准差对期货价格和现货价格变动的冲击作用。

2.2 数据来源

本文国内数据期货价格选取的是郑州商品交易所(Zhengzhou Commodity Exchange, ZCE)白糖期货连续合约日收盘价格,现货价格选取得是比较有影响力的柳州白糖交易市场(Liuzhou Sugar Exchange)每日收盘价格,时间跨度为 2006 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日,共 638 组期现价数据,数据来自郑州商品交易所网站。美国数据期货价格选取纽约商品交易所(New York Board of Trade, NYBOT)白糖期货连续合约日收盘价格,现货价格选取比较有影响力的 CSCE(Coffee Sugar and Cocoa Exchange, CSCE)原糖价格,时间跨度也是从 2006 年 1 月 1 日到 2008 年 12 月 31 日,共 639 组期现价数据,数据来自郑州商品交易所网站和中国糖业交易网。两组数据均作取对数处理。

3 实证检验结果

3.1 单位根检验

如果两变量均为非稳定变量,则可能存在协整关系,协整检验要求这两个变量必须拥有同阶单位根,并且两变量的一个线性组合是平稳的。因此,要检验期现货价格之间是否存在协整关系,首先要检

验每个价格序列是否存在单位根,即对价格序列的平稳性进行检验。因此,首先需要对所研究市场的

价格序列数据用 ADF 法进行单位根检验。检验的原假设是序列存在单位根。检验结果如表 1 所示。

表 1 中美白糖期货现货价格序列的单位根检验结果

| 水平的 ADF 检验 | | | 一阶差分后的 ADF 检验结果 | | | 不同显著性水平的临界值 | | |
|------------|---------|-------|-----------------|---------|-------|-------------|--------|---------|
| 项目 | ADF 检验值 | P 值 | 项目 | ADF 检验值 | P 值 | 1%的临界值 | 5%的临界值 | 10%的临界值 |
| LnZCE | -1.162 | 0.693 | LnZSE | -6.984 | 0.000 | -3.441 | -2.866 | -2.569 |
| LnLZ | -1.995 | 0.289 | LnLZ | -25.003 | 0.000 | -3.440 | -2.866 | -2.569 |
| LnNYBOT | -1.634 | 0.464 | LnNYBOT | -23.543 | 0.000 | -3.440 | -2.866 | -2.569 |
| LnCSCE | -1.610 | 0.477 | LnCSCE | -25.516 | 0.000 | -3.440 | -2.866 | -2.569 |

注:LnZCE 表示对郑州商品交易所白糖期货价格取对数后的序列;LnLZ 表示对柳州白糖价格取对数后的序列;LnNYBOT 表示对纽约商品交易所白糖期货价格取对数后的序列;LnCSCE 表示对 CSCE 白糖价格取对数后的序列。后文如再次出现均表示相同含义。

考虑到序列的趋势特征,水平序列采用含趋势项和常数项的检验方法,差分序列采用不含趋势项和常数项的检验方法。从水平的 ADF 检验结果可以看出,在 10% 的显著性水平下,中美两地期货价格和现货价格序列均不能拒绝原假设,其是不平稳的。但在一阶差分后,在 1% 的显著性水平下均可以拒绝原假设,即不存在单位根。由此可见,中美两国期货价格和现货价格序列均是 1 阶单整的,满足

协整分析的前提条件。

3.2 协整检验

3.2.1 EG 两步法检验结果

采用 Engle 和 Granger^[16] 发展的 EG 两步法,首先将中美两地现货价格分别对相应的期货价格做线性回归;然后对残差进行单位根检验,如果残差是平稳序列则说明存在协整关系。检验结果如表 2 所示。

表 2 中美期现货价格序列的协整检验结果

| 项目 | 协整分析 | 残差的 ADF 检验值 | P 值 | ADF 检验临界值 | |
|----|--|-------------|-------|-----------|--------|
| | | | | 1% | 5% |
| 中国 | LnLZ=0.903 xLnZCE+0.795 (30.235) (3.220) R ² =0.589;F=914.139 | -3.328 | 0.063 | 1% | -3.973 |
| | | | | 5% | -3.417 |
| | | | | 10% | -3.131 |
| 美国 | LnCSCE=0.795 xLnNYBOT+0.629 (94.333) (29.940) R ² =0.933;F=8898.895 | -2.423 | 0.015 | 1% | -2.569 |
| | | | | 5% | -1.941 |
| | | | | 10% | -1.616 |

通过回归方程残差序列的估计,以及残差 ADF 检验结果表明,在 10% 的显著性水平下可以拒绝我国期现货市场之间不存在协整关系的假设,这说明 ZCE 白糖期货价格序列和柳州现货价格序列之间存在着长期均衡关系;在 5% 的显著性水平下可以拒绝美国期现货市场之间不存在协整关系的假设,这说明纽约 NYBOT 期货价格序列和 CSCE 现货价格序列之间存在着长期均衡关系。尽管两组数据说明中美两国白糖期现货价格均存在长期稳定关系,

但美国市场的显著性水平更高,说明美国白糖市场期现货价格的长期联系更为紧密。

3.2.2 Johansen 协整检验结果

采用 Johansen 协整模型也可以进行协整关系检验,该方法通过计算迹统计量和最大特征值统计量,并与临界值进行比较从而由少至多地逐步检验序列存在的协整关系个数。检验结果如表 3、表 4 所示。

表 3 中美期现货价格序列的协整检验结果(迹统计量)

| 检验市场 | 滞后阶数 | 原假设下协整关系个数 | 特征值 | 迹统计量 | 5%临界值 | p 值 |
|------|------|------------|-------|--------|--------|-------|
| 中国市场 | 3 | r=0 | 0.031 | 26.053 | 25.872 | 0.048 |
| | | r≤1 | 0.009 | 6.026 | 12.518 | 0.457 |
| 美国市场 | 2 | r=0 | 0.038 | 27.445 | 18.398 | 0.002 |
| | | r≤1 | 0.004 | 2.602 | 3.841 | 0.107 |

表 4 中美期现货价格序列的协整检验结果(最大特征值统计量)

| 检验市场 | 滞后阶数 | 原假设下协整关系个数 | 特征值 | 最大特征值统计量 | 5%临界值 | p 值 |
|------|------|------------|-------|----------|--------|-------|
| 中国市场 | 3 | r=0 | 0.031 | 20.028 | 19.387 | 0.040 |
| | | r≤1 | 0.009 | 6.026 | 12.518 | 0.457 |
| 美国市场 | 2 | r=0 | 0.038 | 24.843 | 17.148 | 0.003 |
| | | r≤1 | 0.004 | 2.602 | 3.841 | 0.107 |

滞后阶数由 SC 原则确定。通过对迹统计量和

最大特征值统计量临界值的计算,在 5% 的显著性

水平下可以拒绝我国期现货市场之间不存在协整关系的假设,而接受(不拒绝)存在一个协整关系的假设,说明 ZCE 白糖期货价格序列和柳州现货价格序列之间存在着长期均衡关系;同样地,在 1% 的显著性水平下也可以拒绝美国期现货市场之间不存在协整关系的假设,接受(不拒绝)存在一个协整关系的假设,说明纽约 NYBOT 期货价格序列和 CSCE 现货价格序列之间也存在着长期均衡关系。美国市场的显著性水平明显更高,这与 EG 两步法检验基本结果一致。

3.3 误差修正模型

协整模型主要用来考察几个变量间的长期均衡关系,而误差修正模型可用来说明变量间的短期变动关系,以及短期变动调整至长期均衡的过程。在协整检验的基础上,我们建立误差修正模型来分析两国白糖期货价格与现货价格的短期变动关系。结果见表 5 和表 6。

3.3.1 中国白糖期现货市场价格误差修正模型

$$DLnLZ = -0.017 \times ECM(-1) + 0.200 \times DLnZCE + 0.133 \times DLnZCE(-1) + 0.159 \times DLnZCE(-2) - 0.245 \times DLnLZ(-1) - 0.283 \times DLnLZ(-2) - 0.001。$$

表 5 中国期现货价格序列误差修正模型检验结果

| 变量 | 系数 | 标准差 | t-统计量 | P 值 |
|------------|--------|-------|--------|-------|
| ECM(-1) | -0.017 | 0.011 | -1.590 | 0.012 |
| DLnZCE | 0.200 | 0.054 | 3.702 | 0.000 |
| DLnZCE(-1) | 0.133 | 0.054 | 2.441 | 0.015 |
| DLnZCE(-2) | 0.159 | 0.055 | 2.918 | 0.004 |
| DLnLZ(-1) | -0.245 | 0.039 | -6.336 | 0.000 |
| DLnLZ(-2) | -0.283 | 0.038 | -7.411 | 0.000 |
| C | -0.001 | 0.001 | -0.863 | 0.389 |

注:ECM(-1)表示误差修正项滞后一期,DLnZCE表示对LnZCE序列取一阶差分,同理于DLnLZ;DLnZCE(-1)表示对DLnZCE序列取滞后一期,同理于DLnLZ(-1)、DLnZCE(-2)、DLnLZ(-2)。

3.3.2 美国白糖期现货市场价格误差修正模型

$$DLnCSCE = -0.025 \times ECM(-1) + 0.636 \times DLnNYBOT + 0.315 \times DLnNYBOT(-1) + 0.098 \times DLnNYBOT(-2) - 0.283 \times DLnCSCE(-1) - 0.114 \times DLnCSCE(-2) + 0.001。$$

表 6 美国期现货价格序列误差修正模型检验结果

| 变量 | 系数 | 标准差 | t-统计量 | P 值 |
|--------------|--------|-------|--------|-------|
| ECM(-1) | -0.025 | 0.013 | -2.032 | 0.043 |
| DLnNYBOT | 0.636 | 0.022 | 28.585 | 0.000 |
| DLnNYBOT(-1) | 0.315 | 0.034 | 9.319 | 0.000 |
| DLnNYBOT(-2) | 0.098 | 0.035 | 2.766 | 0.006 |
| DLnCSCE(-1) | -0.283 | 0.041 | -6.978 | 0.000 |
| DLnCSCE(-2) | -0.114 | 0.039 | -2.909 | 0.004 |
| C | 0.000 | 0.001 | 0.334 | 0.739 |

注:DLnNYBOT表示对LnNYBOT序列取一阶差分,同理于DLnCSCE;DLnNYBOT(-1)表示对DLnNYBOT序列取滞后一期,同理于DLnCSCE(-1)、DLnNYBOT(-2)、DLnCSCE(-2)。

从上面的结果看,模型中两国期货价格以及滞后后期的系数显著异于零,表明中美两国白糖市场期货价格的变动均领先于现货价格的变动,短期内期货价格变动和现货价格的变动具有 Granger 意义上的因果关系,美国市场各项系数显著性水平更高。两个模型中的误差修正项系数在 5% 显著性水平下也都能通过异于零的检验,这表明两国期现货价格之间存在的长期均衡关系对短期内现货价格的变动均有着显著的影响,而考虑到两个模型中误差修正项系数均为负数,说明这种影响是一种背离现货价格原有的趋势而走向它们之间长期均衡关系的一种影响。

3.4 Granger 因果检验

协整检验告诉我们变量之间是否存在长期的均衡关系,但是这种长期均衡关系是否构成因果关系还需要进一步验证,利用格兰杰因果检验(Granger causality test),我们可以研究现货价格和期货价格序列之间的 Granger 因果关系。检验结果如表 7 所示。

在格兰杰因果检验中,根据 AIC 准则我们选取滞后期为 2 期(实际上我们选取滞后 1~6 期的结论也均一致,仅在显著性水平上有所差别),结果表明:在检验的原假设“ZCE 不是 LZ 的 Granger 原因”时,伴随概率为 0.017,能通过 5% 显著性水平的检验,我们拒绝 ZCE 不是 LZ 的 Granger 原因的原假设,也就是说在 5% 显著性水平下,郑州白糖期货价格序列是柳州现货价格的 Granger 原因;但反过来,伴随概率为 0.183,不能通过检验,因此,柳州现货价格不是郑州白糖期货价格的 Granger 原因。

表 7 中美期现货价格序列的格兰杰因果检验结果

| 原假设 | 观测数 | F 统计量 | 伴随概率 | 结果 |
|----------------------------|-----|--------|-------|------|
| ZCE 不是 LZ 的 Granger 原因 | 636 | 4.076 | 0.017 | 拒绝 |
| LZ 不是 ZCE 的 Granger 原因 | 636 | 1.703 | 0.183 | 无法拒绝 |
| 原假设 | 观测数 | F 统计量 | 伴随概率 | 结果 |
| NYBOT 不是 CSCE 的 Granger 原因 | 637 | 42.411 | 0.000 | 拒绝 |
| CSCE 不是 NYBOT 的 Granger 原因 | 637 | 6.680 | 0.001 | 拒绝 |

在检验的原假设是“*NYBOT* 不是 *CSCE* 的 Granger 原因”时,从上面的结果看,伴随概率为 0.000,能通过 1% 显著性水平的检验,我们拒绝 *NYBOT* 不是 *CSCE* 的 Granger 原因的原假设,也就是说在 1% 显著性水平下,纽约白糖期货价格序列是 *CSCE* 现货价格的 Granger 原因。反过来的伴随概率为 0.001,也能通过 1% 显著性水平的检验,因此,也就是说在 1% 显著性水平下,*CSCE* 现货价格也是纽约白糖期货价格的 Granger 原因。

由此可见,中美两国期现货市场的价格引导关系存在差异,我国白糖期货价格对现货价格存在显著的引导关系,但现货价格对期货价格的引导关系却不显著。美国白糖期货价格和现货价格存在显著的相互引导关系。从这个角度也说明美国市场相对于我国市场期现货价格联系程度更为紧密。

表 8 中国市场期现货价格信息共享模型估计结果

| 项目 | 说明 | $ECM(-1)$ | $D(LnZCE(-1))$ | $D(LnZCE(-2))$ | $D(LnZCE(-3))$ | $D(LnLZ(-1))$ | $D(LnLZ(-2))$ | $D(LnLZ(-3))$ |
|------------|-----|-----------|----------------|----------------|----------------|---------------|---------------|---------------|
| $D(LnLZ)$ | 系数 | -0.012 | 0.145 | 0.170 | 0.017 | -0.271 | -0.304 | -0.090 |
| | 标准误 | 0.005 | 0.038 | 0.075 | 0.021 | 0.069 | 0.263 | 0.032 |
| | T 值 | -2.609 | 3.855 | 2.261 | 0.791 | -3.917 | -1.154 | -2.825 |
| $D(LnZCE)$ | 系数 | 0.011 | -0.002 | -0.005 | -0.013 | 0.035 | 0.043 | 0.093 |
| | 标准误 | 0.010 | 0.001 | 0.003 | 0.033 | 0.037 | 0.052 | 0.066 |
| | T 值 | 1.074 | -2.261 | -1.555 | -0.398 | 0.947 | 0.825 | 1.415 |

3.5.2 美国市场期现货价格信息共享模型

$$D(LnCSCE) = -0.025 \times ECM(-1) - 0.424 \times D(LnCSCE(-1)) + 0.450 \times D(LnNYBOT(-1)) - 0.114 \times D(LnCSCE(-2)) + 0.104 \times D(LnNYBOT(-2)) - 0.002; \quad (4)$$

表 9 美国市场期现货价格信息共享模型估计结果

| 项目 | 说明 | $ECM(-1)$ | $D(LnNYBOT(-1))$ | $D(LnNYBOT(-2))$ | $D(LnCSCE(-1))$ | $D(LnCSCE(-2))$ |
|--------------|-----|-----------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| $D(LnCSCE)$ | 系数 | -0.093 | 0.225 | 0.018 | 0.234 | -0.007 |
| | 标准误 | 0.024 | 0.060 | 0.064 | 0.073 | 0.070 |
| | T 值 | -3.838 | 3.714 | 0.289 | -3.225 | -0.102 |
| $D(LnNYBOT)$ | 系数 | -0.025 | 0.450 | 0.104 | -0.424 | -0.114 |
| | 标准误 | 0.020 | 0.051 | 0.054 | 0.062 | 0.060 |
| | T 值 | -1.223 | 8.765 | 1.929 | -6.885 | -1.916 |

滞后项由 SC 原则确定,实证结果表明:式(1)的误差修正项系数通过在 10% 的水平下显著,而式(2)则没有通过;式(4)的误差修正项系数在 1% 水平下显著,而式(5)则没有通过。说明当系统偏离均衡状态时,中美两国市场均表现为误差修正项对现货价格的变动具有负向调整作用,而对期货价格的变动调整作用不显著。

进一步考察模型系数发现,在式(1)中,在 10% 水平下,滞后一期和二期的期货变量系数显著,但在式(2)中,现货变量所有滞后期的系数均不显著。由

3.5 信息共享模型

白糖期货价格与现货价格存在协整关系,可以建立期货价格与现货价格之间的信息共享模型。分析结果见表 8 和表 9。

3.5.1 中国市场期现货价格信息共享模型

$$DLnLZ = -0.012 \times ECM(-1) + 0.145 \times DLnZCE(-1) - 0.271 \times DLnLZ(-1) + 0.170 \times DLnZCE(-2) - 0.304 \times DLnLZ(-2) + 0.017 \times DLnZCE(-3) - 0.090 \times DLnLZ(-3) - 0.001; \quad (1)$$

$$DLnZCE = 0.011 \times ECM(-1) - 0.002 \times DLnZCE(-1) + 0.035 \times DLnLZ(-1) - 0.005 \times DLnZCE(-2) + 0.043 \times DLnLZ(-2) - 0.013 \times DLnZCE(-3) + 0.093 \times DLnLZ(-3) - 0.0004; \quad (2)$$

$$ECM = LnZCE - 1.583 \times LnLZ + 4.971. \quad (3)$$

$$D(LnNYBOT) = -0.093 \times ECM(-1) + 0.234 \times D(LnCSCE(-1)) + 0.225 \times D(LnNYBOT(-1)) - 0.007 \times D(LnCSCE(-2)) + 0.018 \times D(LnNYBOT(-2)) - 0.002; \quad (5)$$

$$ECM = LnNYBOT - 1.117 \times LnCSCE + 0.362. \quad (6)$$

此可知,在 10% 显著性水平下,白糖期货价格的短期变化对现货价格的短期变化影响显著,但反过来不成立。在式(4)和式(5)中,在 1% 水平下,现货市场和期货市场的滞后一期系数均能通过检验。由此可知,在 1% 的显著性水平下,纽约白糖期货价格和 *CSCE* 现货价格的短期变化对对方均影响显著,即期现货价格的变动存在互动机制。以上分析均与之前的 Granger 因果检验结果较为一致。

3.6 方差分解的分析结果

为了刻画白糖期货市场与现货市场在价格发现

功能中作用的大小,本文利用 Hasbrouck 提出的方法,将价格变动的方差进行分解,求出期货价格和现货价格波动所占的比重,以此评价期货市场功能。

从检验的结果可以发现,在 400 期左右时,ZCE 白糖期货部分的总方差来自自身部分稳定于 64.292%,大于来自柳州现货市场的部分 35.708%,而柳州现货部分的总方差来自自身部分稳定于 77.667%,大于来自 ZCE 期货市场的部分 22.33%(见图 1 和图 2)。这表明我国白糖市场期货价格波动对现货价格总方差的影响已经初步体现。

在 400 期左右时,NYBOT 白糖期货部分的总方差来自自身部分稳定于 52.498%,来自 CSCE 现货市场的部分 47.502%,而 CSCE 现货部分的总方差来自 NYBOT 期货市场的部分稳定于 39.458%,小于来自自身部分的 60.542%(见图 3 和图 4)。这表明美国白糖市场期货价格波动对现货价格总方差的影响程度大于我国。

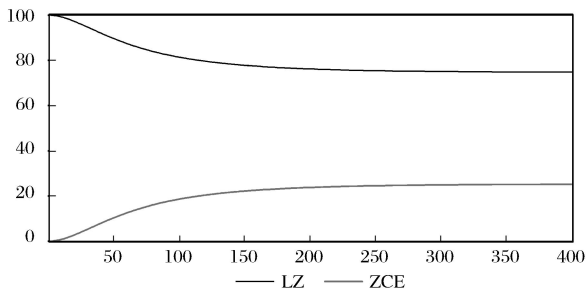


图 1 柳州现货价格方差的分解图

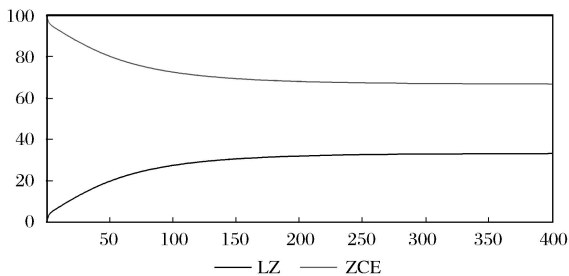


图 2 ZCE 期货价格方差的分解图

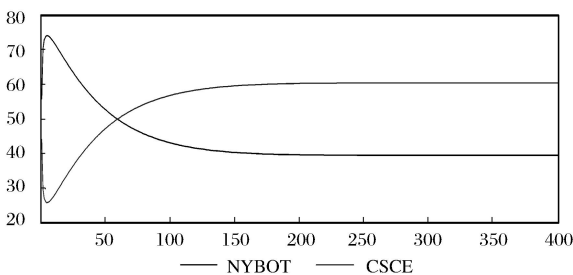


图 3 CSCE 现货价格方差的分解图

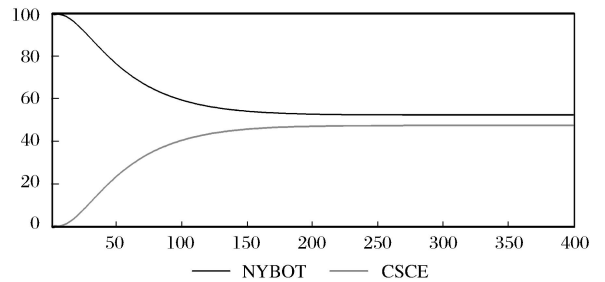


图 4 NYBOT 期货价格方差的分解图

3.7 脉冲响应函数的分析结果

脉冲响应函数反映期货或现货价格的一个冲击对整个系统长期的影响效果,能够进一步刻画期货现货价格变动之间的相互影响。分析结果如下:

由图 5 和图 6 我们可以看出,柳州现货价格对来自自身的一个标准差新息立刻有较强反应,价格增加了 2.521%,为最大值,其后呈下降趋势;柳州现货价格对来自 ZCE 期货价格的标准差新息的反应则是先上升,在第 50 期达到最大的 0.656%,然后呈下降趋势。ZCE 期货价格对其自身的一个标准差新息使得价格立即增加 1.748%,然后便开始下降;ZCE 期货价格对来自柳州现货价格的标准差新息的反应先是上升,在第 47 期达到最大 0.653%,然后开始呈下降趋势。

由图 7 和图 8,我们得知,CSCE 现货价格对来自自身的一个标准差新息使价格立即增加了 1.311%,其后呈上升趋势,在第 37 期达到最大值 1.396%,然后便开始下降;CSCE 现货价格对来自 NYBOT 期货价格的标准差新息反应强烈,并在第 2 期达到最大的 1.900%,然后便开始下降。NYBOT 期货价格对其自身的一个标准差新息同样立即有较强反应,并在第 2 期达到最大的 2.455%,然后呈下降趋势;NYBOT 期货价格对来自 CSCE 现货价格的标准差新息的反应则先是上升,在第 57 期达到最大 1.464%,然后呈下降趋势。

由此可以得出结论:ZCE 期货价格和柳州现货价格对自身的一个冲击立刻有较强的反应,ZCE 期货价格的一个冲击对柳州现货价格有一个正向的影响,但影响程度不强。NYBOT 期货价格和 CSCE 现货价格对自身的一个冲击也立刻有较强的反应,而 NYBOT 期货价格的一个冲击对 CSCE 现货价格有一个同样强烈的正向影响。随着期数的增加,美国期货价格对现货价格的冲击相对于我国更迅速地衰减为 0。

4 结论

通过以上计量分析结果,我们大致可以得出以

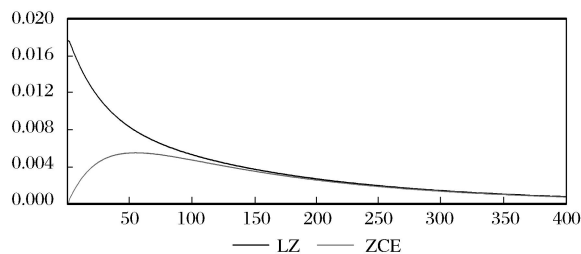


图5 柳州现货价格对一个标准差的响应

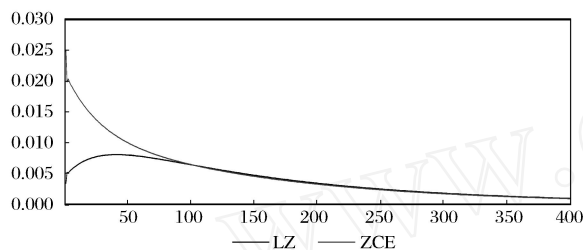


图6 ZCE期货价格对一个标准差的响应

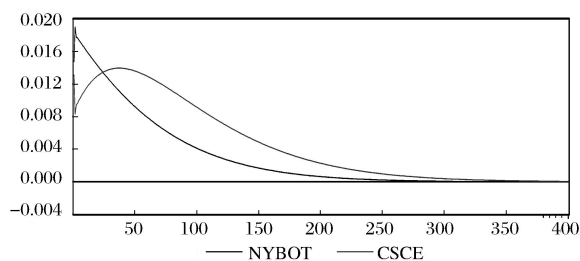


图7 CSCE现货价格对一个标准差的响应

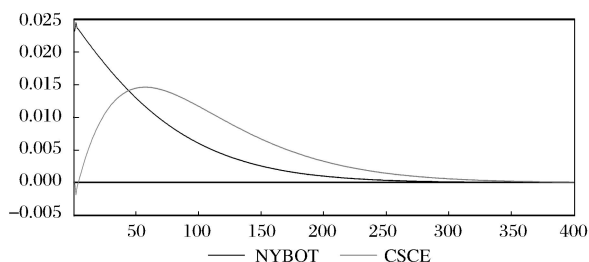


图8 NYBOT期货价格对一个标准差的响应

下几点结论:

第一,协整分析表明,在5%(基于Johansen方法)和10%(基于EG两步法)的显著性水平下,中美白糖期货价格和现货价格均能通过协整检验,说明两国期现货市场价格均存在着长期均衡关系,且这种关系较为稳定,我国白糖期货已经发挥出一定的价格发现功能,但相对于发达的美国市场,还存在一定的差距。

第二,误差修正模型表明,中美两国白糖期货价格的变动均领先于现货价格的变动,短期内期货价格的变动是现货价格变动的Granger原因。从长期来看,两国期货价格对于现货价格变动的均表

现为一种背离现货价格原有趋势而走向期现货价格长期均衡关系的影响。

第三,Granger因果分析和信息共享模型结论较为一致,在5%显著性水平下,我国白糖期货价格是现货价格的Granger原因,但反过来不成立。说明我国白糖期货价格能够引导现货价格,但现货价格对期货价格不具有引导作用;在1%显著性水平下,美国期货价格和现货价格互为Granger原因。由此可见,我国白糖期货价格对于现货价格已初步发挥一定的预测功能,但预测能力和期现货价格互动关系相比于美国存在明显差异。

第四,方差分解模型表明,我国白糖期货的总方差来自现货市场的部分占35.71%,而美国白糖期货的总方差来自现货市场的部分占47.50%;我国白糖现货的总方差来自期货市场的部分则稳定于22.33%,而美国白糖现货的总方差来自期货市场的部分则稳定于39.46%。由此可见我国白糖期货价格波动对现货价格的总方差的影响已经初步体现,但影响程度低于美国。

第五,脉冲响应函数的分析表明,中美两国白糖期货价格和现货价格对自身的标准差新息立刻有较强的反应,但美国白糖期货价格对现货价格的冲击显著地高于我国。从长期来看,美国期货价格对现货价格的冲击相对于我国更快地衰减为0。

参考文献

- [1] WORKING H. Quotations on commodity futures as price forecasts[J]. *Econometrica*, 1942, 10(1):39-52.
- [2] WORKING H. New concepts concerning futures markets and prices[J]. *The American Economic Review*, 1962, 52(3):431-459.
- [3] FAMA F. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work[J]. *Journal of Finance*, 1970, 25:383-417.
- [4] HANSON L P, HODRICK R J. Forward exchange rate as optimal prediction of future spot rate: an econometric analysis[J]. *Journal of Political Economy*, 1980, 88:829-853.
- [5] TELSER L G. Why there are organized futures markets[J]. *Journal of Law and Economics*, 1981, 4(1):1-22.
- [6] BRANNEN P P, ULVELING E F. Considering an informational role for a futures market[J]. *The Review of Economic Studies*, 1984, 51(1):33-52.
- [7] ROBERT W K. *Futures, Options and Swaps* [M]. New York: Oxford, 1999.
- [8] FORTENBERY T R, ZAPATA H O. An evaluation of price linkages between futures and cash markets for cheddar cheese[J]. *Journal of Futures Markets*, 1997, 17:279-301.
- [9] Liu W. Price relations among hog, corn, and soybean meal futures [J]. *Journal of Futures Markets*, 2005, 5(25):491-514.

- [10] 司伟. 全球化背景下的中国糖业:价格、成本与技术效率 [D]. 北京:中国农业大学,2005.
- [11] 赵春芬. 我国白糖期货市场价格发现功能实证研究[J]. 全国商情·经济理论研究,2007(9):70-71.
- [12] 李晔. 白糖期货市场价格发现功能的实证分析[J]. 贵州财经学院学报,2007(5):108-110.
- [13] 严莉娟,武大雪. 我国白糖期货市场弱式有效性研究[J]. 经济论坛,2008(6):80-81.
- [14] 杨照东,魏振祥. 国内外白糖期货风险控制实证研究[J]. 湖南财经高等专科学校学报,2008,24(1):113-115.
- [15] 梁权熙. 白糖期货对广西糖业发展的促进作用实证研究[J]. 广西金融研究,2008(4):44-47.
- [16] ENGLE R F, GRANGER C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing [J]. *Econometrica*, 1987, 55:251-276.
- [17] 华仁海,仲伟俊. 对我国期货市场价格发现功能的实证分析[J]. 南开管理评论,2002(5):57-61.
- [18] BECK S E. Cointegration and market efficiency in commodities futures markets[J]. *Applied Economics*, 1994, 26(3):249-257.
- [19] BLOCH H, AANG D, SAPSFORD D. Commodity prices and the dynamics of inflation in commodity-exporting nations:evidence from Australia and Canada[J]. *Economic Record*, 2006, 82:97-109.

Comparative Analysis on Price Discovery Function of Sugar Futures Market in China and U S :Based on Time Series Data During 2006-2008

Xu Xin¹, Wang Shennan², Zheng Chuanfang¹

(1. School of Economics & Management, Fujian Agriculture & Forestry University, Fuzhou 350002, China;

2. School of Economics, Beijing Technology & Business University, Beijing 100037, China)

Abstract : With the cointegration analysis, the Granger causality test, error correction model, information sharing model, variance decomposition model and impulse response function, this paper analyzes and compares the relationship between futures price and spot price of sugar in China and U. S. The result shows that the price discovery function of sugar futures market of China has brought into play, and there exists big gap between the guide effects of spot price on futures price in China's sugar futures market and that in U. S.'s, and the price discovery function of sugar futures market of China still remains to improve.

Key words : sugar futures market; price discovery function; comparative analysis

(上接第 92 页)

Research on Dispatching Mode for CO₂ Emission Reduction in Electric Power Market with Cooperation between Independent Power Plant and Grid Company

Ren Yulong, Huang Shoujun, Sun Rui, Feng Tian

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China)

Abstract : Through analyzing the cooperation incentives between independent power plant and grid company in electric power market, this paper proposes a dispatching mode for CO₂ emission reduction with this cooperation between them. According to the dispatching rules of emission reduction and the impacts of the quotation coefficient of independent power plant on bidding market, it determines the cooperative manner and constraints, and constructs the cooperative model, and solves the optimal cooperative strategies, and designs the corresponding incremental profit allocation scheme. Finally, it verifies the rationality of the above-mentioned dispatching mode through a practical example.

Key words : CO₂ emission reduction; dispatching mode; electric power market; quotation coefficient; constraint