

国内外大宗商品市场间信息溢出效应的实证研究 ——基于 DAG 方法与溢出指数模型

胡军辉

(中南大学商学院, 长沙 410083)

〔摘要〕 基于多维信息溢出视角, 本文采用有向无环图和溢出指数方法, 选取 2006 年 6 月 2 日至 2015 年 12 月 25 日的周度数据, 从期货和现货两个层面实证分析国内外大宗商品市场间信息溢出效应及其动态变化趋势。结果显示, 国内外大宗商品市场的收益率溢出指数呈现出先上升后下降的趋势, 而波动率溢出指数则呈现明显的突变特征; 国际大宗商品市场对中国大宗商品市场影响较大, 在信息溢出方面处于主导地位, 我国大宗商品市场的国际影响力相对较小, 但呈现逐步增强的趋势; 此外, 国际大宗商品市场的金融属性强于我国, 并且在 2012 年, 我国大宗商品的去金融化趋势明显。

〔关键词〕 信息溢出 大宗商品 收益溢出 波动溢出 金融化 有向无环图

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2017.12.011

〔中图分类号〕 F830.91 **〔文献标识码〕** A

引言

随着经济全球化的深入发展, 国内外大宗商品市场之间的联动日益增强; 同时, 随着我国经济的快速发展, 中国对大宗商品的消费也呈日益增长趋势, “中国需求”对国际商品价格的影响日益加大, 使得我国与国外大宗商品市场之间的相关性日益增强。在国内外大宗商品市场联系越来越密切的背景下, 国内外大宗商品市场的联动将呈现怎样的特征? 作为国际大宗商品市场上重要的买家, 我国大宗商品市场在国际上的地位如何? 回答这些问题不仅可以揭示我国大宗商品市场的开放程度, 为市场参与者和监管部门提供有价值的市场信息, 而且有助于规避和管理我国大宗商品市场风险, 正确认识我国大宗商品市场在国际中的竞争力和影响力。

信息溢出一般包含收益率与波动率两个层面。现有研究也主要从这两方面开展国内外大宗商品市场的联动性研究。在收益溢出方面, 蒋序标和周志明应用 Granger 因果检验检验了上海期铜交易所与伦敦期铜交易所之间的价格引导关系^[1]。华仁海等借助信息共享模型与共因子模型研究了

上海期货交易所、伦敦金属交易所和纽约商业交易所的联动性以及各个市场在价格发现中的贡献份额^[2]。Zhu 等研究发现国际油价在长、短期内都是贵金属价格变动的重要原因^[3]。在波动溢出方面, 如 Fung 等、Liu 和 An 利用 GARCH 模型研究中美期铜市场之间的双向波动溢出效应^[4,5]。Saban 等、Brenda 和 Franziska 研究了能源与农产品之间的波动溢出效应^[6,7]。在国内, 也有学者基于多变量 GARCH 模型, 以有色金属、农产品、能源为具体研究对象, 研究国内外同一大宗商品的波动溢出效应, 例如, 众多学者对 LME 与 SHFE 铜期货市场之间的信息传递关系进行了研究^[8-10]。

总结现有研究成果, 国内外学者对国内外大宗商品市场间信息溢出效应的研究取得了重要进展, 为本研究奠定了基础, 但现有研究存在两个局限性: (1) 主要关注国内外同一品种的信息溢出效应, 或者关注石油等重要商品与其他大宗商品的信息溢出效应, 因而在品种关注上具有局限性, 不能从市场整体上刻画国内外大宗商品市场的信息溢出关系; (2) 现有研究主要基于期

收稿日期: 2017-07-24

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“金属矿产资源国际市场价格操纵问题与我国定价权研究”(项目编号: 13&ZD169)。

作者简介: 胡军辉, 中南大学商学院硕士研究生。研究方向: 大宗商品定价。

货或者现货等单一角度,没有统筹考虑两者同时分析国内外大宗商品市场间的信息溢出效应。基于此,本文将采用有向无环图和溢出指数方法,采用中国大宗商品现货和期货市场、国际大宗商品现货和期货市场价格指数的周收益率数据,在一个完整框架内分析中国与国际大宗商品市场的信息溢出关系及动态趋势。

1 研究方法

1.1 DAG方法

DAG方法本质是依据无条件相关系数和偏相关系数对一组变量之间同期因果流分配,具体做法是借助Spirtes^[11]提出的PC算法研究多变量之间的动态因果关系,并用图形的形式来表示变量间同期因果关系。对于两个变量X和Y,其存在四种可能的结果:(1)没有连线(X-Y):表示X和Y之间不存在因果关系;(2)没有方向连接的(X-Y):说明两个变量之间存在某种联系,但因果方向不明确;(3)单方向的连线(X→Y):表示X的变化将引起变量Y的相应变化;(4)双向连线(X↔Y):表示两个变量之间有直接的双向因果关系。

1.2 溢出指数模型

Diebold和Yilmaz^[12,13]提出了溢出指数模型(SI),并被学者们广泛运用^[14-17]。它的推导过程为:

首先建立一个具有平稳协方差的滞后P期的

$$S(T) = 100 \times \sum_{i,j=1, i \neq j}^N \bar{\theta}_{ij}(T) / \sum_{i,j=1}^N \bar{\theta}_{ij}(T) = 100 \times \sum_{i,j=1, i \neq j}^N \bar{\theta}_{ij}(T) / N \quad (5)$$

2 数据与实证结果

2.1 数据来源与处理

本文选用CRB期现货价格指数来表征国际大宗商品期、现货市场价格,分别用IFP和ISP表示;分别选用中国大宗商品价格指数和南华综合指数来度量我国大宗商品现货和期货价格,并且相应用CSP和CFP表示。所用数据为4个市场的周度数据,数据来源于Wind数据库。本文的样本区间为2006年6月2日至2015年12月25日,一共获得500组数据。收益率采用公式 $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ 进行计算, R_t 为第t个交易周的收益率, P_t 表示第t个交易周的收盘价,并采用

N变量VAR模型:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $X_t = (x_{1,t}, \dots, x_{N,t})'$, ϕ_i 是 $N \times N$ 的系数矩阵,误差向量 ε_t 均值为零,协方差矩阵记为 Σ 。假设该VAR模型具有平稳的协方差,因此可将式(1)转换为移动平均的形式:

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \quad (2)$$

式(2)中的系数矩阵 A_i 满足递归形式 $A_i = \phi_1 A_{i-1} + \phi_2 A_{i-2} + \dots + \phi_p A_{i-p}$; A_0 为 $N \times N$ 维单位阵,且当 $i < 0$ 时, $A_i = 0$ 。

接着对协方差矩阵 Σ 进行方差分解,并定义溢出效应:变量 x_j 对变量 x_i 的溢出效应被定义为 x_j 的T步预测误差的方差受到来自 x_j 部分的冲击,其中 $i \neq j$,用公式表示如下:

$$\theta_{ij}(T) = \sigma_{ij}^{-1} \sum_{i=0}^{T-1} (e_i' A_i \sum e_j)^2 / \sum_{i=0}^{T-1} (e_i' A_i \sum A_i e_i) \quad (3)$$

其中, σ_{ij}^{-1} 为第j个变量预测误差的标准差形式, e_i 为一个 $N \times 1$ 的向量,其中第i个元素为1,其余元素为0。 $\theta_{ij}(T)$ 代表变量 x_j 对变量 x_i 的溢出效应,并对 $\theta_{ij}(T)$ 进行标准化:

$$\bar{\theta}_{ij}(T) = \theta_{ij}(T) / \sum_{j=1}^N \theta_{ij}(T) \quad (4)$$

由此易得: $\sum_{j=1}^N \bar{\theta}_{ij}(T) = 1$ 和 $\sum_{i,j=1}^N \bar{\theta}_{ij}(T) = N$ 。通过(4)

可以得到溢出指数的表达形式:

$$S(T) = 100 \times \sum_{i,j=1, i \neq j}^N \bar{\theta}_{ij}(T) / \sum_{i,j=1}^N \bar{\theta}_{ij}(T) = 100 \times \sum_{i,j=1, i \neq j}^N \bar{\theta}_{ij}(T) / N \quad (5)$$

GARCH(1,1)模型对波动率进行度量。描述性统计显示4个市场的收益率均呈现左偏分布,而峰度值都大于3,显示存在“尖峰厚尾”现象。此外,本文对4个市场的数据进行平稳性检验,发现所有数据均不存在单位根。

2.2 基于DAG方法的同期信息溢出

本文首先对IFP、ISP、CFP、CSP 4个市场进行DAG分析。依据AIC准则,本文针对4个市场的收益率和波动率分别建立滞后1阶和4阶VAR模型,并分别得到4个市场收益率与波动率的残差相关系数矩阵:

$$\text{corr} = \begin{bmatrix} \text{CSP} & \text{CFP} & \text{ISP} & \text{IFP} \\ 1 & 0.5251 & 0.4780 & 0.5634 \\ 0.5251 & 1 & 0.6072 & 0.6225 \\ 0.4780 & 0.6072 & 1 & 0.6726 \\ 0.5634 & 0.6225 & 0.6726 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\text{corr} = \begin{bmatrix} \text{CSP} & \text{CFP} & \text{ISP} & \text{IFP} \\ 1 & 0.2128 & 0.3581 & 0.2684 \\ 0.2128 & 1 & 0.3904 & 0.4976 \\ 0.3581 & 0.3904 & 1 & 0.5982 \\ 0.2684 & 0.4976 & 0.5982 & 1 \end{bmatrix}$$

接着利用软件 TETRAD, 对上述残差相关系数矩阵进行分析, 以便刻画 4 个市场之间的同期因果关系。图 1 和图 2 分别为 1% 显著性水平下收益率和波动率的 DAG 结果。

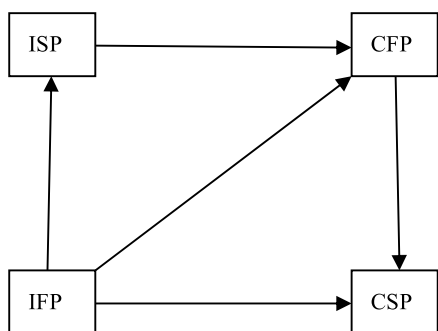


图 1 收益率溢出

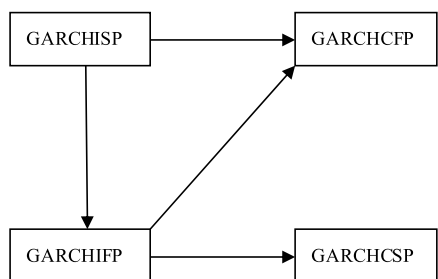


图 2 波动率溢出

图 1 给出了 4 个大宗商品市场收益率的 DAG 结果, 可以看出: (1) IFP 对 ISP、CFP、CSP 具有收益率同期溢出, 表明国际大宗商品期货价格对国际大宗商品现货价格与国内大宗商品期货价格均存在显著的收益溢出效应, 在某种程度上反映了在国内外大宗商品市场联动体系中, 国际大宗商品期货市场起到了信息先导的作用, 占据主导地位, 其他市场仍处于接受其主导的情形; (2) ISP 存在着对 CFP 的单向溢出, 表明国际大宗商品现货价格对我国大宗商品期货价格具有显著的收益溢出效应, 但对 CSP 不存在单向溢出, 表明国际大宗商品现货市场对我国大宗商品现货市场的收益溢出效应不显著; 而 CFP 也存在着对 CSP 的单向溢出, 表明我国大宗商品期货价格对我国大宗商品现货价格具有显著的收益溢出效应, 这具有两方面的内在含义: ①显示我国大宗

商品期货市场在价格引导方面处于主导地位; ②也说明我国大宗商品具备了一定的金融属性, 出现了金融化趋势, 这主要表现为期货市场交易量远远超过现货市场交易量, 对价格发现起决定作用; (3) 在 1% 显著性水平下, CFP、CSP 都不存在对国际大宗商品市场的收益率溢出, 表明我国虽然作为大宗商品需求大国, 每年的大宗商品进口量很大, 但对国际大宗商品市场的价格波动影响较弱; (4) 国际大宗商品期现货市场之间的相关系数最大, 为 0.6726, 表明国际大宗商品的金融属性较强, 相对而言, 我国大宗期现货市场之间的相关系数为 0.5251, 我国大宗商品的金融属性相对较低。

图 2 给出了 4 个大宗商品市场波动率的 DAG 结果, 可以发现: (1) ISP 对 IFP 和 CFP 具有直接的波动率溢出, 表明国际大宗商品现货市场对国际大宗商品期货市场与国内大宗商品期货市场具有显著的波动溢出效应, 同时 ISP 也通过 IFP 对 CSP 存在着间接波动溢出, 这表明在国内外大宗商品波动联动体系中, 国际大宗商品现货市场处于风险源地位; (2) IFP 存在着对 CFP、CSP 的单向波动率溢出, 表明国际大宗商品期货市场对我国大宗商品期现货市场具有显著的波动溢出效应, 国际大宗商品期货市场是仅次于国际大宗商品现货市场的第二大风险传染源; (3) 与收益率溢出结果相同, 在 1% 显著性水平下, CFP、CSP 都不存在对国际大宗商品市场的波动率溢出, 表明国际大宗商品市场对中国大宗商品市场影响较大, 在风险引导方面处于主导地位。

2.3 溢出指数模型

本文针对 4 个商品市场的收益率与波动率分别建立 VAR 模型, 其滞后阶数依据 AIC 准则加以确定, 分别为 1 和 4, 并进行 10 期方差分解。表 1 和表 2 分别给出了国内外大宗商品市场收益率和波动率的溢出指数结果。

表 1 收益率溢出指数

| | IFP | ISP | CFP | CSP | 来自其他市场的影响 |
|----------|--------|-------|-------|-------|-----------|
| IFP | 96.51 | 1.51 | 1.50 | 0.48 | 3.49 |
| ISP | 49.13 | 49.25 | 0.42 | 1.20 | 50.75 |
| CFP | 44.38 | 7.78 | 47.32 | 0.52 | 52.68 |
| CSP | 41.22 | 4.05 | 3.36 | 51.37 | 48.63 |
| 对其他市场的影响 | 134.73 | 13.34 | 5.28 | 2.20 | 155.55 |
| 对所有市场的影响 | 231.24 | 62.59 | 52.60 | 53.57 | SI=38.89% |

表 2 波动率溢出指数

| | IFP | ISP | CFP | CSP | 来自其他市场的影响 |
|----------|--------|--------|-------|-------|-----------|
| IFP | 50.90 | 47.15 | 1.47 | 0.48 | 49.10 |
| ISP | 15.37 | 82.46 | 1.62 | 0.55 | 17.54 |
| CFP | 28.87 | 47.09 | 22.40 | 1.64 | 77.60 |
| CSP | 24.94 | 27.19 | 1.81 | 46.06 | 53.94 |
| 对其他市场的影响 | 69.18 | 121.43 | 4.90 | 2.67 | 198.18 |
| 对所有市场的影响 | 120.08 | 203.89 | 27.3 | 48.73 | SI=49.55% |

可以看出, 4 个大宗商品市场之间的收益率溢出和波动率溢出总体指数分别为 38.89% 和 49.55%, 表明 4 个商品市场之间的联动主要表现为波动联动, 国内外大宗商品市场的风险溢出水平较高, 而 4 个大宗商品市场之间的一体化水平

相对较小。

2.4 溢出指数的滚动窗口检验

溢出指数的滚动窗口检验, 以 160 个交易周的观测区间作为滚动窗口, 本文采用固定滚动窗口检验方法, 结果如图 3 所示。

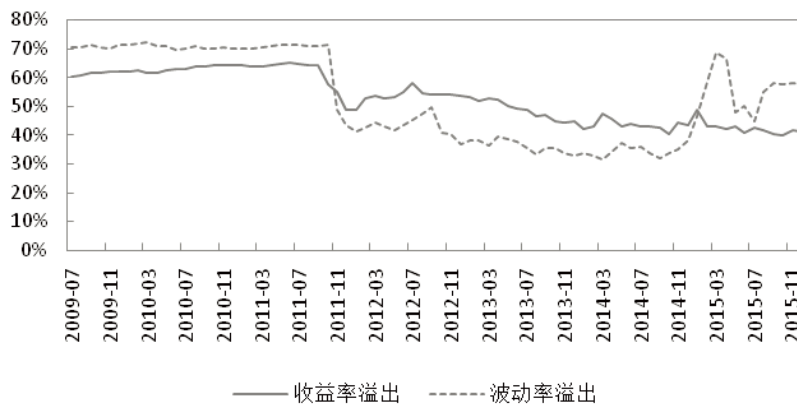


图 3 4 个大宗商品市场的收益率溢出与波动率溢出

从图 3 可以看出, 收益率和波动率溢出在动态轨迹上具有差异性: (1) 随着时间变换, 4 个大宗商品市场间的总体收益率溢出指数值呈现出先上升后下降的趋势。从 2009 年 7 月至 2011 年 9 月, 国内外大宗商品市场的溢出指数值呈现缓慢增长趋势, 由 60.14% 上升到 63.95%, 之后就呈现下降趋势, 最终达到 41.17%; 并且收益率溢出指数的波动幅度较小, 受极端事件的影响较少; (2) 波动率的溢出指数并没有呈现明显的趋势特征, 存在一定的突变, 在 2011 年 10 月以

前一直维持 70% 的水平, 风险溢出水平较高。之后由于欧债危机, 溢出指数短期内迅速下降到 36.62%, 并在长时间内维持缓慢下降趋势, 直到从 2015 年开始, 国内外商品市场的风险溢出呈现增强的趋势。但总体来看, 国内外大宗商品市场的波动率溢出存在较大的波动和不确定性。

两两板块之间的净溢出指数指的是某板块对其他板块的溢出指数和来自其他板块对某板块的溢出指数的差值。如图 4 所示。

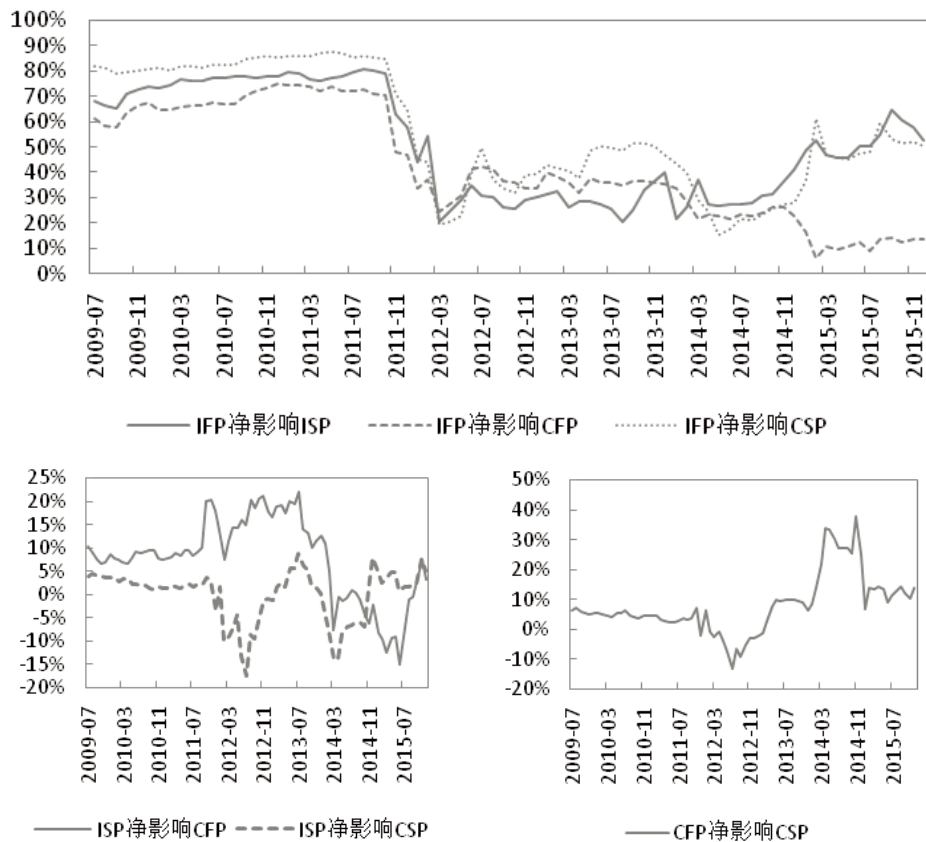


图4 国内外大宗商品市场两两之间的收益率净溢出指数

从图4可以看出,在样本期内,国际大宗商品期货市场对其他3个市场的收益率净溢出指数全部为正,当国际大宗商品期货市场的收益率增强时,其他3个市场的收益率也随着增强,表明国际大宗商品期货市场在收益联动体系中占据主导地位。值得一提的是,IFP对CFP的净溢出指数呈现下降趋势,这表明,随着我国大宗商品对外依存度的不断提升以及我国商品期货市场的不断发展,我国大宗商品定价自主性逐步增加,国际影响力呈现逐渐增强的趋势。ISP对CFP、CSP的净溢出指数也基本为正,表明国际大宗商品现货市场也对我国大宗商品市场具有显著的收益溢出效应,而CFP对CSP的净溢出指数大部分时间为正,表明我国大宗商品期货价格对价格发现起决定作用,大宗商品的金融化趋势明显。只在2012年这一段时间,收益率净溢出指数为负,显示我国大宗商品期货市场的价格发现功能失效,我国大宗商品的去金融化趋势明显。

从图5可以看出,在样本期内,国际大宗商

品现货市场对其他3个市场的波动率净溢出指数基本为正,当国际大宗商品现货市场风险增强时,其他3个市场的风险也随着增强;但从趋势来看,国际大宗商品现货市场对其他3个市场的波动率净溢出指数呈现下降趋势,表明其对3个市场的风险溢出水平在降低,这也进一步验证我国大宗商品市场国际影响力逐步增强的事实;而IFP是仅次于ISP的第二大风险溢出市场,表现为对CFP、CSP的风险溢出基本为正,而CSP对CFP除在2014年末2015年初对CFP有较大的正的波动溢出,绝大部分时间净溢出指数值较低,也有很多时间为负值,显示两者之间的风险溢出水平不高。

3 结论与建议

本文基于信息溢出的视角,采用2006年6月2日至2015年12月25日的周度数据,构建有向无环图和溢出指数模型。从市场整体角度,从期货和现货两个层面实证分析中国与国际大宗商品市场的溢出关系及动态变化趋势,主要研究结论如下:

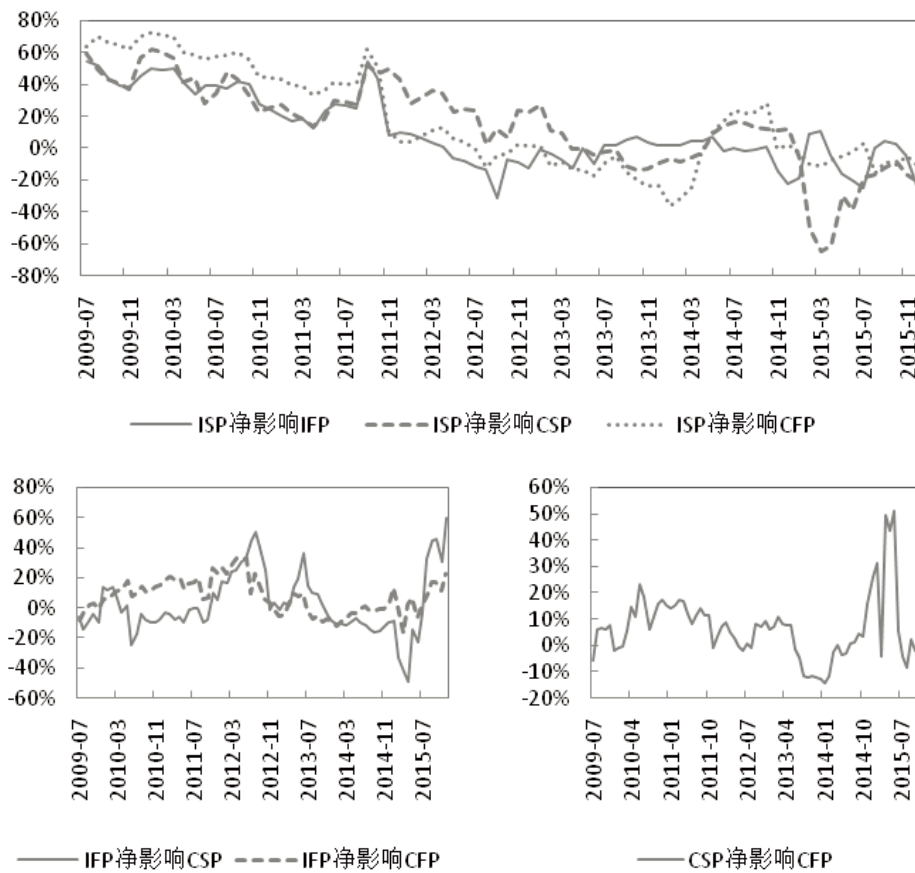


图5 国内外大宗商品市场两两之间的波动率净溢出指数

(1) 国内外大宗商品市场之间的收益率和波动率溢出的动态轨迹具有差异性, 收益率溢出指数呈现出先上升后下降的趋势; 而波动率溢出指数则呈现结构突变特征。

(2) 国际大宗商品期货市场对国内大宗商品期货和现货市场均存在显著的单向均值溢出效应和单向波动溢出效应; 国际大宗商品现货市场对国内大宗商品期货市场对国内大宗商品期货市场对国内大宗商品现货市场存在显著的单向均值溢出效应和单向波动溢出效应, 而国内大宗商品期货市场对国际大宗商品现货市场均没有显著的收益溢出效应与波动溢出效应。可见, 国际大宗商品市场对中国大宗商品市场影响较大, 在信息引导方面处于主导地位, 我国大宗商品市场的国际影响力总体还比较弱, 但我国大宗商品市场的国际影响力呈现逐步增强的趋势。

(3) 国际、国内大宗商品期货市场均对现货市场具有显著的单向均值溢出效应, 这表明无论国际上还是在国内, 大宗商品期货市场在价格引导方面处于主导地位, 同时也表明我国大宗商品具备了一定的金融属性, 但国际大宗商品期现

货市场的相关性要强于我国, 国际大宗商品的金融属性要强于我国, 并且在2012年, 我国大宗商品的去金融化趋势明显。

(4) 国际大宗商品现货市场对国际、国内大宗商品期货市场具有直接的波动溢出效应, 并且对国内大宗商品现货市场具有间接波动溢出效应, 这表明在国内外大宗商品波动联动体系中, 国际大宗商品现货市场处于风险源地位; 国际大宗商品期货市场是仅次于国际大宗商品现货市场的第二大风险源, 而国内外大宗商品期现市场的风险溢出效应不显著。

依据上述结论: (1) 国际大宗商品市场是我国大宗商品市场重要的风险传染源, 因此我国监管机构要重点关注输入型风险传导; (2) 国际大宗商品市场在信息溢出关系上处于先导地位, 我国大宗商品市场的金融属性也较低, 因此要进一步采取有力措施, 继续增大我国大宗商品市场的对外开放度, 进一步发展完善我国期货市场, 增强我国大宗商品的金融属性, 让国内投资者可以通过商品期货预测价格走势并进行套期保值, 进

而增强我国大宗商品在国际市场上的话语权。

参 考 文 献

- [1] 蒋序标, 周志明. LME 与 SHFE 期铜价格引导关系实证研究 [J]. 系统工程, 2004, (9): 66~68.
- [2] 华仁海, 卢斌, 刘庆富. 中国期铜市场的国际定价功能研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (8): 83~93.
- [3] Zhu, X. H. Chen, J. Y. Zhong, M. R. Dynamic Interacting Relationships Among International Oil Prices, Macroeconomic Variables and Precious Metal Prices [J]. Transactions of Nonferrous Metals Society of China, 2015, (2): 669~676.
- [4] Fung H G. Leung W K, Xu X E. Information Flows Between the U.S. and China Commodity Futures Trading [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2003, (21): 267~285.
- [5] Liu, Q F, An Y B. Information Transmission in Informationally Linked Market: Evidence from US and Chinese Commodity Futures Market [J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30 (5): 778~795.
- [6] Saban N, Cumhur E, Ugur S. Volatility Spillover Between Oil and Agricultural Commodity Markets [J]. Energy Economics, 2013, 36 (3): 658~665.
- [7] Brenda L C, Franziska S. Volatility Linkages Between Energy and Agricultural Commodity Prices [J]. Energy Economics, 2016, 54 (2): 190~203.
- [8] 吴文锋, 刘太阳, 吴冲锋. 上海与伦敦期铜市场之间的波动溢出效应研究 [J]. 管理工程学报, 2007, (3): 111~115.
- [9] 高金余, 刘庆富. 伦敦与上海期铜市场之间的信息传递关系研究 [J]. 金融研究, 2007, (2): 63~73.
- [10] 刘庆富, 张金清, 华仁海. LME 与 SHFE 金属期货市场之间的信息传递效应研究 [J]. 管理工程学报, 2008, 22 (2): 155~159.
- [11] Spirtes P, Glymour C, Scheines R. Causation, Prediction, and Search [M]. MIT Press, Cambridge, MA. 2000.
- [12] Diebold F X, Yilmaz K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers with Application to Global Equity Market [J]. Economic Journal, 2009, (119): 158~171.
- [13] Diebold F X, Yilmaz K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms [J]. Journal of Econometrics, 2014, (182): 119~134.
- [14] Zhou X, Zhang W, Zhang J. Volatility Spillovers Between the Chinese and World Equity Market [J]. Pacific Basin Finance Journal, 2012, 20 (2): 247~270.
- [15] 尹力博, 韩立岩. 中国输入型通货膨胀特征研究: 程度、来源及渠道 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (7): 52~67.
- [16] 梁琪, 李政, 郝项超. 中国股票市场国际化研究: 基于信息溢出的视角 [J]. 经济研究, 2015, (4): 150~164.
- [17] 朱学红, 谌金宇, 邵留国. 信息溢出视角下的中国金属期货市场国际定价能力研究 [J]. 中国管理科学, 2016, (9): 28~35.

Information Spillovers between Domestic and International Staple Commodity Markets

——An Empirical Analysis Based on Directed Acyclic Graphs and Spillover Index

Hu Junhui

(Business School, Central South University, Changsha 410083, China)

[Abstract] Based on the multi-dimensional information spillovers and by selecting weekly return data from June 2, 2006 to December 25, 2015, this paper uses Directed Acyclic Graph and Information Spillover Index approach to study the the spillover effect and its dynamic changing tendency between domestic and international Staple Commodity Markets within a complete framework, from the point of the overall commodity market and the futures and spot simultaneously. The results show that: first, the return spillovers display the tendency of increasing first and then fall, while the volatility spillovers display the characteristic of structural breaks. Second, the international staple commodity markets locat in a dominant position in information spillover, the international pricing power of Chinese copper futures market is still relatively weak, but it displays a increasing tread. Third, financial attributes of Chinese staple commodity market are less than international Staple Commodity Market, Furthermore, Chinese staple commodity display a significant non - Financialization trend in 2012.

[Key words] information spillover; staple commodity; return spillover; volatility spillover; financialization directed acyclic graph

(责任编辑: 史琳)