

基于 DCC-GARCH 的中国大宗商品金融化研究

刘映琳 鞠 卓 刘永辉

摘 要：本文选取 2005 年 1 月 4 日至 2016 年 9 月 30 日农产品类、金属类和工业品类等中国和国际大宗商品期货市场交易品种，以及国内外主要股票市场指数的日收益率，基于 DCC-GARCH 模型分析了期货市场和股票市场的波动性溢出关系和动态相依性。结果发现，股票市场对中国商品期货有波动率溢出效应，但是不同类型的大宗商品其波动率溢出效应有明显差异。这说明：中国大宗商品市场存在金融化现象，但是不同类型的大宗商品金融化的程度不同，和国际大宗商品期货市场相比，中国市场的金融化程度总体偏低。

关键词：大宗商品期货；波动率溢出；DCC-GARCH；金融化

中图分类号：F746.12

文献标识码：A

文章编号：1006-1894 (2017) 05-0075-09

对于商品的“金融化”，各界尚没有统一的定义。Krippner (2005) 认为，大宗商品金融化是指各类经济主体日益通过经济途径而非贸易和商品生产途径获取利益的积累模式。张成思等 (2014) 则认为，商品的价格不再仅由市场的供求决定，而是与金融品在资本聚集度等方面出现相似性和相关性的现象，即为商品金融化。

自 2001 年 12 月中国加入 WTO 以来，中国经济发展进入高增速、低通胀的黄金时期。随着中国与世界主要经济体的联系日益密切，国际国内市场间的影响也越来越明显。在 2008 年全球金融危机期间，中国大部分大宗商品价格都出现了剧烈波动的现象，这是否是大宗商品的金融化现象？不同商品品种的金融化程度是否一致，中国与国外发达国家市场相比又有何不同？针对这些问题，本文构建 DCC-GARCH 模型，对中国大宗商品金融化程度予以分析并进行品种间的比较，并进一步对国外主要商品市场进行分析，以期对比中国大宗商品市场和国际大宗商品市场金融化程度的差异。

一、文献综述

从宏观层面出发，研究大宗商品定价的主要因素。韩立岩等 (2012) 认为，长

作者简介：刘映琳，上海财经大学金融学院博士生；鞠卓，上海对外经贸大学统计与信息学院硕士生；刘永辉，上海对外经贸大学统计与信息学院院长、教授，研究方向：金融计量。

基金项目：国家社会科学基金重大项目“全球大宗商品定价机制演进与国际经贸格局变迁研究”(项目编号：15ZDA058)以及国家自然科学基金(项目编号：11271259)。

期条件下,实体经济因素仍是大宗商品价格上涨的主要动力,中国因素的作用是间接的。谢飞等(2012)认为,从短期看,对冲基金等投资者的套利行为是推动价格剧烈变动的主要因素。

从微观层面出发,研究不同种类大宗商品价格波动的原因。田利辉等(2015)发现投机因素是国际原油价格在2002年上涨及2008年暴涨暴跌的主要原因。李智等(2014)认为中国需求明显夸大,西方石油需求仍为主要因素。钟美瑞等(2016)认为,原油价格、广义美元价格以及存货和投机等因素在不同状态下对期铜的影响程度不同,整体发现中国因素被明显夸大。

从金融产品的多样性出发,研究不同市场间的传导效应。在大宗商品期货市场与现货市场关联方面,徐国祥等(2015)发现国际大宗商品现货市场对国内大宗商品现货市场和期货市场均存在显著的单项均值溢出效应和单项波动性溢出效应。在大宗商品市场与证券市场之间的关联方面,田利辉等(2014)发现标普500指数对中国商品现货价格影响更为严重和持久,从而出现大宗商品定价的“美国化”趋势。闻岳春等(2015)发现国际股市是影响国内股市收益波动的主要因素,并间接影响国际大宗商品市场,国际大宗商品市场对于国内股市的直接性溢出效应不断增加。尹力博等(2016)发现国际股市对中国商品期货市场具有显著的信息溢出,中国商品期货市场金融化程度比国际市场要低。在大宗商品市场与外汇市场之间的关联方面,丁剑平等(2016)认为,4个大宗商品主要进口国的名义汇率对国际大宗商品价格有很好的预测能力。

已有的文献研究尚有一些不足。其一,现有文献多数是对大宗商品整体市场进行研究,对单一品种的金融化问题研究较少。其二,方法的选取有一定的局限性。针对以上两点不足,本文选取农产品类、金属类和工业品类等中国和国际大宗商品期货市场交易品种,选取国内外主要股票市场指数的日收益率,使用DCC-GARCH模型分析不同品种的大宗商品期货市场和股票市场的波动性溢出关系和动态相关性。结果发现:股票市场对中国商品期货有波动率溢出效应,但是不同类型的大宗商品其波动率溢出效应有明显差异。这说明:中国大宗商品市场存在金融化现象,但是不同类型的大宗商品金融化的程度不同,和国际大宗商品期货市场相比,中国市场的金融化程度总体偏低。

二、模型与数据

(一) 模型

资产价格的波动率无法直接观测,但它的一些特征却可以通过观察资产收益率来发现。波动率具有时变性和集聚性的特征,为了描述波动率的这类特征,Engel(1982)首先提出了ARCH模型。ARCH模型提供了描述波动率的方程,但在使用

过程中需要估计较多的参数。为了改进这一缺陷, Bollerslev (1986) 提出了 ARCH 模型的推广形式, 称为广义自回归条件异方差模型 (GARCH)。对于资产收益率序列 y_t , 令 $a_t = y_t - \mu_t$ 为 t 时刻的信息, 称 a_t 服从 GARCH (p, q), 如果 a_t 满足下式:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (1)$$

其中, ε 是均值为 0 且方差为 1 的独立同分布的随机变量序列, $\alpha > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, 通常假定 $\{\varepsilon\}$ 是标准正态分布或标准化的 t 分布。为保证 a_t 的无条件方差有限, 要求

$$\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) < 1 \quad (2)$$

GARCH 模型在波动率建模方面起到了重要的作用, 但是在实际应用过程中, 人们往往更关心资产之间波动率的相关关系, 而 GARCH 模型却只能描述单一资产的波动率过程。为了改进这一缺陷, Bollerslev (1990) 提出了一类常相关系数的多元 GARCH 类模型 (CCC-GARCH)。然而常相关系数波动率模型也有缺点, 那就是资产收益率相关系数有随时间变化的趋势。为了进一步改进常相关系数波动率模型的缺点, Engel (2002) 提出了动态条件相关系数多元 GARCH 模型 (DCC-GARCH)。假设 $r_t = (r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t})$ 是 k 个不同资产的收益率序列, 那么 DCC-GARCH 模型可以表述为:

$$r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (3)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (4)$$

$$R_t = J_t Q_t J_t \quad (5)$$

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{Q} + \theta_1 Q_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' \quad (6)$$

在式 (3) 和式 (4) 中, H_t 为条件方差协方差矩阵, Ω_{t-1} 为 r_t 在 t 时刻的信息集, $R_t = \{\rho_{ij,t}\}$ 为时变相关矩阵, D_t 为单变量 GARCH 模型求出的时变标准差对角矩阵, 即 $D_t = \text{diag}\{h_{it}^{1/2}\}$, h_{it} 服从 GARCH (p, q) 过程。将 GARCH 过程中均值方程的残差 a_t 标准化, 得到标准化残差 $\varepsilon_t = D^{-1} a_t$ 。式 (5) 和式 (6) 是 R_t 的动态相关结构过程, θ_1 和 θ_2 是 DCC 模型的系数, 且 $\theta_1 + \theta_2 < 1$, $Q_t = \{q_{ij,t}\}$ 是条件方差协方差矩阵, $\bar{Q}$ 是无条件方差协方差矩阵, $J_t = \text{diag}\{q_{ii,t}^{1/2}\}$ 。

DCC-GARCH 模型的估计采用 Engel (2002) 提出的两步估计法。首先估计每一项资产的单变量 GARCH 模型, 得到标准化的残差序列, 然后利用标准化的残差通过极大似然估计方法估计出动态相关结构的参数。理论分析表明, 通过两步估计法得到的 DCC 估计量具有一致性和渐进正态性。

(二) 数据

商品期货市场方面, 本文选取在大连商品期货交易所上市交易的豆一 (A00.DCE) 和玉米 (C00.DCE) 作为国内市场农产品的代表; 选取在芝加哥商品交易所

上市交易的大豆 (S00.CBT) 和玉米 (C00.CBT) 作为国际市场农产品的代表; 选取在上海期货交易所上市交易的沪铜 (CU.SHF) 和沪铝 (AL.SHF) 作为国内市场基本金属的代表; 选取在伦敦金属交易所上市交易的铜 (CA.LME) 和铝 (AH.LME) 作为国际市场基本金属的代表; 选取上海期货交易所上市交易的沪胶 (RU.SHF) 作为国内市场能源化工的代表; 选取东京工业品交易所上市交易的天然橡胶 (RU.TCE) 作为国际市场能源化工的代表。

股票市场方面, 本文选取国际各大期货交易所所在地的重要股票指数作为各地的金融市场代表, 包括中国上证综指 (SHCI)、美国标普 500 指数 (SP500)、英国富实 100 指数 (FTSE) 和日本日经 225 指数 (N225)。

本文所有样本均为日度收盘价, 选取样本期为 2005 年 1 月 4 日至 2016 年 9 月 30 日, 剔除节假日和不匹配的交易日后, 共有 2,604 组观测数据, 数据来源于 Wind 数据库。各资产收益率通过对数差分得到, 即:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (7)$$

表 1 样本对数收益率 (%) 序列的描述性统计

	平均值	中位数	标准差	偏度	峰值	JB 统计量	p 值
A00.DCE	0.01	0.00	1.28	-0.75	11.14	13,743.61	0.00
S00.CBT	0.02	0.13	1.94	-2.07	33.07	120,685.87	0.00
C00.DCE	0.01	0.00	1.34	-0.30	35.94	140,372.66	0.00
C00.CBT	0.02	0.00	2.28	-2.43	38.49	163,494.32	0.00
CU.SHF	0.01	0.04	1.75	-0.14	2.95	957.56	0.00
CA.LME	0.02	0.00	2.00	-0.51	10.16	11,328.13	0.00
AL.SHF	-0.01	0.00	1.09	-0.22	5.80	3,684.98	0.00
AH.LME	0.00	0.00	1.52	-0.22	2.75	847.45	0.00
RU.SHF	0.00	0.06	2.06	0.05	2.29	573.09	0.00
RU.TCE	0.01	0.08	2.26	-0.56	4.53	2,364.73	0.00
SHCI	0.03	0.08	1.87	-0.52	4.16	1,999.34	0.00
SP500	0.02	0.08	1.32	-0.61	12.98	18,460.15	0.00
N225	0.01	0.06	1.66	-0.65	8.22	7,524.45	0.00
FTSE	0.01	0.03	1.28	-0.03	9.95	10,761.48	0.00

样本对数收益率序列的描述性统计如表 1 所示。可以看出, 各资产收益率样本均值均接近于 0, 且除沪铝外其他均为正值。农产品方面, 中国豆一和玉米期货的标准差小于美国大豆和玉米期货, 且偏态程度远小于美国农产品期货, 说明美国农产品期货收益率波动更剧烈, 且分布严重左偏, 有类似金融资产的特征。金属类期货方面, 中外铜期货的标准差明显大于铝期货的标准差, 说明铜期货价格波动比铝期货更剧烈。在工业品方面, 中日橡胶波动基本一致, 沪胶收益率的分布比日本橡胶期货收益率更加对称。在股市方面, 上证指数收益率的标准差大于国外股票市场指数, 且峰度系数较小, 说明中国股票市场波动相比国外股票市场波动更加剧烈。总体来看, 各资产收益率的分布均存在“尖峰厚尾”现象, 且 JB 统计量的 p 值均接近于零, 说

明各资产收益率均不服从正态分布。

表 2 ADF 平稳性检验结果

	收盘价序列			对数收益率序列		
	ADF 统计量	p 值	平稳性	ADF 统计量	p 值	平稳性
A00.DCE	-2.09	0.28	不平稳	-15.94	0.01	平稳
S00.CBT	-2.22	0.23	不平稳	-16.00	0.01	平稳
C00.DCE	-1.86	0.37	不平稳	-15.81	0.01	平稳
C00.CBT	-1.97	0.32	不平稳	-51.84	0.01	平稳
CU.SHF	-2.42	0.16	不平稳	-9.38	0.01	平稳
CA.LME	-2.33	0.19	不平稳	-17.20	0.01	平稳
AL.SHF	-1.35	0.55	不平稳	-14.67	0.01	平稳
AH.LME	-1.96	0.33	不平稳	-36.63	0.01	平稳
RU.SHF	-1.96	0.33	不平稳	-23.86	0.01	平稳
RU.TCE	-2.37	0.18	不平稳	-7.66	0.01	平稳
SHCI	-2.32	0.19	不平稳	-9.17	0.01	平稳
SP500	-0.20	0.93	不平稳	-14.65	0.01	平稳
N225	-1.39	0.54	不平稳	-36.70	0.01	平稳
FTSE	-2.10	0.28	不平稳	-13.62	0.01	平稳

我们对各资产原始收盘价序列和对数收益率序列进行了 ADF 平稳性检验，带截距项的检验形式的检验结果如表 2 所示。从表 2 可以看出，在 5% 的显著性水平下所有商品和指数的收盘价序列均不平稳，而其对数收益率均是平稳的，无截距项和带趋势项形式的 ADF 平稳性检验均有相同结论。通过对各对数收益率的均值方程残差进行 ARCH 效应检验，Q 统计量均拒绝原假设，即各资产对数收益率序列存在 ARCH 效应，具有波动率集聚现象，适合使用 GARCH 模型进行建模。

三、实证结果

本文假设各资产对数日收益率均服从简单鞅过程，即选定 GARCH 模型的均值方程为构建 DCC-GARCH 模型进行实证研究。通过模型估计得到的大宗商品期货与各股票市场指数的条件动态相关系数如图 1~3 和表 3 所示。

(1) 农产品的实证结果

从图 1 可以看出，中国玉米和大豆期货收益率与上证指数收益率的条件动态相关系数（DCC）较为平稳，并没有单向的时间趋势。两品种与上证指数的 DCC 在样本期内均值均在 0.07 附近，接近 0，说明中国玉米和大豆期货收益率与上证指数收益率的相关性较弱，即金融化程度较低。对比美国市场，美国玉米和大豆期货收益率与标普 500 指数收益率的 DCC 样本期均值分别达到 0.13 和 0.17，其中美国大豆期货收益率与标普 500 指数收益率的 DCC 在 2009~2013 年的部分时间段甚至达到 0.3 以上，尽管依然较低，但明显高于中国同类品种。这说明中国和国际上的农产品类大宗商品总体金融化程度较低，但美国的农产品金融化程度要高于中国同类产品。

表 3 条件动态相关系数的描述性信息

	平均值	中位数	最大值	最小值
中国玉米	0.07	0.07	0.24	-0.09
美国玉米	0.13	0.13	0.23	0.05
中国大豆	0.07	0.07	0.26	-0.15
美国大豆	0.17	0.16	0.36	-0.01
中国期铜	0.31	0.30	0.64	-0.10
英国期铜	0.38	0.42	0.78	-0.11
中国期铝	0.26	0.24	0.59	-0.03
英国期铝	0.34	0.34	0.64	-0.07
中国橡胶	0.29	0.31	0.58	-0.10
日本橡胶	0.40	0.42	0.73	0.06

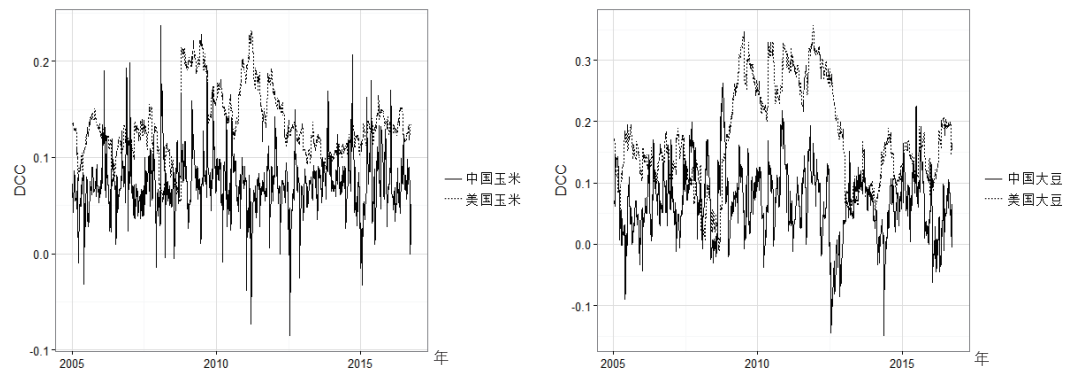


图 1 农产品类期货与股票市场指数的条件动态相关系数

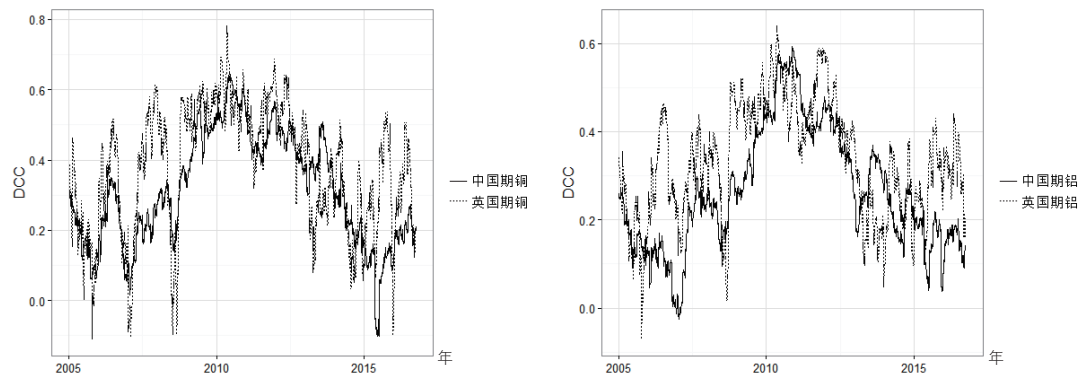


图 2 金属类期货与股票市场指数的条件动态相关系数

(2) 金属类的实证结果

从图 2 可以看出，中国期铜和期铝收益率与上证指数收益率的 DCC 在 2008 年全球金融危机之前较为平稳，且在较低水平上下波动。金融危机之后两个品种的 DCC 出现了明显的上升趋势，且在 2010 年分别达到了 0.64 和 0.59 的峰值，远高于中国农产品类期货，说明中国金属类商品期货金融化程度较高。对比英国市场，和农产品类商品期货类似，英国期铜和期铝收益率与富实 100 指数收益率的 DCC 整体

上高于中国同类品种，其峰值更是达到了 0.78 和 0.64 的水平。不同的是，英国期铜和期铝收益率与富实 100 指数收益率的 DCC 在 2008 年金融危机之前就达到了 0.5 左右的较高水平，这说明以铜和铝为代表的金属类大宗商品期货金融化程度较高，中国金属期货市场金融化起步时间比英国晚。

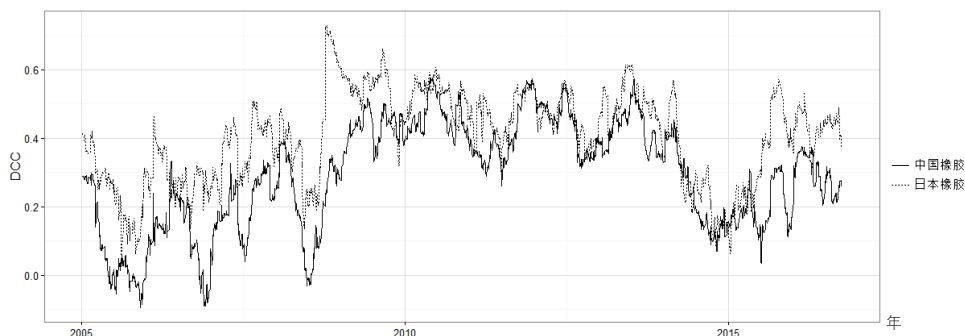


图 3 工业品类期货与股票市场指数的条件动态相关系数

(3) 工业品类的实证结果

从图 3 可以看出，和中国金属类商品期货类似，2008 年全球金融危机之前中国橡胶期货收益率和上证指数收益率的 DCC 在 0.1 的水平上下波动，金融危机后迅速攀升并稳定在 0.4~0.6 的区间，说明中国橡胶期货金融化程度较高。和日本市场相比，中国橡胶期货同样存在金融化程度弱于国际市场的现象。

综上，从大宗商品品种分类的角度来看，中国铜、铝和天然橡胶期货与上证指数的动态条件相关系数值较高，样本期的均值均达到 0.25 以上，峰值更是分别达到 0.64、0.59 和 0.58。而同属于农产品的玉米和大豆期货与上证指数的动态条件相关系数则相对低很多，样本期的均值接近于 0。同样，国际市场的大宗商品也有类似结论，说明大宗商品金融化程度在商品品种间出现明显的分化，铜、铝和天然橡胶这类工业属性较强的大宗商品金融化程度较高，而以玉米和大豆为代表的农产品类大宗商品具有存储难度大、保质期相对较短等鲜明的商品属性，且农产品类大宗商品价格受政府政策干预影响较多，其金融属性较弱，因此金融化程度较低，其波动几乎不依赖于股票市场。

对于中国金融化程度较高的铜、铝和天然橡胶等大宗商品，可以看出其与上证指数的动态条件相关系数在 2010 年之前，尤其是在 2008 年金融危机前后出现了明显的上升，且在 2010~2013 年之间达到峰值，说明在 2013 年之前，随着中国金融市场和商品市场的发展，部分大宗商品出现了明显的金融化趋势，并且 2008 年国际金融危机对其具有催化作用。但在 2013 年之后，大宗商品期货与上证指数的动态条件相关系数出现了明显的下降趋势，并在 2015 年股灾期间达到了低谷，而之后又有所回升，说明在中国股票市场剧烈波动期间，大宗商品价格并没有完全跟随其波动。一方面，说明大宗商品依然维持着其自身一定的商品属性，即并没有完全金融化；

另一方面,由于近年来中国期货市场制度日益完善,广大投资者对于期货的认识也愈加广泛,期货市场逐渐成为投资者们的投机或分散风险的选择,即对股票市场存在一定的资金挤出效应。

对比国际市场,中国大宗商品和股票市场的动态条件相关系数普遍较低。伦敦金属交易所的铜、铝期货与英国富实 100 指数的动态条件相关系数在 2008 年之前就达到了较高的水平。说明与发达国家商品市场相比,中国大宗商品金融化进程起步较晚,并且金融化的程度较低。

四、结论和建议

本文基于 DCC-GARCH 模型对中国大宗商品金融化问题进行实证分析。通过对比中国大宗商品品种间以及对比中国商品期货市场与国际大宗商品期货市场之间金融化程度的不同,得出了以下主要结论:(1)中国大宗商品存在金融化现象,但不同品种金融化程度出现分化,中国农产品类大宗商品金融化程度较低,而金属类和工业品类大宗商品金融化程度较高;(2)与国际大宗商品市场相比,中国大宗商品金融化程度偏低,且大宗商品金融化进程起步较晚。

依据上述结论,本文提出以下政策建议:

(1)中国金融化程度较高的金属类和工业品类大宗商品的价格直接关系到工业企业的生产成本和盈利能力,由于金融因素导致的大宗商品价格剧烈波动将导致中国工业企业无法正常经营。因此,企业决策者应合理利用金融对冲工具对原材料进行套期保值,避免因原材料价格的暴涨暴跌对企业经营造成影响。

(2)中国大宗商品期货收益率与股票市场指数收益率具有显著的正相关性,对金融化程度较高的商品品种,投资者可利用期货市场的做空机制对股票投资进行合理风险对冲,构建稳健多元化的投资组合,以规避股票市场的系统性风险。

(3)对于中国制度建设尚未完备的期货市场,政府政策制定者应积极适当干预中国金融化程度较高的大宗商品的价格,加强对期货市场过度投机行为的监管。

(4)2008 年全球金融危机之后,全球大宗商品期货市场与股票市场之间的相关性迅速提高,说明金融危机对于大宗商品金融化具有催化作用,其催化机制是怎样的?尤其是 2013 年之后,中国主要大宗商品期货收益率与上证指数收益率之间的动态相关性不断下降,这其中的原因到底是中国大宗商品金融化程度减弱了,还是期货市场对股票市场的资金出现了挤出效应?这些问题还有待研究者们继续挖掘。

参考文献:

- [1] 丁剑平,向坚.从进口国汇率视角看国际大宗商品价格波动[J].国际金融研究,2016,(8).
- [2] 韩立岩,尹力博.投机行为还是实际需求?——国际大宗商品价格影响因素的广义视角分析[J].经济研究,2012,(12).
- [3] 李智等.基于MSVAR的国际原油期货价格变动研究[J].金融研究,2014,(1).

- [4] 田利辉, 谭德凯. 原油价格的影响因素分析: 金融投机还是中国需求[J]. 经济学季刊, 2015,(3).
- [5] 田利辉, 谭德凯. 大宗商品现货定价的金融化和美国化问题——股票指数与商品现货关系研究[J]. 中国工业经济, 2014,(10).
- [6] 闻岳春等. 国内股市与国际股市、大宗商品市场的溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2015,(8).
- [7] 谢飞, 韩立岩. 投机还是刚需: 国际商品期货价格的影响因素分析[J]. 管理世界, 2012,(10).
- [8] 徐国祥, 代吉慧. 中国与国际大宗商品市场价格之间的关联性研究[J]. 统计研究, 2015,(6).
- [9] 尹力博, 柳依依. 中国商品期货金融化了吗? ——来自国际股票市场的证据[J]. 金融研究, 2016,(3).
- [10] 赵玲等. 全球大宗商品定价机制与国际经贸格局演变动态关系的研究评述[J]. 国际商务研究, 2016,(3).
- [11] 张成思等. 中国商品金融化分层与通货膨胀驱动机制[J]. 经济研究, 2014,(1).
- [12] 钟美瑞等. 基于MSVAR模型的有色金属价格波动影响[J]. 中国管理科学, 2016,(4).
- [13] Bollerslev, T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986,(31).
- [14] Bollerslev, T. Modeling the Coherence in Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model[J]. Review of Economics and Statistics, 1990,(72).
- [15] Engel, R. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimate of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. Econometrics, 1982,(50).
- [16] Engel, R. Dynamical Conditional Correlation A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002,(20).
- [17] Krippner. The Financialization of the American Economy[J]. Socio-Economic Review, 2005,(3).

A Study on the Financialization of Commodity Markets in China Based on DCC-GARCH Model

LIU Ying-lin JU Zhuo LIU Yong-hui

Abstract: This paper mainly explores the dynamic conditional relationship and spillover effect between international commodity markets and stock markets based on DCC-GARCH model. The study includes agricultural, metal and chemical futures and international principal stock markets indices. Through a comparative of diverse commodities and different markets, it shows that the financialization exists in Chinese commodity market but the extent is different in diverse commodities, and the extent of financialization in Chinese commodity market is weaker than one in international markets.

Key words: commodity futures; spillover; DCC-GARCH; financialization

(责任编辑: 张建华)