

经济不确定性、金融化与大宗商品 价格协同性^{*}

李沛然 李奇霖 宋佳馨

[摘要]本文选取1991年1月至2017年6月能源、金属与农产品三个板块的23种大宗商品月度价格数据,采用DCC-MGARCH模型,计算两两商品对价格间的动态条件相关系数以度量大宗商品间的价格协同性。研究发现:(1)经济不确定性可通过影响商品市场投机交易者的投资决策,从金融渠道对于大宗商品价格产生冲击,从而促进大宗商品价格的协同运动;(2)经济不确定性对于大宗商品价格协同性的作用效果受大宗商品金融化程度的影响,伴随商品市场金融化程度的上升,经济不确定性对于大宗商品间的价格协同具有更加显著的正向冲击作用。

关键词:经济不确定性 大宗商品金融化 商品价格协同性

JEL分类号:C22 G15 Q02

一、引言

大宗商品作为经济基础中的工业原材料、能源以及生活必需品的来源,其价格走势与特征对于全球经济具有重要影响,因此一直受到各界广泛关注。近20年来,国际大宗商品价格呈现出大幅波动现象,一些文献试图从实体经济层面进行解释,将其归结于新兴经济体快速发展所带来的对于原材料的旺盛需求(Kilian,2009);也有文献指出,供需的变化难以完全解释大宗商品价格如此剧烈的波动,认为近年来商品期货市场的快速发展与金融投资者的大量涌入所导致的“大宗商品金融化”,是近20年大宗商品价格剧烈波动的主要原因(Tang and Xiong,2012)。大宗商品金融化的直接表现之一是非商业交易者(Non-commercial Trader)的大量涌入,其原因有文献指出是由于商品期货与股票指数的历史关联性较低(Gorton and Rouwenhorst,2006),因此非商业交易者进入商品期货市场,利用商品期货对冲股市风险。此种跨市交易行为一方面使得商品市场与股票市场的关联程度近年来不断上升,另一方面由于金融交易者存在羊群效应、情绪交易等非理性交易行为,导致全球流动性、美元实际利率、交易者情绪等传统金融市场影响因素的作用范围扩散到大宗商品市场,导致商品价格与基本面的偏离。

除价格的大幅波动外,近年来多类大宗商品所表现出的协同性成为另一个广受关注的研究热点。大宗商品价格协同性是指不同种类的大宗商品表现出的价格同涨同跌的现象。目前对于大宗商品价格协同性成因的研究,主要集中于对大宗商品价格共同驱动因素的识别。Gruber and

* 李沛然,中央财经大学金融学院,博士研究生;李奇霖(通讯作者),中央财经大学中国经济与管理研究院,博士研究生;宋佳馨,中央财经大学金融学院,博士研究生。本文得到国家自然科学基金2018年应急管理项目《防范和化解金融风险》(71850005)和教育部哲学社会科学研究后期资助重大项目《非金融企业杠杆率的分化与结构性去杠杆研究》(18JHQ010)的支持。

Vigfusson(2012)运用面板GARCH模型,证实了实际利率的下降将促进大宗商品价格的协同运动,指出实际利率可通过影响储藏成本的方式同向冲击多种大宗商品价格。此外,Pindyck and Rotemberg(1990)出了“超额协同性”概念,并将其定义为“超出共同因子解释能力之外的商品价格的协同运动部分”,并指出金融市场上的“羊群效应”很可能是此现象的成因。

综上所述,在大宗商品金融化的驱动下,传统金融市场的影响因素对于大宗商品价格的形成日趋重要,且传统金融市场因素很可能作为一种普遍冲击,促进大宗商品价格的协同运动。其中经济不确定性由于对金融投资者情绪与投资者预期的影响,长期以来被视作传统金融市场的重要参考指标,而随着金融投资者涌人大宗商品期货市场,经济不确定性是否可以通过金融投资者对商品价格产生显著、同向的冲击以促进商品价格的协同运动,对于在当前商品市场新环境下加深对于大宗商品市场的理解、指导大宗商品贸易的运作,具有重要意义。

文章剩余部分结构安排如下:第二部分为文献综述,重点梳理了商品价格、商品协同性和经济不确定性的有关文献;第三部分为理论机制与研究设计,具体阐述了经济不确定性对于大宗商品价格及协同性的影响渠道,并提出待检验假设与相对应的检验方法;第四部分为数据来源与实证结果;第五部分为稳健性检验;第六部分为总结与启示。

二、文献综述

驱动商品价格协同变化的原因,通常来自三个方面:(1)所有商品同时受到一个普遍的共同冲击,驱使商品价格产生协同运动;(2)个别商品受到特有冲击并通过商品市场间的渠道相互传导,产生协同反应;(3)不同商品碰巧受到相似的特有冲击。从上述三种原因出发,目前对于大宗商品价格协同性的研究主要可分为两类。第一类为探究商品价格的共同影响因素,以此推断商品价格产生协同运动的原因。此类文献的研究思路可分为两种:一是从宏观因素出发,分析供给与需求、全球流动性、美国货币政策、大宗商品金融化等因素对于大宗商品价格的普遍作用;二是通过因子分析的方法提取不可观测的潜在因子,以因子冲击的视角分析大宗商品价格产生协同运动的原因。第二类文献主要集中于探究大宗商品市场之间的相互作用,通过研究大宗商品价格之间存在的关联性与溢出效应,借鉴产业链等理论解释大宗商品价格之间的相互作用。

(一)商品价格的普遍驱动因素

从宏观基础出发探究大宗商品价格影响因素的文献,主要基于以下三个视角。一是从基本面供需角度出发,将中国、印度等新兴经济体的高速发展对于大宗商品当前需求和未来需求预期的冲击作为拉动大宗商品价格的主要原因(Kilian,2009;Wirl,2008;Kilian and Murphy,2010)。二是从利率、美元汇率、全球流动性等角度出发,探究宏观指标对于大宗商品价格的冲击作用。如Anzui et al.(2012)研究发现扩张型货币政策推升了大宗商品价格;Frankel(2008)、Akram(2009)等证实实际利率与多类商品价格呈现出负相关关系。在此类文献中,值得强调的是有关经济不确定性与大宗商品价格的研究,如Dimitrios(2018)等通过构建VAR模型分析了宏观经济不确定性、经济政策不确定性、金融不确定性(Financial Uncertainty)等不确定性对于能源类、金属类与农产品类大宗商品价格的冲击作用,证实了不确定性对于商品价格波动具有较为普遍的正向冲击作用,其中能源类商品的反应最为显著,这从侧面表明经济不确定性对于大宗商品价格协同性可能存在影响。三是着眼于大宗商品金融化的影响,如Buyuksahin(2009)、Singleton(2011)等提出并证实了投资者交易头寸对于大宗商品价格具有显著作用;谭小芬(2018)、Xiao-Ming Li(2011)等通过BEKK-GARCH、DCC-MGARCH等方法证实金融市场和大宗商品市场具有相互的溢出效应和相互关联,这与Tang and Xiong(2012)提出的大宗商品指数内商品由于金融化程度较高,其相互间的关联性明显强于指数外商品间关联性的观点相互

支撑;此外 Ohashi(2016)等通过 GARCH 类模型也证实了 2000 年起的大宗商品金融化对于大宗商品价格的超额协同性具有促进作用。

采用因子分析方法探讨大宗商品价格驱动因素的文献,主要借助动态因子模型提取大宗商品价格的共同因子与驱动各类商品价格的特有因子,通过分析二者在大宗商品价格形成过程中的相对强弱来验证大宗商品价格协同性的存在性及其成因。Lübbbers(2016)等通过提取涵盖 31 种大宗商品的共同因子,证实了在金融危机期间,商品价格尤其是黄金与原油价格与共同因子的关联性明显上升;Vansteenkiste(2009)同样证实了非能源类大宗商品价格存在共同驱动因子,且共同因子的相对作用在经济危机期间表现出上升趋势,并发现包含原油价格、美元有效汇率、需求冲击在内的多种宏观指标对于共同因子具有显著作用。此类文献均表明了在经济危机期间共同因子在商品价格形成过程中的重要程度存在上升趋势,侧面证实了在经济不确定性处于高位期间大宗商品价格表现出更为明显的协同趋势。

(二)商品市场之间的相互作用

针对商品市场之间的相互作用,已有文献主要从商品市场间的溢出效应与超额协同性两个角度出发分析大宗商品价格之间的协同特征。此类文献较多集中研究能源类商品对非能源商品的溢出与协同作用,且多采用 GARCH 类模型与 Diebold 和 Yilmaz(2012)的溢出指数法进行分析。Mensi 和 Hammoudeh(2015)通过 VAR-BEKK-GARCH 等方法分析了原油与农产品价格间的动态回报率关联性与波动溢出效应,结论表明二者之间确实存在关联性与波动溢出,且证实在 2008 年国际金融危机期间商品间的条件相关系数剧烈波动且总体呈上升趋势。Nazlioglu 等(2013)同样针对原油与农产品间的波动溢出效应的时变特征进行分析,证实波动溢出效应在食品价格危机前后由不显著转为显著。上述研究虽未直接阐明经济不确定性对于大宗商品间价格协同性的影响与作用,但都侧面展现出在金融危机期间商品市场间的相互作用发生了显著变化。而少数直接分析经济不确定性对于国际市场间关联的作用的文献中,Liow 等(2017)等借助溢出指数法分析了多国股票市场、房地产市场、债券市场和货币市场之间以及各国经济不确定性之间的相互溢出作用,发现多国间经济政策不确定性的相互溢出可以作为金融市场间相互溢出增强的提示指标(Short-Term Predictor),表明经济不确定性与国际市场间的相互关联性可能存在联系。

上述文献从基本面、金融化等多种角度分析了商品价格的影响因素并验证了大宗商品价格间存在协同关系,同时考察了商品间协同关系的部分时变特征,但仍存在以下不足:(1)大多数文献局限于证实大宗商品价格协同性的存在性,对于协同性的影响因素有待进一步研究;(2)大部分文献在通过分析得到商品价格协同性的部分时变特征之后,对协同性变化背后的影响机制缺乏深入探究;(3)对于商品价格协同性的研究主要集中在少数商品种类之间,缺乏对于跨板块、多种类商品间的全面分析。基于此,本文选取了包括能源、金属、农产品三个板块的 23 种大宗商品 1991 年 1 月至 2017 年 6 月的月度价格数据,首先利用 DCC-MGARCH 模型验证了大宗商品价格协同性的存在性,并逐对计算商品间的动态条件相关系数,以分析商品间价格协同性的时变特点与不同商品间协同性的截面特征,然后检验了经济不确定性对于大宗商品价格协同性的影响,并采用商品是否包含于商品指数内、商品市场与股票市场的关联程度两种思路分别度量商品金融化程度与商品市场整体金融化程度,着力分析大宗商品金融化如何影响经济不确定性对大宗商品价格协同性的作用。

三、理论机制和研究设计

(一)经济不确定性与大宗商品价格

经济不确定性促进大宗商品价格协同运动的前提是其对于多类大宗商品价格具有普遍的同向

冲击作用,因此,本文首先检验经济不确定性与大宗商品价格之间的相互联系。为解决大宗商品价格的方差可能存在非齐次性的问题,本文对选取的23种大宗商品价格月度收益率建立广义自回归条件异方差(GARCH)模型,并将经济不确定性指标作为外生变量分别加入到均值方程与方差方程之中,从价格与波动两个角度,考察经济不确定性对于大宗商品价格的影响,以初步检验经济不确定性是否对于大宗商品价格具有一个相对广泛的冲击作用。本文依据残差自相关、偏相关系数与AIC、BIC准则,依次判定各商品价格回归中均值方程的滞后项阶数与方差方程中ARCH项与GARCH项的滞后阶数,确保回归中ARCH项、GARCH项的显著性。

$$r_t = \alpha + \sum_{i=0}^k r_{t-i} + \beta VIX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=0}^m \theta_j \sigma_{t-j}^2 + \beta' VIX_t \quad (2)$$

本文借鉴Bloom(2009)的方法,采取VIX指数作为经济不确定性的衡量指标,该指数作为隐含波动率更直接地反映出金融市场投资者对于未来经济形势的不确定性与恐慌程度。回归结果中,若均值方程中经济不确定性指标系数表现出同向显著趋势,则表明经济不确定性对于大宗商品价格具有同向显著的冲击作用;若方差方程中回归系数表现出同向显著,则表明经济不确定性对于大宗商品价格波动具有同向影响。

(二)大宗商品价格协同性的度量

为准确刻画大宗商品价格间的相关关系,本文在此引用了动态条件相关多元GARCH模型(DCC-MGARCH)。DCC-MGARCH模型由Engle(2002)所提出,模型集中刻画了条件相关系数 ρ_{ij} 的动态行为因而可以表现出变量间的条件相关关系的时变特征。

模型假设 k 种资产收益率 $r_t = r'_t - \mu$ 服从均值为0,协方差阵为 H_t 的多元正态分布,即 $r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$, Ω_{t-1} 为 r_t 在时刻t的信息集,动态相关结构的设定为:

$$H_t = (\sigma_{ij,t}) = D_t^{-1/2} R_t D_t^{-1/2} \quad (3)$$

$$D_t = \text{diag}(\sigma_{11,t}, \dots, \sigma_{kk,t}) \quad (4)$$

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & \cdots & \rho_{1k,t} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{1k,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

R_t 即为条件相关系数矩阵,DCC-MGARCH模型假设此矩阵服从如下动态过程:

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (6)$$

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) R + \alpha \tilde{\varepsilon}_{t-1} \tilde{\varepsilon}'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (7)$$

其中 $\tilde{\varepsilon}_t$ 为标准化的扰动项,即 $\tilde{\varepsilon}_t = D_t^{-1/2} \varepsilon_t$, Q_t 即为标准化残差的协方差阵;参数 α, β 均为非负,且 $0 \leq \alpha + \beta < 1$ 。由此DCC-MGARCH模型得以刻画条件相关系数的动态过程。在此本文采取对商品价格取对数后一阶差分的形式计算各大宗商品的月收益率:

$$r_{i,t} = \log(p_{i,t}) - \log(p_{i,t-1}) \quad (8)$$

随后,将所选大宗商品两两组合,借鉴已有文献采用DCC-MGARCH(1,1)模型对各商品对进行估计,以商品对之间的动态条件相关系数作为大宗商品价格协同性的代理变量。

(三)经济不确定性作用于大宗商品协同性的理论机制与研究设计

2000年后由于大宗商品市场金融衍生工具的高度发展,大宗商品价格不再完全由基本面因素所驱动,金融与投机因素在商品价格形成过程中发挥了愈发重要的作用(韩立岩和尹力博,2012),导致商品市场表现出了更多与传统金融市场相似的特征。投资与投机交易量的急剧增加是大宗商品金融化的主要特征之一。2000年互联网泡沫崩塌导致股票市场危机之后,个人与机构投资者发现大宗商品市场回报率与股票收益率之间并不存在显著关联(Gorton and Rouwenhorst,2006),因而

将其视为新发现的一类可降低投资组合风险系数的投资资产,从而导致大量资金涌人大宗商品期货市场。大量资金的追捧使得大宗商品价格的运动和传统金融市场类似,表现出了与投资者情绪等金融因素的相关性,同时也导致大宗商品市场与股票、债券市场的联系更加紧密。

风险规避效应理论(Bloom,2014)表明,经济不确定性的上升将刺激投资者的避险情绪,提升投资者所要求的风险补偿,降低投资者的投资意愿,对金融市场产生广泛影响。而随着大宗商品市场投机活动的逐渐上升与金融化程度的日渐加深,经济不确定性必然通过影响大宗商品市场投资者的决策行为对大宗商品市场产生整体作用。由于投资者情绪具有普遍性与传染性的特点,经济不确定性存在通过刺激大宗商品市场的投机交易者情绪,进而对大宗商品市场产生广泛的同向冲击,促进大宗商品价格协同运动的可能性。但显然不同种类的商品由于具有不同的存储成本等相异特点,其在期货市场受投资者的欢迎程度与投机程度必然呈现异质性的特征。因此如果经济不确定性对于商品价格协同性的这一作用渠道存在,则经济不确定性对于不同种类的大宗商品价格的作用程度将由于其投机程度的不同而强弱不一,进而削弱经济不确定性对于大宗商品价格协同性的作用效果。据此本文提出以下待检验假设:

H1:经济不确定性将促进大宗商品价格协同运动,但作用强度受到各类大宗商品投机程度差异的制约。

为检验理论假设,本文将前述计算所得的各商品对条件相关系数整理为面板数据形式,并采取静态面板回归的方式检验经济不确定性对于大宗商品价格协同性的作用。基准模型如下:

$$\text{corr}_{ij,t} = \beta_1 \text{VIX}_t + \beta_2 \text{Dollar}_t + \beta_3 \text{Fdrate}_t + \beta_4 \text{M2G}_t + \beta_5 \text{BDI}_t + \beta_6 \text{Sp500}_t + \text{Year}_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (9)$$

其中 $\text{corr}_{ij,t}$ 表示在 t 时刻商品 i 与商品 j 的条件相关系数;借鉴 Bloom(2009) 的方法,本文选取 VIX 指数作为经济不确定性的衡量指标;此外本文选取的控制变量如下。

(1) 波罗的海干散货运价指数(BDI),作为全球实际经济需求的代理变量。除 BDI 指数外,全球 GDP 与 GDP 加权全球工业生产指数同样经常被用于衡量全球经济活动,但由于本文采取月度数据因此无法使用全球 GDP 指标,而 GDP 加权工业生产指数目前研究认为其存在以下不足:近年来各国产业结构不断变化,工业占 GDP 比重的不稳定容易导致数据序列的不稳定;新兴经济体的快速发展使得准确估计各国对全球经济的贡献比例成为难点,难以得到具有说服力的世界总体经济指标。因此本文借鉴 Kilian(2014)的方法,采用波罗的海干散货运价指数衡量全球经济实体需求。Kilian 指出该指数与全球经济活动具有强烈的正向关系,可以作为全球经济活动的代理变量。(2) 对主要国家美元实际指数(Dollar)。国际大宗商品以美元作为计价单位,在商品价值不变的情况下美元的贬值将导致大宗商品价格普遍的上升,因此美元汇率与大宗商品价格总体呈反向趋势。此外汇率因素影响外国投资者投资美国市场的实际收益率,从金融市场角度对大宗商品市场产生作用,进而影响大宗商品价格协同性。(3) 联邦基金实际利率(Fdrate)。联邦基金利率是金融市场流动性与美国货币政策的良好反映指标。利率上升一方面提高大宗商品的存货成本,从供需角度影响大宗商品价格;另一方面联邦基金利率的降低所反映出的宽松货币政策可以刺激产出并反映市场流动性的变化,且利率对于衍生品市场投资者的决策行为同样产生影响。此外已有文献证实利率上升将抑制大宗商品价格的协同运动(Gruber and Vigfusson, 2012)。(4) 全球 M2 增长率(M2G)。本文选取全球主要发达国家的月度 M2 数据,加总并计算出全球 M2 增长率作为全球流动性的代理变量。全球货币量与流动性的松紧对于企业及个人投资决策均具有影响,已有文献证实全球流动性对于大宗商品价格具有显著作用(Belke, 2012)。(5) 标准普尔 500 指数(Sp500)。大宗商品金融化的另一特征是大宗商品价格与金融市场的联系愈发紧密,金融市场对于多类商品市场具有显著的溢出效应。因此本文加入标普 500 指数作为控制变量。此外由于本文采取的变量均为时间序列,因此采用年度虚拟变量 Year, 以控制各商品对的时间固定效应; μ_{ij} 为各商品对虚拟

变量,用以控制商品对层面不可观测的固定效应; $\varepsilon_{ij,t}$ 为回归残差项。此外本文对回归系数标准差均在商品对层面进行聚类(Cluster)调整,以消除样本数据可能存在的聚集性特征。对于本文假设 H1 的前半部分证明,只需表明回归系数 β_1 显著为正,即证实经济不确定性对于大宗商品价格协同性具有正向作用。

为进一步检验上述金融渠道的存在,即证实商品间投机差异的扩大将抑制经济不确定性对于大宗商品价格协同性的作用,本文将代表投机差异的指标($Spec_diff_{ij,t}$)与经济不确定性指标的交乘项置入基准回归之中,形式如下:

$$\begin{aligned} corr_{ij,t} = & \beta_1 VIX_t + \beta_2 Dollar_t + \beta_3 Fdbrate_t + \beta_4 M2G_t + \beta_5 BDI_t + \beta_6 Sp500_t \\ & + \beta_7 Spec_diff_{ij,t} * VIX_t + \beta_8 Spec_diff_{ij,t} * Year_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \end{aligned} \quad (10)$$

其中 $Spec_diff_{ij,t}$ 表示商品 i, j 在时刻 t 的投机差异,交乘系数显著为负即证明假设。具体本文采用以下三种方式构建投机差异指标:

(1) 非商业投机净头寸差额

$$speculation_{i,t} = NCL_{i,t} - NCS_{i,t} \quad (11)$$

$$Spec_diff_{ij,t} = |speculation_{i,t} - speculation_{j,t}| \quad (12)$$

其中 $NCL_{i,t}$ 代表商品 i 的非商业投资者多头头寸, $NCS_{i,t}$ 代表非商业投资者空头头寸。非商业投机净头寸被广泛视为期货投机量的度量指标,本文分别计算商品 i, j 在 t 时刻的非商业投机净头寸并以二者差值的绝对值作为投机差额的代理指标,指标数值越大表明商品间受投机冲击的差异越大。

(2) 投机压力差异

$$speculation_presure_{i,t} = \frac{NCL_{i,t} - NCS_{i,t}}{NCL_{i,t} + NCS_{i,t} + 2 * NCSP_{i,t}} \quad (13)$$

$$Spec_diff_{ij,t} = |speculation_presure_{i,t} - speculation_presure_{j,t}| \quad (14)$$

其中 $NCL_{i,t}$ 代表商品 i 的非商业投资者多头头寸, $NCS_{i,t}$ 代表非商业投资者空头头寸, $NCSP_{i,t}$ 代表套利头寸。投机压力指标采取非商业投机净头寸除以总投机规模以剔除投机规模的影响,用以衡量期货市场的投机力量所产生的价格压力,数值的正负与大小反映了投资者对于期货价格的预期。本文同样采取两商品投机压力差值的绝对值反映投机差异的大小,相对于非商业投机净头寸差额此指标剔除了投机规模的影响。

(3) Working-T 指数

$$Working-T_{i,t} = \begin{cases} 1 + \frac{NCS_{i,t}}{CL_{i,t} + CS_{i,t}} & \text{if } CS_{i,t} > CL_{i,t} \\ 1 + \frac{NCL_{i,t}}{CL_{i,t} + CS_{i,t}} & \text{if } CL_{i,t} > CS_{i,t} \end{cases} \quad (15)$$

$$Spec_diff_{ij,t} = \begin{cases} Working-T_{i,t} / Working-T_{j,t} & \text{if } Working-T_{i,t} > Working-T_{j,t} \\ Working-T_{j,t} / Working-T_{i,t} & \text{if } Working-T_{j,t} \geq Working-T_{i,t} \end{cases} \quad (16)$$

$CL_{i,t}$ 表示商品 i 的商业多头头寸, $CS_{i,t}$ 表示商业空头头寸。Working-T 指数衡量了投机头寸与对冲头寸的相对规模,是期货市场投机过度的衡量指标。本文采取两商品 Working-T 指数之比的形式衡量商品间投机过度程度的差异,相较于前述指标此指标将商业投资纳入考虑,衡量了投机的过度程度而非仅仅是投机量。

(四) 商品金融化、经济不确定性与商品协同性的理论机制与研究设计

根据 Cheng et al. (2012) 提出的投机交易者信息优势假说,投机交易者相较于商业交易者其对于经济不确定性指数(如 VIX 指数)中所包含的信息更为敏感并将更快地做出反应。而商品金融化程度与投机交易者比例高度正相关,因此经济不确定性通过金融渠道对于大宗商品价格协同性

的作用强度,理应受到大宗商品金融化程度的影响。对于金融化程度较低的大宗商品,其价格更多由供需所驱动,投资者情绪波动等金融因素所导致的投机冲击对于其价格走势的影响相对较弱;反之金融化程度更高的大宗商品价格更易在投机行为的冲击下产生显著变化。因此,本文试图验证经济不确定性通过金融渠道,相较金融化程度较低的商品,其对于高金融化商品间的协同运动是否具有更为显著的促进作用。对于如何判别大宗商品的金融化程度,从大宗商品期货市场的投资特点角度,Tang and Xiong(2012)指出大宗商品指数期货长期以来一直受到投资者的异常青睐,即投资者倾向于同时投资指数内的一揽子大宗商品,此种投资偏好所导致的资金大量涌入,致使指数内大宗商品具有更高的金融化程度,其价格受到投机行为的冲击更加明显。由此从指数投资导致商品金融化程度差异的角度,本文提出下述待检验假设:

H2:经济不确定性对于商品指数内大宗商品间的协同性具有更加强烈的冲击作用。

为证实上述假设,本文选取标准普尔-高盛商品指数(S&P-GSCI)作为参考指数将商品进行划分。高盛商品指数以商品期货价格为基础进行编制,涵盖能源、农产品、金属等多个板块的商品种类,且高盛商品指数期货作为大宗商品期货市场的投资热点,被众多文献借鉴参考(Tang and Xiong,2012)。

为判断大宗商品金融化是否加强了经济不确定性对于大宗商品协同性的作用,本文借鉴Tang and Xiong(2012)的方法建立如下模型:

$$\begin{aligned} \text{corr}_{ij,t} = & \alpha + \{\beta_{1,ij} + \beta_2(\text{year}_t - 1991)I_{\text{index}}\} \text{VIX}_t + \{\gamma_{1,ij} + \gamma_2(\text{year}_t - 1991)I_{\text{index}}\} \text{Dollar}_t + \{\delta_{1,ij} \\ & + \delta_2(\text{year}_t - 1991)I_{\text{index}}\} \text{Fdrate}_t + \{\theta_{1,ij} + \theta_2(\text{year}_t - 1991)I_{\text{index}}\} \text{M2G}_t + \{\vartheta_{1,ij} \\ & + \vartheta_2(\text{year}_t - 1991)I_{\text{index}}\} \text{BDI}_t + \{\vartheta_{1,ij} + \vartheta_2(\text{year}_t - 1991)I_{\text{index}}\} \text{Sp500}_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (17) \end{aligned}$$

其中 I_{index} 为指数内外虚拟变量,当商品对中两种商品均为指数内商品时其值为1,其余为0。方程将回归系数分解为两部分,其中 $\beta_{1,ij}$ 用以度量经济不确定性对于大宗商品价格协同性的总体作用,在此本文借鉴Tang and Xiong(2012)的方法采用变系数回归模型,即每一对大宗商品的相关系数具有特有的回归系数;而 $\beta_2(\text{year}_t - 1991)I_{\text{index}}$ 则衡量了指数内商品对价格协同性所受到的经济不确定性对其的额外冲击。为避免其余变量对于指数内商品对间的价格协同性同样具有额外冲击,将其忽略所造成的结果偏差,本文对其余变量系数进行相同分解。此外通过计算所有商品对的条件相关系数均值并与VIX指数进行对比(见图1)可以发现,自2008年8月开始大宗商品条件相关系数均值与VIX指数均开始快速攀升并迅速达到历史峰值,在此时段二者呈现出比以往更为强烈的正相关趋势,因此本文以2008年8月为分界点进行回归以捕捉可能存在的此时点前后二者作用的结构性变化。

对于假设H2的检验即检验回归系数 β_2 是否显著为正,显著为正表明指数内商品间价格协同性相对于指数外商品受到了经济不确定性的额外增强作用。

除上述检验方法外,为进一步在控制指数投机因素的条件下检验金融化程度对于经济不确定性对大宗商品价格协同性作用强度的影响,本文引入指数投机交易量作为控制变量并对商品对按指数内外进行分组回归。两商品均为指数内商品则划为指数内商品对,通过比较回归系数的相对大小并计算分组回归组间VIX指数回归系数的经验P值的方式,检验经济不确定性对于指数内商品对是否具有更强的作用。若指数内商品组回归系数相对更大且经验P值拒绝二者无显著区别的原假设,则证实经济不确定性对于高金融化商品间协同性的促进作用更为强烈。

$$\begin{aligned} \text{corr}_{ij,t} = & \beta_1 \text{VIX}_t + \beta_2 \text{Dollar}_t + \beta_3 \text{Fdrate}_t + \beta_4 \text{M2G}_t + \beta_5 \text{BDI}_t + \beta_6 \text{Sp500}_t \\ & + \beta_7 \text{Speculation}_t + \text{Year}_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \quad (18) \end{aligned}$$

其中 Speculation_t 为指数投机因素的控制变量。本文借鉴已有文献,采取与前文相同的计算方法,通过标准普尔-高盛商品指数(S&P-GSCI)的期货交易数据分别计算指数期货的非商业投机净头寸、投机压力指标与Working-T指数作为投机因素的控制变量,其中投机压力指标衡量投机交易者

对于商品价格得预期涨跌,而 Working-T 指数衡量投机头寸相对于对冲头寸的规模。

(五)商品市场金融化、经济不确定性与商品协同性的理论机制与实证检验

除以指数内外划分的方法从商品金融化程度的角度分析外,商品市场整体金融化程度的加深是否增强了经济不确定性对于商品价格协同的促进作用,仍有待考察。文献(如 Buyuksahin and Robe, 2011)指出投资者将大宗商品期货与股票、债券等传统金融产品同时纳入投资组合之中的投资行为将导致大宗商品金融化程度的加深,具体表现为商品市场表现出了与传统金融市场(如股票市场)更强的联动关系,即表现出与外部金融市场更为明显的同步涨跌、与金融市场相互溢出效应增强等特点。而经济不确定性显然可以通过影响投资者对于投资组合的调整,伴随大宗商品市场金融化程度的上升,对大宗商品价格产生更为显著的冲击作用。因此以与金融市场的关联性判定商品市场金融化程度的角度,本文提出以下待检验假设:

H3:大宗商品市场与外部金融市场整体关联程度的上升将促进经济不确定性对于大宗商品价格协同性的正向作用。

为证实上述假设,本文借鉴文献采用以下两种方法度量大宗商品市场整体与金融市场的关联程度:

(1)采用 DCC-MGARCH 模型,计算 S&P-GSCI 月度收益率与 S&P500 指数月度收益率的动态条件相关系数,以此作为商品市场与金融市场联动程度的代理变量。

(2)采用 Diebold and Yilmaz(2012)的溢出指数法,选取 S&P-GSCI 月度收益率与 S&P500 指数月度收益率,将滚动窗口回归和溢出指数的计算相结合,得到总溢出指数的时变序列,以度量金融市场与商品市场相互的信息溢出效应。

进一步地本文借鉴 Hansen (1999) 所提出的固定效应面板门限回归模型(Fixed-effect Panel Threshold model),判断伴随着金融化程度的上升,是否存在一个金融化程度门限值使得门限值前后经济不确定性对于大宗商品协同性的作用强度具有显著的结构性提升。对于是否存在门限效应的检验,本文采用 Hansen(1999) 所提出的抽样检验(bootstrap)方法,原假设为门限值前后回归系数没有显著差异。在确认存在门限效应的条件下建立以下模型:

$$\begin{aligned} \text{corr}_{ij,t} = & \beta_1 \text{VIX}_t (\text{Financialization}_t < \gamma_1) + \beta'_1 \text{VIX}_t (\text{Financialization}_t \geq \gamma_1) + \beta_2 \text{Dollar}_t \\ & + \beta_3 \text{Fdrate}_t + \beta_4 \text{M2G}_t + \beta_5 \text{BDI}_t + \beta_6 \text{Sp500}_t + \text{Year}_t + \mu_{ij} + \varepsilon_{ij,t} \end{aligned} \quad (19)$$

对于理论假设 H3 的检验即为证实 $\beta'_1 > \beta_1$, 表明在商品市场金融化程度超过门限值时经济不确定性表现出了对大宗商品协同性更加强烈的冲击作用。

四、数据来源与实证结果

(一)数据来源

本文选取 23 种大宗商品自 1991 年 1 月至 2017 年 6 月的月度价格数据,并选取美国 CPI 指数扣除通胀因素以获得商品实际价格,其中包括 2 种能源类商品(WTI 原油、天然气);6 种金属类商品(铝、铜、镍、铅、锌、锡);15 种农产品类商品(大麦、可可、玉米、花生、棉花、橡胶、咖啡、大豆、大豆油、糖、大米、橄榄油、棕榈油、小麦、茶叶)。商品价格数据来自 IMF 官网;美国 CPI 来自 Wind 数据库。借鉴已有文献(Bloom, 2009),本文选取 VIX 指数作为经济不确定性的代理变量。此外本文选取美国联邦基金利率代表利率因素、波罗的海干散货运价指数(BDI)代表实体经济需求、全球发达国家 M2 增长率代表全球流动性、美国股票市场标准普尔 500 指数代表金融市场形势与美元对主要货币实际指数代表汇率因素,作为控制变量。数据均来 Wind 数据库。各大宗商品期货持仓数据与标准普尔-高盛商品指数(S&P-GSCI)期货持仓数据来自 CFTC 官网与 Wind 数据库。

(二) 大宗商品对条件相关系数

表1展示了253对商品组合的全样本时期条件相关系数的均值与标准差,均值大于0证明此商品组合在长期中表现出了协同运动趋势。结果显示在253个商品对中仅有少数商品组合(20对)全时段相关系数均值小于0,证实商品价格之间在长期中呈现出一定程度的协同关系;其次将平均条件相关系数中大于0.4的商品组合突出,可以发现金属类商品之间具有最强的相关关系,这可能是由于各类金属商品的供给与需求具有较强的一致性所导致。

图1展示了253对商品对条件相关系数的时点均值与VIX指数。可以看出,相关系数均值在2007年之前稳定在0.15左右,但波动幅度逐渐上升。自2007年起伴随着VIX指数的快速上涨,大宗商品之间的相关程度开始快速攀升并与VIX指数同时达到峰值(超过0.4),且在此时段大宗商品相关性与VIX指数表现出了比以往更强的正相关关系。其次将大宗商品对按照板块与交叉板块分为能源、金属、农产品、能源农产品交叉、能源金属交叉、金属农产品交叉6类,从图2中可以看出,除能源与金属板块商品对外,其余板块均表现出了与总体均值类似的运动特征,且与VIX指数表现出较强的正向关系。金属板块相关性的波动程度较大;而能源与金属板块内部的相关性最强,峰值均达到0.6以上。

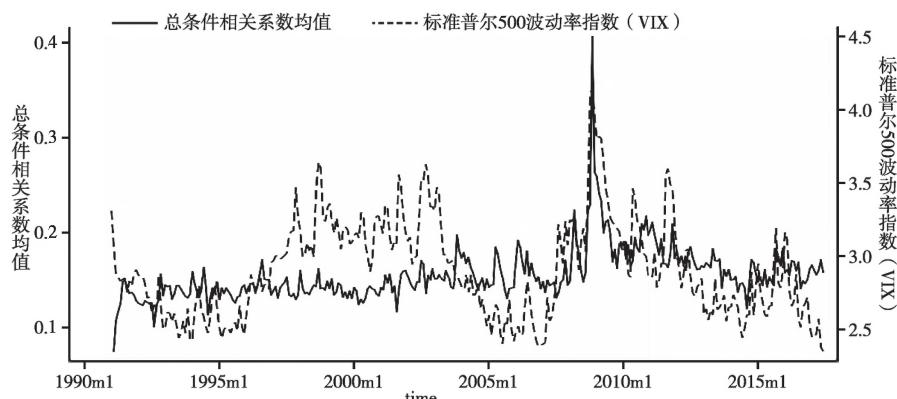


图1 大宗商品条件相关系数时点均值与VIX指数

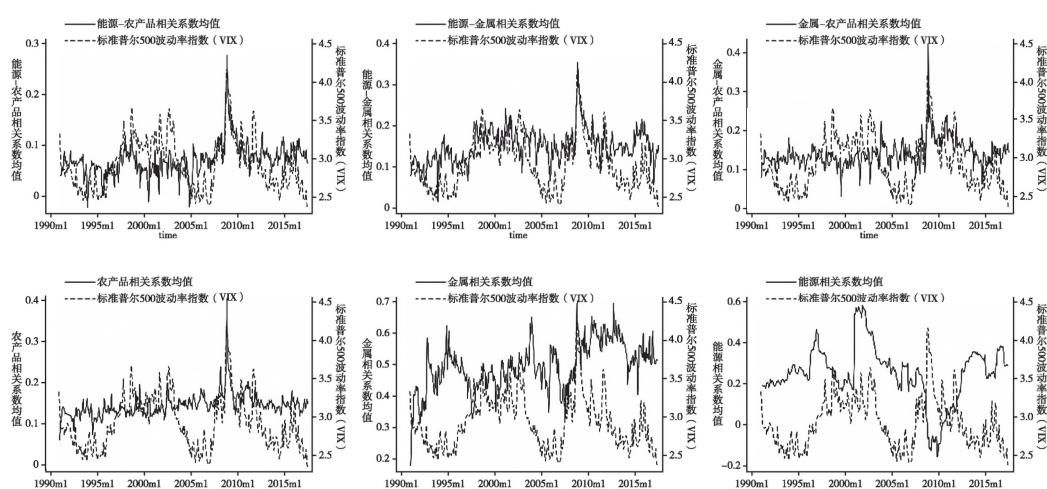


图2 各板块与交叉板块条件相关系数时点均值与VIX指数

注:图1、图2中VIX指数数据来源为Wind数据库;条件相关系数时点均值由作者计算。

表1 大宗商品条件相关系数均值与标准差

		WTI	天然气	铝	铜	铅	镍	锡	锌	大麦	可可	棉花	花生	玉米	橄榄油	棕榈油	大米	咖啡	橡胶	大豆	豆油	糖	茶叶	小麦
		s.e.																						
WTI																								
原油																								
s.e.		0.14																						
铝		0.311	0.054																					
s.e.		0.09	0.06																					
铜		0.367	0.029	0.636																				
s.e.		0.12	0.03	0.11																				
铅		0.219	-0.031	0.406	0.501																			
s.e.		0.08	0.14	0.17	0.17																			
镍		0.246	0.007	0.491	0.528	0.380																		
s.e.		0.11	0.12	0.12	0.11	0.17																		
锡		0.227	0.066	0.503	0.460	0.382	0.488																	
s.e.		0.09	0.09	0.05	0.07	0.03	0.10																	
锌		0.212	0.079	0.552	0.545	0.583	0.510	0.392																
s.e.		0.07	0.14	0.11	0.21	0.19	0.12	0.15																
大麦		0.137	0.189	0.165	0.183	0.145	0.111	0.231	0.101															
s.e.		0.19	0.08	0.13	0.15	0.09	0.03	0.10	0.21															
可可		0.078	0.047	0.061	0.117	0.081	0.042	0.068	0.063	-0.030														
s.e.		0.06	0.00	0.06	0.14	0.08	0.05	0.01	0.04	0.14														
棉花		0.154	0.055	0.197	0.178	0.207	0.213	0.235	0.173	0.206	0.004													
s.e.		0.03	0.08	0.13	0.10	0.06	0.22	0.10	0.13	0.11	0.08													
花生		-0.037	0.092	0.139	0.052	0.085	0.058	0.051	0.046	0.057	-0.027	0.173												

续表

	WTI 原油	天然气	铝	铜	铅	镍	锌	锡	大麦	可可	棉花	花生	玉米	橄榄油	棕榈油	大米	咖啡	橡胶	大豆	豆油	糖	茶叶	葵花籽油
s. e.	0.11	0.05	0.09	0.06	0.03	0.15	0.09	0.04	0.13	0.09	0.15												
玉米	0.060	0.196	0.140	0.096	0.051	0.069	0.207	0.098	0.513	0.073	0.266	0.154											
s. e.	0.12	0.02	0.06	0.21	0.11	0.08	0.11	0.10	0.05	0.15	0.03	0.02											
橄榄油	0.117	0.071	0.240	0.130	0.256	0.153	0.129	0.167	0.048	0.032	0.064	0.088	-0.017										
s. e.	0.10	0.13	0.05	0.09	0.08	0.10	0.07	0.10	0.10	0.04	0.15	0.14	0.10										
棕榈油	0.141	-0.033	0.185	0.265	0.184	0.149	0.173	0.234	0.229	0.110	0.163	0.043	0.292	0.008									
s. e.	0.12	0.07	0.07	0.16	0.03	0.06	0.09	0.10	0.03	0.05	0.13	0.11	0.10	0.12									
大米	-0.045	-0.010	0.096	0.091	0.035	0.023	0.125	0.077	0.053	0.008	0.070	0.108	0.110	0.100	0.066								
s. e.	0.07	0.02	0.10	0.06	0.11	0.07	0.16	0.04	0.05	0.10	0.09	0.08	0.21	0.06	0.04								
咖啡	0.063	-0.009	0.143	0.169	0.135	0.158	0.080	0.214	0.055	0.195	0.065	0.038	0.064	0.035	0.189	0.127							
s. e.	0.12	0.08	0.08	0.06	0.03	0.10	0.11	0.07	0.14	0.02	0.14	0.04	0.11	0.13	0.15	0.03							
橡胶	0.282	0.064	0.283	0.367	0.167	0.308	0.289	0.193	0.148	0.048	0.280	0.079	0.196	0.101	0.287	0.042	0.212						
s. e.	0.03	0.05	0.15	0.08	0.18	0.09	0.15	0.17	0.13	0.10	0.05	0.14	0.20	0.08	0.09	0.06	0.06						
大豆油	0.108	0.022	0.200	0.301	0.207	0.217	0.231	0.190	0.421	0.126	0.259	0.090	0.525	0.000	0.723	0.051	0.175	0.307					
s. e.	0.21	0.06	0.14	0.16	0.14	0.10	0.11	0.18	0.08	0.11	0.13	0.08	0.07	0.18	0.06	0.08	0.02	0.20					
大豆	0.124	0.097	0.176	0.203	0.122	0.156	0.184	0.144	0.527	0.093	0.267	0.085	0.640	-0.035	0.371	0.028	0.143	0.285	0.719				
s. e.	0.08	0.13	0.04	0.13	0.05	0.10	0.10	0.15	0.07	0.08	0.03	0.10	0.02	0.14	0.15	0.14	0.13	0.13	0.10				
糖	0.007	-0.056	0.055	0.128	0.124	0.000	-0.014	0.101	-0.004	0.124	0.241	-0.012	0.039	-0.003	0.071	0.048	0.037	0.068	0.131	0.077			
s. e.	0.11	0.08	0.05	0.13	0.10	0.13	0.01	0.08	0.13	0.11	0.06	0.05	0.10	0.01	0.15	0.12	0.13	0.20	0.07	0.08			
茶叶	-0.048	-0.022	0.000	0.074	0.124	0.019	-0.082	0.148	-0.033	0.091	0.144	0.036	0.010	0.094	0.053	0.069	0.052	0.126	0.137	0.045	0.066		
s. e.	0.05	0.02	0.04	0.06	0.11	0.07	0.08	0.09	0.04	0.03	0.10	0.13	0.05	0.07	0.10	0.20	0.12	0.11	0.13	0.10	0.09		
小麦	0.077	0.059	0.076	0.149	0.124	0.099	0.112	0.031	0.372	0.143	0.069	0.054	0.537	0.008	0.270	-0.024	0.116	0.159	0.381	0.447	0.108	0.087	
s. e.	0.05	0.08	0.09	0.09	0.06	0.06	0.13	0.12	0.02	0.16	0.12	0.07	0.08	0.03	0.10	0.07	0.06	0.13	0.04	0.07	0.04	0.18	

数据来源:作者计算。

(三) 经济不确定性与大宗商品价格

本文采用对数收益率计算 23 种大宗商品价格的月度收益率,并采用 AIC、BIC 滞后阶数准则判断商品价格收益率的自相关性以建立均值方程,并将 VIX 指数的一阶差分分别加入均值方程与方差方程之中,结果如表 2 所示。

回归结果表明,经济不确定性对于大宗商品价格具有相对普遍的同向作用,均值方程中所有回归系数均为负数。其中 17 种经济不确定性的回归系数显著为负,8 种在 1% 的水平上显著,不显著的 6 类大宗商品绝大部分为农产品,而农产品由于其具有储存成本较高、折旧较快等特点导致其投机水平与能源和金属类商品相比较低,这证实了经济不确定性对于金融化程度不同的商品,其作用效果可能存在差异的假设。方差方程中 VIX 指数回归系数 8 个显著为正,表明经济不确定性的上升对于部分大宗商品价格的波动具有促进作用。综上,经济不确定性对于大宗商品价格确实存在较为普遍的同向冲击,增强大宗商品价格的协同运动趋势,但与此同时也使得价格的短期波动有所上升。

表 2 经济不确定性与商品收益率回归结果

能源类商品				金属类商品				
WTI-原油	天然气	铝	铜	锡	镍	锌	铅	
均值方程	-0.00306 **	0.00036	-0.00270 ***	-0.00452 ***	-0.00189 *	-0.00834 ***	-0.00275 **	-0.00317 ***
D. VIX	(-2.24)	(0.17)	(-3.90)	(-4.31)	(-1.82)	(-8.33)	(-2.12)	(-4.49)
方差方程	0.136 ***	0.00305	-0.00491	0.105 ***	0.129 ***	-0.034	0.0613	-0.10850 ***
D. VIX	(3.19)	(0.10)	(-0.11)	(2.92)	(2.67)	(-1.04)	(1.63)	(-3.20)
农产品								
大豆	棕榈油	橡胶	大米	茶叶	小麦	玉米	大麦	
均值方程	-0.00227 **	-0.00345 ***	-0.00262 **	-0.00103 *	-0.00132	-0.00272 ***	-0.00154 *	-0.00151 *
D. VIX	(-2.37)	(-2.77)	(-2.12)	(-1.88)	(-1.18)	(-3.43)	(-1.67)	(-1.81)
方差方程	0.106 ***	0.111 **	0.168 ***	0.0205	-0.0397	0.0133	0.0278 *	0.0333
D. VIX	(3.81)	(2.55)	(3.95)	(0.47)	(-0.94)	(0.65)	(1.78)	(1.27)
大豆油	橄榄油	花生	糖	咖啡	可可	棉花		
均值方程	-0.00264 ***	-3.7E-05	-0.00035	-0.00051	-0.00175 *	-0.00298 ***	-0.00096	
D. VIX	(-3.14)	(-0.05)	(-0.60)	(-1.50)	(-1.81)	(-5.88)	(-1.42)	
方差方程	0.0116	-0.00267	0.0890 ***	0.0423	0.0478	-0.0431 **	0.0265	
D. VIX	(0.30)	(-0.12)	(3.08)	(1.26)	(0.93)	(-2.53)	(0.77)	

注:限于篇幅,本文未报告均值及方差方程中滞后项回归系数;*, ** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源:作者计算。

(四) 经济不确定性促进大宗商品价格协同性与渠道检验的实证结果

基准回归结果如表 3 所示。回归结果表明,VIX 指数在 1% 的水平上显著地正向作用于大宗商品对的条件相关系数,表明经济不确定性对于大宗商品价格协同性具有显著的促进作用,与假设 H1 相吻合。回归结果(1)为控制个体与时间固定效应的基准方程回归结果;回归结果(2)为控制个体效应并从板块层面控制板块时间固定效应的回归结果;(3)(4)(5)为分别采用非商业投机净头寸差额、投机压力差额、Working-T 比值反映商品间投机程度差异,并与经济不确定性指标交乘的回归结果。结果显示交乘项系数分别在 1%、5%、1% 的显著水平上为负,证实大宗商品间的投机差异将抑制经济不确定性对于大宗商品价格协同性的促进作用。这说明经济不确定性可以通过非商业投资者渠道促进

大宗商品价格的协同运动,但投机水平的差异导致经济不确定性通过非商业投资者渠道对于商品价格的作用强弱不一,因而对于投机水平差距较大的商品间协同运动的促进作用有所减弱。

表3 VIX指数与大宗商品价格协同性:基准回归与渠道检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准回归 1	基准回归 2	净头寸差额	投机压力差异	Working-T 差异
Dollar	0.0723 *** (4.98)	0.0717 *** (4.92)	0.0396 (1.26)	0.0251 (0.80)	0.0598 ** (1.98)
	0.499 *** (6.85)	0.499 *** (6.84)	0.178 (1.63)	0.118 (1.10)	0.161 (1.47)
M2G	-0.00236 *** (-2.65)	-0.00234 *** (-2.62)	-0.000556 (-0.34)	-0.000767 (-0.47)	-0.000444 (-0.28)
	-0.00650 *** (-3.46)	-0.00649 *** (-3.45)	-0.00171 (-0.41)	-0.00294 (-0.68)	-0.00353 (-0.86)
Fdrate	-0.0186 *** (-8.04)	-0.0186 *** (-8.05)	-0.0135 *** (-3.41)	-0.0166 *** (-3.86)	-0.0149 *** (-3.77)
	0.0157 *** (4.61)	0.0157 *** (4.62)	0.0419 *** (3.63)	0.0323 *** (3.36)	0.155 *** (3.68)
Sp500			0.000000795 *** (2.87)	0.0934 * (1.93)	0.334 *** (3.18)
			-0.000000299 *** (-2.89)	-0.0409 ** (-2.33)	-0.127 *** (-3.33)
Spec_diff	-0.0742 (-1.10)	-0.0222 (-0.30)	-0.0612 (-0.43)	0.0623 (0.44)	-0.431 ** (-2.18)
	Cluster ^a	Pair	Pair	Pair	Pair
Fixed_Effect ^b	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time_Effect ^c	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	80090	80090	14872	14872	14872
r ² _a	0.046	0.074	0.057	0.053	0.049

注:^a 估计系数标准误均经过商品对层面的 clustering 调整;^b 商品对个体固定效应;^c 年度时间固定。效应;*, ** 和 *** 分别表示 10%, 5% 和 1% 的显著性水平。如无特别说明, 下同。

数据来源:作者计算。

从表3中的基准回归也可发现,美元实际指数与全球流动性对于大宗商品价格协同性具有显著的正向作用;而联邦基金实际利率、标普500指数与BDI指数则表现出对于大宗商品价格协同性的显著负向作用。已有文献证实,利率下降将抑制大宗商品价格形成过程中特有冲击的作用,从而导致大宗商品价格协同性上升(Gruber and Vigfusson,2012),本文实证结果再次证实利率对于大宗商品价格协同性具有负向作用的结论;而标普500指数与VIX指数具有一定的反向关系,股票市场的走高侧面反映出较低的经济不确定性与投资者较强的市场信心,投资与投机表现出多样化与分散化的特点,导致大宗商品价格协同性的下降。而全球流动性的上升则可同时通过多种渠道冲击商品价格,流通中货币的上升将促进全球实业生产与金融市场的活跃程度,进而对商品价格产生普遍的正向影响。BDI指数与大宗商品价格协同性具有反向关系,表明全球经济的上升时期大宗商品价格的协同趋势减弱,这是由于实体经济的好转导致商品价格更多地向基本供求回归,各类商品价格表现出供求方面的异质性。

(五)大宗商品金融化对于经济不确定性效应的促进作用的实证结果

本文根据前述模型,设置指数内外虚拟变量进行回归,旨在证实下述假设:指数内大宗商品对由

于受到更大程度的投机冲击,导致其具有更高的金融化程度,而由于经济不确定性可通过金融渠道对于商品价格产生广泛冲击,因而对于高金融化商品对间的价格协同具有更强冲击作用。验证该假设需证实 VIX 指数对于指数内商品对具有额外冲击作用,具体表现在回归系数 β_2 是否显著为正,系数显著为正则表明 VIX 指数对于指数内商品对间价格协同性具有额外的正向作用。表 4 中的回归结果显示,在全时段与 2008 年 9 月前的时段回归中 β_2 均在 1% 的置信水平上显著为正,表明 VIX 指数对于指数内商品对间协同性具有额外的正向作用,证实大宗商品金融化将促进经济不确定性对于大宗商品价格协同性的正向作用。此外较为明显的,是 S&P500 指数表现出了对指数内商品价格协同性的额外抑制作用,分别在 10%、5% 的置信水平上显著,此结果同样与指数内商品具有更高的金融化程度相关联。

表 4 经济不确定性与大宗商品价格协同性:证实指数内商品受更强冲击作用

	危机前时段		全时段	
	1991 年 1 月-2008 年 9 月	1991 年 1 月-2017 年 6 月	(3)	(4)
(1)	(2)			
(VIX)	0.000731 *** (3.89)	0.00326 *** (2.71)	0.000712 *** (4.94)	0.00246 *** (3.81)
(Dollar)		-0.00259 * (-1.95)		-0.000601 (-0.69)
(M2G)		0.0125 (0.70)		0.0138 (0.88)
(Fdrate)		-0.000794 *** (-3.59)		-0.0000511 (-0.36)
(Sp500)		-0.000864 * (-1.72)		-0.000384 ** (-2.14)
(BDI)		0.00185 ** (2.32)		0.000253 (0.65)
Cluster	Pair	Pair	Pair	Pair
Fixed_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time_Effect	No	No	No	No
N	53272	53272	80090	80090
r2_a	0.040	0.145	0.039	0.185

注:限于篇幅,本文未报告 $\alpha, \beta_{1,ij}, \gamma_{1,ij}, \theta_{1,ij}, \delta_{1,ij}, \vartheta_{1,ij}$ 和 $\vartheta_{1,ij}$ 的回归结果。

数据来源:作者计算。

为在控制指数投机因素影响的情况下进一步证实假设,本文采取前述的分组回归的方式,比较分组回归中 VIX 指数的系数大小,并借鉴连玉君等(2010)的方法,采用 Bootstrap 自助法模拟抽样检验,采取 1000 次抽样并计算经验 p 值的方法判断组间回归系数是否存在显著差异。本文在回归中分别引入 S&P-GSCI 指数期货的非商业投机净头寸、投机压力指标与 Working-T 指数控制指数投机因素对于大宗商品价格协同性的影响。回归的样本时间区间选取为 2000 年后,旨在分析在大宗商品金融化趋势普遍出现后指数内商品是否因金融化程度更高而受到经济不确定性的更强作用。回归结果见表 5。结果表明,在控制指数期货投机因素后,经济不确定性仍在 1% 的置信水平上对于指数内大宗商品间协同性具有正向作用,而对于指数外商品对之间协同性的作用显著性出现普遍下降,只在 10% 的置信水平上正向作用于大宗商品价格协同性,同时 VIX 指数的指数内回

归系数均大于在指数外样本组的回归系数,经验 P 值同样表明在 5%、10%、10% 的置信水平上二者回归系数具有显著区别,再次证实指数内商品因更高的金融化程度其商品间的价格协同运动受到经济不确定性更加显著的冲击作用。结果中除 VIX 指数回归结果外,值得关注的还有非商业投机净头寸、投机压力与 Working-T 指标的回归系数。可以发现,投机净头寸与投机压力对于大宗商品价格协同性具有显著的正向作用且对于指数内商品对的影响作用相对更强,表明期货市场中指数投机活动的上升与看涨投资者所占比例的增多将促进大宗商品之间的协同运动;而 Working-T 指数的回归系数显著为负,表现出与投机压力指标相反的作用,表明投机头寸相对于对冲头寸的增多所导致的大宗商品价格更多受投机因素影响而与基本面偏离,将抑制大宗商品间的协同运动。

表 5 经济不确定性与大宗商品价格协同性:控制指数投机因素的分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	指数内	指数外	指数内	指数外	指数内	指数外
Dollar	0.107 *	0.0696	0.0982	0.0803 *	0.0534	0.0443
	(1.75)	(1.55)	(1.61)	(1.74)	(1.01)	(1.03)
M2G	0.0318	0.842 ***	0.186	0.950 ***	0.0799	0.866 ***
	(0.11)	(3.78)	(0.68)	(4.31)	(0.28)	(3.91)
Fdrate	-0.00271	-0.00675 ***	-0.00403	-0.00699 ***	-0.00436	-0.00747 ***
	(-0.76)	(-2.70)	(-1.20)	(-2.83)	(-1.34)	(-3.02)
Sp500	-0.00192	-0.0110 *	0.000399	-0.00956	-0.00113	-0.0106 *
	(-0.32)	(-1.77)	(0.06)	(-1.50)	(-0.19)	(-1.70)
BDI	-0.0284 ***	-0.0405 ***	-0.0296 ***	-0.0409 ***	-0.0307 ***	-0.0417 ***
	(-4.31)	(-7.94)	(-4.60)	(-7.96)	(-4.80)	(-8.00)
VIX	0.0304 ***	0.0170 *	0.0293 ***	0.0171 *	0.0278 ***	0.0158 *
	(3.24)	(1.91)	(3.14)	(1.92)	(3.05)	(1.80)
Spec ^a	0.00000416 ***	0.00000200 **				
	(3.31)	(2.40)				
Spec_presure ^b			0.0191 ***	0.0145 ***		
			(2.70)	(2.75)		
Working_T ^c					-0.0750 ***	-0.0408 ***
					(-3.69)	(-2.66)
Cons	-0.192	0.159	-0.156	0.0991	0.188	0.346
	(-0.57)	(0.61)	(-0.46)	(0.37)	(0.65)	(1.39)
经验 p 值	0.047 **		0.056 *		0.056 *	
Cluster	Pair	Pair	Pair	Pair	Pair	Pair
Fixed_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Time_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9328	12936	9328	12936	9328	12936
r2_a	0.065	0.091	0.064	0.092	0.065	0.091

注:Spec, Spec_presure 和 Working_T 分别代表标准普尔 - 高盛商品指数期货的^a 非商业投机净头寸^b 投机压力和^c Working-T 指数。

数据来源:作者计算。

(六)商品市场金融化对于经济不确定性效应的促进作用的实证结果

已有实证研究表明大宗商品金融化的另一显著特征是其收益率与外部资本市场收益率的关联程度不断上升。鉴于此,为具体度量大宗商品市场金融化的时变特征以进一步证实假设 H3,本文

分别采用 DCC-MGARCH 模型与 Diebold and Yilmaz(2012)的溢出指数法,计算 S&P-GSCI 月度收益率与标普 500 指数月度收益率的动态条件相关系数(Corr)和动态溢出总指数(SI),作为商品市场整体金融化程度的代理变量。本文借鉴 Hansen(1999)的门限固定效应面板模型估计方法,以商品市场金融化程度指标作为门限变量(Threshold Variable),VIX 指数作为区间依赖变量(Regime-dependent Variable),判断金融化程度指标是否存在门限效应,并进行门限回归以判断在门限值前后 VIX 指数回归系数是否存在结构性变化,结果如表 6 所示。

表 6 经济不确定性与大宗商品价格协同性:门限检验与门限回归结果

	(1)		(2)	
	动态条件相关系数门限回归		溢出指数门限回归	
	Corr < 0.21	Corr ≥ 0.21	SI < 28.72%	SI ≥ 28.72%
Dollar	0.0470 *** (2.97)		0.0593 *** (3.67)	
M2G	0.402 *** (5.18)		0.504 *** (6.14)	
Fdrate	-0.00213 *** (-2.63)		-0.00167 ** (-2.00)	
Sp500	-0.00399 *** (-2.63)		-0.00596 *** (-3.93)	
BDI	-0.0140 *** (-8.12)		-0.0185 *** (-10.90)	
VIX	0.00938 *** (3.43)	0.0243 *** (8.89)	0.0188 *** (6.89)	0.0256 *** (9.14)
Cons	0.0185 (0.25)		-0.00514 (-0.07)	
门限效应检验	0.000 *** (192.46)		0.000 *** (116.05)	
F-stats	Yes		Yes	
Fixed_Effect	Yes		Yes	
Time_Effect				
N	79948		76659	
r2_a	0.0484		0.0458	

数据来源:作者计算。

回归结果显示,分别以动态条件相关系数和溢出总指数作为门限变量,门限检验结果表明在 1% 的置信水平上均存在显著的门限效应。其中动态相关系数的门限值为 0.21,在门限值前后 VIX 指数回归系数的数值与显著性水平均存在明显上升,由 0.009 上升至 0.024;溢出指数的门限值为 28.72%,同样在门限值前后 VIX 指数的回归系数与回归系数系数显著性均出现明显的结构性增强。回归结果证实了假设 H3,即当大宗商品市场整体金融化程度上升时,经济不确定性通过金融市场与投机交易渠道对于多类商品价格产生更为显著的同向冲击作用,促进大宗商品价格的协同运动。

五、稳健性检验

(一) 协同性度量方法的替换

虽然 DCC-MGARCH 模型很好地解决了商品价格相关性可能存在的波动聚集和商品价格序列

存在的异方差等问题,为大宗商品间价格协同性提供了一个相对稳健的度量,但相对传统的简单相关系数仍是度量变量间相关性的常用手段。因此本文采取以下两种方式重新计算大宗商品间的价格相关性,并置入基准回归中以检验经济不确定性对于大宗商品价格协同性具有促进作用这一结论的稳健性。具体构造方式如下:

(1)递进相关系数:本文选用1991年1月至1991年12月的商品价格数据计算1991年两商品价格的简单相关系数,并将其赋值于1991年12月;随后计算1991年1月至1992年1月两商品价格简单相关系数并赋值于1992年1月,以此类推采取逐步递进的方式以1991年1月为起点计算到目标月的两商品价格相关系数,并将其作为目标月的相关性度量指标。此种计算方法的优势在于前后两月相关系数的变化量完全反映了后一个月商品价格相关性的变化,最大程度地避免了数据窗口的选取所可能造成的结果偏差。

(2)滚动相关系数:本文同时采用了较为普遍的滚动窗口法计算大宗商品价格间的相关系数,并借鉴文献采取窗口期为4年。

回归结果如表7所示,回归(1)(2)为采用递进相关系数计算法所得的商品间相关系数的回归结果,其中回归(1)采用年度时间固定效应,回归(2)从板块层面采取板块时间固定效应以排除板块特征随时间变化所可能带来的影响;回归(3)(4)为采用滚动窗口法计算所得的商品价格相关性的回归结果,同理(3)采用年度时间固定效应,(4)采取板块时间固定效应以保证结果稳健。回归结果可见VIX指数均在1%的置信水平上正向作用于大宗商品价格协同性的度量指标,对于大宗商品价格协同性具有显著的促进作用。

表7 替换协同性度量指标的稳健性检验

	(1) 递进相关系数	(2) 递进相关系数	(3) 滚动相关系数	(4) 滚动相关系数
Dollar	0.0532 *** (3.30)	0.0532 *** (3.30)	-0.0241 (-0.61)	-0.0241 (-0.61)
	0.159 *** (2.90)	0.159 *** (2.90)	-0.283 *** (-3.38)	-0.283 *** (-3.38)
M2G	-0.00603 *** (-4.58)	-0.00603 *** (-4.57)	-0.0116 *** (-4.74)	-0.0116 *** (-4.73)
	-0.00281 (-1.62)	-0.00281 (-1.62)	0.0185 *** (4.42)	0.0185 *** (4.41)
Fdrate	0.00314 *** (2.67)	0.00314 *** (2.66)	0.00119 (0.32)	0.00119 (0.32)
	0.00939 *** (3.16)	0.00939 *** (3.16)	0.0265 *** (3.30)	0.0265 *** (3.30)
Sp500	0.0327 (0.42)	0.0836 (1.02)	0.176 (0.92)	0.176 (0.94)
	Cluster	Pair	Pair	Pair
Fixed_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	77671	77671	68563	68563
r2_a	0.102	0.224	0.060	0.145

数据来源:作者计算。

(二) 控制变量的替换

1. 全球经济活动指标

本文先前采用了目前研究普遍采用的 BDI 指数作为全球经济活动的代理变量,除 BDI 指数外,全球工业生产指数作为反映全球工业产成品数量的指标一直以来同样被广泛采用。本文选取发达国家工业生产指数之和作为全球工业生产指数(IPI-detrend),并采用 HP 滤波法去除时间趋势,以此替换 BDI 指数作为全球经济实体活动的代理变量。

2. 利率指标

伦敦同业银行拆借利率(Libor)作为国际金融市场中众多浮动利率的基础利率,对国际金融市场具有重要作用,同时也是全球利率水平的重要度量指标之一。因此本文采取 Libor 实际利率替换美国联邦基金利率以检验前述分析的稳健性。

3. 金融市场度量指标

前文采用标普 500 指数作为金融市场的控制变量,但标普 500 指数的样本股均为美国上市公司,而大宗商品市场作为国际市场其价格可能受到除美国之外其余经济体的冲击作用。鉴于此本文选取 MSCI 全球发达国家股票指数(MSCI-dev)作为金融市场的控制变量,以涵盖全球股票市场对于大宗商品市场的溢出冲击作用。

4. 控制宏观经济不确定性(MU)与经济政策不确定性(EPU)

为证实 VIX 指数所代表的经济不确定性与宏观经济不确定性、经济政策不确定的作用不存在相互重叠,本文将宏观经济不确定性与经济政策不确定性的代理变量加入基准回归之中。本文采用 Jurado(2015)基于 132 个宏观经济指标的条件波动率所构造的宏观经济不确定性指数(MU)作为宏观经济不确定性的代理变量;选取 Baker(2013)运用文本分析法从报纸新闻、专家预测报告中所提取的 EPU 指数(EPU)作为经济政策不确定的代理变量。

变量替换后的回归结果如表 8 所示,其中回归(1)(2)分别采用年度时间固定效应与板块时间固定效应;(3)(4)均采用年度时间固定效应且分别在替换控制变量前后加入宏观经济不确定性与经济政策不确定性的代理变量以保证结论稳健。结果证实 VIX 指数均在 1% 的显著性水平下正向作用于大宗商品价格协同性的代理变量,说明结论稳健。

表 8 替换控制变量的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
Dollar	0.0792 *** (4.04)	0.0792 *** (4.04)	0.0565 *** (3.78)	0.0351 * (1.77)
	0.937 *** (7.94)	0.937 *** (7.93)	0.510 *** (6.81)	0.902 ** (7.43)
Libor	-0.00351 *** (-3.34)	-0.00351 *** (-3.34)		-0.00394 *** (-3.74)
	-0.0527 *** (-4.09)	-0.0527 *** (-4.09)		-0.0455 *** (-3.41)
MSCI_dev		-0.153 *** (-5.32)		-0.105 *** (-3.64)
	0.0230 *** (4.97)	0.0230 *** (4.96)	0.0154 *** (4.36)	0.0225 *** (4.72)
Fdrate			-0.00257 *** (-2.88)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
Sp500			-0.00635 *** (-3.34)	
BDI			-0.0170 *** (-7.52)	
MU			0.0447 *** (2.95)	0.0901 *** (4.99)
EPU			-0.0000291 * (-1.78)	-0.0000468 ** (-2.44)
Cons	0.130 (0.80)	0.130 (0.80)	-0.0450 (-0.66)	0.219 (1.34)
Cluster	Pair	Pair	Pair	Pair
Fixed_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
Time_Effect	Yes	Yes	Yes	Yes
N	50094	50094	80090	50094
r2_a	0.045	0.073	0.046	0.046

数据来源:作者计算。

六、结 论

本文选取了1991年1月至2017年6月,跨越能源、金属与农产品三个板块的23种大宗商品的月度价格序列,并借鉴Bloom(2009)选取VIX指数作为经济不确定性的代理变量,从理论与实证角度证实了经济不确定性通过金融投机渠道对于大宗商品价格协同性具有正向作用,并证实了大宗商品金融化将促进经济不确定性对于商品价格协同性的冲击效果。具体而言,本文采用DCC-MGARCH模型计算所得的动态条件相关系数度量商品间的协同程度,并从商品是否包含于商品指数内和商品市场与金融市场的关联程度两个角度分别度量商品金融化程度与商品市场整体金融化程度,证实经济不确定性对于横跨多个板块的大宗商品价格间的协同运动具有显著的促进作用,且对于指数内商品间价格协同具有更加显著的正向冲击;同时伴随商品市场整体金融化程度的上升,经济不确定性对于商品价格协同性的作用效果增强。

上述结论对于在目前商品市场金融化的趋势下进一步加深对于大宗商品市场的理解具有重要意义,为进一步探究大宗商品价格走势提供了新的研究思路与参考意见。结论表明仅仅考虑基本供需已经不能完全捕捉大宗商品市场动态,而传统金融市场影响因素的作用已经在大宗商品市场初露端倪,应该在未来被纳入大宗商品市场的分析之中。

参考文献

- 韩立岩、尹力博(2012):《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》,《经济研究》第12期。
- 连玉君、苏治、彭方平(2010):《融资约束与流动性管理行为》,《金融研究》,第10期。
- 谭小芬、张峻晓、郑辛如(2018):《国际大宗商品市场与金融市场的双向溢出效应——基于BEKK-GARCH模型和溢出指数法的实证研究》,《中国软科学》,第8期。
- Akram, Q. (2009): "Commodity Prices, Interest Rates and the Dollar", *Energy Economics*, 31, 838-851.
- Anzuini, A., M. Lombardi and P. Pagano (2012): "The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices", *SSRN Electronic*

Journal, 9, 119–144.

- Baker, S., N. Bloom and S. Davis (2013): “Measuring economic policy uncertainty”, *Chicago Booth Paper*, No. 13–02.
- Belke, A., I. Bordon, G. and U. Volz, (2012): “Effects of Global Liquidity on Commodity and Food Prices”, *World Development*, 44, 31–43.
- Bloom, N. (2009): “The Impact of Uncertainty Shocks”, *Econometrica*, 77, 623–685.
- Bloom, N. (2014): “Fluctuations in Uncertainty”, *Journal of Economic Perspectives*, 28, 153–176.
- Buyuksahin, B. and M. Robe (2009): “Does ‘Paper Oil’ Matter? Energy Markets’ Financialization and Equity-Commodity Co-movements”, Working paper, The American University.
- Buyuksahin, B. and M. Robe (2011): “Speculators, Commodities and Cross-Market Linkages”, *Journal of International Money and Finance*, 42, 38–70.
- Cheng, I., A. Kirilenko and W. Xiong, (2015): “Convective Risk Flows in Commodity Futures Markets”, *Review of Finance*, 19, 1733–1781.
- Diebold, F. and K. Yilmaz, (2012): “Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers”, *International Journal of Forecasting*, 28, 57–66.
- Dimitrios, B. and T. Athanasios (2018): “The Impact of Uncertainty Shocks on the Volatility of Commodity Prices”, *Journal of International Money and Finance*, 87, 96–111.
- Engle, R. (2002): “Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 339–350.
- Frankel, J. (2008): “The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices”, NBER Working Paper, No. 12713.
- Gorton, G. and G. Rouwenhorst (2006): “Facts and Fantasies about Commodity Futures”, *Financial Analysts Journal*, 62, 47–68.
- Gruber, J. and R. Vigfusson (2018): “Interest Rates and the Volatility and Correlation of Commodity Prices”, *Macroeconomic Dynamics*, 22, 600–619.
- Hansen, B. (1999): “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels; Estimation, Testing and Inference”, *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.
- Jurado, K., S. Ludvigson and S. Ng (2015): “Measuring Uncertainty”, *American Economic Review*, 105, 1177–1216.
- Kilian, L. (2009): “Not All Oil Price Shocks are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market”, *American Economic Review*, 99, 1053–1069.
- Kilian, L. and D. Murphy (2010): “The Role of Inventories and Speculative Trading in the Global Market for Crude Oil”, *Journal of Applied Econometrics*, 29, 454–478.
- Kilian, L. (2014): “Oil Price Shocks: Causes and Consequences”, *Annual Review of Resource Economics*, 6, 133–154.
- Li, X., B. Zhang, and Z. Du (2011): “Correlation in Commodity Futures and Equity Markets Around the World: Long-Run Trend and Short-Run Fluctuation”, Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssm.2011178>
- Liow, K., W. Liao and Y. Huang (2017): “Dynamics of International Spillovers and Interaction: Evidence from Financial Market Stress and Economic Policy Uncertainty”, *Economic Modelling*, 68, 96–116.
- Lübbers, J. and P. Posch (2016): “Commodities’ Common Factor: An Empirical Assessment of the Markets’ Drivers”, *Journal of Commodity Markets*, 4, 28–40.
- Mensi, W., S. Hammoudeh and S. Yoon (2015): “Structural Breaks, Dynamic Correlations, Asymmetric Volatility Transmission, and Hedging Strategies for Petroleum Prices and USD Exchange Rate”, *Energy Economics*, 48, 46–60.
- Nazlioglu, S., C. Erdem, and U. Soytas (2013): “Volatility Spillover Between Oil and Agricultural Commodity Markets”, *Energy Economics*, 36, 658–665.
- Ohashi, K. and T. Okimoto (2016): “Increasing Trends in the Excess Co-movement of Commodity Prices”, *Journal of Commodity Markets*, 1, 48–64.
- Pindyck, R. and J. Rotemberg (1990): “The Excess Co-movement of Commodity Prices”, *Economic Journal*, 100, 1173–1189.
- Singleton, K. (2011): “Investor Flows and the 2008 Boom/Bust in Oil Prices”, *Social Science Electronic Publishing*, 60(2), 300–318.
- Tang, K. and W. Xiong (2012): “Index Investment and the Financialization of Commodities”, *Financial Analysts Journal*, 68, 54–74.
- Vansteenkiste, I. (2009): “How Important are Common Factors in Driving Non-fuel Commodity Prices? A Dynamic Factor Analysis”, *Social Science Electronic Publishing*, 27(3), 697–711.
- Wirl, F. (2008): “Why do Oil Prices Jump (or Fall)?”, *Energy Policy*, 36, 1029–1043.

Impact of International Commodity Prices on China's Inflation

TAN Xiaofen SHAO Han

(School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China)

Abstract: To explore how international commodity prices affect domestic price levels, this paper uses the International Commodity Price Index and its four sub-indexes to construct VAR models with domestic price indexes. The result shows that different commodities influence PPI and CPI differently. The International Commodity General Price Index and the International Industrial Product Price Index have the largest impact on the PPI. The International Food Price Index has the largest impact on the CPI. Further analysis of recursive VAR models shows after the financial crisis, the international commodity shocks have a larger impact on domestic price level. Moreover, after the financial crisis, the cumulative impact of the international commodity prices on CPI is less than a quarter of PPI. In addition, the Purchase Price Index of Industrial Products, like the PPI, can be significantly affected by the international commodity prices. The Retailing Food Price Index and the Agricultural Product Price Index, like CPI, are most affected by their own prices, and less affected by the international commodity prices. Therefore, we should pay more attention to the trend of changes in international commodity prices, accelerate the reform of the RMB exchange rate system, improve the pricing mechanism of factor markets, and monitor changes in PPI.

Key Words: International Commodity Prices; Inflation Rate; PPI; CPI

JEL Classification: E31; E44; F41

Economic Uncertainty, Financialization and Commodity Price Co-movement

LI Peiran LI Qilin SONG Jiaxin

(School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China;

China Economics and Management Academy, Central University of Finance and Economics, Beijing,

100081, China; School of Finance, Central University of Finance and Economics, Beijing, 100081, China)

Abstract: The paper builds a DCC-MGARCH model based on the monthly data of 23 different kinds of commodity prices covering energy, metal and agricultural products from January 1991 to June 2017. It uses the model to calculate the dynamic conditional correlation coefficient in pairs of commodities to measure the price co-movement between the commodities. The results show that the economic uncertainty promotes the price co-movement of commodities by influencing the investment decision of the speculative traders in the commodity futures market, which we consider as the financial channel. The financialization of the commodity market has positive effect on the significance of the above effect. In more financialized commodity markets economic uncertainty has more significant impact on the commodity prices co-movement.

Key Words: Economic Uncertainty; Financialization; Commodity Price Co-movement

JEL Classification: C22; G15; Q02