

极端事件冲击下 商品期货是好的避险工具吗？

——来自新冠疫情冲击的经验证据

凌爱凡 游 欣*

摘要：新冠疫情引起了商品市场价格的剧烈波动，导致商品期货的对冲需求在短期内快速上升，加速了期货市场的风险积累。本文以中国58种商品期货的面板数据为研究对象，从商品期货价格的日波动率、期现货对冲组合的日收益率和夏普比三个角度研究了商品期货的对冲风险和对冲效果。研究发现，商品期货的日波动率风险与疫情严重程度呈显著的正相关关系；“期货长头寸+现货短头寸”构建的对冲组合日收益率与疫情严重程度呈显著的正相关关系，疫情发生后，该组合能获得正的平均收益率和较高的、正的夏普比，具有较好的对冲价值和风险规避功能。进一步的实证研究表明，对于非对冲目的期货投资者而言，疫情之后的商品期货波动率风险显著上升，投资性能较弱，“期货短头寸+现货长头寸”构建的对冲组合具有较差的对冲效果。本文研究为重大突发公共事件下投资者如何选择商品期货进行投资或对冲，提供了实证依据。

关键词：新冠疫情；商品期货；期货风险；风险对冲

一、引言

2020年初爆发的新型冠状病毒肺炎疫情（后文简称新冠疫情）严重冲击了实体经济，大量消费品因封城封村等严防措施被滞销，导致各类现货市场商品呈现结构性不平衡。一方面现货供应方由于商品滞销难以出库，持有者为了降低库存成本，不得不进行降价销售，如一些大宗商品和能源产品；另一方面，由于工厂停工停产和限制人员流动导致商品需求大大降低，这两个因素共同作用引起了现货市场商品风险剧增。因此，为了防范现货市场中的风险，对冲者很自然想到使用商品期货进行对冲，而许多投资者也会考虑从期货市场中获取超额收益。那么随之而来的问题是，在疫情冲击下，商品期货是一个好的投资或对冲工具吗？

*凌爱凡、游欣，江西财经大学金融学院，邮政编码：330013，电子信箱：aifanling@jxufe.edu.cn。

本文受国家自然科学基金项目“系统性风险鲁棒度量及系统性风险对资产价格的影响机制研究”（项目批准号：71771107）、“区块链技术下企业融资模式的鲁棒设计及动态均衡模型研究”（项目批准号：72071098）、国家社会科学基金重大项目“中央银行的逻辑与现代中央银行制度的建设”（项目批准号：21ZDA045）的资助。感谢所有提出宝贵建议和评论的学者和研究生，感谢两位匿名审稿人和《经济评论》编辑部的宝贵建议。当然文责自负。

其风险受到疫情冲击后与疫情发展呈现怎样的关系? 本文将聚焦这些问题,研究新冠疫情对中国商品期货市场风险的影响。

具体地,本文以中国商品期货市场的 58 种期货品种构建的面板数据为研究对象,以每日因疫情死亡累计人数和确诊人数作为疫情严重程度的度量指标,从具有对冲目的和非对冲目的投资者角度,研究疫情严重程度对商品期货价格波动率风险的影响;检验并比较各种对冲组合受到疫情冲击后,其平均收益率和夏普比等性能指标变化;进一步研究疫情严重程度对商品期货市场的日交易量和持仓量影响,分析疫情发生后,商品期货价格波动率风险增加的原因。

本文实证结果发现,疫情严重程度对商品期货市场波动率风险有显著的正向影响,在加入了隔夜拆借利率 Shibor、沪深 300 指数收益率、沪深 300 股指期货指数收益率、大宗商品价格指数收益率等控制变量后,商品期货价格波动率风险与疫情严重程度依然呈显著的正相关关系。通过行业分类发现,能源产品期货和农产品期货受疫情冲击影响相对较大,其次是化工产品期货,而金属产品期货受疫情影响最弱,这种差异性影响主要源于商品属性差异和现货市场在疫情期间的风险不同。通过检验买入期货对冲现货空头或卖空期货对冲现货多头等对冲组合的性能发现,疫情期间买入期货对冲现货空头,能够获得正的平均收益率和正的夏普比,该对冲组合的日收益率与疫情严重程度呈显著的正相关关系。

实证结果表明,对于非对冲目的的期货长头寸投资者,持有商品期货的风险被疫情显著地放大;而对于“期货长头寸+现货短头寸”的对冲者,其对冲组合能够显著地缓解疫情的冲击,并能够获得较高的正的组合夏普比。从这个角度讲,商品期货可作为一种合理的避险工具。与此相对,“期货短头寸+现货长头寸”的对冲者,商品期货对冲现货风险的效果较弱,表明疫情对现货的冲击大于期货,通过卖空期货在短期内难以对冲现货的风险。

进一步分析疫情冲击引起商品期货风险增加的原因,发现商品期货市场的交易量和持仓量在疫情期间明显上升,且是引起期货价格波动率风险上升的可能渠道:疫情爆发对现货市场产生巨大冲击,使得商品期货市场的对冲需求增加,推动了商品期货市场交易量和持仓量的增加,进而推高了商品期货价格的波动率风险。

因此,单纯从波动率风险角度来看,在疫情冲击下,商品期货与其他金融资产一样,其风险会剧增,未必是好的避险工具,但在预防出现大的风险方面,依然有重要价值。如果重大突发事件给现货市场带来巨大风险,导致各类商品滞销而形成了供需结构的不平衡,在商品价格形成涨价预期的情形下,通过买入期货来对冲需求的不确定性,从对冲组合的收益率和夏普比指标来看,买入期货对冲商品需求方,确实是一种好的避险工具。

二、文献述评

疫情影响了经济的正常运行,并吸引了学术界的广泛关注,相关研究大量涌现。在经济金融领域,张晓晶和刘磊(2020)从宏观经济风险角度研究了疫情对经济增长的冲击。杨子晖等(2020)研究了公共突发事件对宏观经济和金融的影响及其机理。蒋涛(2020)基于银团贷款市场的经验证据,提出了疫情期间金融支持企业融资的政策建议。何诚颖等(2020)采用纵横向分析、比较静态分析等方法研究了新冠疫情对中国经济、产业、金融等各领域的影响及具体路径。刘世锦等(2020)将网络分析法应用于投入产出体系,从区域间和经济部门间“层层传导”的传播角度分析了新冠疫情对经济的冲击路径。吕冰洋和李钊(2020)重

新归纳了财政职能及新冠疫情冲击下财政政策的新应对方向,通过对中国财政赤字率冲击程度的估算和财政可持续发展能力的评估,得出疫情会使中国财政形势更加严峻的结论,并就疫情期间财政政策的发力方向提出了相关建议。

新冠疫情发生后,许多学者对经济学理论与发展进行了探讨。李卓和包益红(2020)从 Knight 不确定性角度剖析了疫情冲击导致的经济不确定性与 Knight 不确定性的联系,并提出了若干新的研究方向;王勇(2020)从宏观经济的角度讨论了疫情引发的宏观建模问题;薛润坡等(2020)讨论了对后疫情时代经济中若干问题的思考。

新冠疫情对国际市场的影响亦受到学者们的关注。Ashraf(2020)研究发现国际股市对对新冠疫情确诊病例的增长呈现显著的负向反应,并且与死亡人数的增长相比,股市对确诊病例数量增长的反应更加敏感。Ramelli 和 Wagner(2020)检验了股票市场对新冠疫情的反应,研究了企业债务和现金持有量两个指标在新冠疫情下如何影响公司的市场收益率,揭示了国际贸易和金融政策对企业价值稳定的重要性,并且说明了新冠疫情危机会如何通过金融渠道演变成经济危机。Gormsen 和 Koijen(2020)使用股票市场和股息期货的数据来量化投资者对经济增长的预期如何随着新冠疫情爆发和随后的政策反应而变化,研究怎样利用股息期货数据来理解股市为何大幅下跌,且远远超出增长预期的变化。

Liu 等(2020)采用事件研究方法,评估了新冠疫情爆发对日本、韩国、新加坡、美国、德国、意大利和英国等国家 21 个主要股市指数的短期影响,结果表明,疫情爆发后,这些受影响国家和地区的股市迅速下跌,与其他国家相比,亚洲国家出现了更多的负异常收益。Bretschger 等(2020)的研究表明新冠疫情的传播导致不确定性因素突然激增,不确定性会影响公司业绩,从而对股票市场造成显著为负的资产回报,并且在劳动密集型行业和疫情严重地区造成的收益率下降幅度更大。Baker 等(2020)认为,新冠疫情可能从三个方面给经济带来不确定性:股票市场波动率不确定性、基于新闻信息的经济不确定性和商业预期的主观不确定性。

综上,学者们就疫情对经济金融的影响进行了较为深入和广泛的研究,但较少文献研究新冠疫情对商品期货市场的影响。本文选取商品期货市场的动机主要在于商品期货市场与现货市场紧密相连,而现货市场在本次疫情中受到冲击最大、影响面最广。因此,研究这种风险通过什么渠道,以及如何传递到商品期货市场,显然对挖掘商品期货市场的对冲功能具有重要价值。

三、数据和变量

(一)数据

本文主要检验新冠疫情冲击下,商品期货是否为好的避险工具,研究纯商品期货的投资风险和期现货对冲组合的风险。为此,我们选取了 2020 年 1 月 20 日至 4 月 30 日新冠疫情期间,中国商品期货市场日数据作为研究对象,包括期货市场 58 个品种的商品期货日交易数据,其中有 24 个农产品期货品种、15 个金属产品期货品种、12 个化工产品期货品种和 7 个能源产品期货品种,共 3 886 个观测样本。本文涉及的相关期货交易数据、疫情数据和商品指数数据来源于国泰安数据库、Wind 数据库、Choice 金融终端和大连商品交易所、郑州商品交易所、上海期货交易所等公开数据。表 1 给出了本文涉及的所有商品期货种类及品种。

表 1 商品期货种类及交易品种	
交易种类	交易品种
农产品	白糖、菜籽粕、菜籽油、豆粕、豆油、红枣、黄大豆 1 号、黄大豆 2 号、苹果、粳稻谷、粳米、棉花、棉纱、普通小麦、强麦、晚籼稻、细木工板、鲜鸡蛋、油菜籽、玉米、玉米淀粉、早籼稻、中密度纤维板、棕榈油
金属产品	铝、锰硅、镍、铅、热轧卷板、铁矿石、铜、锡、线材、锌、白银、不锈钢、硅铁、黄金、螺纹钢
化工产品	20 号胶、LLDPE、苯乙烯、玻璃、纯碱、甲醇、聚丙烯、聚氯乙烯、尿素、漂针浆、天然橡胶、乙二醇
能源产品	PTA、动力煤、焦煤、焦炭、燃料油、石油沥青、原油

注:商品期货的分类来源于大连商品交易所、郑州商品交易所、上海期货交易所公开数据。

(二)变量

1. 被解释变量

为了控制突如其来的新冠疫情,中国不得不实施了封城封村等防控措施,这使得诸如劳动力、生产要素和商品等的流动受到严重限制,对中国实体经济产生了巨大冲击。这些冲击在一定程度上表现为各类消费品现货市场存在结构性不平衡,产品供应方因滞销而进行降价销售,中间商因停工停产而降低产品需求。正如我们在前文中提到,为了对冲这种外部冲击导致的商品价格波动带来的风险,人们往往会考虑将商品期货作为对冲工具。为了回答商品期货是否为一种好的避险工具,我们从两个方面进行检验,其一是考虑商品期货价格的日内波动率(σ^F)风险受疫情冲击的影响;其二是通过构建虚拟的期现货组合,考虑对冲组合的波动率和日收益率,检验疫情冲击对对冲组合的影响。因此,商品期货的日内波动率、对冲组合的波动率、平均收益率是本文的主要被解释变量。

2. 核心解释变量

疫情发生后,为了实现信息透明,政府每日会通过多种渠道向公众公布疫情数据,包括全国、省、市和县的确诊人数和死亡人数。虽然这种信息公开对防控疫情具有重要意义,但是透明的数据也在很大程度上增加了市场的恐慌情绪,对经济和金融市场均产生巨大冲击。为了分析疫情对商品期货市场风险的影响,我们选取疫情发生以来,全国每日报告的疫情累计死亡人数(DN)和累计确诊人数(QN)为疫情严重程度的度量指标,这是本文的核心解释变量。许多文献以确诊人数或死亡人数作为疫情严重程度的度量指标,如杨子晖等(2020)、Gormsen 和 Koijen (2020)等,这也是本文采用这两个指标来度量疫情严重程度的依据。

3. 控制变量

在实证过程中,我们选取如下对期货市场有重要影响的指标作为控制变量,宏观指标:隔夜拆借利率 Shibor、沪深 300 指数收益率、沪深 300 股指期货指数收益率;商品期货日交易指标:大宗商品价格指数收益率、日成交量、持仓量;与期货标的资产种类相关的商品价格指数收益率。

周日旺等(2019)发现利率变化对国债期货价格波动具有较大的影响,是国债期货价格波动的 Granger 原因,这为我们引入隔夜拆借利率作为控制变量提供了依据。

使用沪深 300 指数收益率和沪深 300 股指期货指数收益率作为控制变量是显然的,因为这两个指数可以反映金融市场的宏观情况,因此对商品期货价格的波动将会有重要影响。由于沪深 300 指数收益率、沪深 300 股指期货指数收益率都能够反映市场波动的情形,为了检验实证结果的稳健性,我们在主回归分析中使用沪深 300 指数收益率作为控制变量;在稳健性检验中,使用沪深 300 股指期货指数收益率作为控制变量。

每个商品期货的交易量反映了期货交易的活跃程度,同时也是期货价格波动的重要影响因素。我们认为在疫情期间,市场风险加剧,将导致期货对冲风险需求上升,从而增大期货交易交易量,推动波动率风险上升。基于这种简单的逻辑,我们使用期货的日交易量作为控制变量,同时还将检验期货交易量为期货价格波动率风险上升的可能传导渠道。由于期货交易双方在期货到期月,必须进行交割或结算,为了确保是由于市场对期货的对冲需求导致交易量上升,我们在计算商品期货的每日交易量时,剔除了当月到期的期货合约,对于相同品种的不同期限合约,其每日交易量基于期货合约日交易量加总得到。未平仓合约即持仓量是另一个对期货价格有重要影响的变量。Ripple 和 Moosa (2007) 以原油期货为对象发现,持仓量对期货价格波动率的影响大于交易量,这为我们以持仓量作为控制变量提供了依据。

由于我们考察了 58 种商品期货合约,这些商品期货可以分为四种类型,分别是农产品、金属产品、化工产品和能源产品。为此,在实证分析中,我们分别选取了农产品商品价格指数、金属产品商品价格指数、化工产品商品价格指数、能源产品商品价格指数的收益率作为控制变量,以控制各自行业价格指数的影响。

四、实证分析

(一) 实证方法

为了检验疫情冲击对商品期货风险的影响,我们考虑如下回归方程^①:

$$\sigma_{it}^F(or, R_{it}^H) = \alpha_i + \beta_1 \ln DN_t + \beta_2 SBR_t + \beta_3 \ln TS_{it} + \beta_4 R_t^{BPI} + \beta_5 R_t^{HS3} + \beta_6 \ln PS_{it} + e_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: σ_{it}^F 表示商品期货品种 i 或对冲组合 i 在 t 日的波动率; R_{it}^H 表示对冲组合 i 在 t 日的收益率; $\ln DN_t$ 为 t 日因新冠疫情累计死亡人数的对数值^②, 反映了疫情的严重程度; SBR_t 为隔夜拆借利率 Shibor; $\ln TS_{it}$ 为期货品种 i 在 t 日交易量加 1 的对数值; R_t^{BPI} 为大宗商品价格指数收益率; R_t^{HS3} 为 t 日沪深 300 指数收益率; $\ln PS_{it}$ 为期货品种 i 在 t 日未清偿持仓量加 1 的对数; e_{it} 为具有 0 均值的残量, 且与其他变量均相互独立。

由于每个期货品种具有不同的标准化合约,我们将同品种的不同期货合约以成交额为权重进行加权得到每个期货品种的收益率。假设资产在日内平均收益率较小,且在日内不相邻的两个时间区间内的收益率相关性较小,那么商品期货或对冲组合的日内波动率可近似为收益率的绝对值^③:

①感谢一位匿名审稿人建议考虑疫情对期货波动率的非线性影响,为此我们同时考虑了一次和二次函数形式回归,但是基于收益率的绝对值和 GARCH 方法估计的波动率数据发现,二次项的回归系数均不显著。为此本文略去了疫情冲击二次函数形式的检验。

②疫情数据样本从 2020 年 1 月 20 日开始至 2020 年 4 月 30 日结束, DN_t 为疫情发生以来直到 t 日的累计死亡人数。由于该数据仅在 1 月 20 日为 0, 在 1 月 21 日为 9, 后续日期中累计值 DN_t 逐渐增加。为了避免取值误差,在 1 月 20 日,我们直接取 $\ln DN_t$ 的值为 0, 在后续日期中,取 $\ln DN_t$ 为实际累计死亡人数的对数。

③风险资产的日内收益率相对于波动率而言一般非常小,可以被忽略,如 Hull (2018) 在其计算日 VaR (Value at Risk) 描述中,假设风险资产的日收益率近似为 0。本文估计日内波动率时,借鉴了 Hull (2018) 的这个假设。

$$\sigma_{daily,t}^F = \left| \ln \frac{SC_t}{SO_t} \right| \tag{2}$$

(2)式中: SC_t 、 SO_t 分别表示 t 日期货合约或对冲组合的收盘价与开盘价。假设 t 日内有 $n+1$ 个资产价格观察值: $s_0, s_1, \cdots, s_{n-1}, s_n$, 其中 s_0 可以理解为 t 日的开盘价 SO_t , 而 s_n 为收盘价 SC_t , 那么 t 日内 n 个收益率可以表示为(略去角标 t):

$$r_i = \ln \left(\frac{s_i}{s_{i-1}} \right), i = 1, \cdots, n$$

于是, t 日收益率可以表示为:

$$r_{daily,t} = \ln \left(\frac{s_n}{s_0} \right) = \sum_{i=1}^n r_i$$

在日内平均收益率较小的假设下,即假设 $\bar{r} = \left(\sum_{i=1}^n r_i \right) / n \approx 0$ 时,上式可表示如下:

$$(r_{daily,t})^2 = \left(\sum_{i=1}^n r_i \right)^2 = \sum_{i=1}^n r_i^2 + \sum_{i,j=1,i \neq j}^n r_i r_j = \hat{\sigma}_{daily,t}^2 + \sum_{i,j=1,i \neq j}^n r_i r_j$$

其中, $\hat{\sigma}_{daily,t}^2$ 为日内的样本方差,在日内不相邻的两个时间区间内的收益率相关性较小的假设下,容易得到 $\sum_{i,j=1,i \neq j}^n r_i r_j \approx 0$, 因此有:

$$\hat{\sigma}_{daily,t} \approx |r_{daily,t}| = \left| \ln \left(\frac{s_n}{s_0} \right) \right| = \left| \ln \frac{SC_t}{SO_t} \right|$$

取 $\sigma_{daily,t}^F = \hat{\sigma}_{daily,t}$ 表示商品期货日内波动率近似值。在本节接下来的内容中,我们检验疫情对商品期货或对冲组合波动率和收益率的影响。

(二) 疫情对商品期货波动率风险的影响

1. 全样本面板数据回归结果

基于回归方程(1),我们以单个期货品种的波动率为被解释变量,考虑了所有 58 个商品期货样本的面板数据回归,如表 2 所示。

表 2 商品期货波动率受疫情冲击影响的回归结果

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
lnDN	0.0010 *** (5.47)	0.0011 *** (6.4)	0.0009 *** (5.29)	0.0007 *** (3.87)	0.0007 *** (4.09)	0.0007 *** (4.17)
SBR		0.0020 *** (3.33)	0.0027 *** (4.72)	0.0023 *** (4.04)	0.0015 *** (2.63)	0.0015 ** (2.56)
lnTS			0.0032 *** (12.58)	0.0028 *** (11.32)	0.0028 *** (11.42)	0.0029 *** (10.41)
R^{BPI}				-0.8436 *** (-14.54)	-0.6786 *** (-11.26)	-0.6742 (-11.15)
R^{HS3}					-0.1056 *** (-8.99)	-0.1059 *** (-9.01)
lnPS						-0.0004 (-0.88)
_cons	0.0064 *** (5.79)	0.0012 (0.61)	-0.0320 *** (-9.90)	-0.0272 *** (-8.59)	-0.0260 *** (-8.31)	-0.0231 *** (-5.04)
N	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886
Adj- R^2	0.008	0.011	0.05	0.1	0.118	0.119

注:***、** 分别表示在 1%、5% 的水平下显著,括号内为 t 统计量。 R^{BPI} 为大宗商品价格指数收益率。

在商品期货的日内波动率关于疫情严重程度 $\ln DN$ 的单变量回归结果中,回归系数为 0.10%,表示受疫情影响,累计死亡病例对数每增加 1 个单位,将导致商品期货波动率每日增加 0.10%,相应的 t 统计量为 5.47,在 1%的水平下显著,见表 2 中第(I)列。在逐步加入了隔夜 Shibor(SBR)、日交易量对数($\ln TS$)、大宗商品指数收益率(R^{BPI})、沪深 300 指数收益率(R^{HS3})和日持仓量对数($\ln PS$)后,累计回归结果依然稳健,且回归系数变化不大,并维持在 1%的水平上显著。

表 2 的结果与预期完全一致,即受到疫情冲击的影响,期货的波动率显著上升,在考虑全部控制变量后,累计死亡病例的对数每增加 1 个单位,将导致商品期货的波动率风险每日显著增加 0.07%。

虽然疫情冲击导致商品期货价格波动率风险上升,但是中国商品期货市场非常丰富,涵盖很多行业,因此冲击对不同行业的影响可能存在差异。为了检验这种差异,我们将 58 种商品期货合约分成四大行业种类:农产品期货、金属产品期货、化工产品期货和能源产品期货,并分别进行检验。

2.农产品期货市场

在 58 个商品期货合约品种里,包含了 24 个农产品期货品种。由于疫情发生在中国春节期间,封城封村导致大量农产品滞销,农产品成为受到疫情冲击最大的商品之一。我们使用了 2020 年 1 月 20 日至 4 月 30 日共 1 608 条农产品期货交易数据日数据进行面板回归,表 3 给出了农产品期货价格波动率的回归结果。与总样本回归结果类似,疫情发生后, $\ln DN$ 对农产品期货价格波动率有显著的正向影响。在单变量回归中,系数为 0.06%,在 1%的水平下显著,但其系数小于总样本的单变量回归系数,见表 3 第(I)列。通过逐渐加入控制变量后,在表 3 的六个回归结果中,疫情冲击对农产品期货波动率风险的影响系数变化不大,显著性稳健。在加入了全部控制变量后, $\ln DN$ 的回归系数略有变小,见表 3 第(VI)列。

表 3 疫情冲击对农产品期货价格波动率的影响

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
$\ln DN$	0.0006 *** (3.30)	0.0010 *** (4.11)	0.0009 *** (3.66)	0.0006 *** (2.59)	0.0007 *** (2.78)	0.0005 ** (2.38)
SBR		0.0020 ** (2.45)	0.0019 ** (2.41)	0.0002 (0.22)	0.0001 (0.09)	0.0003 (0.32)
$\ln TS_1$			0.0008 *** (2.87)	0.0008 *** (2.94)	0.0008 *** (2.84)	0.0007 ** (2.75)
R_1^{FTI}				-0.6739 *** (-6.68)	-0.5290 *** (-4.86)	-0.5275 *** (-4.85)
R^{HS3}					-0.0590 *** (-3.47)	-0.0584 *** (-3.44)
$\ln PS_1$						-0.0008 ** (2.27)
_cons	0.0056 *** (3.77)	0.0004 (0.17)	-0.0160 *** (-4.87)	-0.0120 *** (-3.63)	-0.0119 *** (-3.62)	-0.0064 (-1.53)
N	1 608	1 608	1 608	1 608	1 608	1 608
Adj-R ²	0.007	0.011	0.047	0.074	0.081	0.084

注:***、** 分别表示在 1%、5%的水平下显著,括号内为 t 统计量。表中 R_1^{FTI} 为农产品价格指数收益率, TS_1 为农产品期货交易量, PS_1 为农产品期货持仓量。

疫情冲击对农产品期货价格波动率产生的显著影响是容易理解的,因为疫情发生在中

国春节期间,本是各类农产品消费高峰时期,但疫情冲击导致农产品滞销。一方面,供给方因产品滞销而降低现货价格,另一方面需求方也因运输限制导致农产品供应不足而面临价格上升。期货价格在很大程度上是现货价格的反应,因此这种供需不平衡引起的现货价格波动,在期货市场上能够快速体现,使得期货波动率在疫情期间被放大,即疫情发生后,驱动了农产品期货波动率的上升。另外,我们在第五部分的机制分析中,将能够看到,农产品市场中的供需不平衡,导致对冲的持仓量和交易量上升,从而驱动期货价格的波动率增加。

3.金属产品期货市场

我们考虑的第二个商品期货市场为金属产品期货市场,在 58 个期货品种中,有 15 个合约品种为金属产品期货,共收集到 1 005 条日交易数据。表 4 给出了回归结果,从中可以发现,金属产品期货市场也受到疫情冲击的显著影响,但其影响要弱于农产品市场,低于所有商品期货市场的平均水平。回归系数为 0.06%,在 5%的水平下显著。在逐步加入隔夜拆借利率(*SBR*)、金属产品期货交易量($\ln TS_2$)、金属产品价格指数收益率(R_2^{FTI})后,显著性在减弱,当加入沪深 300 指数收益率(R^{HS3})时,回归结果不显著。这表明疫情冲击对金属产品期货价格的影响弱于金属产品价格指数和沪深 300 指数,以至于其对疫情的反应被两个市场指数的反应所覆盖。

一方面,由于无论是否发生疫情,春节期间市场对金属产品的需求均处于低谷,这在很大程度削弱了疫情对金属产品需求的影响,反映在期货市场中,其对冲需求不如农产品大。另一方面,疫情对金属产品也产生了一定的冲击,但是,由于金属产品一般为耐用产品,不会在短期内变质,因此不存在短期内需要消费处理的情形,这对缓冲疫情冲击有重要的作用。

表 4 疫情冲击对金属产品期货价格波动率的影响

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
$\ln DN$	0.0006 ** (2.21)	0.0008 ** (2.43)	0.0006 ** (1.98)	0.0005 * (1.71)	0.0005 (1.63)	0.0005 (1.54)
<i>SBR</i>		0.0011 (1.08)	0.0036 *** (3.45)	0.0032 *** (3.13)	0.0019 * (1.88)	0.0020 * (1.92)
$\ln TS_2$			0.0064 *** (10.23)	0.0062 *** (10.15)	0.0058 *** (9.55)	0.0058 *** (9.4)
R_2^{FTI}				-0.4590 *** (-4.87)	-0.5282 *** (-5.68)	-0.5296 *** (-5.69)
R^{HS3}					-0.1300 *** (-6.58)	-0.1302 *** (-6.59)
$\ln PS_2$						0.0006 (0.43)
_cons	0.0069 *** (3.54)	0.0039 (1.15)	-0.0696 *** (-8.82)	-0.0678 *** (-8.69)	-0.0610 *** (-7.90)	-0.0679 *** (-3.81)
N	1 005	1 005	1 005	1 005	1 005	1 005
Adj-R ²	0.005	0.006	0.101	0.122	0.159	0.160

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内为 *t* 统计量。表中 R_2^{FTI} 为金属产品价格指数收益率, TS_2 为金属产品期货交易量, PS_2 为金属产品期货持仓量。

4.化工产品期货市场

我们共收集了纯碱、聚氯乙烯等 12 个化工产品期货品种,获得了 804 条日交易数据,表 5 给出了疫情冲击对化工产品期货价格波动率影响的回归结果。由结果可知,在期货价格波动率关于疫情严重程度的单变量回归中, $\ln DN$ 的系数为 0.07%,在 5%的水平下显著。在逐

步加入隔夜拆借利率(SBR)、化工产品期货交易量对数($\ln TS_3$)、化工产品价格指数收益率(R_3^{FTI})、沪深 300 指数收益率(R^{HS3})等控制变量后,回归结果依然在 10%水平下显著。平均而言,化工产品期货价格波动率风险受到疫情的冲击,弱于整个商品期货平均水平,其显著性低于农产品期货受到冲击的影响,但高于疫情对金属产品期货价格波动率风险的影响。疫情对化工产品期货波动率影响弱于整个市场的原因与金属产品期货产品是类似的,在此不再赘述。

表 5 疫情冲击对化工产品期货价格波动率的影响

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
$\ln DN$	0.0007 ** (2.15)	0.0010 ** (2.39)	0.0010 ** (2.47)	0.0008 ** (2.00)	0.0008 ** (1.99)	0.0006 * (1.89)
SBR		0.0016 (1.09)	0.0042 *** (2.97)	0.0041 *** (2.94)	0.0020 (1.52)	0.0020 (1.53)
$\ln TS_3$			0.0068 *** (7.87)	0.0066 *** (7.81)	0.0065 *** (8.11)	0.0060 *** (6.44)
R_3^{FTI}				-0.3692 *** (-4.87)	-0.3498 *** (-4.87)	-0.3591 *** (-4.97)
R^{HS3}					-0.2474 *** (-9.66)	-0.2472 *** (-9.66)
$\ln PS_3$						0.0042 (1.21)
$_{-cons}$	0.0080 *** (3.01)	0.0039 (0.84)	-0.0785 *** (-6.91)	-0.0762 *** (-6.79)	-0.0718 *** (-6.76)	-0.1155 *** (-3.06)
N	804	804	804	804	804	804
Adj-R ²	0.006	0.007	0.080	0.106	0.201	0.203

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的水平下显著,括号内为 t 统计量。表中 R_3^{FTI} 为化工产品价格指数收益率, TS_3 为化工产品期货交易量, PS_3 为化工产品期货持仓量。

5.能源产品期货市场

对应能源产品期货市场,我们考虑了焦煤、焦炭、燃料油等 7 个能源产品期货品种,共有 469 个日交易数据,回归结果如表 6 所示。就能源产品期货价格波动率风险而言,其受到疫情冲击是四种商品期货中最大的,单变量回归系数为 0.18%,在 1%的水平下显著。逐步加入了隔夜拆借利率(SBR)、能源产品期货交易量对数($\ln TS_4$)控制变量后,回归系数变得更大,达到了 0.24%,且在 1%的水平下显著。继续加入了能源产品价格指数收益率(R_4^{FTI})和沪深 300 指数收益率(R^{HS3})等控制变量后,回归系数维持在 0.17% 左右,依然在 5%的水平下显著。这些结果表明受到疫情冲击后,疫情严重程度对能源产品期货价格波动率的影响受外部宏观因素干扰较弱。能源产品期货价格受疫情冲击影响最大是容易被理解的,因为疫情发生导致能源消耗下降到了极点,而在很多情形下能源的产出依然维持不变,如石油,许多油田投入使用后,不能轻易减产或停产,大量的产出滞销导致其价格下跌,甚至出现负价格。^①

不同于前述农产品、金属产品和化工产品期货,能源产品期货的持仓量对数 $\ln PS_4$ 对能源期货价格波动率正向影响较大,回归系数为 1.59%,在 1%水平下显著。在回归中加

①2020 年 4 月 20 日,美国和欧洲原油期货出现负价格,其重要原因之一就是——一方面原油产出国没有减产,另一方面石油的消耗因疫情原因下降,导致原油供过于求。

入能源期货的持仓量 $\ln PS_4$ 后,疫情冲击对能源产品期货价格波动率的影响变得不显著。这表明能源期货的持仓量对期货价格波动的影响更直接。这是因为一方面,受到疫情影响,能源需求和消耗降至谷底,给现货库存增加了压力;另一方面,能源产品的供给持续不断,导致供应市场旺盛,使得能源期货短头寸需求上升,而由于现货库存压力,使得能源期货的长头寸方无法进行实物交割。这两方面的因素会显著提高能源期货的持仓量,同时助推能源期货价格的波动率。我们在后面的机制检验中发现,疫情冲击与商品期货持仓量呈显著正相关关系,这表明,持仓量可能是疫情对能源产品期货价格波动率产生冲击的完全中介效应。

表 6 疫情冲击对能源产品期货价格波动率的影响						
变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
$\ln DN$	0.0018 *** (3.23)	0.0026 *** (3.75)	0.0024 *** (3.54)	0.0016 ** (2.41)	0.0017 ** (2.56)	0.0009 (1.24)
SBR		0.0045 * (1.93)	0.0070 *** (2.81)	0.0043 * (1.75)	0.0040 * (1.66)	0.0073 *** (2.89)
$\ln TS_4$			0.0035 *** (2.67)	0.0035 *** (2.77)	0.0036 *** (2.81)	-0.0003 (-0.22)
R_4^{FTI}				-0.7420 *** (-6.29)	-0.6280 *** (-4.6)	-0.6288 *** (-4.7)
R^{HS3}					-0.0852 * (-1.66)	-0.0717 (-1.42)
$\ln PS_4$						0.0159 *** (4.27)
$_cons$	0.0050 (1.15)	-0.0068 (-0.91)	-0.0533 *** (-2.81)	-0.0461 ** (-2.53)	-0.0468 ** (-2.57)	-0.1961 *** (-4.99)
N	469	469	469	469	469	469
Adj- R^2	0.022	0.030	0.045	0.121	0.126	0.159

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著,括号内为 t 统计量。表中 R_4^{FTI} 为能源产品价格指数收益率, TS_4 为能源产品期货交易量, PS_4 为能源产品期货持仓量。

(三)期现货单品种头寸收益率与夏普比

为了表明期现货对冲组合在疫情冲击前后的性能变化,我们以 2020 年 1 月 20 日为时间近似中点,向前后延伸大约相同的时间。因此我们考虑的时间跨度为 2019 年 9 月 1 日至 2020 年 4 月 30 日,共有 144 个交易日。利用公式(2)估计期货和现货价格波动率。表 7 分别给出了现货头寸持有者和期货头寸持有者在疫情前后期间,其头寸的月度平均波动率、收益率和相应的夏普比。^{①②}

表 7 Panel A 的结果表明,随着疫情的发生,现货多头持有者的风险明显加剧,其波动率由疫情前的平均每月 4.55%,快速上升到平均每月 48.36%,而对应的收益率由平均每月 -0.22%快速下降到平均每月 -19.70%。由收益率和波动率的变化可以发现,现货多头头寸的夏普比由平均每月的-0.0747 下降到-0.4098,下降了 4 倍多。在不考虑交易费用的情形

①假设头寸的波动率每月为 σ ,平均收益率每月为 μ ,那么对冲组合的夏普比定义为 $(\mu-r_f)/\sigma$,其中 r_f 为无风险月利率,由 1 年期无风险存款利率计算得到。简单起见,我们统一取 $r_f=0.0012$ 。

②由于现货的日收益率数据有限,我们仅获得 36 个现货商品的日价格,因此在表 8 及后续涉及现货和对冲组合的检验中,我们仅考虑有 36 个现货日数据和对应期货数据的情形。

下,现货空头持有者的收益率恰好与现货多头持有者的收益率相反,因此现货空头持有者在疫情后,能够获得更高的平均月收益率和夏普比。现货多头持有者的收益率和夏普比在疫情后出现快速下降,是由于疫情严控导致现货无法正常流通、甚至积压而引起价格下跌和风险上升。

表 7 Panel B 的结果表明,期货的波动率在疫情后也显著上升,平均月波动率由疫情前的 5.78% 上升到 8.12%,这与表 2—表 6 的结果一致。期货多头的平均月收益率呈下降趋势,由 0.33% 下降到 -0.10%,相应的夏普比由 0.0363 下降到 -0.0279。对应地,期货空头方是多头方的交易对手,因此其收益率在疫情后是上升的,其夏普比由疫情前的 -0.0779 上升到 -0.0027。期货多头收益率下降是由于现货价格在疫情后显著下跌,引起期货价格下降产生的。^①

表 7 现货或期货单品种头寸性能

期限	多头头寸 波动率	多头头寸 收益率	多头头寸 夏普比	空头头寸 波动率	空头头寸 收益率	空头头寸 夏普比
Panel A: 现货头寸(全样本)						
疫情前: 2019.9.1—2020.1.19	0.0455	-0.0022	-0.0747	0.0455	0.0022	0.0220
疫情后: 2020.1.20—2020.4.30	0.4836	-0.1970	-0.4098	0.4836	0.1970	0.4049
Panel B: 期货头寸(全样本)						
疫情前: 2019.9.1—2020.1.19	0.0578	0.0033	0.0363	0.0578	-0.0033	-0.0779
疫情后: 2020.1.20—2020.4.30	0.0812	-0.0010	-0.0279	0.0812	0.0010	-0.0027

注:本表头寸的收益率、波动率由日数据计算,取平均值并进行月度化处理得到,夏普比由月度化后的收益率和波动率计算所得。

(四) 期现货对冲组合性能受疫情的影响

在前面的内容中,我们发现新冠疫情对商品期货市场波动率、收益率均存在显著的影响。接下来,我们回答本文标题提出的问题:新冠疫情冲击下,商品期货是好的避险工具吗?哪种对冲效果更好?为此考虑如下两个非交叉对冲组合:

对冲组合 P : 持有 1 份标的现货,并卖空 1 份期货^②: 期货空头寸+现货多头寸。

对冲组合 $\bar{P}$: 对冲组合 P 的交易对手持有的组合: 期货多头寸+现货空头寸。

我们共收集到了 36 个期货品种合约的标的现货价格,每个标的现货对应于 1 个期货合约,我们共构建了 36 个期现货对冲组合 P 和相应的对冲组合 $\bar{P}$ 。

表 8 给出了疫情发生前后,对冲组合 P 与 $\bar{P}$ 在样本内的月度波动率、月度平均收益率和相应的夏普比。由于对冲组合 P 与 $\bar{P}$ 是互为交易对手持有的组合,故两个组合的波动率是相同的。表 8 显示,在疫情发生前,对冲组合的波动率为每月 2.78%,疫情发生后,对冲组合

①我们也给出了分行业的期货品种波动率、收益率和夏普比在疫情前后的统计结果,由于篇幅有限,在此略去,备索。

②1 份商品期货的标的现货,是指 1 份期货合约对应的现货规模,由于不同商品期货对应的现货数量不同,故此统一指 1 份现货。

的波动率上升到 6.26%,波动率增加到原来的 2 倍多。通过进一步计算对冲组合的夏普比发现,对冲组合 P 在疫情前的夏普比为每月-0.2417,而疫情发生后下降到-3.1522,下降达 12 倍。这表明,疫情发生后,商品期货用于对冲现货多头的风险,并不会提高组合的性能。但是,对于对冲组合 $\bar{P}$,我们发现在疫情前,夏普比为 0.1525,而疫情发生后,夏普比上升到 3.1125,达到原来的 20 倍左右。

如果仅持有现货空头头寸,在疫情发生后,该头寸的夏普比为 0.4049(见表 7 Panel A),而仅持有期货多头头寸,相应的夏普比仅为-0.0279(见表 7 Panel B),两种情形下头寸的夏普比均显著小于其组合的夏普比 3.1125,这表明使用商品期货多头对冲现货空头,确实能够提高组合的性能,是疫情发生后较好的避险工具。

综合表 8 的结果可知,从对冲组合波动率风险角度变化来看,在疫情发生后,利用商品期货并不是一种很好的现货风险避险工具。但是从组合的夏普比进行比较可知,疫情发生后,使用期货多头对冲现货空头,能够获得正的平均收益率和正的夏普比,且比疫情发生前的相应性能提升很多。因此,利用商品期货多头头寸进行对冲,是较好的现货空头避险工具。其原因可能不是太直接,因为疫情发生后,导致现货滞销和需求下降,本应引起现货和期货价格同时下降,从而使得卖空期货应该有更高的收益。由于疫情发生在中国春节期间,农产品和能源产品期货的需求依然存在,导致商品的价格在疫情期间呈稳步上涨趋势,这给商品需求方带来更高的成本,使得商品需求方进行期货多头对冲的动机大于供给方,这是导致对冲组合 $\bar{P}$ 具有更好夏普比的重要原因。

表 8 期现货对冲组合性能指标(月度)

对冲期限	组合 P :现货多头+期货空头			组合 $\bar{P}$:现货空头+期货多头		
	波动率	平均收益率	夏普比	波动率	平均收益率	夏普比
疫情前: 2019.9.1—2020.1.19	0.0278	-0.0055	-0.2417	0.0278	0.0055	0.1525
疫情后: 2020.1.20—2020.4.30	0.0626	-0.1960	-3.1522	0.0626	0.1960	3.1125

表 9 为对冲组合波动率和收益率受疫情冲击的影响。由表 9 Panel A 不难发现,疫情传播对期现货对冲组合的波动率有显著正向影响。在单变量回归中,回归系数为 0.08%,在 1%水平下显著。在逐步加入了隔夜拆借利率(SBR)、交易量对数($\ln TS$)、大宗商品指数收益率(R^{BPI})、沪深 300 指数收益率(R^{HS3})和持仓量对数($\ln PS$)等控制变量后,回归系数变小为 0.05%,在 1%水平下显著。这些结果表明,对冲组合的波动率,随着疫情中 $\ln DN$ 的增加而扩大。这与表 8 中对冲组合 P 的月平均波动率在疫情发生后明显大于疫情发生前是一致的。

然而,表 9 Panel B 的结果表明,疫情冲击确实给对冲组合 $\bar{P}$ 的日收益率带来了正向影响。在考虑全部控制变量后,对冲组合 $\bar{P}$ 的日收益率关于 $\ln DN$ 的回归系数为 0.06%,在 5%水平下显著。这与表 8 中得到的对冲组合 $\bar{P}$ 在疫情发生后的平均收益率要好于疫情发生前的收益率是一致的。由于随着疫情严重程度的增加,对冲组合 $\bar{P}$ 的收益率呈上升趋势,这将导致该组合的夏普比也会变得更好,从而使得即使在疫情之后,平均而言,其夏普比为正,明显好于疫情前,即是我们看到的表 8 的结果。表 9 Panel B 进一步表明,疫情发生后,使用期

货多头+现货空头进行对冲,平均而言是较好的避险工具。^①

表 9 对冲组合受疫情影响的回归结果

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Panel A: 对冲组合 P 波动率受疫情影响的结果						
$\ln DN$	0.0008 *** (8.65)	0.0006 *** (4.12)	0.0006 *** (4.60)	0.0006 *** (4.30)	0.0007 *** (4.58)	0.0005 *** (3.41)
SBR		-0.0021 ** (-2.54)	-0.0024 *** (-2.85)	-0.0023 *** (-2.81)	-0.0020 ** (-2.38)	-0.0018 ** (-2.19)
$\ln TS$			0.0023 *** (4.16)	0.0022 *** (4.12)	0.0022 *** (4.06)	0.0038 *** (4.81)
R^{BPI}				-0.0886 (-0.67)	-0.2260 * (-1.67)	-0.2204 (-1.63)
R^{HS3}					0.1656 *** (5.07)	0.1674 *** (5.13)
$\ln PS$						-0.0032 *** (-2.77)
$_cons$	0.0051 *** (11.18)	0.0097 *** (5.16)	-0.0181 *** (-2.61)	-0.0179 *** (-2.59)	-0.0184 *** (-2.65)	0.0026 (0.25)
N	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122
Adj- R^2	0.015	0.016	0.019	0.019	0.024	0.026
Panel B: 对冲组合 $\bar{P}$ 收益率受疫情影响的结果						
$\ln DN$	0.0008 *** (4.21)	0.0006 ** (1.96)	0.0005 * (1.92)	0.0004 (1.37)	0.0005 * (1.84)	0.0006 ** (2.03)
SBR		-0.0022 (-1.29)	-0.0022 (-1.27)	-0.0020 (-1.18)	-0.0008 (-0.47)	-0.0009 (-0.53)
$\ln TS$			-0.0002 (-0.22)	-0.0004 (-0.32)	-0.0005 (-0.44)	-0.0015 (-0.95)
R^{BPI}				-0.5626 ** (-2.04)	-1.0359 *** (-3.71)	-1.0396 *** (-3.72)
R^{HS3}					0.5708 *** (8.45)	0.5696 *** (8.43)
$\ln PS$						0.0021 (0.9)
$_cons$	0.0001 (0.15)	0.005 (1.29)	0.008 (0.56)	0.0091 (0.63)	0.0077 (0.53)	-0.0064 (-0.3)
N	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122
Adj- R^2	0.003	0.004	0.004	0.005	0.018	0.019

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著,括号内为 t 统计量。

综上,在疫情发生后,由于严格的防控措施导致商品的现货因滞销而风险加剧,同时因需求市场不足增加了商品现货空头寸方的对冲需求。本部分的实证结果表明,受疫情冲击影响,商品期货价格波动率显著增加。农产品期货和能源产品期货波动率受疫情影响更为显著,金属产品和化工产品期货价格波动率受疫情影响显著性相对较弱。

对于纯期货投资者,疫情冲击将会显著增加其持有期货的风险,平均而言,几乎不能获得正的夏普比(见表 7)。对于具有对冲目的的对冲者而言,通过构建“现货多头+期货空头”

①我们也计算了农产品、金属产品、化工产品和能源产品期货的对冲组合 P 和相反头寸组合 $\bar{P}$ 的性能指标。受篇幅限制,在此略去,有兴趣的读者可以向作者索取。

(对冲组合 P)、“现货空头+期货多头”(对冲组合 $\bar{P}$)的虚拟对冲组合发现,新冠疫情显著推高对冲组合 P 与 $\bar{P}$ 的波动率,但疫情严重程度与对冲组合 $\bar{P}$ 的收益率呈正相关关系。对冲组合 $\bar{P}$ 在疫情发生后,其夏普比显著得到提升(参见表 8),且明显高于纯现货头寸和纯期货头寸的夏普比,这表明通过期现货构建对冲组合,确实规避了风险,提高了组合的性能。

我们进一步发现,随着疫情的发生,商品期货市场的风险也随之加剧。从单纯的风险角度来看,使用商品期货作为避险工具,虽然可以防范大起大落的损失,但也未必是好的避险工具。在选择空间较少的情形下,如果突发事件对现货市场产生了巨大的冲击,那么现货持有者通过商品期货市场建立期货空头头寸对冲的价值是有限的,但是现货需求方,通过建立期货多头对冲,却能获得较好的效果。这表明在疫情期间,对于现货的需求方,商品期货反而是一种好的避险工具。

五、机制分析

新冠疫情传播是通过什么渠道来影响商品期货的波动率风险? 其可能的机制是什么? 在本部分,我们将尝试回答该问题。注意到疫情发生后,一方面,市场恐慌情绪剧增,以 A 股为例,在 2020 年春节后的第一个交易日中,大盘出现大跌,千股跌停再现,整个市场充斥着悲观和恐慌情绪;另一方面,严格的疫情防控措施和传统的中国春节假期,使得本应该是各类商品流通高峰的时期,出现现货滞销和需求得不到满足的情况,形成了现货供给与需求的严重不平衡,使得利用商品期货进行对冲的需求迅速加大。对冲需求的迅速放大引起商品期货的交易量和持仓量的快速上升,从而导致商品期货波动率在疫情发生后显著增加。我们将这种引起商品期货波动率风险上升的路径概括为图 1 所示。

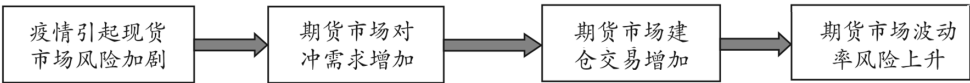


图 1 期货市场波动率风险上升的可能传导渠道

根据图 1 的路径分析,我们做如下假设:

- 假设 I : 新冠疫情的传播会推高商品期货的交易量。
- 假设 II : 新冠疫情的传播引起了更多的对冲需求,从而推高商品期货的持仓量水平。

根据表 2—表 6 的回归结果可知,商品期货交易量(TS)与其波动率呈显著正相关关系。因此若假设 I 成立,表明在疫情期间,市场对对冲需求增加,从而带来更多的交易量,导致商品期货价格波动率上升。表 2 中,商品期货的持仓量与商品期货价格波动率关系并不太明显,在总体样本中,持仓量与波动率关系的回归系数为正,但不显著。在分行业的回归中,农产品的持仓量与其商品期货的波动率呈 5% 显著的负相关关系,而金属产品和化工产品的回归中,两者关系的系数为正,但不显著。在能源产品中,两者关系呈 1% 水平下的显著正相关关系。因此,若假设 II 成立,至少在能源产品中,持仓量是疫情导致能源期货波动率上升的可能渠道。为了检验假设 I 和假设 II,我们建立如下回归方程:

$$\ln TS_{it} = \alpha_i + \gamma_1 \ln DN_{it} + \gamma_2 \ln PS_{it} + \gamma_3 R_t^{HS3} + \gamma_4 R_t^{BPI} + \gamma_5 SBR_t + u_{it} \tag{3}$$

$$\ln PS_{it} = \alpha_i + \lambda_1 \ln DN_{it} + \lambda_2 \ln TS_{it} + \lambda_3 R_t^{HS3} + \lambda_4 R_t^{BPI} + \lambda_5 SBR_t + v_{it} \tag{4}$$

(3) 式和(4)式中: u_{it} 和 v_{it} 为相互独立的具有 0 均值的残量,且与回归方程(1)中的 e_{it} 及其他

变量相互独立。

为了检验交易量和持仓量是疫情传播引起商品期货波动率上升的渠道,结合回归方程(1)、(3)和(4),表2的回归结果已经表明了 β_1 与 β_3 均显著为正,且在加入了 $\ln TS$ 和 $\ln PS$ 后,核心解释变量的系数 β_1 变小了,但依然显著。因此我们关心系数 γ_1 和 λ_1 ,并预期其均为正数。正的 γ_1 表明疫情冲击导致交易量的上升,正的 λ_1 表明疫情冲击使得商品期货市场持仓量在上升。若 γ_1 和 λ_1 同时为正,那么可以将交易量上升理解为由于对冲需求增加导致,而不是平仓导致。

在剔除了当月到期的期货交易数据后,表10给出了总样本情形下,疫情冲击程度 $\ln DN$ 对商品期货交易量和持仓量对数的面板回归结果。在每日交易量的对数($\ln TS$)与疫情累计死亡人数的对数($\ln DN$)单变量回归中,系数为10.60%,在1%的水平下显著。这表明疫情的爆发,引起了商品期货市场交易量的增加。在逐步加入了大宗商品价格指数收益率(R^{BPI})、沪深300指数收益率(R^{HS3})和日持仓量对数($\ln PS$)后,结果依然稳健,如表10 Panel A第(IV)列所示。这表明在总样本下假设I成立,即疫情爆发推高了商品期货的交易量。

表 10 疫情冲击对商品期货市场交易量和持仓量的影响

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Panel A: 交易量 (lnTS)					
lnDN	0.1060 *** (11.89)	0.0345 *** (4.28)	0.0354 *** (4.38)	0.0261 *** (3.22)	0.0072 (0.75)
lnPS		0.7716 *** (34.64)	0.7717 *** (34.65)	0.7756 *** (35.09)	0.7658 *** (34.45)
R ^{HS3}			-0.8320 (-1.31)	0.7845 (1.18)	0.3981 (0.59)
R ^{FTI}				-27.0538 *** (-7.88)	-26.9406 *** (-7.86)
SBR					-0.1191 *** (-3.66)
_cons	9.6911 *** (141.43)	1.7873 *** (7.58)	1.7781 *** (7.54)	1.7506 *** (7.48)	2.1619 *** (8.34)
N	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886
Adj-R ²	0.036	0.266	0.266	0.278	0.280
Panel B: 持仓量 (lnPS)					
lnDN	0.0927 *** (16.42)	0.0599 *** (11.94)	0.0595 *** (11.8)	0.0627 *** (12.38)	0.0469 *** (7.75)
lnTS		0.3094 *** (34.64)	0.3096 *** (34.65)	0.3141 *** (35.09)	0.3094 *** (34.45)
R ^{HS3}			0.3549 (0.88)	-0.3065 (0.73)	-0.6206 (-1.45)
R ^{FTI}				11.1213 *** (5.07)	11.0716 *** (5.06)
SBR					-0.0981 *** (-4.75)
_cons	10.2435 *** (236.06)	7.2447 *** (76.67)	7.2468 *** (76.67)	7.1981 *** (76.01)	7.4998 *** (65.89)
N	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886
Adj-R ²	0.066	0.289	0.289	0.294	0.298

注:*** 分别表示在1%的水平下显著,括号内为t统计量。

表 10 Panel B 中,我们给出了疫情冲击对期货持仓量的影响,其结果表明,商品期货持仓量的对数与疫情的严重程度指标 $\ln DN$ 呈显著的正相关关系,单变量的回归系数为9.27%,在 1%的水平下显著。在加入控制变量的多变量回归中,回归系数为4.69%,依然在 1%水平下显著,如表 10 Panel B 第 (V) 列所示。这表明对于总样本来说,假设 II 也成立,在疫情冲击下,商品期货持仓量显著上升。

疫情冲击引起期货交易量和持仓量的变化,导致期货价格波动率风险和对冲风险上升,该传导渠道在不同期货商品之间是否是一致的? 为了回答该问题,我们逐一检验了四个品种期货产品的交易量和持仓量受疫情冲击的影响。表 11 是农产品期货交易量和持仓量受疫情冲击影响的实证结果。^①

表 11 疫情冲击对农产品期货市场交易量和持仓量的影响

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Panel A: 交易量 ($\ln TS_1$)					
$\ln DN$	0.1176 *** (6.66)	0.1098 *** (5.99)	0.1117 *** (6.06)	0.1118 *** (6.07)	0.1228 *** (5.53)
$\ln PS_1$		0.0541 (1.56)	0.0540 (1.56)	0.0536 (1.55)	0.0568 (1.63)
R^{HS3}			-1.6250 (-1.12)	-1.9088 (-1.2)	-1.8536 (-1.17)
R_1^{FTI}				4.2686 (0.44)	6.7263 (0.66)
SBR					0.0683 (0.88)
$_cons$	7.9687 *** (58.71)	1.8332 *** (6.78)	1.8198 *** (6.73)	1.8196 *** (6.72)	1.1487 *** (3.45)
N	1 608	1 608	1 608	1 608	1 608
Adj- R^2	0.027	0.304	0.305	0.305	0.310
Panel B: 持仓量 ($\ln PS_1$)					
$\ln DN$	0.1442 *** (11.26)	0.1409 *** (10.85)	0.1410 *** (10.81)	0.1411 *** (10.82)	0.1028 *** (6.43)
$\ln TS_1$		0.0285 (1.56)	0.0284 (1.56)	0.0282 (1.55)	0.0296 (1.63)
R^{HS3}			-0.0913 (-0.09)	-0.5213 (-0.45)	-0.6975 (-0.61)
R_1^{FTI}				6.4627 (0.91)	-1.8366 (0.25)
SBR					-0.2284 *** (-4.11)
$_cons$	8.3444 *** (84.77)	5.2626 *** (35.44)	5.2653 *** (35.43)	5.2668 *** (35.44)	5.9022 *** (31.05)
N	1 608	1 608	1 608	1 608	1 608
Adj- R^2	0.074	0.337	0.338	0.338	0.349

注:*** 表示在 1%的水平下显著,括号内为 t 统计量。表中 R_1^{FTI} 为农产品价格指数收益率, TS_1 为农产品期货交易量, PS_1 为农产品期货持仓量。

①我们也检验了金属产品、化工产品和能源产品期货的交易量和持仓量对疫情程度的回归检验,其结果与表 11 是一致的。为了节省篇幅,在此略去,感兴趣的读者,可向作者邮件索取。

与假设 I 和假设 II 的预期完全一致,疫情发生后,农产品期货交易量、持仓量对数与疫情严重程度 $\ln DN$ 呈显著的正相关关系,在考虑了全部控制变量的多变量回归中,农产品期货交易量的对数 $\ln TS_i$ 关于 $\ln DN$ 的回归系数为 12.28%,在 1% 水平下显著,如表 11 Panel A 第 (V) 列所示。而对应于持仓量,结果是类似的,多变量的回归系数为 10.28%,依然在 1% 水平下显著,如表 11 Panel B 第 (V) 列所示。

综合表 10 和表 11 的结果可知,假设 I 和假设 II 是成立的,即疫情冲击引起了商品期货市场交易量的增加和持仓量的上升。结合表 2—表 6 的结果可知,由图 1 所展示的疫情引起商品期货市场波动率风险加剧的交易量和持仓量传导渠道是可能的,并且获得了实证支持。

六、稳健性检验

第四部分中关于商品期货日内波动率的估计主要结合了商品期货日内开盘价与收盘价,在日内平均收益率较小和不重叠的时间期间内收益率相关性较弱的假设下,收益率的绝对值是一种对日内波动率较好的近似估计。

这里我们将使用 GARCH(1,1) 模型来估计商品期货或对冲组合的日波动率,并检验疫情冲击的影响,具体地,考虑如下波动率估计方程:

$$(\sigma_{dGARCH,t}^F)^2 = \omega + \alpha (r_{daily,t-1}^F)^2 + \beta (\sigma_{dGARCH,t-1}^F)^2 \quad (5)$$

(5) 式中: $r_{daily,t-1}^F$ 和 $\sigma_{dGARCH,t-1}^F$ 分别为 $t-1$ 日的收益率观测值和波动率, ω 、 α 、 β 为 GARCH(1,1) 模型待估计参数。为了获得参数的估计,我们使用过去 6 个月的日收益率作为样本估计数据,然后采用递归滚动方法估计疫情期间商品期货和对冲组合的日波动率。

疫情发生后,除了因疫情死亡的累计人数外,每日确诊的累计人数也是疫情严重程度的一个衡量指标。为此,在稳健性检验中,使用每日累计确诊人数的对数 ($\ln QN$) 作为疫情程度指标。简单起见,我们仅考虑全部样本的面板回归情形,略去分行业的实证结果。^① 稳健性回归方程如下:

$$\sigma_{dGARCH,it}^F (or, R_{it}^H) = \alpha_i + \beta_1 \ln QN_t + \beta_2 SBR_t + \beta_3 \ln TS_{it} + \beta_4 R_t^{BPI} + \beta_5 R_t^{HS3F} + \beta_6 \ln PS_{it} + e_{it} \quad (6)$$

(6) 式中:被解释变量为基于 GARCH(1,1) 估计的商品期货或对冲组合 i 在 t 日的波动率 $\sigma_{dGARCH,it}^F$ 和收益率 R_{it}^H ,核心解释变量使用每日累计确诊人数的对数 $\ln QN$ 。控制变量中,使用沪深 300 股指期货指数收益率 R_t^{HS3F} 代替沪深 300 指数收益率 R_t^{HS3} ,其余控制变量保持不变。表 12 给出了基于上述回归方程的稳健性结果。

表 12 的结果与我们的预期一致,在商品期货价格波动率关于累计确诊人数对数 $\ln QN$ 的单变量回归中,回归系数为 0.09%,在 1% 的水平下显著,如表 12 Panel A 所示。在逐步加入了隔夜拆借利率 (SBR)、交易量 ($\ln TS$)、大宗商品价格指数收益率 (R^{BPI})、沪深 300 股指期货指数收益率 (R^{HS3F}) 和持仓量对数 ($\ln PS$) 等控制变量后,回归结果依然稳健,且在 1% 水平下显著。这些回归结果与第四部分是一致的。

在传导渠道的稳健性方面,我们检验了 $\ln QN$ 对商品期货的交易量 $\ln TS$ 和持仓量 $\ln PS$ 的影响。表 12 Panel B 和 Panel C 给出了回归结果。与第五部分中的结果基本一致,随着疫情加重,即累计确诊人数的增加,市场恐慌情绪加剧,导致现货市场风险上升,使得期货的对

^①在稳健性检验中,分行业的结果与第四部分的结果基本一致,为了节省篇幅,我们在此略去,感兴趣的读者可以向作者索取。

冲需求活跃,从而引起了商品期货市场的建仓数量和交易数量的上升^①,因此第五部分的机制检验结果是稳健的。

表 12 疫情冲击商品期货市场的影响

变量		(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)			
Panel A:波动率 (σ_{dGARCH}^F)										
lnQN		0.0009 *** (4.49)	0.0010 *** (4.95)	0.0008 *** (4.10)	0.0005 *** (2.79)	0.0006 *** (3.07)	0.0006 *** (3.12)			
SBR			0.0012 ** (2.12)	0.0021 *** (3.85)	0.0018 *** (3.33)	0.0019 *** (3.55)	0.0019 *** (3.48)			
lnTS				0.0033 *** (12.79)	0.0029 *** (11.48)	0.0029 *** (11.45)	0.0029 *** (10.28)			
R^{BPI}					-0.8518 *** (-14.68)	-0.8314 *** (-14.2)	-0.8286 *** (-14.1)			
R^{HS3F}						-0.0378 ** (-2.48)	-0.0381 ** (-2.5)			
lnPS							-0.0003 (-0.6)			
_cons		0.0265 *** (4.72)	0.0213 (1.01)	-0.0360 *** (-6.88)	-0.0476 *** (-7.54)	-0.0291 *** (-7.32)	-0.0134 *** (-6.14)			
N		3 886	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886			
Adj- R^2		0.018	0.017	0.052	0.13	0.148	0.167			
变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)	(VIII)	(IX)	(X)
Panel B: 交易量 (lnTS)						Panel C:持仓量 (lnPS)				
lnQN	0.1116 *** (10.03)	0.0306 *** (3.08)	0.0316 *** (3.17)	0.0244 ** (2.25)	-0.0021 (-0.18)	0.1038 *** (14.71)	0.0688 *** (11.07)	0.0697 *** (11.19)	0.0729 *** (11.69)	0.0530 *** (7.42)
lnPS		0.7803 *** (35.22)	0.7789 *** (35.12)	0.7832 *** (35.59)	0.7687 *** (34.65)					
lnTS							0.3138 *** (35.22)	0.3130 *** (35.12)	0.3177 *** (35.59)	0.3108 *** (34.65)
R^{HS3F}			-1.1199 (-1.31)	-0.1583 (-0.18)	-0.1989 (0.23)			-1.1101 ** (-2.04)	-1.5036 *** (-2.75)	-1.2097 ** (-2.21)
R^{BPI}				-26.1967 *** (-7.94)	-26.7715 *** (-8.13)				11.1506 *** (5.28)	10.4948 *** (4.98)
SBR					-0.1386 *** (-4.52)					-0.1095 *** (-5.62)
_cons	5.4327 *** (30.43)	1.7433 *** (25.53)	1.5981 *** (6.52)	2.7789 *** (8.43)	1.6437 *** (5.55)	8.6425 *** (33.06)	7.0031 *** (6.69)	7.3344 *** (7.32)	6.1547 *** (8.36)	5.4754 *** (4.93)
N	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886	3 886
Adj- R^2	0.136	0.296	0.568	0.479	0.587	0.165	0.296	0.293	0.299	0.306

注:***、** 分别表示在 1%、5%的水平下显著,括号内为 t 统计量。

为了检验第四部分中对冲组合 P 和其对手的对冲组合 $\bar{P}$ 受到疫情影响的稳健性,表 13 Panel A 给出了对冲组合 P 的波动率关于 lnQN 的回归结果,表 13 Panel B 给出了对冲组合 $\bar{P}$ 的日收益率关于 lnQN 的回归结果。与表 9 中基于累计死亡人数对数 lnDN 的结果完全一致,由累计确诊人数对数度量的疫情严重程度与对冲组合 P 的波动率呈显著正相关关系,在加入了全部控制变量后的回归系数为 0.04%,在 1%水平下显著。除了 lnQN 的回归系数略

①虽然表 12 中 Panel B 第 (V) 列中,交易量对 lnQN 系数为-0.0021,但是不显著,而在第 (I)-(IV) 列中,交易量对 lnQN 的系数都显著为正。因此我们不能排除 lnQN 对交易量的正向影响。

小于 $\ln DN$ 外,其显著性完全一致。回归系数略小于表 9 中 $\ln DN$ 的系数可能是因为累计确诊人数的基数比累计死亡人数的基数更大导致。

表 13 疫情冲击对期货对冲组合影响的稳健性检验

变量	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Panel A: 对冲组合 P 波动率受疫情的影响						
$\ln QN$	0.0007 *** (8.61)	0.0007 *** (4.09)	0.0006 *** (4.68)	0.0006 *** (4.38)	0.0005 *** (4.63)	0.0004 *** (3.43)
$\ln PS$		-0.0022 *** (-2.64)	-0.0024 (-2.9)	-0.0024 *** (-2.87)	-0.0021 ** (-2.51)	-0.0019 ** (-2.33)
$\ln TS$			0.0023 *** (4.27)	0.0023 *** (4.22)	0.0023 *** (4.15)	0.0038 *** (4.81)
R^{HS3F}				-0.0871 (-0.66)	-0.1954 (-1.45)	-0.1905 (-1.42)
R^{BPI}					0.14332 *** (4.55)	0.1447 *** (4.6)
SBR						-0.0031 *** (-2.68)
$_cons$	0.0067 *** (8.54)	0.0113 *** (5.53)	-0.0169 *** (-2.79)	-0.0245 *** (-2.90)	-0.0247 *** (-3.53)	0.0104 (1.24)
N	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122
Adj- R^2	0.019	0.025	0.027	0.038	0.039	0.041
Panel B: 对冲组合 $\bar{P}$ 日收益率受疫情影响						
$\ln QN$	0.0006 *** (4.21)	0.0004 ** (1.97)	0.0004 * (1.93)	0.0003 (1.37)	0.0004 * (1.84)	0.0005 ** (2.05)
$\ln PS$		-0.0022 (-1.33)	-0.0022 (-1.32)	-0.0020 (-1.21)	-0.0010 (-0.58)	-0.0011 (-0.64)
$\ln TS$			-0.0002 (-0.17)	-0.0003 (-0.28)	-0.0005 (-0.43)	-0.0016 (-0.98)
R^{BPI}				-0.5627 ** (-2.04)	-0.9666 *** (-3.48)	-0.9701 *** (-3.49)
R^{HS3F}					0.5350 *** (8.22)	0.5339 *** (8.2)
SBR						0.0022 (0.94)
$_cons$	0.0004 (1.16)	0.0056 (1.23)	0.0072 (1.53)	0.0203 (1.42)	0.0127 (1.57)	-0.0073 (-0.43)
N	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122	5 122
Adj- R^2	0.011	0.015	0.015	0.016	0.019	0.024

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著,括号内为 t 统计量。

表 13 Panel B 中我们检验了对冲组合 $\bar{P}$ 的日收益率关于 $\ln QN$ 的回归结果。与表 9 的结果也一致,由累计确诊人数对数 $\ln QN$ 度量的疫情严重程度与对冲组合 $\bar{P}$ 的日收益率呈正相关关系。在多变量回归结果中, $\ln QN$ 的回归系数为 0.05%,在 5% 的水平下显著。

综上,表 12、表 13 的结果进一步表明,疫情发生后,商品期货价格波动率显著地被拉升。其可能机制是由于疫情增加了现货商品的风险和市场的恐慌情绪,使得商品期货对冲需求增加,并通过交易量和持仓量渠道,抬高了期货价格波动率,这与表 2—表 6 的结果是一致的。因此,疫情冲击在推高商品期货价格波动率风险方面的影响是稳健的。

由于对冲组合 P 和 $\bar{P}$ 分别表示交易对手的头寸,其波动率是相同的,表 13 的结果表明,疫情冲击会提高对冲组合 P 和 $\bar{P}$ 的波动率,并会进一步提高现货空头+期货多头组合 $\bar{P}$ 的平均收益率,这与表 9 的结果是一致的。因此,在疫情发生后,通过建立期货多头对冲现货空头的对冲组合,能够获得正的平均收益率和相应的正夏普比,从而表明商品期货多头在疫情期间作为现货空头的对冲工具,是一种较好的避险工具,这一结果是稳健的。

七、结论与建议

根据中国期货市场中 58 个期货品种合约数据,本文研究了新冠疫情的严重程度对商品期货市场的波动率风险影响,并分别讨论了四类商品期货市场受疫情冲击的差异性。本文研究发现,随着疫情爆发,全国范围内受疫情冲击的严重程度对商品期货市场波动率风险呈显著的正向影响,其中能源产品期货和农产品期货受到疫情冲击的影响相对较大,其次是化工产品,影响最弱的是金属产品期货。通过商品期货交易量和持仓量的变化,我们发现,疫情严重程度对商品期货价格波动率产生正向影响的原因,是因为疫情发生后,现货市场风险的加剧,导致商品期货市场对冲需求增加,从而推动了商品期货市场交易量的上升。由于持仓量与疫情严重程度呈正相关关系,这表明商品期货市场交易量的上升,更多来自对冲者建仓,而非平仓所致。这些结果表明在疫情期间,更多投资者试图利用商品期货市场进行风险对冲。

进一步研究发现,在疫情冲击下,纯商品期货的投资,其风险在疫情期间逐渐积累并放大。但是,在考虑对冲组合的波动率、平均收益率和夏普比时发现,买入商品期货对冲现货空头寸能够获得正的平均收益率和正的夏普比,而卖空期货对冲现货多头寸只能获得负的夏普比。这表明一方面,疫情冲击对现货市场的影响大于期货市场,使得利用期货空头对冲现货多头,无法弥补现货的损失;另一方面,现货空头担心疫情引起商品价格上涨,比现货多头有更大的对冲动机。上述两种因素合并作用,使得买入期货对冲现货空头寸在一定程度上能够较好地规避疫情冲击带来的风险。从这个角度来看,商品期货确实是一种补偿性较好的规避风险的工具,在降低现货需求风险方面具有较好的价值。

通过本文的研究,我们认为,进一步完善期货市场的交易制度,扩大期货品种,加强期货市场风险对冲功能的引导,减少投机行为,对期货市场在重大突发事件风险的防范方面有重要意义。这就要求,监管机构要充分发挥现货市场和期货市场在现代商品市场的重要价值,认识到中国期货市场发展历程较短,还不完善,期货波动较大的特点;同时,也要认识到当遇到重大突发事件时,期货市场规避风险的功能最先受到投资者青睐,因此加强期货投资者规避风险的教育,充分挖掘期货市场的价格发现功能是非常重要的;最后,在突发事件的冲击下,让期货市场充分发挥套期保值、风险转移、价格发现的功能,真正发挥市场机制的全面基础调节作用,对期货市场的健康发展具有重要的意义。

参考文献:

- 1.何诚颖、闻岳春、常雅丽、耿晓旭,2020:《新冠病毒肺炎疫情对中国经济影响的测度分析》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 2.蒋涛,2020:《疫情对企业融资的影响研究——来自银团贷款市场的经验证据》,《国际金融研究》第 4 期。
- 3.李卓、包益红,2020:《新冠疫情下经济不确定性之不确定研究》,《经济评论》第 4 期。
- 4.刘世锦、韩阳、王大伟,2020:《基于投入产出架构的新冠肺炎疫情冲击路径分析与应对政策》,《管理世界》

第5期。

- 5.吕冰洋、李钊,2020:《疫情冲击下财政可持续性研究》,《财贸经济》第6期。
- 6.王勇,2020:《由新冠疫情引发的对宏观经济学建模的思考》,《经济评论》第4期。
- 7.薛涧坡、许志伟、刘岩、李戎,2020:《后疫情时代宏观经济学中政府角色的思考》,《经济评论》第4期。
- 8.杨子晖、陈雨恬、张平森,2020:《重大突发公共事件下的宏观经济冲击、金融风险传导与治理应对》,《管理世界》第5期。
- 9.张晓晶、刘磊,2020:《宏观分析新范式下的金融风险与经济增长——兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长》,《经济研究》第6期。
- 10.周日旺、刘芳园、王丽娅,2019:《国债期货价格波动影响因素的实证分析》,《价格月刊》第1期。
- 11.Ashraf, B. N. 2020. "Stock Markets' Reaction to COVID-19: Cases or Fatalities?" *Research in International Business and Finance* 54, 101249.
- 12.Baker, S. R., N. Bloom, S. J. Davis, and S.J. Terry. 2020. "Covid-induced Economic Uncertainty." NBER Working Paper 26983.
- 13.Bretscher, L., A. Hsu, P. Simasek, and A. Tamoni. 2020. "COVID-19 and the Cross-Section of Equity Returns: Impact and Transmission." April 2020, Georgia Tech Scheller College of Business Research Paper, No. 3588418. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3588418>.
- 14.Gormsen, N. J., and R. S. Koijen. 2020. "Coronavirus: Impact on Stock Prices and Growth Expectations." *The Review of Asset Pricing Studies* 10(4): 574-597.
- 15.Hull, J. C. 2018. *Options, Futures and other Derivatives*. 10th Edition. New York: Pearson Education.
- 16.Liu, H., A. Manzoor, C. Wang, L. Zhang, and Z. Manzoor. 2020. "The COVID-19 Outbreak and Affected Countries Stock Markets Response." *International Journal of Environmental Research and Public Health* 17(8), 2800.
- 17.Ramelli, S., and A. F. Wagner. 2020. "Feverish Stock Price Reactions to Covid-19." *The Review of Corporate Finance Studies* 9(3): 622-655.
- 18.Ripple, R.D., and A. A. Moosa. 2007. "Hedging Effectiveness and Futures Contract Maturity: The Case of NYMEX Crude Oil Futures." *Applied Financial Economics* 17(5): 683-689.

Are Commodity Futures Good Hedging Instruments under Extreme Shocks: Evidence from the COVID-19 Shock

Ling Aifan and You Xin

(School of Finance, Jiangxi University of Finance and Economics)

Abstract: The COVID-19 pandemic leads to extreme price fluctuation of commodities. It drives up the demand for commodity futures and speeds up the risk accumulation in futures market. Using panel data of 58 commodity futures in China, this paper checks the hedging risk and the effects of hedging based on volatility, daily return rates and Sharpe ratios. The empirical results show that: The volatility risk of the commodity futures market and the severity of the pandemic are positively correlated. After the COVID-19, the hedging portfolio can obtain positive average rates of returns and high, positive Sharpe ratios. Further empirical analysis shows that for futures investors who do not invest to hedge, the volatility risk of commodity futures after the pandemic significantly increases, which is unfriendly for investment. A hedging combination of short futures and long spot goods performs quite weak. These facts provide empirical evidence for investors to choose investment strategies under extreme public events.

Keywords: COVID-19, Commodity Futures, Futures Risk, Risk Hedging

JEL Classification: G10, G13, H41

(责任编辑:彭爽)