

全球大宗商品价格周期的驱动因素： 基于2000–2021年月度数据的实证分析

谭小芬 王欣康 张碧琼

摘要：本文运用 Hamilton 滤波与小波分解技术，识别出 2000 年以来的全球大宗商品价格周期。在此基础上，构建小波平滑向量自回归模型，分析全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期的驱动作用。结果表明：全球大宗商品价格周期因子能够较好地反映 2000 年以来国际大宗商品价格的共同变动趋势；全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期的驱动作用存在显著差异，全球经济周期的驱动作用时滞较长且相对持久，而全球金融周期的驱动作用则时滞较短且迅速衰减；全球经济周期和全球金融周期对 2021 年以来大宗商品价格“上行周期”的贡献度分别为 25.82% 和 13.85%，而全球供应瓶颈和能源转型的贡献度则达到 24.46% 和 6.95%。

关键词：全球大宗商品价格周期；供应瓶颈；能源转型；小波分解

[中图分类号] 831.5 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 8-0001-18

引言

新冠肺炎疫情对全球经济的深刻影响之一表现为大宗商品价格的持续上涨 (BIS, 2021^[1]; IMF, 2021^[2], 2022^[3])。IMF 在 2022 年第一季度的《世界经济展望》中将国际大宗商品价格上涨引发的全球通货膨胀视为全球经济复苏过程中的“重大风险”。随着全球经济一体化进程的加快，国际大宗商品价格变化逐渐成为全球经济金融波动的重要来源。理论上，大宗商品价格的繁荣与萧条会通过贸易渠道、金融渠道以及预期渠道等显著影响全球尤其是新兴市场国家（地区）的经济金融状况。特别是因为全球大宗商品价格的暴涨，会抬升新兴经济体工业企业的生产成本，增加输入型通货膨胀压力，并且造成金融风险的积累 (Gospodinov and Ng, 2013^[4]; Reinhart et al., 2016^[5]; Alberola and Benigno, 2017^[6]; Drechsel and Tenreiro, 2017^[7]; Fernández et al., 2017^[8]; 谭小芬等, 2018^[9])。

事实上，大宗商品价格总是呈现出周期性上涨与下跌的趋势，周期的转换往往

[收稿日期] 2022-05-22

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“负利率时代金融系统性风险的识别和防范研究” (20&ZD101)

[作者信息] 谭小芬：中央财经大学金融学院教授；王欣康（通讯作者）：中央财经大学金融学院博士研究生，电子邮箱 washore20@163.com；张碧琼：中央财经大学金融学院教授

与全球经济周期、全球金融周期以及地缘政治事件等密切相关。而随着经济一体化和金融自由化进程的加快,不同大宗商品价格之间的联动性不断增强,并且在受到某种外部冲击后表现出共同变动的趋势,即形成大宗商品价格周期(Kilian, 2009^[10]; Cuddington and Jerrett, 2008^[11]; Jacks, 2018^[12]; Fernández et al., 2020^[13])。2021年以来大宗商品价格的飙升引发了人们对新一轮全球大宗商品“上行周期”是否已经开启的激烈辩论,而探讨此问题的基础便是对全球大宗商品价格周期的精确识别。

作为全球第一大出口国和第二大进口国,大宗商品价格的“上行周期”势必通过进出口贸易等多种渠道增加我国的通货膨胀上行压力(Kamber and Wong, 2020^[14]; 尹力博和韩立岩, 2014^[15]; 欧阳志刚和潜力, 2015^[16])。2021年以来,受到国际大宗商品价格飙升的影响,我国生产者价格指数显著上升,月度PPI的同比增长率在2021年12月达到10.5%,为近十年来的新高。由于企业生产和销售存在一定的周期,因此无法排除未来上游生产者价格进一步传导至下游消费者价格的可能性(杨子暉等, 2013^[17]; 孙坚强等, 2016^[18])。同时,2022年《政府工作报告》中明确强调“输入性通胀压力加大”。在此背景下,识别全球大宗商品价格周期及其驱动因素具有重要的理论和现实意义。

本文的边际贡献在于:第一,研究视角上,本文基于Hamilton滤波与小波分解技术,对2000年以来的全球大宗商品价格周期进行识别,以往文献主要讨论国际大宗商品价格高频波动的驱动因素与经济后果,本文重点关注多种初级商品价格“共振”形成的全球大宗商品价格周期;第二,研究内容上,在对全球大宗商品价格周期进行识别的基础上,本文探讨了全球经济周期、全球金融周期、全球供应瓶颈以及能源转型对全球大宗商品价格周期的驱动作用,一定程度上拓展了现有的研究范围;第三,应用前景上,本文构建的小波平滑向量自回归模型以及全球大宗商品价格周期指标能够为后续的相关研究提供方法论基础和数据支撑。

一、文献回顾

在20世纪70年代石油危机以及中东局势动荡的背景下,有关大宗商品价格的早期研究主要集中于大宗商品价格特别是石油价格对实体经济活动的影响(Hamilton, 1983^[19], 2003^[20]; Mork, 1989^[21]; Bernanke et al., 1997^[22], 2004^[23])。Hamilton(1983)研究了第二次世界大战以来石油价格冲击与美国经济衰退之间的关系,发现二者在统计上具有显著的相关关系,经济衰退大都发生在石油价格大幅上涨后约3个季度,并且这种相关关系并非巧合;Mork(1989)在此基础上扩充了研究样本的时间跨度,进一步论证了石油价格和实体经济活动之间的关联性。

随着计量经济学的发展,学者们开始致力于识别来自石油价格的外生冲击,并且验证其与经济活动之间关系的稳健性。Hamilton(2003)提出了一种基于“净石油价格涨幅”的外生冲击测度方法,通过提取名义石油价格超出其三年历史峰值的部分,识别来自石油价格的真实冲击,发现石油价格会对经济状况产生显著影

响；Bermanke等（1997，2004）进一步考虑了货币政策因素，通过建立向量自回归（VAR）模型，发现联邦基金利率和油价的上升均会导致经济衰退，而美国货币政策还会在很大程度上对石油价格的变化作出反应。

随着全球经济一体化和金融自由化进程的加快，学者们开始将目光转向大宗商品价格变化的多重驱动因素及其与全球金融市场之间的联动（Park and Ratti, 2008^[24]；Arouri et al., 2012^[25]；谭小芬等，2018）。Park和Ratti（2008）基于美国和13个欧元区国家1986年1月—2005年12月的月度股价数据，发现石油价格冲击会显著影响这些经济体当月和未来一个月的股票价格；Arouri等（2012）基于欧元区国家的行业层面道琼斯股指数据，运用VAR-GARCH模型验证了以上结论；谭小芬等（2018）运用BEEK-GARCH模型，发现国际大宗商品市场和金融市场具有双向溢出效应。基于大宗商品具备的“金融属性”，部分文献探讨了造成大宗商品价格上涨的多重驱动因素，可以划分为实际需求、投机需求、全球流动性、发达经济体货币政策以及美元汇率等（Buyuksahin and Robe, 2012^[26]；Reuven and Sylvain, 2012^[27]；Hamilton and Wu, 2014^[28]；韩立岩和尹力博，2012^[29]）。

纵观近几个世纪的全球经济史，大宗商品价格呈现出的周期性涨跌趋势引发了学者们对全球大宗商品价格周期的讨论（Cuddington and Jerrett, 2008；Jacks, 2018；Benguria et al., 2018^[30]；Alquist et al., 2020^[31]；Fernández et al., 2020）。Cuddington和Jerrett（2008）基于19世纪中叶以来的金属价格数据，运用带通滤波法，识别出一个多世纪以来金属价格变化中长度为20—70年的金属价格超级周期。Jacks（2018）同样运用带通滤波法，通过对40种大宗商品进行生产价值加权，分离出1900—2015年大宗商品价格变动中的趋势项、周期项以及短期波动。在运用带通滤波法识别出大宗商品价格周期的基础上，Benguria等（2018）基于巴西的企业层面数据，探讨了全球大宗商品价格周期对企业劳动力需求的影响，并进一步论证了大宗商品价格周期在影响企业行为时存在的财富渠道和成本渠道。

区别于已有研究，本文采用Hamilton滤波和小波分解技术对全球大宗商品价格周期进行识别的主要动机在于以下两方面。

第一，研究对象上，部分文献基于特定商品的历史价格数据，构建了金属周期、石油周期等（Cuddington and Jerrett, 2008）。其研究背景是，在各国工业化进程的不同阶段，某些初级商品在全球贸易中的所占比重往往较大，这就造成特定商品价格会显著影响全球经济金融状况。进入21世纪以来，随着经济全球化和金融一体化进程的加快，各国贸易需求趋于多样化，全球分工也不断细化。在此背景下，有必要关注不同商品价格共同变动形成的全球大宗商品价格周期（Alquist et al., 2020；Fernández et al., 2020）。

第二，研究方法上，部分文献采用带通滤波法完成对大宗商品周期的识别（Cuddington and Jerrett, 2008；Jacks, 2018；Benguria et al., 2018）。带通滤波法的局限性在于，需要事先对周期长度进行人为设定，在滤波过程中还会造成信息损失。理论上，全球大宗商品价格周期的长度是不可知且时变的，例如，在采用带通滤波法不同文献中，周期长度的识别结果存在显著差异。因此，本文结合Hamil-

ton 滤波与小波分解技术,在不事先设定周期长度的条件下,捕捉不同商品价格波动中的共同周期项。

二、全球大宗商品价格周期的识别

对周期的研究必然始于对周期的测度 (Baxter and King, 1999)^[32]。滤除趋势项和高频噪声后,全球大宗商品价格周期反映了各种初级价格的共同变动趋势 (Fernández et al., 2020),而大宗商品价格共振形成的周期性波动往往会受到全球经济周期和金融周期的驱动,并显著影响各国(地区)的经济金融状况。

(一) 大宗商品价格的数据来源

本文参考 Fernández 等 (2020) 的研究,基于世界银行的商品价格数据库 (World Bank's Commodity Price Database),选取具有代表性的 11 种大宗商品月度价格指数。包括饮料、食品、农业原材料、肥料、矿物金属、黄金、白金、银、煤炭、原油以及天然气,数据的时间跨度为 2000 年 1 月—2021 年 11 月。为剔除通胀因素,本文参考 Jacks (2018)、Fernández 等 (2020) 的方法,基于美国的月度消费者价格指数^① (CPI) 对以上大宗商品的 nominal 价格进行 CPI 平减。此外,由于大宗商品价格是以美元标价,美元名义汇率的变动将对其产生直接影响,本文基于月度美元名义汇率^②,以样本起点为基期,剔除美元汇率波动对大宗商品价格的影响。最终得到 11 种具有代表性的大宗商品的实际月度价格指数。

(二) 全球大宗商品价格周期的识别策略

通常来说,提取时间序列中的周期成分采用 HP 滤波法 (Hodrick and Prescott, 1997)^[33]。然而,Hamilton (2018)^[34] 指出 HP 滤波法引入了和底层数据生成过程无关的虚假动态关系,提取的周期项在样本尾部和中间存在显著差异,其结果也与实际情况大相径庭^③。为此,本文参考 Hamilton (2018)、Atanasov 等 (2020)^[35] 的方法,通过如下线性投影模型提取大宗商品价格中的周期项:

$$y_{t+h}^i = \beta_0^i + \beta_1^i y_t^i + \beta_2^i y_{t-1}^i + \dots + \beta_p^i y_{t-p+1}^i + v_{t+h}^i \quad (1)$$

其中, y_{t+h}^i 为 $(t+h)$ 期大宗商品 i ($i=0, 1, 2, \dots, 11$) 的月度实际价格; y_t^i 、 y_{t-1}^i 、 \dots y_{t-p+1}^i 为其滞后项; β^i 为线性回归的回归参数; v_{t+h}^i 为线性回归的残差。对于月度数据,Hamilton (2018) 建议取 $h=24$ 且 $p=4$,同时强调该滤波方法是不基于特定模型 (Model-free) 的。接下来,通过线性投影的残差得到大宗商品 i 的周期项:

$$\hat{v}_{t+24}^i = y_{t+24}^i - \hat{\beta}_0^i - \hat{\beta}_1^i y_t^i - \hat{\beta}_2^i y_{t-1}^i - \hat{\beta}_3^i y_{t-3}^i \quad (2)$$

①数据来源为世界经合组织数据库 (OECD Database)。

②数据来源为美国圣路易斯联储经济数据库 (Fred Economic Database)。

③Hamilton (2018) 的论文标题甚至是“为什么你永远都不应该使用 HP 滤波” (Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter)。

Hamilton 滤波法排除了大宗商品价格中的趋势项，为进一步捕捉不同大宗商品价格变化中的共同周期，本文构建主成分分析（Principal Component Analysis, PCA）模型^①：

$$PCt_{cycle} = V_{i \times i} \cdot \rho_{i \times 1} \quad (3)$$

其中， $V_{i \times i} = [\hat{v}_{i+24}^1, \hat{v}_{i+24}^2, \dots, \hat{v}_{i+24}^{11}]$ 为本文选取的 11 种具有代表性的大宗商品价格周期项组成的矩阵； PCt_{cycle} 为其第一主成分； $\rho_{i \times 1}$ 为不同商品对第一主成分的因子载荷。通过提取主成分，能够识别不同大宗商品价格的共同变动趋势。式（3）的分析结果显示，11 种商品周期项第一主成分的累积解释方差比达到 66.58%。一方面，说明不同大宗商品价格的周期波动存在很大程度的共振；另一方面，说明本文的识别策略能够很好地捕捉大宗商品价格共振形成的全球大宗商品价格周期。

得到大宗商品价格周期的共同周期后，为进一步滤除其中高频噪声，本文通过如下程序对其进行频域的小波分解：

$$PCt_{cycle} = \sum_k s_{jk} \varphi_{jk}(t) + \sum_k d_{jk} \psi_{jk}(t) + \dots + \sum_k d_{jk} \psi_{jk}(t) + \dots + \sum_k d_{1k} \psi_{1k}(t) \quad (4)$$

其中， $\varphi_{jk}(t)$ 为母小波； $\psi_{jk}(t)$ 为父小波；式（4）的小波分解程序能够实现时域信号 PCt_{cycle} 在特定时间 t 的频域映射。本文采用离散逼近的迈耶小波函数形式，经过小波分解高频去噪的大宗商品价格周期为：

$$PCt_{supercycle} = PCt_{cycle} - D_1 \quad (5)$$

其中， $D_1 = \sum_k d_{1k} \psi_{1k}(t)$ ，表征周期为 2~4 个月的高频噪声。相较于应用带通滤波器滤除大宗商品周期中的高频波动（Jacks, 2018），小波去噪能够在最大程度降低时域信息损失的基础上实现信号的频域分解（Gallegati and Semmler, 2014^[36]；Gallegati and Gatti, 2018^[37]；Verona, 2020^[38]）。

（三）全球大宗商品价格周期的识别结果

基于本文的识别策略，对 2000 年以来全球大宗商品价格周期的识别结果如图 1 所示。总体上看，2000 年以来的全球大宗商品价格周期呈现出“双峰”的特点。2000—2008 年，在全球经济发展特别是中国经济快速增长的驱动下，大宗商品价格经历了一轮“上行周期”；2008 年全球金融危机的爆发造成各国（地区）金融资产价格的暴跌、投资者的风险规避以及全球的经济衰退，全球经济“下行周期”与金融“下行周期”的叠加使得大宗商品价格暴跌；之后，随着主要发达

^①本文没有采用对 11 种有代表性的大宗商品价格主成分进行滤波的原因在于，不同商品的价格趋势存在显著差异（例如原油和天然气的趋势项波动较大，而食品饮料的趋势项则较为平稳），对包含趋势项的大宗商品主成分滤波可能会高估趋势项波动性较大商品的因子载荷，同时低估趋势项波动性较小商品的因子载荷；通过 Hamilton 滤波后的主成分分析能够排除趋势项的干扰，从而最大程度捕捉不同商品之间的共同周期。

经济体超宽松货币政策的实施，金融资产价格快速反弹，同时全球经济开始复苏，大宗商品价格也随即迅速回升，可以说，大宗商品在2010—2012年的“上行周期”一定程度上反映了大宗商品的金融化，而大宗商品价格在2012—2018年的萧条—繁荣周期可能很大程度上源于欧元区债务危机的恶化与缓解；此后，由于中国和全球经济增速的放缓，大宗商品价格再次进入“下行周期”。

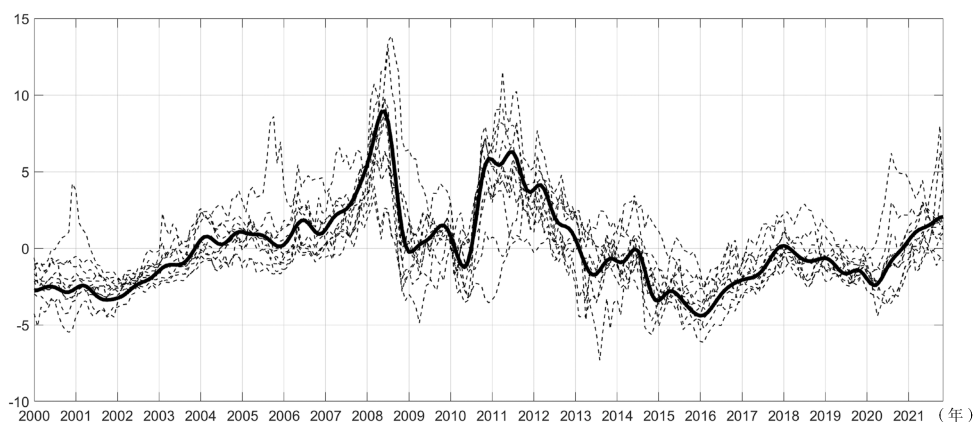


图1 全球大宗商品价格周期的识别结果

注：图中虚线为11种具有代表性的大宗商品价格指数，实线为全球大宗商品价格周期。

2020年初，新冠肺炎病毒的全球大流行使得全球经济活动陷入停滞，主要大宗商品的价格相较于疫情前大幅下降。然而，自2020年第三季度以来，随着全球经济需求端的复苏以及供应瓶颈和能源转型，大宗商品价格持续走高，开启了新一轮的“上行周期”。

三、全球大宗商品价格周期的驱动因素

理论上，大宗商品的周期性繁荣与萧条会同时受到实际经济变量和金融变量的共同驱动（Kilian, 2009; Kawamoto et al., 2011^[39]; Reinhart et al., 2016）。

全球经济基本面的改善往往伴随着投资、消费和进出口贸易的增加。在经济上行周期，企业倾向于扩大生产规模，各类大宗商品作为企业生产过程中的主要投入品，需求量会显著增加，从而导致大宗商品均衡价格的上升。以上逻辑体现了大宗商品的属性。

而伴随着大宗商品的金融化，大宗商品价格与全球流动性水平、全球风险偏好以及发达经济体货币政策等金融因素的联动日益紧密。当全球金融状况改善时，一方面，各国（地区）宽松的货币政策立场将刺激总需求，进而间接增加企业对各类初级商品的需求，推升大宗商品的价格；另一方面，全球投资者风险偏好水平的上升与乐观情绪还会促成大宗商品价格的上行预期，增加市场对于国际大宗商品的投机性需求，导致大宗商品价格的进一步攀升。

基于对2000年以来全球大宗商品价格周期的识别结果,本文进一步构建小波平滑向量自回归模型,探讨全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期的驱动作用。

(一) 全球经济周期的识别

探讨全球大宗商品价格周期、全球经济周期和全球金融周期之间互动关系的基础是对全球经济周期和金融周期的识别。本文对全球经济基本面的衡量基于荷兰经济政策分析局(Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, CPB)构建的全球工业生产指数,该指标通过对全球40个主要发达国家(地区)和45个主要发展中国家(地区)的月度工业增加值进行生产加权得到。具体来说,根据式(1)-(5)的识别策略,通过Hamilton滤波以及小波分解,完成对全球经济周期的识别。

(二) 全球金融周期的识别

全球金融一体化程度的加深使得国家(地区)间金融状况的联动性不断上升,造成不同国家(地区)的金融变量,如信贷、资产价格和金融机构杠杆率等,存在全球同步变动的现象,即全球金融周期(Rey, 2015^[40]; Cerutti et al., 2019^[41]; Miranda-Agrippino and Rey, 2020^[42]; 谭小芬和虞梦微, 2020^[43])。已有文献通常采用直接法或间接法对全球金融周期进行测度,直接法是基于VIX指数、美国BBB利差等直接可观测的指标作为其代理变量(Rey, 2015; Gelos et al., 2021^[44]);间接法则基于一系列全球金融变量,运用动态因子模型及主成分分析等方法,捕捉全球风险偏好的共同变动(Datta et al., 2017^[45]; Cerutti et al., 2019^[46]; Miranda-Agrippino and Rey, 2020)。

本文参考Datta等(2017)的研究,选取11个对全球投资者风险偏好具有代表性的价格型金融变量,运用式(1)-(5)的Hamilton滤波、主成分分析与小波去噪程序,完成对全球金融周期的识别。

(三) 小波平滑向量自回归模型的构建

为得到全球大宗商品价格周期对全球经济周期和全球金融周期的脉冲响应函数,即探讨二者对大宗商品价格周期的驱动作用,本文构建小波平滑向量自回归模型:

$$Y_{smooth}^{t,\omega} = \Gamma_0 + \Gamma_1 Y_{smooth}^{t-1,\omega} + \dots + \Gamma_p Y_{smooth}^{t-p,\omega} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, $Y_{smooth}^{t,\omega}$ 为由本文识别出的全球大宗商品价格周期、全球经济周期和全球金融周期在 t 期观测值组成的矩阵; ω 为小波分解后滤除的高频噪声 D_1 的频率; p 为滞后阶数; Γ_p 为待估系数矩阵; ε_t 为向量白噪声过程。本文构建的小波平滑向量自回归模型对传统向量自回归模型的改进之处体现在如下几方面。

第一,对于非平稳时间序列,进行传统向量自回归分析的普遍做法是进行一阶差分处理。进行该操作的潜在假设是非平稳序列中的趋势项与时间的一次项成正比,进而通过取差分将非平稳序列分解为含常参数的时间趋势项与周期项。然而,从现实情况来看,非平稳序列中可能包含了除时间一次项以外的高次项与低次项,取差分很可能造成分离不彻底或信息损失。事实上,本文的识别结果也显示,诸多序列趋势项对于时间而言的斜率并非固定,而是随时间边际变化的。

第二,本文研究的是全球大宗商品价格周期的驱动因素,更多关注的是全球大宗商品价格的周期,而非普遍意义上的一般大宗商品价格,应当将大宗商品价格中的平滑周期项作为被解释变量。

第三,理论上,全球大宗商品价格波动的成因是复杂且难以全面捕捉的。构建传统向量自回归模型会受到“维度诅咒”的限制。本文通过事先的小波分解程序,滤除大宗商品价格中的高频噪声,能够一定程度排除地缘政治事件等暂时性冲击引起的大宗商品价格短期波动,缓解遗漏变量偏差,探讨全球经济周期和全球金融周期的驱动作用。

基于式(6),可构建小波平滑脉冲响应函数:

$$Y_{smooth}^t, \omega = \alpha + \sum_{r=0}^{\infty} \chi_r \varepsilon_{t-r} \quad (7)$$

其中, α 为常数项; ε_{t-r} 为VMA(∞)形式下的白噪声矩阵; χ_r 为待估系数矩阵。

(四) 全球大宗商品价格周期对全球经济周期和全球金融周期的小波平滑脉冲响应函数

基于式(6)、式(7),全球大宗商品价格周期对全球经济周期和全球金融周期的小波平滑脉冲响应函数如图2所示。

由图2可以看出,来自全球经济周期和全球金融周期的正向冲击均会造成大宗商品价格周期的“上行”,说明2000年以来的全球大宗商品价格周期会同时受到实际经济因素和金融因素的驱动。当全球经济基本面改善,全球经济处于上行周期时,各国(地区)对大宗商品尤其是工业原材料的需求旺盛,拉动大宗商品价格进入上行周期;而当全球经济基本面恶化,处于下行周期时,实体经济活动陷入相对停滞,大宗商品价格随即进入下行周期,通常伴随着整个社会范围内的通货紧缩。此外,当全球金融状况进入上行周期,即全球风险偏好程度上升时,投资者倾向于更多地发挥大宗商品的金融属性,通过广泛购入大宗商品关联类金融产品推升大宗商品价格;而当全球金融状况进入紧缩周期,即全球投资者转向风险规避与去杠杆时,资金的撤离又会驱动大宗商品价格向供需均衡价格的回归,该结论一定程度上支撑了有关大宗商品价格与其他金融资产价格存在趋势共振与波动溢出的相关研究。

横向对比来看,全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期的驱动作用在时滞和持续时间上存在显著差异。全球经济周期对于全球大宗商品价格周期的驱动作用时滞较长且相对持久,表现为脉冲响应函数随着期限的增加而渐进式上升。这可能是因为价格粘性的存在,大宗商品价格对于实际经济因素冲击的反馈存在一定的滞后。由于在经济运转的过程当中,投入、生产与销售往往无法在较短期限内完成,因此企业通常拥有相当规模的存货。存货的囤积能够为企业在遭受实际经济层面的负面冲击时提供缓冲,表现为全球经济周期对大宗商品价格周期的延迟驱动。而全球金融周期对于大宗商品价格周期的驱动作用则时滞较短且迅速衰减,表现为脉冲响应函数的“单峰形态”。全球大宗商品价格周期会对

来自全球金融周期的冲击立即作出反馈，从侧面反映了金融因素的“加速器”效应与市场情绪的快速传染。

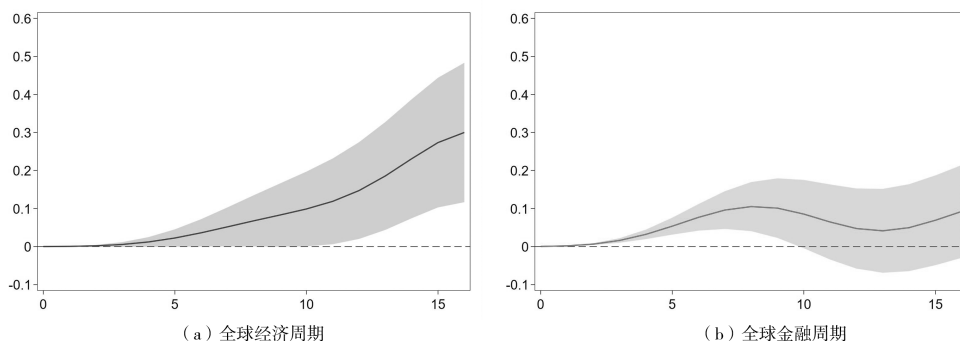


图 2 小波平滑脉冲响应函数

注：图中阴影为 90%置信区间；横坐标为冲击响应持续期。

（五）稳健性检验

为排除研究结果对本文方法与指标选取的敏感性，本文首先采用美国商品研究局（Commodity Research Bureau, CRB）构建的商品价格指数作为大宗商品价格的代理变量，进行其与全球经济周期和全球金融周期的小波相干分析^①。随后，参考 Hamilton（2018）的方法，本文分别计算不同时间窗口内全球经济周期和全球金融周期与全球大宗商品价格周期的平均滚动相关系数。结果显示，以上结论具有良好的稳健性。

四、2021 年以来的反事实评估

新冠肺炎疫情对全球经济的深刻影响之一表现为大宗商品价格的持续上涨。已有证据表明，除了受到全球经济周期和全球金融周期的驱动外，全球供应瓶颈与能源低碳转型成为 2021 年以来大宗商品价格“上行周期”的重要推手（BIS, 2021；IMF, 2021, 2022）。

首先，由于各国（地区）为应对疫情传播而推出的限制性措施，国际贸易往来的运输成本增加、效率降低，下游企业对上游企业生产投入品的需求远超其能够生产和交付的最大供给，即产生供应瓶颈。投入品的相对短缺使得企业被迫减缓生产，挤压订单，反过来又进一步加剧了供应瓶颈现象并助推国际大宗商品价格上涨。其次，能源的低碳化转型已经成为近年来各个国家（地区）之间达成的基本共识，由于清洁能源的投入使用规模还远未达到对于碳密集型能源完全可替代的标准，高昂转型成本的存在加剧了大宗商品价格的飙升。

^①本质上，相干性与相关性都用于衡量不同变量之间的相似程度，都可以最终等价于不同变量在 N 维空间的夹角余弦值。但是，相关性是一个时域概念，而相干性则是通过将信号进行频域分解后，计算不同频谱值之间相关性的频域概念。

对此,本文基于全球大宗商品价格周期与全球经济周期和金融周期之间的稳定关联,结合新冠肺炎疫情以来的全球经济新特征,通过构建反事实框架,定量评估供应瓶颈与能源转型对2021年以来大宗商品价格“上行周期”的影响^①。

(一) 反事实框架的构建

基于大宗商品价格周期与全球经济周期和全球金融周期之间的稳定关联,本文通过条件预测完成对反事实对照组的拟合:

$$\widehat{SCcontrol}_{t,T} | X = \sum_{i=0}^4 X_{t-i} \widehat{\beta} \quad (8)$$

其中, X_{t-i} 为包含全球经济周期与全球金融周期当期观测值及其滞后 1, 2, ..., $t-i$ 期观测值的矩阵; $\widehat{\beta}$ 为线性回归的估计参数; T 为反事实对照组的起始时点; $\widehat{SCcontrol}_{t,T} | X$ 表示在给定全球经济周期和全球金融周期的条件下,对于大宗商品价格周期的线性预测;为评估 2021 年以来供应瓶颈与能源转型对全球大宗商品价格周期的驱动作用,本文将反事实对照组的起始时点 T 设定为 2021 年 1 月^②。其逻辑在于,假设存在一个能准确预测国际大宗商品价格走势的“机器”,由于该“机器”的预测是基于非外生冲击变量,且基于历史观测值的拟合效果是较为稳健的。那么,当条件预测的精确度足够高时,其拟合值便可以视为排除外生冲击后的反事实对照组。本文的实证结果表明,在 2021 年以前,全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期存在显著的驱动作用,且基于全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期的条件预测精确度较高(见图 3)。因此,便可以将该事前预测拟合视为对照组。

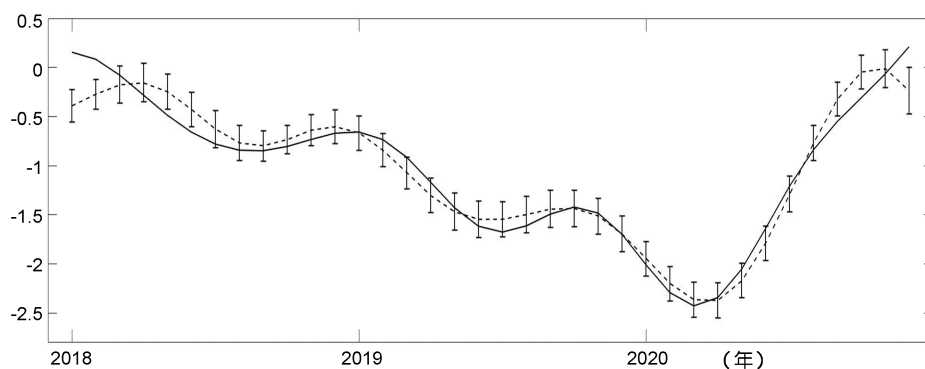


图 3 基于全球经济周期和金融周期对全球大宗商品价格周期的预测拟合

注:图中实线为真实值;虚线为预测拟合;误差线为 90% 置信区间。

^①需要说明的是,全球经济周期、全球金融周期以及供应瓶颈和能源转型并非严格意义上的并列关系。其中,全球经济周期和全球金融周期之间的关系可以理解为“相互影响、相互作用”。同时全球经济金融状况又会对国际大宗商品价格产生驱动作用,并且受到大宗商品价格的影响。而供应瓶颈和能源转型则可视为主导 2021 年以来全球大宗商品价格上行的外生冲击。

^②关于该时间节点的设定,后文将进行相应说明。

接着,为定量评估二者对全球大宗商品价格周期的驱动作用,本文构建如下反事实框架:

$$Treatment = E(SC_T | \tilde{X}) - E(\widehat{SC}control_{i,T} | X) \quad (9)$$

其中, \tilde{X} 为包含 X 和全球供应瓶颈与能源转型代理变量在内的矩阵, 本文采用碳排放期货价格衡量能源转型; 采用全球供应链压力指数衡量供应瓶颈。其逻辑类似于多时点 DID (或渐进 DID)。需要说明的是, 采用以上准自然实验的识别策略, 需要满足以下三点假说: 假说 1, 全球供应瓶颈与能源转型对于全球大宗商品价格周期而言是外生的, 即满足外生冲击假设; 假说 2, 供应瓶颈与能源转型的有效作用时点在本文设定的反事实框架起始时点 T 以后; 假说 3, 在新冠肺炎疫情前, 基于全球经济周期与全球金融周期对大宗商品价格周期的条件预测对于真实值具有良好的拟合精度, 即满足平行趋势假设。

对于假说 1, 已有文献表明, 全球的能源转型主要是为应对全球气候变暖以及传统化石能源的日益枯竭 (Andersson, 2019^[47]; Stern and Stiglitz, 2021^[48])。目前尚没有证据表明各国 (地区) 对于能源低碳转型达成的共识对于大宗商品价格周期而言是内生的。而 2021 年以来的供应瓶颈很大程度上是由新冠肺炎疫情这一外生冲击带来的次生后果, 由于与新冠肺炎病毒的全球大流行紧密相关, 因此 2021 年以来的供应瓶颈对于全球大宗商品价格周期来说也应为外生的。

对于假说 2, 图 4 展示了 2018 年以来的碳排放期货价格以及全球供应链压力指数走势。碳排放期货价格与全球供应链压力指数在新冠肺炎疫情前均保持平稳, 而在 2020 年新冠肺炎疫情爆发以来均显著上升。在 2020 年下半年, 随着疫情得到初步控制以及各国复工复产进程的推进, 供应链压力指数逐步回落, 一些疫情爆发初期积压的订单得以顺利进港并且清缴。但是, 短暂的回落却无法逆转疫情以来全球供应紧张的局面, 全球供应链压力指数自 2021 年以来迅速上升, 甚至超过疫情初期的水平, 形成供应瓶颈。由于 2020 年初的供应链断裂很大程度上是由于新冠肺炎病毒大流行造成的全球经济停滞, 该时期全球供应链压力指数的上升能够很大

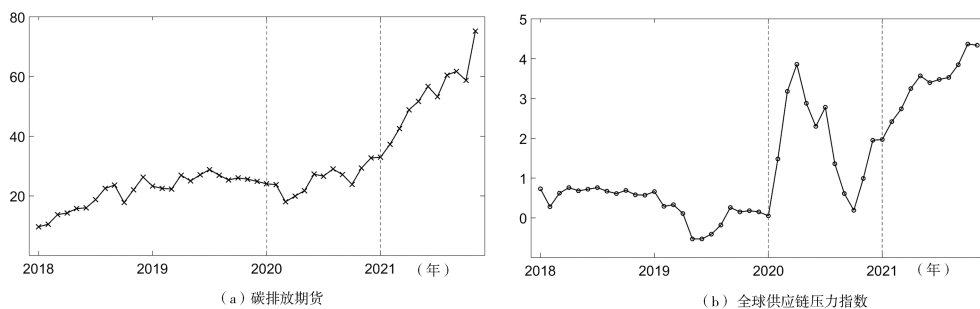


图 4 碳排放期货价格与全球供应链压力指数

注: 碳排放期货价格的数据来源为欧盟能源排放交易系统 (Emissions Trading System, ETS); 全球供应链压力指数来源为纽约联储 (Federal Reserve Bank of New York), 该指标通过对全球主要经济体的国际空运成本进行修正和主成分分析得到。

程度上解释为全球经济的下行周期；而自2021年以来，该指标的趋势却与全球经济周期发生分离。基于此，为保证处理变量的外生性，本文将反事实框架中的政策起始时点设置为2021年1月。

进一步，以2021年1月为分界点，结构变化“邹检验”（Chow Test）的结果如表1所示。

表1的邹检验结果显示，全球供应链压力指数与碳排放期货价格自2021年开始，均出现结构性变化，再次印证假说2的合理性。

表1 结构变化邹检验结果

指标名称	邹检验 F 统计量	P 值
全球供应链压力指数	9.98	0.00
碳排放期货价格	50.99	0.00

对于假说3，根据图3的结果，在2021年以前，实验组与对照组走势保持一致，二者的差异在10%的统计水平上并不显著。一方面，说明在2021年以前全球经济周期和全球金融周期对于大宗商品价格周期具有良好的解释力；另一方面，说明本文基于条件预测反事实框架构建的对照组具有统计合理性。

（二）供应瓶颈与能源转型对2021年以来大宗商品价格“上行周期”的贡献度评估

基于式（8）、式（9），供应瓶颈与能源转型对此轮大宗商品价格“上行周期”的贡献度评估结果如图5所示。图5中，大宗商品价格周期真实值与不包含供应瓶颈与能源转型在内的条件预测值之间的差异意味着全球经济周期与全球金融周期对2021年以来大宗商品价格上行周期的解释力有所下降。当考虑全球供应瓶颈与能源低碳转型后，大宗商品价格周期的条件预测与真实值之间的差异显著收窄，同时式（9）中的平均处理效应在1%的统计水平上显著异于0，说明二者是2021年以来大宗商品价格新一轮“上行周期”的重要驱动因素。

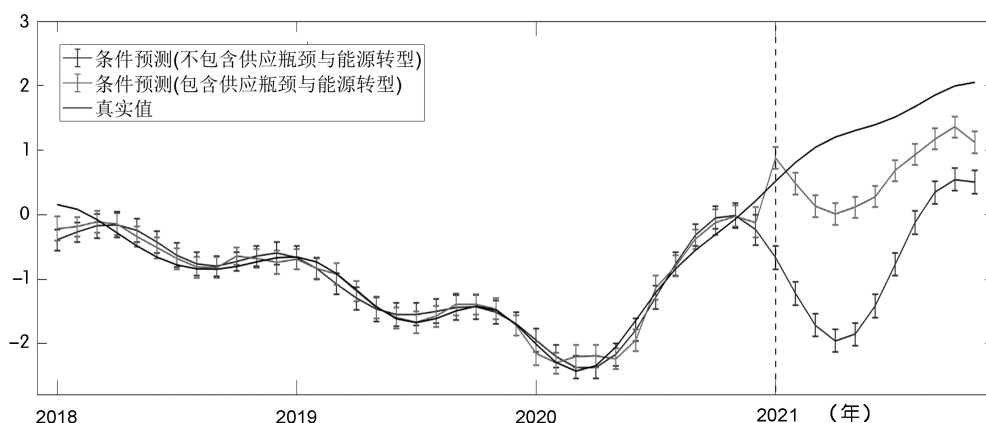


图5 供应瓶颈和能源转型的贡献度评估

注：图中误差线为90%的置信区间。

基于新冠肺炎疫情发展的不确定性、各国（地区）经济复苏的异质性以及贸易保护主义，全球供应链状况在疫情常态化背景下持续恶化，并且增加了大宗商品价格的上行压力。

首先，由于“德尔塔”（Delta）以及“奥秘克戎”（Omicron）变异毒株的出现，疫情发展的不确定性激增。为防止变异株的“二次流行”，各国（地区）政府在取消一部分限制性政策的基础上保留了诸如设定入境隔离以及货运延迟交付等措施，这些限制性措施在一定程度上降低了全球经济活动的效率，往返于不同国家（地区）之间的船只被迫排队数日才能进入港口，堵塞了整个供应链的配送，交货时间推迟，贸易运输成本飙升。根据国际海事分析局（Sea-Intelligence）的估计，拥有全球11.5%运力的船舶不得不因为港口拥堵和交付延误的原因退出市场^①。

其次，由于医疗卫生体系和生物医药技术水平的差异，各国（地区）在遭受疫情冲击后的复苏弹性存在异质性。在疫苗普及程度较高、医疗卫生体系较为完备的国家（地区），复苏弹性往往更大，在全球产业链分工的视角下，这些国家（地区）通常扮演着“消费国”的角色。而以越南、印度等制造业集中的东南亚国家为代表的“工业国”，由于医疗卫生水平较低，加之“病毒恐慌”与“医疗挤兑”的影响，产能严重受限，进而加剧了全球大宗商品尤其是能源类商品的供应紧张局面。

再次，贸易保护主义思潮在新冠肺炎病毒大流行的特定背景下持续发酵。由于疫情后国际经济往来的成本陡增，为最大程度降低新冠肺炎病毒对本国经济的冲击，各国（地区）在疫情常态化背景下倾向于寻求能够替代全球供应链的“国内方案”，即全球供应链的“再国有化”（Bonadio et al., 2021^[49]）。转型成本的存在扩大了供给缺口，并进一步延缓了总供给的修复速度。迅速修复的总需求与供应瓶颈共同导致的全球经济供需结构性失衡成为新冠肺炎病毒大流行后大宗商品价格飙升的重要驱动因素。

最后，化石能源的低碳转型已经成为各国（地区）政府的基本共识。美国总统拜登在2021年11月15日正式签署了总额约1.2万亿美元的“基础设施投资和就业法案”，气候变化与能源转型是该法案的主题之一，该法案明确授权95亿美元用于氢能开发。中国也不断明确“碳达峰”与“碳中和”的中长期目标，承诺在2030年前实现“碳达峰”，在2060年前实现“碳中和”。在能源转型的背景下，各国（地区）政府逐步降低了对化石燃料生产的投资和补贴，叠加新冠肺炎疫情后经济复苏对于能源产品的旺盛需求，共同促成了能源价格的上涨。

基于图5的评估结果，自2020年12月至2021年11月，大宗商品价格中的周期项由0.21上升至2.05，增幅为1.84；不包含供应瓶颈与能源转型的条件预测增幅为0.73，说明全球经济周期与全球金融周期仅能解释2021年以来大宗商品价格“上行周期”中的39.67%，其中，全球经济周期的贡献度为25.82%，全球金融周

^①<https://www.sea-intelligence.com/press-room/114-congestion-is-getting-worse-again>.

期的贡献度为 13.85%；而当回归模型中包含供应瓶颈与能源转型后，解释程度上升至 71.08%，说明全球供应瓶颈与能源转型对此轮大宗商品价格“上行周期”的贡献度约为 31.41%，其中，全球供应瓶颈的贡献度为 24.46%，能源转型的贡献度为 6.95%。

（三）稳健性检验

为检验以上结论的稳健性，排除小波分解程序可能对结果造成的干扰。首先，本文构建线性回归模型，其中被解释变量为未进行小波分解的大宗商品价格周期项，解释变量包括全球供应瓶颈、能源转型、全球经济周期、全球金融周期、中国经济基本面以及地缘政治风险。中国经济基本面采用 CEIC 构建的中国宏观经济指数衡量，地缘政治风险采用 Caldara 和 Iacoviello (2022)^[50] 构建的全球地缘政治风险指数衡量，时间跨度为 2018 年 1 月—2021 年 11 月。

其次，为排除本文研究结论对 Hamilton 滤波与主成分分析法的敏感性，本文将被解释变量置换为具有代表性的 11 种大宗商品原始价格，基于面板固定效应考察供应瓶颈与能源转型的影响。

最后，为验证供应瓶颈和能源转型对于大宗商品价格走势的影响存在持续性，且非当期数据相关造成的统计假象，本文参考 Adrian 等 (2019)^[51] 的研究，考察不同因素对未来大宗商品价格周期分布的影响。以上结果显示，本文的研究结论具有良好的稳健性。

五、结论和政策建议

在“稳增长”与“防风险”的总体目标以及复杂的国际环境下，识别出全球大宗商品价格周期并探讨其驱动因素具有重要的理论及现实意义。本文基于 2000 年 1 月—2021 年 11 月的月度大宗商品价格数据，运用 Hamilton 滤波与小波分解技术，滤除大宗商品价格变动中的趋势项和低频噪声，识别出 2000 年以来的全球大宗商品价格周期。此外，通过本文构建的小波平滑向量自回归模型，分析全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期的驱动作用。结果表明：第一，本文识别出的全球大宗商品价格周期能够较好地反映 2000 年以来国际大宗商品价格的共同变动趋势；第二，全球经济周期和全球金融周期对大宗商品价格周期的驱动作用存在显著差异，全球经济周期的驱动作用时滞较长且相对持久，而全球金融周期的驱动作用时滞较短且迅速衰减；第三，通过构建条件预测反事实框架，发现全球供应瓶颈与能源转型对 2021 年以来大宗商品价格“上行周期”的贡献度分别为 24.46% 和 6.95%。以上研究结论在更换指标与方法后，依然保持稳健。

基于以上结论，本文提出以下两个方面的政策建议。

一是关注全球大宗商品价格的周期性变化与驱动因素，通过前瞻性的政策框架

防范输入型通货膨胀。作为全球第一大出口国和第二大进口国,近年来我国在全球贸易网络中的地位稳步上升。理论上,国际大宗商品价格波动会通过“进口价格—PPI—CPI”的传导渠道影响我国的通胀水平,尤其是大宗商品价格共振形成的上行周期,会加剧我国的输入型通胀风险。因此,把握全球大宗商品价格的周期性变化特征与驱动因素对“稳物价”而言具有重要意义。本文的研究结论显示,全球经济周期和金融周期与大宗商品价格周期之间存在稳定关联。基于此,可以通过全球经济金融状况的变化,对国际大宗商品价格的周期性波动进行提前研判。进而通过前瞻性政策工具,缓解我国的输入型通货膨胀压力,避免事后补救所需要付出的高昂成本。

二是关注2021年以来的大宗商品“上行周期”,平衡“稳增长”与“稳物价”。本文的研究结论显示,2021年以来全球大宗商品价格的“上行周期”已经形成。事实上,原油、天然气等国际大宗商品价格的持续上行已经传导至我国的PPI,并且有逐渐向终端消费品价格传导的趋势。由于疫情发展不确定性的持续存在以及输入型通胀压力的攀升,我国经济陷入了某种意义上的“类滞胀”困局。对此,作为宏观经济调控的“双支柱”,具有精准定向、传导时滞短特点的财政政策应当更加积极可为。而作为总量型政策工具的货币政策应当配合财政政策,以灵活适度的方式对市场提供必要的流动性,并且提高前瞻性,稳定市场的通胀预期。此外,本文还发现,供应瓶颈与能源低碳转型是此轮大宗商品价格上行的重要驱动因素。因此,我国应高度重视产业供应链畅通问题,把握能源低碳转型的节奏,保障原材料和初级产品供应,平衡“稳增长”与“稳物价”。

[参考文献]

- [1] BIS. Bottlenecks: Causes and Macroeconomic Implications [R]. BIS Bulletin, 2021, 48.
- [2] IMF. Recovery During a Pandemic [R]. World Economic Outlook, October, 2021.
- [3] IMF. Rising Caseloads, A Disrupted Recovery and Higher Inflation [R]. World Economic Outlook, January, 2022.
- [4] GOSPODINOV N, NG S. Commodity Prices, Convenience Yields, Inflation [J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95 (1): 206-219.
- [5] REINHART C M, REINHART V, TREBESCH C. Global Cycles: Capital Flows, Commodities, Sovereign Defaults, 1815-2015 [J]. American Economic Review, 2016, 106 (5): 574-580.
- [6] ALBEROLA E, BENIGNO G. Revisiting the Commodity Curse: A Financial Perspective [J]. Journal of International Economics, 2017, 108 (S1): S87-S106.
- [7] DRECHSEL D, TENREYRO S. Commodity Booms and Busts in Emerging Economies [J]. Journal of International Economics, 2018, 112 (5): 200-218.
- [8] FERNANDEZ A, SCHMITT-GROHE S, URIBE M. World Shocks, World Prices and Business Cycles: An Empirical Investigation [J]. Journal of International Economics, 2017, 108 (S1): S2-S14.
- [9] 谭小芬, 张峻晓, 郑辛如. 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 [J]. 中国软科学, 2018 (8): 31-48.
- [10] KILIAN L. Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market [J]. American Economic Review, 2009, 99 (3): 1053-1069.
- [11] CUDDINGTON J T, JERRETT D. Super Cycles in Real Metals Prices? [R]. IMF Staff Papers, 2008, 55.
- [12] JACKS D S. From Boom to Bust: A Typology of Real Commodity Prices in the Long Run [R]. NBER Working Paper, 2018, 18874.
- [13] FERNANDEZ A, SCHMITT-GROHE S, URIBE M. Does the Commodity Super Cycle Matter? [R]. NBER Working Paper, 2020, 27689.
- [14] KAMBER G, WONG B. Global Factors and Trend Inflation [J/OL]. Journal of International Economics, 2020, 103265.
- [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, 31 (7): 52-67.
- [16] 欧阳志刚, 潜力. 国际因素对中国通货膨胀的非线性传导效应 [J]. 经济研究, 2015, 50 (6): 89-102.
- [17] 杨子晖, 赵永亮, 柳建华. CPI与PPI传导机制的非线性研究: 正向传导还是反向倒逼? [J]. 经济研究, 2013, 48 (3): 83-95.
- [18] 孙坚强, 崔小梅, 蔡玉梅. PPI和CPI的非线性传导: 产业链与价格预期机制 [J]. 经济研究, 2016, 51 (10): 54-68.
- [19] HAMILTON J D. Oil and the Macroeconomy since World War II [J]. Journal of Political Economy, 1983, 91 (2): 228-248.
- [20] HAMILTON J D. What is an Oil Shock? [J]. Journal of Econometrics, 2003, 113 (2): 363-398.
- [21] MORK K A. Oil and the Macroeconomy, When Prices Go up and down: An Extension of Hamilton's Results [J]. Journal of Political Economy, 1989, 97 (3): 740-744.
- [22] BERNANKE B S, GERTLER M, WATSON M, et al. Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1997 (1): 91-142.
- [23] BERNANKE B S, GERTLER M, WATSON M. Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy: A Reply [J]. Journal of Money, Credit and Banking, 2004, 36 (2): 286-291.
- [24] PARK J, RATTI R A. Oil Price Shocks and Stock Markets in the U. S. and 13 European Countries [J]. Energy Economics, 2008, 30 (5): 2587-2608.
- [25] AROURI M, JOUINI J, NGUYEN D. On the Impacts of Oil Price Fluctuations on European Equity Markets: Volatility Spillover and Hedging Effectiveness [J]. Energy Economics, 2012, 34 (2): 611-617.
- [26] BUYUKSAHIN B, ROBE M A. Speculators, Commodities and Cross-market Linkage [J]. Journal of International Money and Finance, 2014 (42): 38-70.
- [27] REUNVEN G, SYLVAIN L. Central Bank Announcements of Asset Purchases and the Impact on Global Financial and Commodity Markets [J]. Journal of International Money and Finance, 2012, 31 (8): 2078-2101.
- [28] HAMILTON J D, WU J C. Risk Premia in Crude Oil Futures Prices [J]. Journal of International Money and Finance, 2014 (42): 9-37.
- [29] 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, 47 (12): 83-96.
- [30] BENGURIA F, SAFFIE F, URZUA S. The Transmission of Commodity Price Super-Cycles [R]. NBER Working Paper, 2018, 24560.
- [31] ALQUIST R, BHATTARAI S, COIBION O. Commodity-price Comovement and Global Economic Activity

- [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2020 (112): 41–56.
- [32] BAXTER M, KING R G. Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1999, 81 (4): 575–593.
- [33] HODRICK R J, PRESCOTT E C. Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29 (1): 1–16.
- [34] HAMILTON J D. Why You Should Never Use the Hodrick–Prescott Filter [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2018, 100 (5): 831–843.
- [35] ATANASOV V, MOLLER S V, PRIESTLEY R. Consumption Fluctuations and Expected Returns [J]. *Journal of Finance*, 2020, 75 (3): 1677–1713.
- [36] GALLEGATI M, SEMMLER W. *Wavelet Applications in Economics and Finance* [M]. Springer International Publishing, 2014.
- [37] GALLEGATI M, GATTI D D. Macrofinancial Imbalances in Historical Perspective: A Global Crisis Index [J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2018 (91): 190–205.
- [38] VERONA F. Investment, Tobin’s Q and Cash Flow Across Time and Frequencies [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2020, 82 (2): 331–346.
- [39] KAWAMOTO T, KIMURA T, MORISHITA K, et al. What Has Caused the Surge in Global Commodity Prices and Strengthened Cross-market Linkage [R]. Bank of Japan, Working Paper, 2011, 11–E–3.
- [40] REY H. Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence [R]. NBER Working Paper, 2015, 21162.
- [41] CERUTTI E, CLAESSENS S, ROSE A K. How Important is the Global Financial Cycle? Evidence from Capital Flows [J]. *IMF Economic Review*, 2019 (67): 24–60.
- [42] MIRANDA-AGRIPPINO S, REY H. U. S. Monetary Policy and the Global Financial Cycle [J]. *Review of Economic Studies*, 2020, 87 (6): 2754–2776.
- [43] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期与跨境资本流动 [J]. *金融研究*, 2020 (10): 22–39.
- [44] GELOS G, LUCYNA G, ROBIN K, et al. Capital Flows at Risk: Taming the Ebbs and Flows [J/OL]. *Journal of International Economics*, 2021 (134): 103555.
- [45] DATTA D, LONDONO–YARCE J M, SUN B, et al. Taxonomy of Global Risk, Uncertainty and Volatility Measures [R]. *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2017, 1216.
- [46] CERUTTI E, CLAESSENS S, ROSE A K. Push Factors and Capital Flows to Emerging Markets: Why Knowing Your Lender Matters More than Variables [J]. *Journal of International Economics*, 2019 (119): 133–149.
- [47] ANDERSSON J. Carbon Taxes and CO₂ Emissions: Sweden as a Case Study [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11 (4): 1–30.
- [48] STERN N, STIGLITZ H. The Social Cost of Carbon, Risk, Distribution, Market Failures: An Alternative Approach [R]. NBER Working Paper, 2021, 28472.
- [49] BONADIO B, HUO Z, LEVCHENKO A A, et al. Global Supply Chains in the Pandemic [J/OL]. *Journal of International Economics*, 2021 (133): 103534.
- [50] CALDARA D, IACOVIELLO M. Measuring Geopolitical Risk [J]. *American Economic Review*, 2022, 112 (4): 1194–1225.
- [51] ADRIAN T, NINA B, DOMENICO G. Vulnerable Growth [J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (4): 1263–1289.

Driving Factors of Global Commodity Price Cycle:
An Empirical Analysis Based on Monthly Data from 2000 to 2021

TAN Xiaofen WANG Xinkang ZHANG Biqiong

Abstract: By introducing a wavelet smoothed VAR model, this paper sheds a new light on the role of the global business cycle (GBC) and the global financial cycle (GFC) in driving the global commodity price cycle. The price cycle after the year 2000 is identified by the Hamilton filter and the wavelet decomposition, and the other key findings are as below. First, the price cycle identified reflects the comovement in commodity prices adequately since the year 2000. Second, GBC and GFC make different effects on driving the commodity price cycle. The former effect persists a longer time lag, while the latter decays more rapidly. Third, the contributions of GBC and GFC to drive the “Commodity Boom” since 2021 are 25.82% and 13.85% separately, while the global supply bottlenecks and energy transitions are 24.46% and 6.95% respectively.

Keywords: Global Commodity Price Cycle; Supply Bottleneck; Energy Transition; Wavelet Decomposition

(责任编辑 王 瀛)