

# 全球金融周期与全球经济条件：谁才是中国行业长期波动的驱动因素？

李政, 李薇

(天津财经大学 金融学院, 天津 300222)

**[摘要]**在我国高水平对外开放不断推进、国际经济环境复杂性凸显的背景下,全球经济金融冲击对我国行业发展的影响不容忽视。基于此,以中国 10 个行业为研究对象,采用混频波动率 GARCH-MIDAS 模型,从样本内拟合与样本外预测两方面,实证考察全球金融周期、全球经济条件对中国行业波动的驱动作用。研究表明:第一,全球金融周期而非全球经济条件是中国行业长期波动的驱动因素,此结论在绝大多数行业中都成立;第二,全球金融周期上行将推升中国行业波动风险,且纳入全球金融周期指数的模型在样本内拟合与样本外预测中均表现最优;第三,金融、医疗保健和公用事业受全球金融周期的影响最大,超过三分之一行业长期波动可以由全球金融周期解释。研究结论为我国有效防范外部风险、维持行业稳定发展提供政策指导。

**[关键词]**全球金融周期;全球经济条件;中国行业波动;GARCH-MIDAS 模型;经济环境;金融市场

**[中图分类号]**F831 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2025)01-0095-10

## 一、引言

伴随全球化向纵深领域推进,全球金融市场与经济环境联动性不断增强。金融方面,全球尤其是美欧发达经济体资本流动、风险资产价格等指标表现出明显共振,呈现全球金融周期;经济方面,各国经济相互依存度增加,工业产出、家庭消费支出等在一定程度上出现协同变动,体现为实际经济活动的周期性变化。与此同时,作为全球第二大经济体,中国长期以来坚持对外开放,在诸多领域与世界各国建立了紧密联系,因此,全球经济金融环境的兴衰同样牵动着中国经济的发展。

然而,近年来全球经济格局持续演变,单边主义与贸易保护主义兴起,超预期冲击频发。2022 年 2 月开始,美联储持续收紧货币政策,致使全球风险资产价格波动剧烈,国际金融市场动荡;2022 年 8 月俄乌冲突爆发,引起全球大宗商品价格上涨,对能源市场与商品贸易造成重大冲击。复杂动荡的国际经济金融环境下中国难以“独善其身”。2023 年中央经济工作会议强调“外部环境的复杂性、严峻性、不确定性上升”。因此,在我国对外开放水平不断推进、国际环境日趋复杂的背景下,明确全球经济金融冲击对我国经济的影响是亟待探讨的重要命题。

全球金融周期指不同国家资本流动、风险资产价格、金融机构杠杆率、信贷等金融指标的协同变动,反映着全球金融环境的变化趋势<sup>[1]</sup>;与全球金融周期相辅相成,全球经济条件基于宏观经济视角捕捉全球实体经济活动的周期性变化,反映全球范围内的宏观经济表现<sup>[2]</sup>。两者较为全面地衡量了我国面临的国际金融、经济环境。全球金融周期与全球经济条件存在一定的正相关性<sup>[3]</sup>,但衡量的范畴各有侧重,分别聚焦金融系统与宏观经济,因而两者影响中国经济的渠道也存在差异。故本文对比研究全球金融周期和全球经济条件对中国经济的影响,能够明确两者的相对重要性,也有助于管理当局结合相应的传导渠道给予差异化的风险防范措施。

值得注意的是,由于行业特征和在全球价值链中的角色不同,各行业对国际经济金融环境的依赖水平有所不同,对外部冲击的敏感程度亦可能存在差异。因此,仅着眼于国家层面,探究全球经济金融冲击对一国或多国

**[收稿日期]**2024-04-30

**[基金项目]**国家社会科学基金重大项目(22&ZD120);国家社会科学基金一般项目(21BTJ014;22BJL036);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD790046);教育部人文社会科学研究规划基金项目(19YJA790065)

**[作者简介]**李政(1988—),男,河南固始人,天津财经大学金融学院教授,博士生导师,博士,从事金融风险研究,E-mail:lizhengku@foxmail.com;李薇(2000—),女,河南孟州人,天津财经大学金融学院硕士研究生,从事金融风险研究。

的影响,还不足以识别高敏感的行业,无法基于行业层面制定差异化的风险管理策略和应对措施。本文以中国行业为研究对象,深入剖析全球金融周期、全球经济条件对中国行业波动的影响,进一步为管理当局把握不同行业的外部风险防范重点、维持行业稳定发展提供政策指导。

## 二、文献述评

### (一)全球金融周期相关研究

全球金融周期的衡量是研究其驱动因素、经济效应的基础,由于不可直接观测,已有衡量方法主要为两种。其一,利用隐含波动率 VIX 指数等代理全球金融周期<sup>[4]</sup>。其中,VIX 指数反映了全球风险偏好,与全球金融周期密切相关,故常作为全球金融周期的代理指标<sup>[1]</sup>。其二,借助主成分分析<sup>[5]</sup>、因子模型<sup>[6]</sup>等方法,基于大量金融指标提取全球因子衡量全球金融周期。这类方法的优势在于,能够减少对单一指标的依赖,有助于衡量全球金融系统的总体风险状况。

在测度方法不断完善的同时,大量研究围绕为何会产生全球金融周期、全球金融周期的出现对一国有何影响展开探讨。就前者而言,诸多学者认为美国货币政策对全球金融周期有着重要的驱动作用<sup>[1,6-8]</sup>。作为国际储备、金融资产计价、国际贸易结算的主要货币,美元主导了当前的国际货币体系<sup>[8]</sup>,因此,美国货币政策对外围国具有较强的溢出效应。美国宽松与紧缩的货币政策能够影响国际资本流动、全球风险偏好、金融机构杠杆率、信贷水平等,驱动全球金融周期的上行与下行。此外,全球流动性、全球经济增速、国际油价冲击等亦是全球金融周期的驱动因素,这些因素的“合力”形成了全球金融周期<sup>[9]</sup>。

就全球金融周期对一国的影响而言,其不仅会导致货币政策失效<sup>[1,10]</sup>,而且能够冲击金融市场与宏观经济<sup>[11-13]</sup>。全球金融周期概念的提出率先引起学者们对传统开放经济“三元悖论”的重新审视。传统开放经济“三元悖论”认为,在一个开放经济体系中,一国政府无法同时实现汇率稳定、货币政策独立性以及资本开放,只能在三者中选其二<sup>[14]</sup>。Rey 的研究则表明在全球金融周期背景下“三元悖论”将转化为“二元悖论”,一国政府只能在资本开放与货币政策独立性两者中选其一<sup>[1]</sup>。张礼卿和钟茜构建 DSGE 模型对该观点进行验证,并指出外围国金融市场发达程度越低,全球金融周期对其货币政策独立性的影响越大<sup>[10]</sup>。此外,全球金融周期能够冲击外围国金融市场与宏观经济,Acalin 和 Rebucci 的研究表明,全球金融周期是韩国与中国的股票收益波动的驱动因素,且能够冲击韩国的产出增长<sup>[11]</sup>。陈晓莉和刘晓宇证明全球金融周期波动对中国经济具有显著的溢出效应<sup>[12]</sup>。刘璐等研究进一步发现,全球金融周期衰退对中国宏观经济有负向影响,中国严格的宏观审慎政策能够弱化该负向影响<sup>[13]</sup>。

### (二)全球经济条件相关研究

全球实际 GDP 是监测全球宏观经济发展较为全面、准确的指标之一,但由于其存在较长时间延迟,不利于对当前和将来经济形势的早期评估<sup>[2]</sup>。因此,大量研究通过构建月度频率的全球经济条件指标,实现对短期经济活动状况的分析。类似地,全球经济条件的衡量方法也未形成统一共识。既有研究多采用远洋干散货运价<sup>[15]</sup>、全球制造业采购经理人指数<sup>[16]</sup>、全球工业生产<sup>[17]</sup>、全球钢铁生产量<sup>[18]</sup>对全球经济条件进行代理。进一步地,Baumeister 等在此基础上提出了一个涵盖实体经济活动、交通运输、不确定性、预期等多个维度的综合性月度全球经济条件指标,以更全面的视角刻画全球实际经济活动的变化<sup>[19]</sup>。

基于不同的指标构建方法,学者们主要采用全球经济条件进行大宗商品价格尤其是石油价格的驱动因素分析以及各类经济指标的预测。在研究大宗商品价格的结构冲击时,全球经济条件指标通常用于衡量全球大宗商品所面临的共同需求冲击<sup>[15,20]</sup>。比如,Kilian 以全球经济条件指标代表所有工业商品的共同需求冲击,并将其与原油供给冲击、原油市场特有需求冲击、原油价格置于同一 VAR 模型,从而识别原油价格变动的驱动因素<sup>[15]</sup>。此外,诸多研究广泛考察了全球经济条件的预测功能,一部分研究利用全球经济条件指标对石油价格<sup>[19]</sup>、全球实际 GDP<sup>[16,18]</sup>、贸易增长<sup>[16]</sup>等进行预测,另一部分研究则借助 GARCH-MIDAS 模型<sup>[21]</sup>探究全球经济条件对贵金属市场波动<sup>[22]</sup>、原油市场波动<sup>[3]</sup>的预测作用。

综上所述,既有研究不断推进对全球金融周期、全球经济条件的测度方法,并基于此展开丰富的讨论。就全球金融周期而言,大量文献聚焦全球金融周期的驱动因素及经济效应,部分文献重点探讨了其对中国经济的影响;就全球经济条件而言,已有研究主要采用全球经济条件相关指标进行大宗商品价格的驱动因素分析以及各

类经济指标的预测。但是,鲜有文献将全球金融周期与全球经济条件综合考虑,并建立两者与一国国内行业波动的联系,尤其是两者对中国行业波动的影响尚待深入讨论。

鉴于此,本文从经济、金融双视角出发,探究全球金融周期、全球经济条件对我国行业波动的影响。本文的边际贡献在于:第一,聚焦行业视角,采用 GARCH-MIDAS 模型将全球金融周期、全球经济条件与一国国内行业波动相联系,丰富了现有关于全球金融周期、全球经济条件的经济后果研究,有助于理解中国行业波动的成因;第二,分别采用全球金融周期指数与全球经济条件指数,代表全球金融与宏观经济两方面外部冲击,既明确了两类冲击对中国的差异化影响,又探究了不同行业对两者的异质性反应,为外部冲击防范重点的把握以及基于行业层面有针对性的防风险措施制定提供了实证依据。

### 三、理论机制与研究设计

#### (一) 理论机制

##### 1. 全球金融周期对中国行业波动的影响机制

全球金融周期可以通过跨境资本流动、金融机构杠杆率、信贷和汇率渠道交叠影响中国行业波动。以全球金融周期上行行为例,一方面,全球金融周期上行通常伴随着美国宽松的货币政策,能够推升全球金融中介杠杆率、信贷供给<sup>[6]</sup>,并借助汇率渠道引起人民币升值,提高我国资本流入,增加行业资金来源<sup>[23]</sup>;另一方面,全球金融环境的繁荣也会推动我国国内信贷增长,降低行业融资成本,抑制行业波动。但是,全球金融周期上行也可能会提高中国行业波动。全球金融环境繁荣导致我国资本流入增加,促使国内经济发展与国际金融环境接轨;然而新兴市场国家金融资产通常归为风险较高的类别,当全球金融环境发生变化时更易遭到抛售<sup>[24]</sup>。因此,流入中国的国际资本稳定性较差,这会增加行业波动风险。此外,全球金融环境与国内宏观经济条件并非统一的整体,如若出现失衡状态,不仅会提高资本流入激增与骤停的可能<sup>[9]</sup>,还容易导致信贷过度增长或过度萎缩<sup>[1]</sup>,进一步加剧行业波动。

##### 2. 全球经济条件对中国行业波动的影响机制

当前,尚未有文献直接分析全球经济条件影响中国行业波动的理论机制。但是,从全球经济条件的概念和指标构成可知,其可能借助国际贸易、大宗商品价格渠道等影响中国行业波动。一方面,Kilian 基于远洋干散货运价构建的全球经济条件指数的内在逻辑在于,繁荣的全球经济环境通常会伴随着全球商品需求的扩张,促使国际贸易旺盛,从而推高运价<sup>[15]</sup>。因此,全球经济条件改善或恶化与全球需求的增减同步进行,能够通过国际贸易影响中国出口导向型行业的订单量,改变其经营状况,进而影响行业波动水平。另一方面,全球经济条件能够作用于石油等大宗商品的价格,进而影响中国行业波动。Dong 等指出,繁荣的经济环境能够推升大宗商品价格<sup>[25]</sup>。大宗商品价格的变动将影响中国资源密集型行业的成本压力和利润空间,左右其行业波动水平。

#### (二) 研究方法

鉴于中国行业指数收益率为日度数据,全球金融周期指数(Global Financial Cycle, GFC)和全球经济条件指数(Global Economic Conditions, GECON)为月度数据,本文使用混频波动率 GARCH-MIDAS 模型<sup>[26]</sup>。模型设定如下:

$$r_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_i g_{i,t}} \varepsilon_{i,t}, \forall i = 1, 2, \dots, N_t \quad (1)$$

其中,  $r_{i,t}$  表示  $t$  月第  $i$  天的行业收益率,  $\mu$  表示行业收益率的条件均值,  $\varepsilon_{i,t} | \psi_{i-1,t} \sim N(0, 1)$ ,  $\psi_{i-1,t}$  为截至  $t$  月第  $i-1$  天可获得的历史信息集,  $N_t$  表示  $t$  月的天数, 行业波动率被分解为长期成分  $\tau_i$  和短期成分  $g_{i,t}$ 。

为了衡量行业波动所受正负冲击的非对称影响, 设定行业波动的短期成分  $g_{i,t}$  服从日度 GJR-GARCH(1, 1) 过程, 即:

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \gamma/2 - \beta) + (\alpha + \gamma I_{i-1,t}) \frac{(r_{i-1,t} - \mu)^2}{\tau_i} + \beta g_{i-1,t}, I_{i-1,t} = \begin{cases} 0, & r_{i-1,t} - \mu \geq 0 \\ 1, & r_{i-1,t} - \mu < 0 \end{cases} \quad (2)$$

接下来, 借助 MIDAS 回归方法, 通过已实现波动率 RV 刻画长期成分:

$$\log \tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) RV_{t-k} \quad (3)$$

其中,  $RV_t = \sum_{i=1}^{N_t} r_{i,t}^2$ ,  $K$  表示已实现波动率的最大滞后阶数,  $\theta$  是已实现波动率  $RV$  对行业长期波动的影响系数,  $\varphi_k(\omega_1, \omega_2)$  表示由 Beta 型滞后变量构造的权重方程, 即  $\varphi_k(\omega_1, \omega_2) = \frac{(k/K)^{\omega_1-1}(1-k/K)^{\omega_2-1}}{\sum_{j=1}^K (j/K)^{\omega_1-1}(1-j/K)^{\omega_2-1}}$ 。为确保模型简便以及滞后项权重呈衰减形式, 本文设定约束条件  $\omega_1 = 1$ , 权重衰减系数  $\omega_2$  通过模型估计得到, 其单独决定  $RV$  对长期波动影响的衰减速度。

下面, 本文使用全球金融周期、全球经济条件指数替换  $RV$  引入 GARCH-MIDAS 模型中, 以便研究两者对中国行业波动的影响。通过 GFC 或 GECON 刻画长期成分:

$$\log \tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) X_{t-k} \quad (4)$$

$X_{t-k}$  表示滞后  $k$  期的全球金融周期或全球经济条件,  $K$  为其最大滞后阶数。以上(1)式至(3)式构成基于  $RV$  的单因子 GARCH-MIDAS 模型, 式(1)、式(2)、式(4)构成基于 GFC 或 GECON 的单因子 GARCH-MIDAS 模型。

进一步地, 为捕捉已实现波动率和全球金融周期、已实现波动率和全球经济条件对行业波动长期成分的共同影响, 本文构建如下双因子模型:

$$\log \tau_t = m + \theta_{RV} \sum_{k=1}^{K_{RV}} \varphi_k(\omega_{1,RV}, \omega_{2,RV}) RV_{t-k} + \theta_X \sum_{k=1}^{K_X} \varphi_k(\omega_{1,X}, \omega_{2,X}) X_{t-k} \quad (5)$$

其中, 系数  $\theta_{RV}$  表示已实现波动率  $RV$  对行业波动长期成分的影响系数,  $\theta_X$  表示全球金融周期或全球经济条件对行业波动长期成分的影响系数。式(1)、式(2)、式(5)共同构成了双因子 GARCH-MIDAS 模型。

此外, 本文引入方差比  $VR$  来测度长期成分对条件波动的相对重要性, 方差比数值越大, 表明长期成分对总体条件波动的解释能力越强, 其公式如下:

$$VR = var(\log(\tau_t)) / var(\log(\tau_t g_t)), g_t = \sum_{i=1}^{N_t} g_{i,t} \quad (6)$$

在式(3)、式(4)、式(5)中所设置的最大滞后阶数为 12。

### (三) 样本数据

与已有研究<sup>[27]</sup>一致, 本文采用 Miranda-Agrippino 和 Rey 的分层动态因子模型, 基于全球主要市场的资产价格、公司债券指数以及除贵金属外的大宗商品价格序列提取全球金融周期指数(GFC), GFC 指数能够解释全球范围内跨境资本流动、风险资产价格、金融杠杆、信贷扩张和收缩的协同变化趋势<sup>[6]</sup>。全球经济条件指数(GECON)由 Baumeister 等通过主成分分析法得到<sup>[19]</sup>。GECON 指数包含实体经济活动、交通运输、不确定性、预期、天气以及能源相关措施等指标, 能够综合反映全球的宏观经济表现。

本文将 Wind 一级行业作为研究对象, 剔除上市企业数量较少的电信服务行业, 最后选取了 10 个 Wind 一级行业, 数据来源于 Wind 数据库; 样本区间为 2000 年 1 月 4 日至 2019 年 4 月 30 日, 共计 4681 个交易日, 每个行业的收益率采用对数收益率表示<sup>①</sup>。

## 四、实证结果与分析

### (一) 单因子 GARCH-MIDAS 模型分析

在单因子分析中, 本文分别将已实现波动率  $RV$ 、全球金融周期 GFC、全球经济条件 GECON 作为单因子 GARCH-MIDAS 模型中的低频变量, 研究三者各自对中国行业波动的影响。三个单因子模型的参数估计结果如表 1、表 2 和表 3 所示。

行业波动的长期成分由 MIDAS 多项式刻画, 参数  $\theta$  是本文关注的重点。第一, 就  $RV$  基准模型而言, 所有行业参数  $\theta$  显著为正, 表明已实现波动率能够推动各行业长期波动。第二, 就基于 GFC 的单因子模型而言, 除信息技术和房地产行业外, 其余行业参数  $\theta$  显著为正, 表明全球金融周期上行能够推升我国大部分行业长期波动。这是因为, 从国际视角来看, 全球金融周期上行会增加我国资本流入, 但国际资本稳定性较差, 少数国际大型资

①本文样本区间截至 2019 年 4 月, 原因在于 Miranda-Agrippino 和 Rey<sup>[6]</sup> 构建的全球金融周期指数目前仅更新至 2019 年 4 月。

表 1 基于 RV 的单因子 GARCH-MIDAS 模型估计结果

	金融	能源	材料	工业	可选消费	日常消费	医疗保健	信息技术	公用事业	房地产
$\mu$	0.0171 (0.0205)	-0.0028 (0.0213)	0.0049 (0.0231)	-0.0029 (0.0220)	0.0029 (0.0213)	0.0287 (0.0208)	0.0203 (0.0211)	-0.0111 (0.0264)	-0.0004 (0.0148)	0.0074 (0.0245)
$\alpha$	0.0668 *** (0.0115)	0.0803 *** (0.0123)	0.0671 *** (0.0108)	0.0691 *** (0.0116)	0.0696 *** (0.0114)	0.0846 *** (0.0123)	0.0849 *** (0.0141)	0.0664 *** (0.0119)	0.0843 *** (0.0142)	0.0683 *** (0.0093)
$\beta$	0.9021 *** (0.0194)	0.8817 *** (0.0160)	0.8768 *** (0.0207)	0.8775 *** (0.0229)	0.8877 *** (0.0231)	0.8724 *** (0.0232)	0.8769 *** (0.0263)	0.8907 *** (0.0227)	0.8795 *** (0.0225)	0.9006 *** (0.0129)
$\gamma$	0.0229 (0.0150)	0.0144 (0.0166)	0.0383 ** (0.0167)	0.0340 * (0.0180)	0.0305 * (0.0170)	0.0232 (0.0169)	0.0209 (0.0163)	0.0253 * (0.0142)	0.0248 (0.0179)	0.0139 (0.0138)
$m$	0.5855 ** (0.2330)	0.5505 *** (0.1855)	0.6692 *** (0.1476)	0.6101 *** (0.1445)	0.5564 *** (0.1726)	0.5065 *** (0.1906)	0.5893 *** (0.2030)	0.9834 *** (0.1555)	0.5514 ** (0.2230)	0.8068 *** (0.1778)
$\theta$	0.1636 *** (0.0463)	0.1629 *** (0.0337)	0.1252 *** (0.0276)	0.1283 *** (0.0275)	0.1452 *** (0.0355)	0.1631 *** (0.0447)	0.1545 *** (0.0415)	0.0889 *** (0.0257)	0.1299 *** (0.0454)	0.1259 *** (0.0283)
$\omega_2$	1.7736 *** (0.5273)	1.6264 *** (0.4746)	2.1005 *** (0.4628)	2.1694 *** (0.4651)	1.9344 *** (0.5060)	1.7671 *** (0.5276)	2.0122 *** (0.4403)	2.2064 *** (0.6002)	1.9815 *** (0.3862)	1.8482 *** (0.3802)
VR	33.31	39.13	34.12	34.68	34.81	30.46	33.16	27.84	24.48	37.42

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

表 2 基于 GFC 的单因子 GARCH-MIDAS 模型估计结果

	金融	能源	材料	工业	可选消费	日常消费	医疗保健	信息技术	公用事业	房地产
$\mu$	0.0191 (0.0204)	-0.0014 (0.0228)	-0.0009 (0.0271)	-0.0069 (0.0223)	-0.0011 (0.0216)	0.0251 (0.0209)	0.0177 (0.0211)	0.0032 (0.0871)	-0.0028 (0.0183)	0.0108 (0.0332)
$\alpha$	0.0620 *** (0.0116)	0.0696 *** (0.0162)	0.0594 *** (0.0106)	0.0580 *** (0.0121)	0.0603 *** (0.0114)	0.0757 *** (0.0119)	0.0711 *** (0.0124)	0.0408 ** (0.0187)	0.0703 *** (0.0133)	0.0532 *** (0.0128)
$\beta$	0.9165 *** (0.0133)	0.9105 *** (0.0129)	0.9051 *** (0.0141)	0.9075 *** (0.0162)	0.9116 *** (0.0148)	0.8973 *** (0.0142)	0.9023 *** (0.0162)	0.9480 *** (0.0140)	0.8994 *** (0.0168)	0.9452 *** (0.0091)
$\gamma$	0.0177 (0.0129)	0.0139 (0.0237)	0.0318 ** (0.0128)	0.0291 ** (0.0138)	0.0243 ** (0.0124)	0.0177 (0.0132)	0.0195 (0.0130)	0.0225 * (0.0123)	0.0256 (0.0156)	0.0032 (0.0093)
$m$	0.9211 *** (0.2273)	1.0616 *** (0.1953)	1.0124 *** (0.1479)	0.9043 *** (0.1571)	0.8617 *** (0.1719)	0.8563 *** (0.1672)	0.9060 *** (0.2095)	-0.6243 (7.2554)	0.6964 *** (0.2088)	-0.6967 (3.5685)
$\theta$	0.5287 *** (0.2043)	0.2776 * (0.1624)	0.3117 *** (0.1097)	0.3724 *** (0.1086)	0.4400 *** (0.1258)	0.3936 *** (0.1084)	0.4742 *** (0.1829)	0.3919 (2.4215)	0.5323 *** (0.1643)	0.2256 (0.1606)
$\omega_2$	1.0000 (2.5575)	6.2917 (70.5929)	1.0000 (1.1212)	1.0001 (1.0052)	1.0000 (1.3350)	1.0000 (0.8537)	1.0000 (2.5666)	1.0000 (11.8498)	1.0000 (1.8059)	10.6129 ** (5.3575)
VR	40.89	14.55	17.18	23.8	29.72	27.65	35.71	24.82	35.63	8.3

表 3 基于 GECON 的单因子 GARCH-MIDAS 模型估计结果

	金融	能源	材料	工业	可选消费	日常消费	医疗保健	信息技术	公用事业	房地产
$\mu$	0.0193 (0.0205)	-0.0043 (0.0216)	0.0019 (0.0239)	-0.0063 (0.0224)	0.0001 (0.0016)	0.0253 (0.0210)	0.0186 (0.0212)	0.0000 (0.3708)	-0.0012 (0.0183)	0.0054 (0.0249)
$\alpha$	0.0611 *** (0.0110)	0.0722 *** (0.0121)	0.0620 *** (0.0104)	0.0608 *** (0.0112)	0.0608 *** (0.0107)	0.0780 *** (0.0116)	0.0726 *** (0.0118)	0.0416 *** (0.0143)	0.0721 *** (0.0158)	0.0639 *** (0.0091)
$\beta$	0.9226 *** (0.0124)	0.9097 *** (0.0129)	0.9077 *** (0.0132)	0.9118 *** (0.0149)	0.9170 *** (0.0132)	0.9013 *** (0.0142)	0.9088 *** (0.0140)	0.9482 *** (0.0099)	0.9058 *** (0.0199)	0.9215 *** (0.0099)
$\gamma$	0.0169 (0.0119)	0.0118 (0.0132)	0.0282 ** (0.0126)	0.0241 * (0.0128)	0.0220 * (0.0121)	0.0136 (0.0126)	0.0134 (0.0120)	0.0205 ** (0.0097)	0.0211 (0.0145)	0.0103 (0.0110)
$m$	1.1617 *** (0.2170)	1.1779 *** (0.1895)	1.1416 *** (0.1515)	1.0506 *** (0.1605)	1.0175 *** (0.1794)	1.0274 *** (0.1719)	1.1025 *** (0.1772)	-0.6578 (2.4502)	0.9380 *** (0.2083)	1.3765 *** (0.1826)
$\theta$	0.0771 (0.1870)	0.0937 (0.1802)	-0.0794 (0.2723)	-0.1559 (0.2165)	-0.1699 (0.2179)	-0.1983 (0.2309)	-0.1979 ** (0.0801)	-0.1533 (0.0966)	-0.2113 (0.3811)	0.1911 (0.1854)
$\omega_2$	5.0867 * (2.8852)	5.2658 (3.4645)	1.0003 (10.1322)	1.0125 (4.1404)	1.0000 (2.9218)	1.8777 (5.3558)	34.6582 *** (13.2248)	50.8070 *** (12.0260)	2.4484 (21.3298)	5.1449 ** (2.4574)
VR	0.65	1.03	0.61	2.26	2.4	4.15	5.93	3.57	3.53	4.57

产管理公司掌握着大量新兴经济体国家及公司债券,一旦其投资策略发生变动,极有可能触发资本逆转,导致国内企业资金短缺甚至资金中断,增加行业波动风险。进一步结合我国国内因素来看,全球金融环境与国内宏观经济条件失衡将进一步加剧行业波动。倘若在全球金融环境上行时期,国内经济亦处于繁荣阶段,两者叠加将

强化周期影响,造成资本流入过度,促使资金流向高风险项目;同时,可能使国内投资者、金融机构预期高涨,造成资产价格泡沫与信贷过热,推升我国行业波动风险。综上所述,全球金融周期上行将推升我国行业长期波动。第三,就基于 GECON 的单因子模型而言,除医疗保健行业的参数  $\theta$  显著为负外,其余行业的参数  $\theta$  均不显著,表明全球经济条件并非我国行业波动的驱动因素。这可能是由于,国际贸易是全球经济条件影响中国行业波动的重要途径,尽管中国目前是全球第一大出口国,但出口占 GDP 的比重已由 2006 年的 35.4% 下降至 2019 年的 17.4%,以“国内大循环”为主体的发展趋势已成为事实<sup>[28]</sup>。而且,自 2000 年以来,我国参与全球价值链分工的主要目的逐渐从服务外需转变为内需主导,尤其在 2008 年全球金融危机后,这一转变加速推进<sup>[29]</sup>。因而,我国经济发展对全球经济条件的依赖程度不断下降,这极大程度上削弱了全球经济条件对国内行业波动的影响强度,导致其对国内大部分行业长期波动的影响不显著。

此外,方差比 VR 的结果显示,金融、医疗保健和公用事业基于 GFC 模型的方差比高于基于 RV 的基准模型,说明基于 GFC 单因子模型刻画的长期成分对总体条件波动有更强的解释能力,并且 GFC 单因子模型对金融行业长期波动的解释能力最强。这是因为金融行业在全球金融一体化中扮演重要角色,是跨境资本流动、外汇交易等国际金融活动的载体,发挥着连接各国经济与金融市场的桥梁作用,能够直接受到全球金融周期的推动作用,其中行业波动受全球金融周期的影响尤为明显。

值得注意的是,全球金融周期亦能够解释医疗保健与公用事业行业超过 1/3 的长期波动。这可能是由于医药保健是技术密集型行业,其发展离不开大量医疗设施建设以及长期研发与创新投入,对资金的依赖度较高;但是,全球金融周期引发的国际资本流入,通常具有高回报率和短期效益导向,缺乏长期稳定性,从而导致医疗保健行业波动增加。另外,公用事业行业涉及电力供给、水务、综合服务以及专业服务,由政府部门实施经营管理,是抵御国际冲击的重要抓手;全球金融环境上行时期,为避免国际资本过度流入以及金融泡沫的产生,公用事业行业将发挥逆向调节作用对冲外部影响,以达到稳定经济的目的。因此,两者受全球金融周期的影响较大。

## (二) 双因子 GARCH-MIDAS 模型分析

进一步地,本文在单因子模型的基础上,同时纳入已实现波动率与全球金融周期(或全球经济条件),探究两者对行业波动的联合作用。RV + GFC 以及 RV + GECON 的双因子模型估计结果如表 4 和表 5 所示。

就行业波动长期成分而言,其一,全球金融周期是中国行业长期波动的驱动因素,且全球金融周期上行能够推升行业波动风险。基于 RV + GFC 的双因子模型估计结果显示,除日常消费外,其余 9 个行业 GFC 的参数  $\theta$  显著为正,表明全球金融周期上行能够提高长期行业波动。其二,全球经济条件对中国行业长期波动的推动作用不显著。由 RV + GECON 的双因子模型估计结果可知,除公用事业外,其余 9 个行业 GECON 的参数  $\theta$  均不显著,说明全球经济条件不是中国行业长期波动的驱动因素。以上结论与单因子模型分析一致。

表 4 基于 RV + GFC 的双因子 GARCH-MIDAS 模型估计结果

	金融	能源	材料	工业	可选消费	日常消费	医疗保健	信息技术	公用事业	房地产
$\mu$	0.0168 (0.0204)	-0.0042 (0.0215)	0.0021 (0.0232)	-0.0051 (0.0219)	0.0033 (0.0212)	0.0284 (0.0208)	0.0197 (0.0210)	-0.0095 (0.0262)	-0.0018 (0.0182)	0.0055 (0.0244)
$\alpha$	0.0659 *** (0.0121)	0.0758 *** (0.0139)	0.0626 *** (0.0124)	0.0628 *** (0.0132)	0.0661 *** (0.0122)	0.0820 *** (0.0136)	0.0862 *** (0.0132)	0.0664 *** (0.0121)	0.0813 *** (0.0156)	0.0664 *** (0.0100)
$\beta$	0.8880 *** (0.0167)	0.8803 *** (0.0167)	0.8628 *** (0.0217)	0.8579 *** (0.0237)	0.8710 *** (0.0247)	0.8609 *** (0.0246)	0.8616 *** (0.0245)	0.8725 *** (0.0266)	0.8654 *** (0.0210)	0.8897 *** (0.0133)
$\gamma$	0.0254 (0.0159)	0.0143 (0.0175)	0.0460 ** (0.0188)	0.0456 ** (0.0207)	0.0389 ** (0.0195)	0.0288 (0.0179)	0.0263 (0.0180)	0.0317 * (0.0164)	0.0279 (0.0198)	0.0171 (0.0149)
$m$	0.3020 ** (0.1455)	0.4126 ** (0.1704)	0.4877 *** (0.1210)	0.4140 *** (0.1163)	0.3528 *** (0.1301)	0.3227 (0.1970)	0.3880 *** (0.1487)	0.8035 *** (0.1248)	0.2957 ** (0.1467)	0.5747 *** (0.1404)
$\theta_{RV}$	0.1863 *** (0.0263)	0.1592 *** (0.0487)	0.1308 *** (0.0281)	0.1307 *** (0.0296)	0.1452 *** (0.0363)	0.1636 * (0.0877)	0.1673 *** (0.0314)	0.0954 *** (0.0225)	0.1242 *** (0.0475)	0.1455 *** (0.0220)
$\omega_{2,RV}$	1.7107 *** (0.3964)	1.3629 *** (0.5248)	1.8572 *** (0.4869)	1.9507 *** (0.4959)	1.7281 *** (0.5356)	1.4554 *** (0.5551)	1.8134 *** (0.4065)	2.0585 *** (0.6955)	1.8821 *** (0.4387)	1.7078 *** (0.3315)
$\theta_{GFC}$	0.3241 *** (0.0746)	0.2684 * (0.1388)	0.2959 *** (0.0898)	0.3299 *** (0.0948)	0.3544 *** (0.1062)	0.3231 (0.1984)	0.2780 *** (0.0761)	0.2875 *** (0.0872)	0.4070 *** (0.1347)	0.2728 *** (0.0673)
$\omega_{2,GFC}$	3.2425 * (1.9018)	1.0002 (3.1182)	1.0000 (1.4073)	1.0000 (1.4069)	1.0000 (1.2412)	1.0001 (3.3720)	4.1329 * (2.4072)	1.0001 (0.8373)	1.0000 (2.0123)	10.7361 * (5.6901)
VR	64.88	55.24	56.99	59.8	61.04	55.15	53.51	52.58	54.58	62.53

表 5 基于 RV + GECON 的双因子 GARCH-MIDAS 模型估计结果

	金融	能源	材料	工业	可选消费	日常消费	医疗保健	信息技术	公用事业	房地产
$\mu$	0.0167 (0.0204)	-0.0024 (0.0215)	0.0048 (0.0236)	-0.0027 (0.0223)	0.0033 (0.0214)	0.0289 (0.0208)	0.0211 (0.0211)	-0.0112 (0.0264)	0.0003 (0.0207)	0.0078 (0.0245)
$\alpha$	0.0675 *** (0.0117)	0.0806 *** (0.0124)	0.0682 *** (0.0208)	0.0700 *** (0.0123)	0.0710 *** (0.0119)	0.0844 *** (0.0122)	0.0832 *** (0.0140)	0.0688 *** (0.0128)	0.0830 *** (0.0136)	0.0679 *** (0.0094)
$\beta$	0.8903 *** (0.0192)	0.8794 *** (0.0162)	0.8742 *** (0.0869)	0.8761 *** (0.0254)	0.8838 *** (0.0257)	0.8730 *** (0.0230)	0.8826 *** (0.0274)	0.8843 *** (0.0247)	0.8820 *** (0.0218)	0.8988 *** (0.0141)
$\gamma$	0.0271 * (0.0163)	0.0151 (0.0169)	0.0388 * (0.0216)	0.0344 * (0.0178)	0.0315 * (0.0176)	0.0229 (0.0169)	0.0171 (0.0158)	0.0265 * (0.0146)	0.0225 (0.0176)	0.0151 (0.0140)
$m$	0.3716 * (0.2186)	0.5130 *** (0.1889)	0.6498 (0.4269)	0.6021 *** (0.1489)	0.5297 *** (0.1743)	0.5138 *** (0.1901)	0.6307 *** (0.2288)	0.9525 *** (0.1412)	0.5605 ** (0.2237)	0.7217 *** (0.1898)
$\theta_{RV}$	0.2255 *** (0.0501)	0.1770 *** (0.0375)	0.1340 (0.1511)	0.1343 *** (0.0352)	0.1578 *** (0.0400)	0.1600 *** (0.0443)	0.1341 ** (0.0544)	0.1008 *** (0.0237)	0.1148 ** (0.0514)	0.1483 *** (0.0342)
$\omega_{2,RV}$	1.8983 *** (0.3607)	1.6132 *** (0.4433)	2.0345 *** (0.7607)	2.1116 *** (0.5248)	1.9072 *** (0.4550)	1.7690 *** (0.5359)	2.0164 *** (0.5011)	2.1473 *** (0.5519)	2.0667 *** (0.4150)	1.8335 *** (0.3673)
$\theta_{GECON}$	0.2627 (0.1825)	0.1241 (0.1659)	0.1073 (1.9822)	0.0765 (0.3818)	0.1242 (0.2126)	-0.0179 (0.0398)	-0.1321 (0.0891)	0.1845 (0.1450)	-0.1484 * (0.0795)	0.1544 (0.1220)
$\omega_{2,GECON}$	1.0008 (1.7322)	1.0001 (5.3859)	1.0000 (53.0799)	1.0000 (11.3546)	1.0001 (2.0595)	4.1382 (10.8818)	36.1915 *** (10.5233)	1.0000 (1.3193)	46.2315 *** (8.6799)	5.2192 (3.4627)
VR	46.89	39.51	33.78	34.22	35.44	30.62	34.84	31.42	27.7	40.01

通过比较方差比可知,所有行业基于 RV + GFC 的双因子模型方差比都大于 RV 基准模型,同时大于 RV + GECON 模型的方差比,说明已实现波动率与全球金融周期指数联合具备更强的解释能力。基于 RV + GFC 的双因子模型能够解释所有行业超过 1/2 的长期波动,表明全球金融周期的确是推升中国行业波动的重要因素,全球金融周期指数应作为关键指标纳入我国输入性风险监测防范体系中。

(三) 条件波动和长期成分比较

本文使用  $(g_{i,t}, \tau_i)^{1/2}$  和  $\tau_i^{1/2}$  分别表示行业的条件波动和长期成分。通过考察条件波动和长期成分时序图<sup>①</sup>的拟合情况,能够有效判断全球金融周期和全球经济条件对中国不同行业长期波动的刻画能力。

就单因子模型而言, RV 基准模型估计的长期成分与条件波动拟合效果最好;多数行业 GFC 单因子模型刻画的长期成分能够与整体波动趋势吻合,但信息技术和房地产行业的长期成分趋势较平缓,几乎不能够捕捉整体波动趋势;大部分行业 GECON 单因子模型刻画的长期成分无法识别整体波动趋势,仅有医疗保健行业的长期成分有一定的识别效果。

条件波动的突变时点与经济事件发生相匹配。具体而言,2007 年美国次贷危机和 2008 年全球金融危机,造成了全球经济萎缩和金融市场大幅震荡,国际资本回流避险、银行惜贷情绪上升,导致我国市场流动性收紧,各行业发展陷入困境、行业波动激增,基于 RV、GFC 单因子模型刻画的长期成分都能捕捉到此时的条件波动。2009—2012 年欧债危机发生,全球风险偏好下降,我国资本流入放缓,但受益于“四万亿”的刺激政策和持续增长的内需市场,欧债危机对我国各行业的影响强度相对较小,大部分行业条件波动小幅抬升,GFC 单因子模型刻画的长期成分较好捕捉了该时期的条件波动。2014—2015 年石油价格暴跌,对全球能源市场造成冲击,我国能源行业条件波动明显上升;同时,石油价格暴跌也恶化了投资者情绪并影响部分金融资产的质量,从而推高我国金融行业波动。2015 年中国股市异常波动虽然也引发了行业整体波动的骤增,但由于该事件仅限于中国市场,并未被 GFC、GECON 单因子模型刻画的长期成分识别出。

双因子模型衡量的长期成分能够更好地与条件波动拟合, RV + GFC 模型刻画的长期成分与条件波动的吻合程度高,说明将全球金融周期与已实现波动率结合能够更好地识别中国行业波动。并且,进一步对比单因子模型可以发现, RV + GECON 模型的识别能力主要来自 RV,意味着全球经济条件不是中国行业长期波动的驱动因素。

(四) 样本外预测分析

接下来,本文通过样本外预测,进一步探究纳入全球金融周期、全球经济条件对模型预测能力的改善情况。参考已有研究<sup>[30]</sup>的做法,本文采用递归估计方法,基于递归样本对样本外一个月的日度波动率进行预测,预测

①限于篇幅,单因子和双因子模型估计的条件波动和长期成分时序图在正文未列出,如有需要可向作者索取。

评价区间为 2017 年 5 月至 2019 年 4 月,共计 24 个月。

本文采用 MAE 和 RMSE 作为评价指标评判各模型样本外预测效果。 $MAE = T^{-1} \sum |\hat{\sigma} - \sigma|$ 、 $RMSE = (T^{-1} \sum (\hat{\sigma} - \sigma)^2)^{1/2}$ ,其对应的损失函数分别为  $L_1:AE = |\hat{\sigma} - \sigma|$  和  $L_2:SE = (\hat{\sigma} - \sigma)^2$ 。其中, $\hat{\sigma}^2$  是模型估计的条件方差,即 $\hat{\tau}_{t+1|t} \sum_{i=1}^{N_{t+1}} \hat{g}_{i,t+1|t}$ ,基于截至  $t$  月的样本, $\hat{\tau}_{t+1|t}$  为  $t+1$  月长期成分的预测值, $\hat{g}_{i,t+1|t}$  为  $t+1$  月第  $i$  天短期成分的预测值; $\sigma^2$  为行业实际波动率,用已实现波动率代理; $T$  代表预测评价的时间长度,即 2017 年 5 月至 2019 年 4 月共计 24 个月。

表 6 5 个 GARCH-MIDAS 模型 MAE 和 RMSE 的估计结果

模型	金融		能源		材料		工业		可选消费	
	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE
<i>RV</i>	0.8405	1.0515	0.8461	1.0597	0.8614	1.0647	0.8248	1.0087	0.7837	0.9586
<i>GFC</i>	0.8055	1.0244	0.8260	1.0473	0.8426	1.0557	0.7940	0.9880	0.7548	0.9369
<i>GECON</i>	0.8417	1.0529	0.8655	1.0775	0.8604	1.0698	0.8264	1.0151	0.7783	0.9587
<i>RV + GFC</i>	0.7784	0.9998	0.7967	1.0220	0.7972	1.0185	0.7599	0.9560	0.7325	0.9151
<i>RV + GECON</i>	0.8399	1.0529	0.8489	1.0775	0.8663	1.0698	0.8279	1.0151	0.7883	0.9587
模型	日常消费		医疗保健		信息技术		公用事业		房地产	
	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE
<i>RV</i>	0.8595	1.0571	0.8575	1.0277	1.0330	1.2698	0.6926	0.8300	0.9646	1.1557
<i>GFC</i>	0.8319	1.0322	0.8247	1.0029	0.9990	1.2554	0.6448	0.7924	0.9238	1.1326
<i>GECON</i>	0.8604	1.0552	0.8504	1.0215	1.0502	1.2868	0.6796	0.8239	0.9202	1.1323
<i>RV + GFC</i>	0.8051	1.0098	0.8059	0.9862	0.9700	1.2204	0.6402	0.7833	0.9089	1.1104
<i>RV + GECON</i>	0.8589	1.0552	0.8568	1.0215	1.0443	1.2868	0.6905	0.8239	0.9677	1.1323

表 6 给出了各模型 MAE 和 RMSE 的估计结果。由表 6 可知,纳入全球金融周期能够最大程度提高模型对中国行业波动的预测精度。一方面,就单因子模型估计结果而言,在 MAE 和 RMSE 两种指标体系下,除房地产外,其余 9 个行业基于 GFC 的模型都表现出最优的预测性能,GECON 仅对房地产行业表现出较好的预测效果。另一方面,通过比较单因子和双因子模型估计结果可以发现,无论选择何种评价指标,10 个行业基于 RV + GFC 的模型都表现出最好的预测效果,表明引入全球金融周期能够优化模型对中国行业波动的预测性能,而引入全球经济条件对模型预测性能的改善效果不明显。

本文进一步采用模型置信集(Model Confidence Set, MCS)检验<sup>[31]</sup>,识别各模型样本外预测精度差异的显著性。MCS 检验的  $p$  值越大,表明该模型的预测表现越好。

MCS 检验结果<sup>①</sup>显示,在两种指标评价体系下,10 个行业基于 RV + GFC 的模型均通过了 MCS 检验;尽管在 AE 评价体系下,房地产行业基于 GFC、GECON 的单因子模型和基于 RV + GFC 的双因子模型都通过 MCS 检验,但 RV + GFC 模型  $p$  值仍然最大,表明其预测性能最好。以上结果再次证明,引入全球金融周期能够显著提高模型对中国行业波动的预测精度,且基于 RV + GFC 的双因子模型是最优预测模型。

### (五) 稳健性分析

#### 1. 替换全球金融周期的代理指标

进一步地,本文通过替换全球金融周期的代理变量,检验主要结论的稳健性。本文选用 VIX 指数作为全球金融周期的代理变量,VIX 指数上升(下降)代表全球金融周期下行(上行),样本区间保持为 2000 年 1 月 4 日至 2019 年 4 月 30 日,基于 RV + VIX 的双因子模型估计结果显示<sup>②</sup>,能源、工业、日常消费、信息技术行业参数  $\theta$  至少在 10% 水平下显著为负,表明全球金融周期上行能够推升中国行业长期波动。而且,基于 RV + VIX 双因子模型参数  $\theta$  显著的行业数量远高于 RV + GECON 双因子模型,说明全球金融周期而非全球经济条件是中国行业长期波动的驱动因素,本文结论具备稳健性。

此外,对比表 4 可以发现,参数  $\theta$  显著的行业有所减少。这是因为相较于 Miranda-Agrippino 和 Rey<sup>[6]</sup> 构建的全球金融周期指数,VIX 指数包含的信息更多反映美国的情况;在全球金融危机之后欧洲银行在国际金融领域

①限于篇幅,正文未给出 MCS 检验结果表格,如有需要可向作者索取。

②限于篇幅,正文未给出稳健性分析的估计结果表格,如有需要可向作者索取。



的地位日益显现, VIX 指数与全球金融周期的负相关关系开始减弱甚至消失<sup>[9]</sup>。因此,以 VIX 指数作为代理变量可能会低估全球金融周期的影响。

## 2. 延长样本区间

当前,世界百年未有之大变局进入加速演变期,全球金融周期、全球经济条件对中国行业波动的影响可能发生改变,因此,本文通过延长样本区间,再次进行稳健性分析。本节以 VIX 指数代理全球金融周期,GECON 指数代理全球经济条件,样本区间为 2000 年 1 月 4 日至 2023 年 12 月 29 日。基于 RV + VIX 的双因子模型估计结果显示,6 个行业的参数  $\theta$  至少在 10% 水平下显著为负,表明全球金融周期上行能够推升大多数中国行业长期波动;基于 RV + GECON 的双因子模型估计结果显示,金融、能源、房地产行业的参数  $\theta$  至少在 10% 水平下显著为正,表明全球经济条件改善能够推升三者的长期波动。尽管全球经济条件上升能够提高少数行业的长期波动,但是接受其冲击的行业数量仍明显少于全球金融周期。而且,考虑 VIX 指数的信息含量低于 GFC 指数<sup>[6]</sup>,以 VIX 指数作为代理变量会低估全球金融周期的影响,即便如此,基于 RV + VIX 双因子模型参数  $\theta$  显著的行业数量仍远高于基于 RV + GECON 双因子模型。因此,即使延长样本期,全球金融周期仍是中国行业长期波动的驱动因素,本文结论稳健可靠。

## 五、研究结论与政策建议

本文通过样本内拟合与样本外预测,实证研究了全球金融周期、全球经济条件对中国行业长期波动的驱动作用。具体而言,本文以 10 个行业为研究对象,通过单因子、双因子 GARCH-MIDAS 模型,考察了全球金融周期、全球经济条件对中国行业长期波动的影响程度;在此基础上,本文通过递归方法进行样本外预测,采用 MAE 和 RMSE 评价指标检验各模型的预测能力,并进一步借助 MCS 检验甄别模型预测精度差异的显著性。研究结果表明:第一,全球金融周期而非全球经济条件是中国行业长期波动的驱动因素,而且这一结论在绝大多数行业中都适用。第二,全球金融周期上行将推升中国行业波动风险,其中纳入全球金融周期指数的模型在样本内拟合和样本外预测中均表现最优。第三,金融、医疗保健和公用事业受全球金融周期的影响最大,超过三分之一行业长期波动可以由全球金融周期解释。

基于上述结论,本文提出如下政策建议。其一,加强对全球金融周期的监测。本研究表明全球金融周期冲击能够对中国行业发展造成显著影响,因此,应将全球金融周期指数作为关键指标纳入我国输入性风险监测防范体系中,以实现及时识别、有效防控。其二,完善逆周期调节政策,加强宏观审慎政策实施,缓解全球金融周期冲击。相关部门应健全针对全球金融周期的逆向调节措施,审慎采取货币政策与财政政策进行对冲,削弱全球金融周期对国内经济的冲击强度。其三,把握重点行业风险防控,尤其应给予金融、医疗保健行业格外关注,降低两行业对全球金融周期的敏感程度。就金融行业而言,应持续加强金融监管,强化信息披露和透明度,防止过度同质化投资,减少系统性风险发生的可能性;就医疗保健行业而言,应适当增加对医疗保健行业的资金扶持,鼓励多元化投融资模式,减少该行业对国际资本的依赖,提高其竞争力和抗风险能力。

### 参考文献:

- [1] Rey H. Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence [R]. NBER Working Paper, 2015: 21162.
- [2] Baumeister C, Guérin P. A comparison of monthly global indicators for forecasting growth [J]. International Journal of Forecasting, 2021, 37 (3): 1276 - 1295.
- [3] Salisu A A, Gupta R, Demirel R. Global financial cycle and the predictability of oil market volatility: Evidence from a GARCH-MIDAS model [J]. Energy Economics, 2022, 108 (1): 105934.
- [4] 魏英辉, 陈欣, 江日初. 全球金融周期变化对新兴经济体货币政策独立性的影响研究 [J]. 世界经济研究, 2018 (2): 52 - 62.
- [5] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期与跨境资本流动 [J]. 金融研究, 2021 (10): 22 - 39.
- [6] Miranda-Agrippino S, Rey H. U. S. monetary policy and the global financial cycle [J]. Review of Economic Studies, 2020, 87 (6): 2754 - 2776.
- [7] Coimbra N, Rey H. Financial cycles with heterogeneous intermediaries [J]. Review of Economic Studies, 2024, 91 (2): 817 - 857.
- [8] Jiang Z, Krishnamurthy A, Lustig H. Dollar safety and the global financial cycle [J]. Review of Economic Studies, 2024, 91 (5): 2878 - 2915.
- [9] 谭小芬, 虞梦微. 全球金融周期: 驱动因素、传导机制与政策应对 [J]. 国际经济评论, 2021 (6): 94 - 116.
- [10] 张礼卿, 钟茜. 全球金融周期、美国货币政策与“三元悖论” [J]. 金融研究, 2020 (2): 15 - 33.
- [11] Acalin J, Rebucci A. Global business and financial cycles: A tale of two capital account regimes [R]. NBER Working Paper, 2020.

- [12] 陈晓莉, 刘晓宇. 全球金融周期波动对中国经济的溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2019(11):55-65.
- [13] 刘璐, 王晋斌, 厉妍彤, 等. 全球金融周期、中国金融周期和中国宏观经济[J]. 国际贸易问题, 2023(7):35-52.
- [14] Mundell R A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates[J]. Canadian Journal of Economics and Political Science, 1963, 29(4):475-485.
- [15] 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.
- [16] Stratford K. Nowcasting world GDP and trade using global indicators[J]. Bank of England Quarterly Bulletin, 2013, 53(3):233-243.
- [17] Baumeister C, Hamilton J D. Revisiting the role of oil supply and demand shocks[J]. American Economic Review, 2019, 109(5):1873-1910.
- [18] Ravazzolo F, Vespignani J. World steel production: A new monthly indicator of global real economic activity[J]. Canadian Journal of Economics, 2020, 53(2):743-766.
- [19] Baumeister C, Korobilis D, Lee T K. Energy markets and global economic conditions[J]. Review of Economics and Statistics, 2022, 104(4):828-844.
- [20] Kilian L, Murphy D P. The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil[J]. Journal of Applied Econometrics, 2014, 29(3):454-478.
- [21] Engle R F, Ghysels E, Sohn B. Stock market volatility and macroeconomic fundamentals[J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95(3):776-797.
- [22] Salisu A A, Gupta R, Bouri E, et al. The role of global economic conditions in forecasting gold market volatility: Evidence from a GARCH-MIDAS approach[J]. Research in International Business and Finance, 2020, 54(1):101308.
- [23] 占韦威, 裴平. 全球金融周期对国际资本异常流动的影响[J]. 国际金融研究, 2023(7):61-72.
- [24] 张斌, 于春海, 刘翠花. 金融开放、全球金融周期与跨境资本流动稳定性[J]. 经济问题探索, 2023(6):157-176.
- [25] Dong M, Chang C, Gong Q, et al. Revisiting global economic activity and crude oil prices: A Wavelet Analysis[J]. Economic Modelling, 2019, 78(1):134-149.
- [26] 李政, 石晴, 卜林. 地缘政治风险是国际原油价格波动的影响因子吗?: 基于 GARCH-MIDAS 模型的分析[J]. 世界经济研究, 2021(11):18-32.
- [27] 李政, 蔡昕雨. 全球金融周期与我国商业银行风险承担——基于事前和事后双视角的分析[J]. 财经论丛, 2024(11):57-68.
- [28] 林毅夫. 国内国际双循环, 推动中国经济高质量发展[J]. 清华金融评论, 2020(11):20-21.
- [29] 文武, 张海洋, 詹森华. 全球价值链分工的内需主导化与产出波动[J]. 经济学家, 2023(5):33-45.
- [30] 李政, 李薇. 美国不确定性冲击对全球股市波动的影响研究[J]. 财经理论与实践, 2024(2):48-55.
- [31] 李政, 武坤, 石晴. 外部输入性冲击与中国行业波动风险——基于四类不确定性的研究[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2024(4):116-128.

[责任编辑:杨志辉]

## Global Financial Cycle and Global Economic Conditions: Who Are the Drivers of Long-term Volatility in China's Industries?

LI Zheng, LI Wei

(School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

**Abstract:** In the context of China's deepening opening up and the growing complexity of international economic environment, the impact of global financial cycle (GFC) and global economic conditions (GECON) on the development of China's industries cannot be overlooked. Based on this, this paper takes China's ten industries as the research object, adopts the mixed frequency GARCH-MIDAS model, and empirically examines the driving effect of global financial cycle and global economic conditions on the volatility of Chinese industries from the aspects of in-sample fitting and out-of-sample forecasting. The results show that, first, the global financial cycle, rather than global economic conditions, is the driver of long-term volatility in China's industries. This conclusion holds true for most industries. Second, the upswing of the global financial cycle can elevate the volatility risk of China's industries. The models that incorporate the GFC index demonstrate superior performance in both in-sample fitting and out-of-sample forecasting. Third, the financial, healthcare and utilities are significantly impacted by the global financial cycle, with over one-third of long-term volatility being attributable to it. The conclusion of this paper provides policy guidance for China to effectively prevent external risks and maintain the stable development of various industries.

**Key Words:** global financial cycle; global economic conditions; China's industry volatility; GARCH-MIDAS model; economic environment; financial market