

# 世界贸易不确定性对人民币汇率联动效应的影响研究

杨博文

(广西大学经济学院, 广西 南宁 530004)

**摘要:**在当前世界政治、经济环境复杂多变的背景下,为了识别并描绘出世界经济贸易不确定性导致的人民币汇率联动效应变化特征,文章选取2002—2021年人民币、美元、欧元、英镑、港元、日元、新加坡元和澳元在直接标价法下兑瑞士法郎的汇率数据为研究对象,将世界贸易不确定性指数纳入研究框架,构建DCC-MIDAS模型进行实证分析。研究结果表明,一是人民币汇率短期波动的聚集效应不显著,且历史记忆性较弱;二是贸易不确定性对汇率有正向影响,人民币汇率能够在贸易前景波动时保持在相对稳定的状态;三是人民币与英镑汇率间的联动性已经具备一定的稳定性和抗冲击能力;四是当世界贸易不确定性发生波动时,人民币汇率也会发生相应的波动,这种波动具有持续性弱、趋于平稳速度快的特征。由此,文章提出推动我国对外贸易高质量发展、深化人民币汇率改革等政策建议。

**关键词:** 人民币汇率;贸易不确定性;联动效应;动态相关性;DCC-MIDAS

**中图分类号:** F831.5

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1674-5477(2023)04-0041-10

## 一、引言

世界贸易的不确定性一直是各个国家和地区广泛关注和高度重视的议题之一,在政治经济全球化的背景下,基于地缘政治、供应链斗争以及地区灾难性气候变化等诸多因素,世界政治、经济环境正处于或将在很长一段时期内高频震荡,国际贸易“突发”事件时有发生,各国贸易限制政策措施的不断出台,以及区域贸易协议加剧了政府管制的普遍化,由此带来的频繁贸易摩擦、贸易冲突,对国际贸易生态系统提出严峻挑战。2022年1月,国务院办公厅印发的《关于做好跨周期调节进一步稳外贸的意见》指出,当前我国外贸面临的不确定、不稳定、不平衡因素增多,外贸运行基础并不牢固。联合国贸发会议(UNCTAD)于2022年12月发布《全球贸易更新》报告,强调世界经

济复苏受经济增速放缓、贸易品价格走高和对债务可持续性担忧上升等诸多因素影响,2023年全球贸易增长放缓的趋势可能持续,贸易前景仍存在很大的不确定性。联合国发布的《2023年世界经济形势与展望》报告中提到,在不确定性因素的影响下,2022年世界经济增速放缓、通货膨胀率上升,这既影响发达国家,也波及发展中国家,给经济复苏带来了额外的风险。同时,该报告认为随着中国政府优化防疫政策、采取利好经济措施,2023年中国经济增长将加速。

在中国加入世界贸易组织(WTO)的二十多年间,面对世界贸易的不确定性以及错综复杂的世界贸易环境,人民币汇率波动情况也发生着显著的变化,并对我国对外贸易发展带来了新的冲击和挑战。作为国家三大攻坚战之一——防范化解重大风险攻坚战,首先是防止系统性金融风险的发生。而汇率风险又

收稿日期: 2023-01-15

作者简介: 杨博文,男,四川成都人,硕士研究生,广西大学经济学院,研究方向为公司金融。

是重要的系统性金融风险之一,人民币汇率非理性波动极易引发对资本市场、资本借贷、币值稳定的风险。目前,我国金融领域系统性风险总体可控,但诸如影子银行风险、外部冲击风险、互联网金融风险等极易诱发系统性风险的隐患依然存在,跨境套利、套汇以及资本外逃情况偶有发生,从而加剧跨境资本的波动,威胁金融市场安全。为此,中央经济工作会议、中央财经委员会会议均强调了牢牢守住不发生系统性金融风险的底线。中国人民银行发布《宏观审慎政策指引(试行)》明确指出,宏观审慎政策的目标是防范系统性金融风险。2022年政府工作报告首提设立“金融稳定保障金”,以防范化解金融风险。因此,我国在加大稳健的货币政策实施力度的同时,必须继续保持人民币汇率在合理、均衡水平上的基本稳定,充分有效地甄别利用各种信息来评估世界贸易不确定性对各国汇率水平波动的冲击效应,测度人民币汇率和其他各国汇率的联动效应,以精准评估世界政治和经济环境变化对人民币汇率的动态相关性,有利于完善人民币外汇市场波动的监测和风险防控机制。

当前学术界对人民币汇率的波动特征和联动关系开展广泛的研究(徐国祥和杨振建,2013;万正晓和倪阳,2020;刘尧成和丁剑平,2012),普遍认为贸易政策和宏观经济的不确定性能够从多个方面影响人民币汇率的波动性与联动性。但现有的文献更多的是以重大事件为时间节点进行研究,而鲜有将宏观经济因素的动态变化与人民币汇率变动纳入同一研究框架进行分析。基于此,为研究世界贸易不确定性对人民币汇率联动效应的影响,本文选取直接标价法下人民币、美元、欧元、英镑、港元、日元、新加坡元和澳大利亚元兑瑞士法郎汇率的日度数据作为高频变量,采用世界贸易不确定性指数(WTUI)的季度数据作为宏观经济低频变量,通过构建DCC-MIDAS模型对中国加入WTO之后人民币汇率的联动性进行实证分析。

本文的创新点在于:第一,相较已有文献,本文通过构建DCC-MIDAS模型将世界贸易不确定性指数纳入研究框架进行分析,研究结果揭示世界贸易环境动态变动的背景下人民币汇率的波动性和联动特征,强调世界贸易不确定性对我国贸易发展和金融发展的影响,有助于更好地考察宏观经济环境变动对人民币汇率变动的影响机制。第二,本文考察几种主要货

币与人民币汇率的联动特征,为衡量我国贸易前景变动提供“汇率联动”方案,同时也为我国在经济高质量发展阶段进一步深化外汇市场改革提出相关的政策建议。第三,本文从世界贸易不确定性的角度出发,聚焦人民币汇率的联动效应,拓展“贸易变动—汇率变动”传导路径的研究思路,为进一步促进人民币和对外贸易国际化的发展提供理论支持。

## 二、文献综述

对于货币汇率的联动性,国内外学者均进行了大量的研究。Engle et al.(1990)认为外汇市场间存在波动溢出关系,Carlos(2003)以1988年至2003年菲律宾的利率与汇率的周度数据为样本进行实证检验,发现二者的相关关系是非恒定的,政策变动和外部冲击均能够造成二者相关结构的改变。Maziad & Kang(2012)发现人民币在岸市场与香港人民币离岸市场间存在波动溢出效应,人民币离岸市场对人民币在岸市场的影响逐渐增强(戴淑庚等,2017)。

随着人民币国际化进程逐渐加快,学术界对造成人民币汇率联动关系发生变化的宏观影响因素进行深入研究。基于国内重大经济改革的视角,学术界普遍认为“7·21汇改”与“8·11汇改”对人民币汇率的波动传导效应和联动效应有显著的提升作用。部分学者认为中国在“7·21汇改”后,实行以汇率篮子、波动范围和爬行速度为识别框架的汇率制度。徐国祥和杨振建(2013)认为人民币和美元间存在显著的波动传导效应,这种效应在“7·21汇改”后有所增强。人民币与日元的联动性始终维持在较高的水平,该联动性与美洲和东南亚新兴市场货币的关联性较强,“8·11汇改”后人民币与新加坡元等货币的汇率联动性处于稳定上升的状态,人民币汇率市场化改革对人民币区域化有显著的推动作用(唐洁尘和李容,2018;何青等,2019)。基于政策协调和对外贸易的视角,学术界认为积极有效的贸易协定和政策协调能够维持人民币的稳定性,提升人民币的国际地位,如Bowles & Wang(2013)研究认为,外部政治压力与人民币汇率存在格兰杰(Granger)因果关系。基于区域经济一体化的视角,苏应蓉和徐长生(2009)认为贸易伙伴的经济状况和政策变化是导致东亚国家和地区汇率关联性波动的原因,在经济不稳定时期,各国、各地区更应

该进行积极的汇率政策协调。基于经济周期的视角,刘尧成和丁剑平(2012)认为中美两国间经济周期与汇率波动性间存在关联关系,中国与美国的相对经济周期对两国货币的汇率波动有决定性影响。

为解决上述问题,Engle et al.(2013)提出将数据波动率拆分为高频短期波动成分和低频长期波动成分的GARCH-MIDAS模型,为拟合不同频率的经济数据提供了新思路。基于此,尹力博和李勃(2017)利用GARCH-MIDAS模型分析发现投资者关注对人民币汇率价差波动具有显著影响。操玮等(2021)通过构建多因子GARCH-MIDAS模型发现经济政策不确定性和宏观经济不确定性能够有效预测人民币汇率波动。周开国等(2021)以我国股票市场、外汇市场、债券市场和货币市场的收益率为研究样本,利用DCC-MIDAS模型将居民消费价格指数(CPI)、经济政策不确定性指数等宏观经济变量纳入研究框架,研究表明市场宏观因素的变动对不同金融市场的关联性造成不同且显著的影响。周应春和王惜凡(2021)采用DCC-MIDAS模型对人民币与“一带一路”沿线国家的汇率数据的联动性进行实证研究,认为“一带一路”倡议能够有效提升人民币的区域影响力,现已形成的联动关系不够稳定,但能够抵御一定的外界干扰。上述研究为本文构建动态条件相关混频数据抽样模型(DCC-MIDAS)研究世界贸易不确定性与人民币汇率联动性的关系提供有力的理论支撑。

综上所述,宏观因素可以通过经济政策变革、对外贸易发展和宏观经济周期变动等途径对人民币汇率的波动性和联动性造成影响。然而,现有的研究更多的是以重大事件为时间节点进行分析,而忽视由于宏观经济因素和对外贸易条件的动态变动造成的风险冲击,一方面,由于存在“汇率与宏观经济基本面关系之谜”,传统的汇率决定模型难以克服汇率与宏观经济基本面的内生性,实证结果可能缺乏合理性;另一方面,由于世界经济和贸易发展存在不确定性,外汇市场投资者对货币汇率的预期会出现分化,进而影响汇率波动,若忽视经济和贸易发展不确定性则会导致研究结果出现偏误。因此,本文揭示人民币汇率的波动性和联动特征,强调世界贸易不确定性对我国贸易发展和金融发展的影响,有助于更好地考察宏观经济环境变动对人民币汇率变动的影响机制,为进一步

促进人民币和对外贸易国际化的发展提供理论支持。

### 三、实证分析

#### (一)数据选取与说明

对于高频数据,本文选取在直接标价法下人民币(CNY)、美元(USD)、欧元(EUR)、英镑(GBP)、港元(HKD)、日元(JPY)、新加坡元(SGD)和澳大利亚元(AUD)兑瑞士法郎(CHF)汇率的日度数据为样本,样本取值时间范围为2002年1月2日至2021年12月31日,其中,样本起始日期2002年1月2日为中国正式加入世界贸易组织(WTO)后第一个完整经济季度的第一个外汇交易日,样本终止日期2021年12月31日为2021年最后一个交易日,共8组数据,每组数据样本量为5216,数据来源为Wind数据库。为避免因数据原因出现伪回归和异方差问题,本文在不改变样本时间序列的性质及相关性的前提下,对各货币汇率的时间序列数据做一阶对数差分处理,同时,为避免计算精度问题,本文将一阶对数差分后的数据放大100倍用于模型拟合。

对于宏观低频数据,本文选取世界贸易不确定性指数(WTUI)的季度数据为样本,WTUI指数是由Ahir et al.(2022)提出的基于143个国家贸易不确定性加权平均计算得出的指数,用于衡量世界贸易不确定性,其原始数据来源于经济政策不确定性数据库。为与高频数据相对应,本文所选用的WTUI季度数据取值时间范围为2002年第一季度到2021年第四季度,共计80个样本数据。

#### (二)数据描述性统计

在进行模型拟合前,本文首先对放大100倍的对数差分汇率数据和世界不确定性指数的统计特征进行考察,其描述性统计数据如表1所示。

由表1可得,第一,在汇率对数差分数据的描述性统计量中澳元汇率时间序列数据的波动率较高,欧元汇率时间序列数据的波动率较低,人民币和美元汇率时间序列数据的波动率相差不大,其余各组数据波动率间的差别较小;第二,欧元、英镑和日元汇率以及世界贸易不确定性指数时间序列数据呈右偏分布,表明上述样本更易出现大于均值的数据,人民币、美元、港元、新加坡元和澳元汇率时间序列数据呈左偏分布,表明这五组样本更易出现小于均值的数据;第三,



表1 描述性统计

货币名称	货币符号	标准差	方差	峰度	偏度	J-B统计量P值	ADF值
人民币	CNY	0.975	0.950	53.397	-0.061	0.000	-31.785
美元	USD	0.958	0.918	60.348	-0.122	0.000	-31.725
欧元	EUR	0.668	0.446	325.679	0.135	0.000	-32.373
英镑	GBP	0.924	0.854	76.793	0.114	0.000	-31.999
港元	HKD	0.958	0.918	50.124	-0.128	0.000	-31.753
日元	JPY	0.984	0.968	42.157	0.349	0.000	-28.561
新加坡元	SGD	0.870	0.756	75.882	-0.192	0.000	-32.583
澳元	AUD	1.202	1.445	33.765	-0.772	0.000	-24.440
世界贸易不确定性指数	WTUI	28.924	836.598	18.701	3.953	0.000	-2.725

注：若ADF值小于-2.861，则表明时间序列数据在5%的显著水平下是平稳的；若ADF值小于-2.567，则表明时间序列数据在10%的显著水平下是平稳的。

各组时间序列数据的峰度均显著大于正态分布的峰度(峰度值为3)，表明它们的时间序列数据均具有显著的尖峰厚尾特征，同时，各组数据在95%的置信度下J-B统计量的P值均近似为0.000，表明各组数据的时间序列均具有显著的非正态性，与峰度检验的结论一致，因此本文在后续的数据检验和模型分布中均采用t分布假设；第四，由ADF检验值可得，在5%的显著水平下，各组汇率数据均是平稳的，世界贸易不确定性指数在10%的显著水平下是平稳的，可以进行进一步的数据拟合。

### (三)协整检验

为避免伪回归问题，在对各货币汇率联动关系进行分析前，首先需要检验各组数据间是否存在相关关系。本文使用Johansen检验法检验各组汇率时间序列数据间是否存在长期均衡关系，设定检验的原假设 $H_0$ ：汇率时间序列数据间无协整关系。Johansen协整检验的结果显示，迹检验的统计量在协整个数为0到6时均在5%的统计水平下显著，拒绝汇率时间序列数据间无协整关系的原假设，而最大特征值检验只在协整个数为4时接受原假设，因此本文认为各汇率时间序列数据间存在长期协整关系，可以进行进一步的Granger因果关系检验。

### (四)Granger因果关系检验

协整关系检验只能确定数据间存在相关关系，而不能识别数据间是否存在因果关系。因此在确定汇率时间序列数据存在长期协整关系后，本文使用Granger因果关系检验方法确定各组汇率时间序列数

据间的因果关系，该方法统计学本质为对平稳时间序列数据的预测，因为本文所用于拟合模型的汇率以及世界贸易不确定性指数时间序列数据均是平稳协整的，故可以直接进行Granger因果检验，本文进行检验的原假设 $H_0$ ：解释货币汇率不是被解释货币汇率的Granger原因。在进行世界贸易不确定性指数与各货币汇率数据间的因果检验时，本文对高频汇率数据进行降频处理，降频后的数据均是平稳协整的。检验结果如表2所示。

由表2可得，第一，人民币汇率的解释力较弱，与英镑、新加坡元和澳元存在双向Granger因果关系，同时另外七种货币均对人民币存在Granger因果关系，表明上述货币的汇率对人民币汇率具有显著的影响；第二，世界贸易不确定性指数与人民币和美元在10%的显著水平下具有Granger因果关系，而与其余五种货币汇率间不存在显著的Granger因果关系，这可能是因为中国和美国分别是世界第一大和第二大贸易出口额国家，贸易因素对汇率产生较大影响。第三，欧盟的总体贸易额也居于世界前列，但欧元与世界贸易不确定性指数之间不具有显著的Granger因果关系，推测这与欧元区国家间进行密切的内部经济交流、劳动力流动和商品流通有关，特别是当欧元区成员国间进行贸易时，由于使用相同货币，世界贸易不确定性的影响将表现为货物价格变动而不是欧元汇率变动。

### (五)DCC-MIDAS模型的拟合

由上述协整检验和Granger因果关系检验的结果可知，本文所选取的不同货币汇率数据间存在一定的相关关系和因果关系，人民币、美元汇率与世界贸易不确定性间也存在一定的因果关系。但上述检验方法只能证明数据间具有水平上的相关关系和因果关系，而不能对这两种关系进行数值和大小上的衡量。因此，为解决上述问题，同时进一步分析在世界贸易不确定的背景下各货币汇率间的总体波动特征和联动关系，本文构建动态条件相关混频数据抽样模型(DCC-MIDAS)，在保证数据有效性的同时，将各货币汇率(高频数据)与世界贸易不确定性指数(低频数据)纳入同一研究框架进行分析。

DCC-MIDAS模型是由Colacito et al.(2011)在DCC-GARCH模型和GARCH-MIDAS模型的基础上提出的，其中，DCC-GARCH模型中的GARCH成分反

表2 汇率时间序列数据 Granger 因果检验结果

被解释 \ 解释	CNY	USD	EUR	GBP	HKD	JPY	SGD	AUD	WTUI
CNY	1.000	7.011*** (0.000)	1.945*** (0.005)	1.576** (0.042)	7.312*** (0.000)	2.391*** (0.000)	4.669*** (0.000)	1.562** (0.046)	2.385* (0.076)
USD	0.652 (0.889)	1.000	1.682* (0.024)	1.333 (0.136)	1.084 (0.356)	1.503* (0.062)	1.913*** (0.006)	1.514* (0.058)	2.229* (0.093)
EUR	1.401 (0.101)	1.566** (0.045)	1.000	1.188 (0.246)	1.542** (0.050)	2.180*** (0.001)	1.214 (0.224)	1.581** (0.041)	0.335 (0.800)
GBP	1.926*** (0.006)	2.521*** (0.000)	1.609** (0.036)	1.000	2.492*** (0.000)	2.982*** (0.000)	2.188*** (0.001)	1.592** (0.039)	0.139 (0.937)
HKD	0.640 (0.899)	1.179 (0.255)	1.653** (0.028)	1.258 (0.187)	1.000	1.550** (0.049)	1.798** (0.012)	1.483* (0.068)	1.188 (0.321)
JPY	1.632 (0.316)	1.875*** (0.008)	2.036*** (0.003)	2.439*** (0.000)	1.908*** (0.007)	1.000	1.366 (0.118)	2.384*** (0.000)	1.584 (0.201)
SGD	1.158* (0.057)	1.923*** (0.006)	1.418* (0.093)	1.135 (0.299)	1.859*** (0.009)	1.737** (0.018)	1.000	1.952*** (0.005)	0.829 (0.483)
AUD	1.938*** (0.005)	2.144*** (0.001)	2.941*** (0.000)	1.525* (0.055)	2.257*** (0.000)	1.719** (0.020)	2.469*** (0.000)	1.000	0.771 (0.765)
WTUI	1.290 (0.285)	0.492 (0.689)	0.463 (0.709)	0.737 (0.534)	0.632 (0.597)	0.384 (0.765)	0.995 (0.400)	0.492 (0.689)	1.000

注：以 CNY 解释 GBP 为例，1.926 为 F 统计量，(0.006) 为其对应的 P 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平下显著。

映了高频数据的短期波动情况，通过 MIDAS 成分确定不同频率数据的权重以计算长期波动情况。本文在 Conrad et al.(2014)所提出理论上构建 DCC-MIDAS 模型，在构建 DCC-GARCH 模型的基础上，完成 GARCH-MIDAS 模型的构建。

本文假设  $P_{i,t}$  为一阶对数差分后的直接标价法下人民币对外币  $i$  的汇率时间序列数据，则  $P_{i,t}$  可以用如下形式表示：

$$P_{i,t} = \mu + \sqrt{\tau_t g_{i,t}} \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $\tau_t$  和  $g_{i,t}$  分别表示波动的长期成分和短期成分，若  $\Phi_{i-1,t}$  表示第  $t$  期第  $i-1$  个交易日前的信息集，则  $\varepsilon_{i,t} | \Phi_{i-1,t} \sim N(0, 1)$ 。波动的短期成分  $g_{i,t}$  和长期成分  $\tau_t$  分别可由如下形式表示：

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{(P_{i-1,t} - \mu)^2}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t} \quad (2)$$

$$\tau_t = m + \theta \sum_{k=1}^K \psi_k(\omega_i) V_{t-k} \quad (3)$$

$$\psi_k(\omega_i) \propto (1 - \frac{k}{K})^{\omega_i - 1} \quad (4)$$

其中，短期成分  $g_{i,t}$  服从 GARCH(1,1) 过程， $\alpha$  和  $\beta$  服从  $\alpha + \beta < 1$ 、 $\alpha > 0$ 、 $\beta$  非负的约束条件，长期成分由世界贸易不确定性指数的波动决定。 $\psi_k(\omega_i)$  是滞后变量的权重函数，滞后变量的权重呈现衰减趋势，离计算期越远，权重越小，本文将宏观经济变量最大滞后阶

数设置为 36 阶。

在 DCC-MIDAS 模型中，对  $n$  维时间序列数据进行条件协方差矩阵分解，可以得到  $n$  个条件方差和  $n \times n$  个条件方差相关矩阵，其中，条件方差遵循 GARCH-MIDAS 模型，条件方差相关矩阵会随着时间的变化而变化，相关矩阵的系数  $q_{i,j,t}$  的形式如下：

$$q_{i,j,t} = \rho_{i,j,t} (1 - a - b) + a \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + b q_{i,j,t-1} \quad (5)$$

$$\rho_{i,j,t} = \frac{q_{i,j,t}}{\sqrt{q_{i,i,t}} \sqrt{q_{j,j,t}}} \quad (6)$$

其中， $q_{i,j,t}$  具有动态 GARCH(1,1) 的特征， $r_{i,j,t}$  是条件方差相关矩阵 MIDAS 加权总和  $r_t$  的基本组成部分， $r_t$  的形式可以表示为：

$$\rho_t = \sum_{k=1}^K \psi_k(\omega_i) c_{t-k} \quad (7)$$

本文基于 8 组货币汇率时间序列数据和世界贸易不确定性指数时间序列数据建立 DCC-MIDAS 模型，对每个时间序列数据已实现的波动率进行短期成分和长期成分的分解。模型拟合结果如表 3 所示，其中 Panel A 为 GARCH-MIDAS 模型的拟合结果，用以测度货币汇率特有波动性和世界贸易不确定性对货币汇率波动的影响特征；Panel B 通过构建两组货币间的二元 DCC-MIDAS 模型，测度不同货币间的联动特征与世界贸易不确定性对联动性造成的影响；Panel C 为模型评价。

由表3可得,对于Panel A,通过构建GARCH-MIDAS模型以测度货币汇率数据的特有波动性以及世界贸易不确定性对货币汇率波动的影响特征,可以发现:第一,人民币和美元的GARCH系数 $\beta$ 均不显著,表明人民币和美元的汇率波动不具有短期的聚集效应,在 $\beta$ 系数显著的汇率时间序列中,欧元汇率的GARCH系数 $\beta$ 接近于1,表明欧元汇率的短期波动具有聚集效应,当受到冲击时,欧元汇率往往会经历持久但缓慢衰减的波动;第二,系数 $m$ 代表货币汇率的长期波动特征, $m$ 的值越大表明长期波动的历史记忆性越强,即货币汇率更易受到历史波动的影响,从Panel A中数据可以看出,除欧元的 $m$ 系数较大(但不显著)外,其余各货币汇率波动的历史记忆性均较弱,其中,美元汇率的历史波动记忆性较弱,推测其与美元的世界货币地位有关,人民币汇率对历史波动的记忆性略强于美元,表明随着中国对外贸易的发展,人民币逐渐具有国际化的特征;第三,系数 $q$ 为世界贸易不确定性对汇率长期波动的影响系数,对于所有货币汇率时间序列数据,模型拟合结果中参数 $q$ 均大于0,且在1%的统计意义上显著,表明世界贸易不确定性指数的波动对本文所实证分析的货币汇率波动均

有正向影响,即当世界贸易不确定性增加时,各个货币的汇率均相应地发生波动,这种影响在欧元中表现较为显著,推测其与欧元区存在多个独立经济体导致的政策反应不一致有关。人民币与美元的 $q$ 系数低于欧元、港元、日元和新加坡元,高于澳元,表明人民币与美元的汇率波动处于相对稳定的状态;第四,系数 $w_1$ 代表世界贸易不确定性对货币汇率长期波动的最优贡献权重,即世界贸易不确定性的变动对货币汇率波动的冲击速度和大小。各货币汇率时间序列数据对应的参数 $w_1$ 均大于1且在统计意义上显著,说明各期世界贸易不确定性的权重均随时间衰减,即当货币汇率发生波动时,对应国家能够较快且有效地应用财政或货币政策工具维持汇率的稳定,其中,人民币的 $w_1$ 参数维持在正常的范围内,表明我国现有的货币政策与外汇管理政策是积极、稳健和有效的,这也印证了朱孟楠和闫帅(2015)以及裴斌等(2021)的研究结论。

对于Panel B,通过在不同货币间构建二元DCC-MIDAS模型进行动态相关性估计,可以在DCC-GARCH模型的基础上,进一步分析货币间的联动特征与世界贸易不确定性对这种联动特征造成的影响,

表3 DCC-MIDAS模型拟合结果

		Panel A: GARCH-MIDAS模型							
系数	经济含义	CNY	USD	EUR	GBP	HKD	JPY	SGD	AUD
$\beta$	货币汇率短期波动GARCH项系数	0.025 (0.346)	0.046 (0.146)	0.906*** (0.000)	0.164*** (0.000)	0.502*** (0.000)	0.771*** (0.000)	0.173*** (0.000)	0.468*** (0.000)
$m$	货币汇率的长期波动特征	0.428*** (0.000)	0.399*** (0.000)	20.030 (0.969)	0.944*** (0.000)	0.000 (1.000)	1.067*** (0.000)	0.620*** (0.000)	0.924*** (0.000)
$q$	世界贸易不确定性对长期波动的影响系数	0.215*** (0.000)	0.214*** (0.000)	154.68*** (0.001)	0.177*** (0.000)	0.297*** (0.000)	0.272*** (0.000)	0.258*** (0.000)	0.178*** (0.000)
$w_1$	世界贸易不确定性对长期波动的最优权重	30.692*** (0.000)	34.596*** (0.000)	7.429*** (0.273)	50.011*** (0.000)	26.360*** (0.000)	1.752*** (0.001)	38.314*** (0.000)	26.810*** (0.000)
		Panel B: DCC-MIDAS模型							
系数	经济含义	USD	EUR	GBP	HKD	JPY	SGD	AUD	
$a$	人民币与目标货币间相关系数的动态调整系数	0.307*** (0.000)	0.000 (1.000)	0.031*** (0.000)	0.156*** (0.000)	0.259 (0.000)	0.405*** (0.000)	0.418*** (0.000)	
CNY $b$	人民币与目标货币间时变相关关系的持续系数	0.224*** (0.000)	0.982*** (0.001)	0.942*** (0.000)	0.103*** (0.001)	0.165*** (0.005)	0.104*** (0.000)	0.087 (0.136)	
$w_2$	世界贸易不确定性对两种货币动态相关系数的影响	7.826*** (0.000)	2.145 (0.757)	1.013*** (0.005)	17.205*** (0.000)	2.372*** (0.001)	1.590*** (0.000)	50.000*** (0.001)	
		Panel C: 模型评价							
		CNY	USD	EUR	GBP	HKD	JPY	SGD	AUD
	均方根误差	5.998	6.239	91280	20.490	6.703	6.129	6.062	7.395
	Log-Likelihood	-5424	-5317	-12910	-7354	-5371	-5377	-4737	-5974
	AIC	10861	10646	25832	14720	10755	10766	9486	11960
	BIC	10900	10685	25872	14760	10795	10805	9526	12000

此处省略报告Panel A的 $m$ 系数与 $\alpha$ 系数、Panel B中人民币外的其他货币间的 $a$ 、 $b$ 和 $w_2$ 系数,可联系作者索取。

注:在Panel A与Panel B中,括号中的数字为对应系数 $t$ 统计量的 $P$ 值,\*\*\*表示系数在1%的统计水平下显著;由于篇幅所限,此处省略报告Panel A的系数与 $\alpha$ 系数、Panel B中人民币外的其他货币间的 $a$ 、 $b$ 和 $w_2$ 系数。



可以发现:第一,在人民币与其余货币构建的二元DCC-MIDAS模型中,除欧元外,其余七种货币的相关系数动态调整系数 $a$ 均在1%的统计水平下显著,系数 $a$ 越小则相关系数的波动幅度越小。结果表明随着世界贸易不确定性的变化,人民币与各货币间的汇率联动关系也发生了相应的波动,其中人民币与新加坡元和澳元的联动性波动幅度较大,美元次之,人民币与英镑汇率联动性的波动幅度较小,表明二者间的联动性比较稳定。第二,系数 $b$ 为时变相关关系持续系数,除澳元外,人民币汇率与其他货币汇率的时变相关性持续系数( $b$ )均在1%的统计水平下显著。其中人民币与欧元的持续系数较大,表明当受到世界贸易不确定性变动的冲击时,人民币与欧元汇率间的联动性更容易发生持久的波动,推测其与欧元区不同经济体应对世界贸易波动的策略不一致且具有时滞性有关。人民币汇率与英镑汇率的时变相关性持续系数( $b$ )也处于较高的水平,表明虽然英国已经脱欧,但其国内经济运行仍对欧元区国家保持较高的依赖,故英镑表现出与欧元相似的时变相关性持续特征。人民币对美元的时变相关性持续系数( $b$ )维持在相对较低的水平,印证了司颖华和李淑云(2021)的研究结论。第三,以参数 $w_2$ 衡量世界贸易不确定性对不同货币间长期动态相关系数的影响程度,除欧元外,人民币汇率与其他货币汇率的最优权重均在1%的统计水平下显著,其中人民币与澳元的 $w_2$ 参数较大,表明最近一期的贸易不确定性波动对二者联动性的影响比重更大。综上所述,人民币与英镑间的汇率联动效应更能抵御世界贸易不确定性的冲击;人民币与欧元间的联动效应更容易发生持久的波动;人民币与其他货币汇率间的 $w_2$ 系数均有显著的差异,这可能是因为不同国家和经济体与中国签署的贸易协定以及其内部制度安排存在差异有关。由上述数据可见,人民币与其他货币汇率间的联动关系具备一定的稳定性和抗冲击能力,人民币已逐步积累起国际化所需的影响力。

对于Panel C,在模型拟合效果方面,欧元汇率数据的均方根误差显著大于其他货币汇率的均方根误差,这与Panel B中欧元与其他货币的二元DCC-MIDAS模型拟合结果中存在大量的不显著系数有关。而其他货币的评价指标均显示DCC-MIDAS模型对

汇率数据的拟合是有效的。

#### (六)脉冲响应分析

通过DCC-MIDAS模型对各货币汇率数据的实证分析,本文认为世界贸易不确定性指数发生波动会影响货币汇率的波动特征与联动关系,但上述分析并没有指出各货币汇率对这种影响具体的反应速度和持续时长。基于此,本文使用脉冲响应分析测度当世界贸易不确定性指数的波动上升一个单位标准差时,对其他货币汇率造成的影响,结果如图1所示,其中横轴为模型拟合的期数,以季度为一个基本单位,纵轴为脉冲响应分析测度的影响程度。

由图1可得,第一,当世界贸易不确定性指数的波动上升一个单位标准差时,各货币汇率由此发生波动的方向与程度不一致,印证了表3Panel A中各货币汇率 $q$ 系数均显著的实证结果,同时,世界贸易不确定性也包含了地缘政治与经济政策的不确定性,因此上述结论也印证了卜林等(2021)和王盼盼(2021)的研究结论。其中,若世界贸易不确定性指数在第1期受到冲击,那么人民币和美元汇率会在第2期发生负向波动。第二,在面对世界贸易不确定性的冲击时,人民币、美元汇率发生的波动幅度较大,这印证了中国和美国均是进出口贸易大国的现实情况,说明货币币值稳定与进出口量具有一定的相关关系,我国在获得对外开放和加入WTO带来利好的同时,也面临着相应的挑战,即需要做好人民币币值稳定与扩大对外贸易量间的权衡。第三,从波动持续时间来看,人民币汇率的波动持续时间较短,在第8期时逐渐趋于平稳,推测这可能与中国国内经济稳定性强以及对外贸易条件相对稳定有关。因此我国在制定应对世界贸易不确定性冲击的政策时,可以着眼于分析冲击发生后两年内人民币汇率的波动情况。第四,人民币、美元的脉冲响应变动具有相似的特征,这可能与中美间贸易联系紧密有关,因此我国在制定相关政策时,可以参考美国的现有政策,并根据我国制度安排和经济运行的实际情况加以改进和完善。

## 四、结论与政策建议

### (一)结论

本文选取在直接标价法下人民币、美元、欧元、英镑、港元、日元、新加坡元和澳大利亚元兑瑞士法郎的

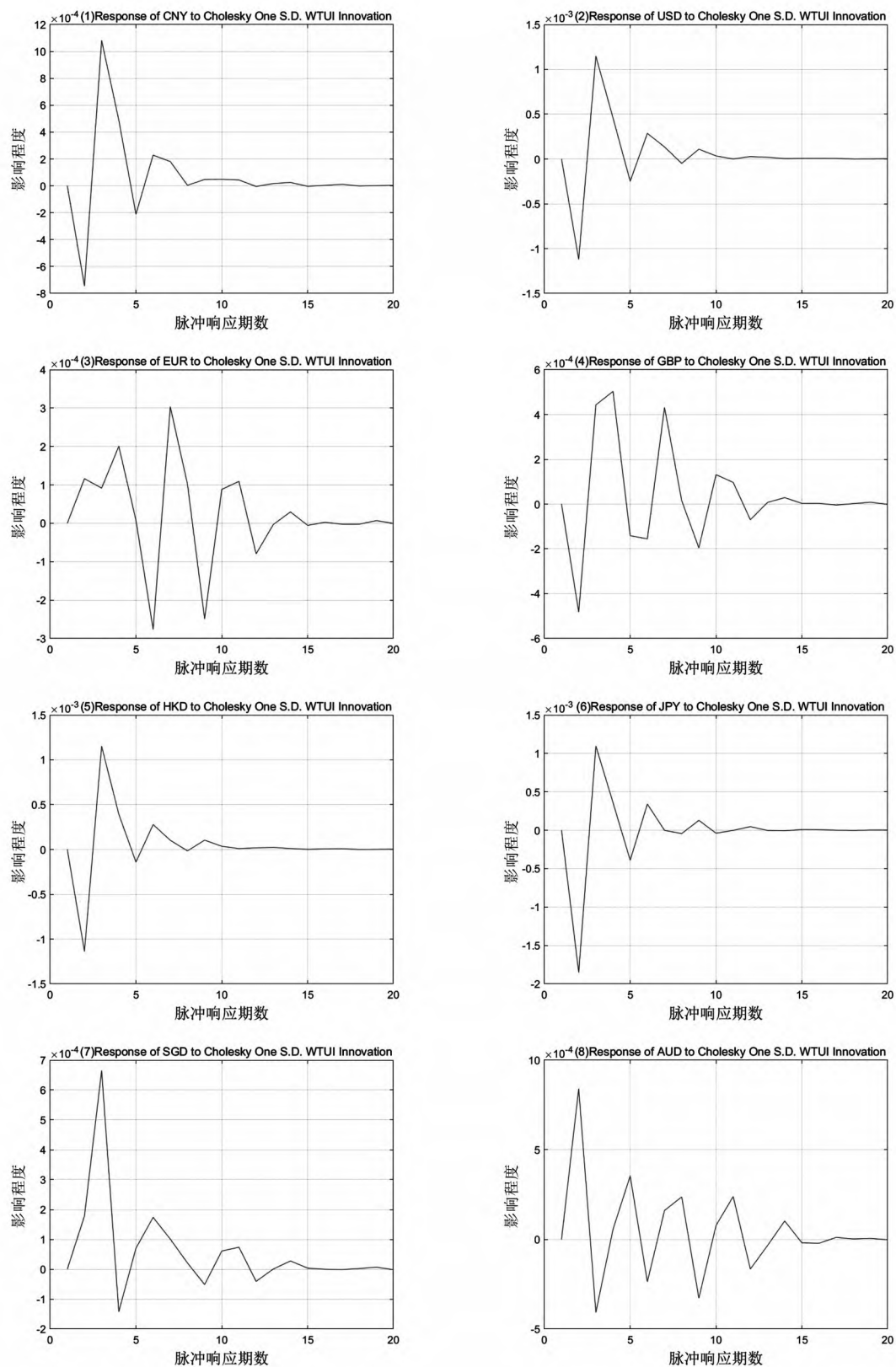


图1 脉冲响应分析



汇率日度数据为样本,引入世界贸易不确定性指数作为世界贸易不确定性的宏观衡量指标,在对经过100倍对数差分的汇率时间序列数据进行相关统计检验和分析后,构建DCC-MIDAS模型研究分析人民币汇率的联动效应,得出如下结论:

第一,本文所选取的货币汇率时间序列数据间具有长期协整关系,不同货币的汇率间存在Granger因果关系,当一种货币的汇率受到冲击时,这种冲击会不同程度地向其他货币传递。同时,世界贸易不确定性对人民币和美元汇率具有Granger因果关系。

第二,本文使用DCC-MIDAS模型拟合各货币汇率数据和世界贸易不确定性指数,实证结果表明:一是人民币和美元汇率的短期波动集聚效应不显著,人民币汇率对历史波动的记忆性较弱,略强于美元,弱于其他货币,表明人民币国际化进程的成果在逐渐显现;二是贸易不确定性的波动对货币汇率波动有正向的影响,其中人民币与美元的汇率能够在贸易前景波动时保持相对稳定的状态,表明我国的货币政策与外汇管理政策是积极、稳健和有效的,当人民币汇率发生波动时,我国货币管理局能快速有效地运用各种管理工具维持汇率稳定;三是当世界贸易不确定性发生变化时,人民币与欧元和英镑间汇率联动关系发生的波动更为稳定和持久,人民币与英镑汇率间的联动性已经具备一定的稳定性和抗冲击能力,表明人民币在汇率方面已经逐步具有国际化所需的影响力。

第三,当世界贸易不确定性的波动上升一个单位标准差时,人民币会在下一期发生负向波动。人民币汇率的波动具有持续性弱、趋于平稳速度快的特征,这不仅印证了我国国内经济以及对外贸易条件相对稳定的事实,也表明人民币国际化的成果正在逐步显现。

## (二)政策建议

根据本文实证分析得出的结论,结合我国经济发展现状,本文得出如下政策建议:

第一,强化国内市场的稳健性,推动我国对外贸易的高质量发展。面对错综复杂的国际环境,我国应高度重视经济和贸易前景波动对人民币汇率联动效应的影响,培育参加国际经济合作和竞争优势,防范国际市场金融风险向国内传递,并努力提高相关政策的有效性。

第二,深化人民币汇率改革,逐步放开外汇市场资本账户。维持稳定的币值是降低人民币汇率波动性的重要途径,随着汇率市场化程度提高,保持人民币汇率在市场均衡水平浮动有助于我国对外贸易和海外融资行业的发展,能有效扩大人民币在国际市场的影响力。

第三,可持续性发展和塑造公平竞争环境、加强多边贸易体制、加深与世界各国贸易金融联系,均是增强人民币汇率承压能力的可行途径。这些方式将为人民币提供更稳定的市场环境,增强其国际影响力和外部抗压能力,有助于防止人民币汇率的极端波动,同时提高其稳定性和可预测性。

## 参考文献

- [1] ENGLE R F, TAKATOSHI I, WEN L L. Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market[J]. *Econometrica*, 1990, 58(3):525-42.
- [2] CARLOS B. Interest rate-exchange rate dynamics in the Philippines: A DCC analysis[J]. *Applied economics letters*, 2003, 10(2):107-111.
- [3] MAZIAD S, KANG J S. RMB internationalization: On-shore/offshore links[J]. *Social science electronic publishing*, 2012.
- [4] ENGLE R F, GHYSELS E, SOHN B. Stock market volatility and macroeconomic fundamentals[J]. *Review of economics & statistics*, 2013, 95(3):776-797.
- [5] COLACITO R, ENGLE R F, GHYSELS E. A component model for dynamic correlations[J]. *Social science electronic publishing*, 2011, 164(1):45-59.
- [6] CONRAD C, LOCH K, RITTNER D. On the macroeconomic determinants of long-term volatilities and correlations in U S stock and crude oil markets[J]. *Journal of empirical finance*, 2014(29):26-40.
- [7] AHIR H, BLOOM N, FURCERI D. The world uncertainty index[J]. *NBER working paper*, 2022.
- [8] BOWLES P, WANG B. Renminbi internationalization: a journey to where?[J]. *Development and change*, 2013.
- [9] 戴淑庚,张润苇,余博.人民币在岸汇率与香港离岸汇率联动:多目标政策下的“不可能三角”平衡[J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2017, 37(4):37-50.
- [10] 徐国祥,杨振建.人民币分别与发达市场和新兴市场货币汇率波动传导效应研究——基于多元BEKK-MGARCH模型的波动传导测试[J]. *金融研究*, 2013(6):46-59.
- [11] 唐洁生,李容.人民币区域化视角下人民币与东亚货

币联动性研究[J].世界经济研究,2018(7):38-55+135-136.

[12] 何青,余吉双,涂永红.人民币与新兴市场货币的联动分析[J].金融评论,2019,11(5):1-13+116.

[13] 苏应蓉,徐长生.东亚汇率波动联动性的原因分析——基于区域经济一体化角度的思考[J].国际金融研究,2009(6):25-30.

[14] 李智,彭志浩,王梓谊.人民币与东盟国家货币汇率联动性研究——来自1995—2018年的证据[J].武汉金融,2020(1):28-36.

[15] 万正晓,倪阳.人民币汇率与RCEP主要成员国货币汇率动态联动性研究[J].金融理论与实践,2020(9):18-25.

[16] 刘尧成,丁剑平.中美两国汇率波动与相对经济周期的联动性——基于频谱分析的研究[J].上海经济研究,2012,24(3):74-83.

[17] 尹力博,李勍.投资者关注对人民币汇率价差波动的影响研究——基于GARCH-MIDAS模型[J].管理科学,2017,30(5):147-159.

[18] 操玮,崔陈,朱卫东.多来源经济不确定性对人民币汇率波动的影响研究——基于多因子GARCH-MIDAS模型的

分析[J].金融理论与实践,2021(7):59-69.

[19] 周开国,邢子煜,杨海生.宏观经济信息与金融市场关联性——来自混频动态条件相关系数模型的证据[J].金融研究,2021(11):41-59.

[20] 周春应,王惜凡.人民币与“一带一路”主要国家货币的汇率联动效应——基于DCC-MIDAS模型的实证[J].金融理论与实践,2021(4):36-43.

[21] 朱孟楠,闫帅.经济政策不确定性与人民币汇率的动态溢出效应[J].国际贸易问题,2015(10):111-119.

[22] 裴斌,乔广宇,王汀汀.中国经济政策不确定与人民币汇率溢出效应的实证研究[J].工业技术经济,2021,40(4):82-92.

[23] 司颖华,李淑云.美国经济政策不确定性对中国金融市场的影响分析[J].中央财经大学学报,2021(10):43-51.

[24] 卜林,赵航,凡慧敏.地缘政治风险、经济政策不确定性与汇率波动[J].国际金融研究,2021(11):55-65.

[25] 王盼盼.中美贸易摩擦、美国经济政策不确定性与人民币汇率波动[J].世界经济研究,2021(7):75-92+136-137.

(责任编辑:肖丹然)(校对:陈燕和 黄颖)