

地缘政治风险、经济政策不确定性与汇率波动*

卜林 赵航 凡慧敏

内容摘要：在全球地缘政治格局和经贸关系网络化与复杂化的背景下，度量不确定性风险对全球外汇市场的影响具有重要的研究价值。基于 GARCH-MIDAS 模型，本文利用混频数据探讨了地缘政治风险、经济政策不确定性对各国汇率波动的影响，并对全球不确定性风险的跨国溢出效应进行估计和预测。研究表明，多因子 GARCH-MIDAS 模型可以更好地捕捉跨国溢出效应长期成分的变化趋势。各国汇率水平对本国地缘政治风险冲击的反应在方向和程度上并不一致。各国汇率水平与国内经济政策不确定性之间大多呈现显著的同向变动关系。

关键词：地缘政治风险 经济政策不确定性 汇率波动 GARCH-MIDAS 模型

中图分类号：F831；F833

文献标识码：A

引 言

随着世界地缘政治格局的不断演进，现有国际政治经济秩序正在经历复杂变化与深刻调整。地缘政治环境与经济发展、金融稳定休戚相关，国际社会需要努力合作应对日益严峻的地缘政治风险挑战。然而，自 1997 年亚洲金融危机爆发以来，以 2008 年全球金融危机、贸易保护升级、新冠肺炎疫情冲击为代表的一系列风险事件促使全球地缘政治关系不断紧张，各国面临的外部不确定性风险日益加剧。根据达沃斯世界经济论坛发布的《2020 年全球风险报告》，地缘政治风险（Geopolitical Risk, GPR）已经成为影响全球经济发展的五大风险之一。

经济政策是宏观经济波动的重要驱动因素（Hibbs, 1986）。Baker et al. (2016) 指出，在信息冲击（如新闻报道）超出经济主体预期时，国内利益相关者会预判政策颁布的时点、内容及其可能造成的影响。这种理解政策的过程往往会出现一定的偏差，影响经济主体的行为决策（如投资、消费等），带来经济政策不确定性（Economic Policy Uncertainty, EPU）。以地缘政治风险和经济政策不确定性为代表的新型风险正成为当今宏观经济变动和全球外汇市场价格波动的重要驱动力。充分利用各种信息识别地缘政治风险、经济政策不确定性对各国汇率水平的波动溢出效应，有助于准确识别地缘政治风险和经济政策不确定性的影响，平滑家庭与企业部门的消费、投资行为，

作者简介：卜林，经济学博士，天津财经大学金融学院副教授；赵航（通讯作者），中央财经大学金融学院硕士研究生；凡慧敏，天津财经大学金融学院硕士研究生。

* **基金项目：**本文获国家社会科学基金项目“混业经营下中国交叉性金融风险的识别、度量及预防研究”（20BJY240）资助。

平抑汇率剧烈波动，保障我国宏观经济平稳健康运行。

一、文献综述

在早期不确定性理论的研究中，学术界普遍基于价格粘性（Dornbusch, 1979）、购买力平价（Sercu et al., 1995）及泰勒规则（Molodtsova & Papell, 2009）等视角探讨货币政策调整对汇率波动的影响机理。Engel et al. (2005) 率先基于经济政策不确定性的影响提出汇率预期框架，并指出汇率水平反映了市场参与者对宏观经济基本面预期的贴现值。关于经济政策不确定性如何引致汇率波动，一种观点是，即期与远期的外汇价差充分反映了当前已知的信息，只有预料之外的信息才能造成外汇市场价格异常波动（Hakkio & Pearce, 1985）。另一种观点指出，政策不确定性导致经济基本面脱离长期趋势，这改变了投资者预期，导致汇率波动（Fratzscher et al., 2015）。还有学者认为，投资者要将经济政策不确定性纳入预算约束，预期外的反映在汇率波动之中（Beckmann & Czudaj, 2017）。Zhou et al. (2020) 运用 GARCH-MIDAS 模型，得出了中美 EPU 指数对人民币汇率波动存在长期、正向冲击的结论。目前，还有部分学者将不确定性理论拓展至货币政策（Mueller, 2017；丁剑平和刘璐，2020）、贸易政策（Huynh, 2020），以及财政政策（胡久凯和王艺明，2020）等不同领域，细致探讨各类经济政策不确定性对汇率水平的冲击效果。

随着地缘政治关系的网络化与复杂化，政策制定者们开始意识到，金融危机并不只是一类经济事件，而与政权更迭、国际合作、恐怖主义等多种地缘政治风险相互关联。ECB (2017) 与 IMF (2017) 分别基于石油产量、大宗商品贸易、汇率波动和实际 GDP 等多个方面研究发现，地缘政治风险对经济前景具有显著的冲击效应^①。在最新的研究进展中，学界开始将地缘政治风险对外汇市场波动的影响纳入不确定性风险进行考虑。Cheng & Chiu (2018) 进一步探究了地缘政治风险对新兴市场经济体经济要素的影响，结果显示，一单位标准差的正向 GPR 冲击会使汇率贬值 2% 并增加出口，但贸易改善效应不能抵消投资、消费下降造成的经济损失。

地缘政治风险与经济政策不确定性逐渐成为全球经济复苏面临的主要风险。地缘政治关系紧张，“黑天鹅”事件频发，很可能演变为长期趋势。受到国内选举（Corregan & Saffer, 2017）、边缘政策（Pástor & Veronesi, 2012）和全球峰会（Kelly et al., 2016）等政治经济事件的影响，一国外交关系和营商环境可能出现变化，并由此带来经济政策不确定性的变动（Gulen et al. & Ion, 2016）。Caldara & Iacoviello (2018) 基于 SVAR 模型探究了地缘政治风险、经济政策不确定性风险与国际资本流动的关系，研究发现，经济政策不确定性会造成资本外流，而地缘政治风险会导致资本从新兴市场经济体向发达经济体流动。

目前，学界开始转向经济政策不确定性、地缘政治风险对各类经济要素异质性影响的探讨。Das et al. (2019) 探讨了 EPU 指数、GPR 指数和金融压力指数对新兴股票市场的冲击效果，发现市场对 EPU 冲击的响应更加敏感，GPR 指数仅统计了政治紧张、外交风险及军事冲突等极端风险事件，而 EPU 指数涵盖经济政策、国际贸易、国家安全及医疗健康等各个维度，能更好地反映经济基本面的变化情况（Püttmann, 2018；卜林等，2020）。现有文献对 EPU、GPR 等不确定性实际影响的研究已日臻完善，但其研究视角多局限于不确定性对股市价格波动、CSR 投资以及 FDI 等变量的影响，而基于各类不确定性风险对汇率价格波动影响机理及其溢出效应的度量与分析较少。有鉴于此，本文的边际贡献有以下两点：第一，基于 Engle et al. (2013) 提出的广义自回归条件异方差混频数据抽样（GARCH-MIDAS）模型，本文将汇率的日度数据与 EPU 指数、GPR 指数的月度数据进行混频回归处理。通过构建包含多类不确定性因素的 GARCH-MIDAS 模

^①本文根据欧洲中央银行（ECB）公布的《经济快讯》和国际货币基金组织（IMF）发布的《2017 年世界经济展望》相关内容进行整理。

型, 本文对影响汇率波动的短期因素与长期因素进行分解, 进一步比较各类混频波动率模型样本外的预测能力。第二, 本文进一步拓展了不确定性影响的研究内涵。本文以经济政策不确定性和地缘政治风险对汇率价格波动的影响为研究重点, 讨论了分布于全球不同区域的八个经济体货币对国内外不确定性冲击的反应, 为未来经济政策制定、实施与调整提供经验借鉴和参考依据。

二、研究方法与样本说明

(一) 研究方法

在匹配不确定性风险与汇率波动时, 由于宏观经济信息的数据频率更低, 且存在滞后性, 研究者往往选择降低高频数据的样本频率, 以月度或季度等低频数据构建模型。但是, 同频建模会损失高频数据信息, 可能造成模型误设 (Ghysels, 2012)。Engle et al. (2013) 构建的 GARCH-MIDAS 模型很好地解决了回归中数据频率不一致的问题。该模型通过将高频波动率的短期成分与长期成分区分开来, 基于混频数据抽样思想将低频波动率与长期成分进行关联。其基本设定如下:

$$e_{i,t} - \mu_i = \sqrt{\tau_i g_{i,t}} \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{s.t. } \varepsilon_{i,t} | \Phi_{i-1,t} \sim N(0, 1) \quad (2)$$

其中, $e_{i,t}$ 为 t 月份第 i 天的汇率价格, $\Phi_{i-1,t}$ 为给定对应时期可获得的历史信息集。波动率由高频波动长期成分 τ_i 和短期成分 $g_{i,t}$ 两种成分构成。假定短期成分 $g_{i,t}$ 服从 GARCH(1, 1) 过程, 即

$$g_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{(e_{i-1,t} - \mu_i)^2}{\tau_i} + \beta g_{i-1,t} \quad (3)$$

基于 Ghysels et al. (2007) 的混频数据抽样 (MIDAS) 思想, 长期成分的二次幂 τ_i 可以由已实现波动率 (Realized Volatility, RV) 来刻画:

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

$$\varphi_k(\omega_1, \omega_2) = \frac{f(k/K, \omega_1, \omega_2)}{\sum_{k=1}^K f(k/K, \omega_1, \omega_2)} \quad (5)$$

$$f(x, a, b) = \frac{x^{a-1} (1-x)^{b-1} \Gamma(a+b)}{\Gamma(a) + \Gamma(b)} \quad (6)$$

其中, K 为低频波动率的最高滞后阶数^①; 参数 θ 为各类不确定性波动造成的长期影响; $\varphi_k(\omega_1, \omega_2)$ 为 Beta 函数构造的权重方程, 约束参数 $\omega_1=1$, 待估参数 ω_2 可以显示包含低频波动率混频模型的最优估计权重。相较于传统的 GARCH 模型, GARCH-MIDAS 模型添加对于成分方程的设定, 便于捕捉低频波动的边际贡献。更加重要的是, 不确定性风险可以看作市场的波动源 (Zhou et al., 2020)。因此, GARCH-MIDAS 模型可被看作一类特殊的成分波动率模型。

上述模型基于单个变量进行混频波动率建模, 被称作单因子 GARCH-MIDAS 模型。然而, 由于单因子混频波动率模型不能同时测度多个变量的边际贡献, 可能会存在因遗漏关键变量而导致参数估计不一致、模型误设等问题。本文基于 Engle et al. (2013) 的研究思想, 将混频波动率模型扩展为多因子 GARCH-MIDAS 模型, 优化混频波动率模型的估计效果, 更好地捕捉不同因子对汇市波动率长期成分的共同影响。长期成分方程的基本设定形式如下:

$$\tau_i = \tilde{m} + \sum_{j=1}^N \tilde{\theta}_j \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_{1,j}, \omega_{2,j}) RV_{t-k,j} \quad (7)$$

^①在 GARCH-MIDAS (P, Q, K) 模型中, P 和 Q 分别表示模型的 GARCH 项和 ARCH 项阶数。一般而言, GARCH(1, 1) 模型可以较好地描述条件方差的特征以及指数波动情况。因此, 本文仅考察 P 和 Q 均为 1 的情况。K 表示以 MIDAS 滞后年为参考的滞后阶数, 如 K=1 相当于模型中低频数据包含了 12 个月的滞后信息。

其中，权重方程 $\varphi_k(\omega_{1j}, \omega_{2j})$ 的形式与式 (5) 和式 (6) 的设定相一致； RV_{t-kj} 为滞后 k 期的第 j 个低频波动分量。根据汇市比价的分布函数及模型设定，参数估计结果可由对数似然 (Log-Likelihood, LLH) 估计方法得到，具体的函数表达形式为：

$$LLH = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T [\log(2\pi) + \log g_i(\Phi) \tau_i(\Phi) + \frac{(e_i - \mu)^2}{g_i(\Phi) \tau_i(\Phi)}] \quad (8)$$

(二) 样本说明

本文选取的样本变量包括 Caldara & Iacoviello (2018) 构建的地缘政治风险月频指数、Baker et al. (2016) 构建的经济政策不确定性月频指数以及名义汇率价格日度信息，分别以 GPR, EPU 和 EX 表示。其中，两类不确定性指数的编制基于金融文本挖掘技术，囊括了全球权威报刊中各国不确定性风险报道，并通过选取特定关键词进行合并、加总构建指数。对汇率价格进行一阶对数差分处理，即 $e_{it} = \ln index_{i,t} - \ln index_{i,t-1}$ ，以保证数据平稳性。图 1 给出了中国 GPR 指数和 EPU 指数的自相关系数图^①。如图 1 所示，两类不确定性指数的自相关系数均展现出强烈的持续性，但这种持续性并未呈现出平滑衰减的趋势，这与 Ding & Granger (1996) 对美国和日本资本市场收益率波动的描述相吻合。传统的 GARCH 模型不能很好地拟合收益率波动持续的自相关性，其原因可能在于波动水平受到了长短期各类成分的影响。这为运用不确定性波动成分进行混频建模提供了良好的经验支撑。

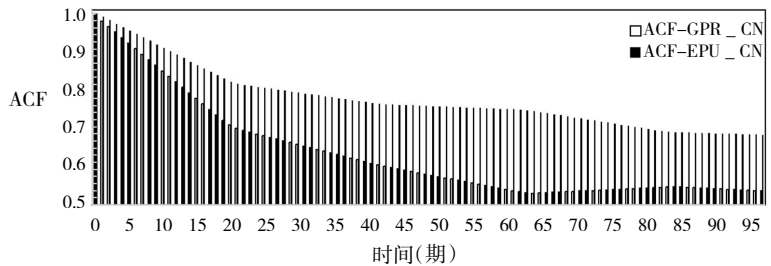


图 1 GPR 指数和 EPU 指数的自相关关系

在综合考虑各国地区分布情况、经济开放性、汇率制度体系以及数据可得性的基础上，本文选取墨西哥 (MX)、韩国 (KR)、俄罗斯 (RU)、印度 (IN)、巴西 (BR)、中国 (CN)、哥伦比亚 (CO) 和中国香港地区 (HK) 等八个经济体作为研究对象，样本区间为 1998 年 4 月 1 日—2020 年 8 月 31 日，包含汇率价格信息的样本量为 5849 个，所有样本均在 1% 显著性水平上通过平稳性检验。GPR 和 EPU 数据来自经济政策不确定性网站^②，汇率价格数据来自国际清算银行 (BIS)。

三、实证结果与分析

(一) GARCH-MIDAS 模型结果分析

传统研究将混频波动率模型中低频变量设定为已实现波动率或者宏观经济变量，以此估计低频波动率对高频变量长期成分的影响。不同于已有研究，本文利用地缘政治风险与经济政策两类不确定性指数构建 GARCH-MIDAS 模型，试图验证在混频数据信息环境下，不同模型设定在全球外汇市场波动预测与分析中的适用效果。

在综合考虑指数滞后项的冲击强度与分配权重的基础上，根据对数似然估计 (LLH) 结果与 BIC 信息准则，本文基于地缘政治风险指数与经济政策不确定性指数构建了滞后 36 个月的混频波动率模型，以此分析不确定性风险对汇率波动的影响。表 1 和表 2 分别报告了基于 GPR 和 EPU 两

^①篇幅所限，本文仅展示了中国地缘政治风险指数和经济政策不确定性指数的自相关回归情况。其他国家两类不确定性指数的 ACF 自相关序列特征与中国类似，在此不再赘述。

^②关于本文地缘政治风险 (GPR) 指数与经济政策不确定性 (EPU) 指数的数据来源，详见经济政策不确定性网站 <http://www.policyuncertainty.com>。

类不确定性的 GARCH-MIDAS (1, 1, 3) 单因子模型估计结果。

表 1 GPR 混频波动率模型估计结果

	MX	KR	RU	IN	BR	CN	CO	HK
μ	-0.014 (0.010)	-0.001 (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.010* (0.006)	-0.012 (0.017)	0.003 (0.005)	-0.000 (0.009)	-0.004 (0.004)
	-0.015 (0.010)	0.000 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.010 (0.006)	-0.010 (0.017)	0.002 (0.005)	-0.000 (0.009)	-0.004 (0.004)
α	0.034*** (0.007)	0.058*** (0.008)	0.077*** (0.012)	0.057*** (0.008)	0.060*** (0.013)	0.053*** (0.006)	0.087*** (0.009)	0.042*** (0.005)
	0.031*** (0.007)	0.054*** (0.008)	0.074*** (0.012)	0.055*** (0.008)	0.060*** (0.013)	0.050*** (0.006)	0.084*** (0.009)	0.040*** (0.005)
β	0.901*** (0.007)	0.913*** (0.006)	0.867*** (0.009)	0.896*** (0.010)	0.853*** (0.008)	0.947*** (0.004)	0.873*** (0.008)	0.955*** (0.004)
	0.904*** (0.007)	0.912*** (0.006)	0.872*** (0.009)	0.892*** (0.011)	0.853*** (0.009)	0.943*** (0.005)	0.879*** (0.008)	0.955*** (0.004)
φ	0.094*** (0.012)	0.053*** (0.011)	0.084*** (0.013)	0.047*** (0.011)	0.124*** (0.015)	-0.002 (0.007)	0.058*** (0.012)	0.002 (0.006)
	0.093*** (0.012)	0.049*** (0.011)	0.081*** (0.013)	0.047*** (0.011)	0.125*** (0.015)	-0.000 (0.007)	0.055*** (0.012)	0.002 (0.006)
m	-2.047*** (0.429)	0.687 (0.661)	-8.058*** (0.552)	-1.279*** (0.306)	-0.884* (0.453)	-1.330 (0.977)	0.904* (0.542)	-0.298 (0.589)
	-2.290*** (0.460)	-0.800 (0.526)	-8.014*** (0.592)	-0.722** (0.345)	-0.930* (0.473)	-1.782 (0.659)	0.936 (0.629)	-0.842 (0.631)
$\theta \times 10^{-3}$	11.465*** (3.679)	-3.668 (5.565)	65.09*** (4.622)	-6.752** (3.172)	9.362** (3.682)	6.312 (6.651)	-15.88*** (4.633)	-2.854 (3.428)
	13.421*** (3.993)	-1.541 (4.374)	65.171*** (4.838)	-11.416*** (3.127)	9.802** (3.914)	3.910 (4.788)	-15.210*** (5.124)	-2.082 (4.280)
ω_2	5.650 (4.805)	1.000 (2.084)	1.357*** (0.195)	17.337 (16.068)	11.722 (8.493)	1.000 (2.153)	1.000 (0.671)	15.901 (25.433)
	5.344 (4.143)	7.054 (16.338)	1.321*** (0.200)	1.000 (0.627)	11.190 (8.147)	8.329 (31.377)	1.000 (0.800)	11.960 (25.188)
LLH	-4665.769	-2840.084	-3077.385	-1783.914	-6451.996	-555.7168	-4382.564	227.6245
BIC	9391.25	5739.88	6214.483	3627.541	12963.7	1171.146	8824.84	-395.5369

注：() 内为 T 值；***、**、* 分别表示 ADF 检验统计量在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

在表 1 的回归结果中，各变量第一行表示基于混频波动率模型的全样本估计结果，第二行为 GARCH-MIDAS 模型得出的滚动样本估计结果。如表 1 所示，GARCH 模型参数 (α , β) 在统计意义上显著，表明全球外汇市场价格短期呈现明显的波动聚集效应。参数 ω_2 反映了单因子混频模型下低频波动率的最优权重， θ 反映了地缘政治风险对汇率价格波动长期成分的边际贡献。对于墨西哥以及“金砖五国”内的俄罗斯、巴西等经济体，两类回归结果中参数 θ 估计值显著为正，说明地缘政治风险对汇率波动水平存在持续正向的冲击效果。对于实行独立外生货币政策的经济体，资本外逃将导致一国汇率加速贬值，放大了汇率水平的波动效应。而印度、哥伦比亚等经济体的参数 θ 估计值显著为负，表明地缘政治风险对两国的汇率价格存在负向的波动溢出效应。关于不同经济体在地缘政治风险敞口下外汇市场不同的表现，一个可能的解释是，一经济体政府对地缘政治事件等潜在风险的敏感度较高，受地缘关系紧张的冲击影响，政府将更有可能通过出台针对性或符合公众预期的政策降低经济政策不确定性，平抑可能出现的资本外逃和汇率震荡 (Pástor & Veronesi, 2013)。

表 2 EPU 混频波动率模型估计结果

	MX	KR	RU	IN	BR	CN	CO	HK
μ	-0.013 (0.010)	-0.001 (0.006)	-0.007 (0.007)	-0.009 (0.006)	-0.011 (0.015)	0.003 (0.005)	-0.000 (0.009)	-0.002 (0.002)
	-0.014 (0.010)	0.000 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.010 (0.006)	-0.009 (0.015)	0.002 (0.005)	-0.000 (0.009)	-0.004 (0.004)
α	0.035*** (0.007)	0.059*** (0.008)	0.067*** (0.010)	0.063*** (0.009)	0.062*** (0.011)	0.052*** (0.006)	0.085*** (0.009)	0.043*** (0.000)
	0.033*** (0.007)	0.054*** (0.008)	0.067*** (0.011)	0.056*** (0.008)	0.064*** (0.012)	0.050*** (0.006)	0.082*** (0.009)	0.039*** (0.005)
β	0.906*** (0.006)	0.912*** (0.006)	0.890*** (0.007)	0.877*** (0.012)	0.854*** (0.009)	0.948*** (0.004)	0.875*** (0.008)	0.955*** (0.000)
	0.911*** (0.006)	0.911*** (0.006)	0.893*** (0.007)	0.901*** (0.009)	0.850*** (0.009)	0.944*** (0.005)	0.880*** (0.008)	0.955*** (0.005)
φ	0.089*** (0.012)	0.053*** (0.011)	0.080*** (0.012)	0.044*** (0.012)	0.119*** (0.014)	-0.003 (0.007)	0.057*** (0.011)	0.001*** (0.000)
	0.085*** (0.012)	0.049*** (0.011)	0.076*** (0.012)	0.045*** (0.011)	0.121*** (0.014)	-0.000 (0.007)	0.055*** (0.011)	0.003 (0.006)
m	-0.908*** (0.220)	0.281 (0.438)	-2.566*** (0.905)	-2.736*** (0.153)	-0.320* (0.190)	-0.815 (0.821)	-1.590*** (0.558)	-0.756** (0.321)
	-0.861*** (0.236)	-1.072 (0.329)	-2.676** (1.078)	-1.890*** (0.175)	-0.323* (0.185)	-1.393 (0.596)	-1.570** (0.563)	-1.089 (0.428)
$\theta \times 10^{-3}$	1.998 (1.647)	1.263 (1.211)	18.312*** (1.874)	8.065*** (1.421)	2.593*** (0.354)	1.581 (2.259)	10.566** (4.426)	1.085** (0.445)
	1.456 (1.759)	0.663 (1.477)	21.756*** (2.042)	7.097*** (1.016)	2.618*** (0.347)	0.947 (1.864)	10.404** (4.526)	-2.050 (2.933)
ω_2	4.290 (8.331)	38.396 (74.911)	1.000*** (0.364)	7.108** (3.213)	34.306 (22.282)	1.000 (3.661)	2.323 (2.540)	115.386*** (36.790)
	4.094 (15.391)	35.657 (65.689)	1.027*** (0.360)	18.397 (272.881)	36.188 (23.472)	101.959 (30.297)	2.271 (2.580)	160.283 (1.137)
LLH	-4669.774	-2839.356	-3103.797	-1778.456	-6445.996	-555.9511	-4385.194	229.8325
BIC	9399.26	5738.424	6267.306	3616.624	12951.7	1171.614	8830.099	-399.9528

表 2 给出了基于经济政策不确定性构建的单因子混频波动率模型的估计结果。结果显示，GARCH 模型的参数 (α , β) 在统计意义下显著，参数 θ 估计值表明，单因子混频模型下低频波动率 EPU 对汇率水平波动长期成分的影响，各个变量滚动窗口回归结果与基于全样本区间得到估计结果类似，而两类估计结果的显著性水平也基本一致。在基于 EPU 水平值设定的 GARCH-MIDAS 模型中，各类估计方法得到的参数 θ 估计值符号均为正，且在统计上显著，这说明对大多数经济体而言，经济政策不确定性会推动本经济体的汇率波动水平显著上升。

以上得到的关于经济政策不确定性对汇率水平波动正向影响的结果符合现有研究的观点。一种观点认为，复杂的经济局势往往会带来政策争论、意见分歧和政策实施困境，由此引发的经济政策不确定性对经济主体决策构成了预期以外的信息冲击，这既可以基于经济未来的基本面状况对汇市造成直接影响，也可以通过公众信心、情绪等市场反应间接影响汇率水平 (Beckmann & Czudaj, 2017)。另一种观点认为，一国货币错配、相机而动的财政政策等同样会对汇率的波动造成一定影响，且对外债融资规模庞大的国家的货币尤为显著 (Setterfield, 2009)。由于国家债务的偿还存在最终自由裁量权 (Ultimately Discretionary)，政府可以在违约成本 (主权债务信用降级、预期借债成本上升等) 和违约收益 (缓解当前负债压力) 之间进行权衡。一系列的经济政策不确定性将造成流动性紧缩、外汇储备缩减以及汇率风险，进而对国家安全构成潜在威胁 (李政等, 2020)。

(二) 多因子 GARCH-MIDAS 模型结果分析

通过混频波动率模型对全球外汇市场波动水平的回归分析可以得知，地缘政治风险和宏观经济政策均可以通过不确定性的方式对模型内的高频波动率长期成分产生溢出效应。在此基础上，考虑

到多因子混频波动率模型涵盖了长期波动率更多的有效信息，且降低了关键变量遗漏的可能性，本文将探讨多种因素对波动率长期成分产生共同作用的机理。基于国内 GPR 指数和 EPU 指数的多因子 GARCH-MIDAS (1, 1, 3) 模型，本部分进一步考察了各类不确定性因素对全球外汇市场的跨国溢出效应，相关估计结果如表 3 和表 4 所示。

表 3 和表 4 分别报告了基于 GPR 指数和 EPU 指数混频波动率模型跨国溢出效应的参数 θ 估计结果。观察以上两表可

知，韩国、印度等经济体遭受其他经济体地缘政治风险冲击在统计意义和经济含义上较为显著，而对 EPU 冲击的反应并不显著。由于韩、印等经济体往往存在较强的进出口依赖性，地缘政治风险事件冲击进一步加剧了区域化产业链迁移与国际贸易关系重构，导致国内贸易订单回流、FDI 缩减等问题，这种隐形的商业和交易成本最终体现在汇率价格波动性的增加上（汤铎铎等，2020）。汇率波动是不同经济体之间经济政策相对变动的综合反映（Fratzcher，2002），考虑到韩国、印度与

表 3 多因子混频波动率模型跨国溢出估计结果 (GPR)

	GPR_MX	GPR_KR	GPR_RU	GPR_IN	GPR_BR	GPR_CN	GPR_CO	GPR_HK
MX		0.003 (0.004)	0.018*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.005 (0.004)	0.002 (0.005)	0.005 (0.003)	0.000 (0.003)
KR	-0.007 (0.007)		0.006** (0.002)	0.006** (0.002)	-0.017* (0.009)	0.000 (0.006)	0.010*** (0.003)	0.000 (0.004)
RU	0.070* (0.040)	0.036*** (0.006)		0.055*** (0.005)	0.037*** (0.011)	-0.070*** (0.025)	-0.007** (0.003)	0.025*** (0.007)
IN	-0.003 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.014*** (0.004)		-0.005 (0.004)	-0.012** (0.005)	-0.005 (0.003)	-0.012*** (0.003)
BR	-0.006 (0.005)	0.004 (0.002)	0.018*** (0.003)	0.018*** (0.003)		0.017*** (0.003)	0.013*** (0.002)	0.005* (0.002)
CN	0.003 (0.009)	-0.001 (0.006)	0.012* (0.006)	0.012* (0.006)	0.007 (0.011)		0.004 (0.006)	-0.004 (0.000)
CO	0.008 (0.007)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	0.006 (0.005)	0.002 (0.004)	-0.009* (0.005)		0.002 (0.005)
HK	-0.015 (0.011)	0.002 (0.001)	0.010 (0.007)	0.010 (0.007)	-0.007 (0.014)	-0.002 (0.001)	0.008 (0.006)	

表 4 多因子混频波动率模型跨国溢出估计结果 (EPU)

	EPU_MX	EPU_KR	EPU_RU	EPU_IN	EPU_BR	EPU_CN	EPU_CO	EPU_HK
MX		0.003 (0.002)	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	0.003*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.012*** (0.002)	0.003 (0.002)
KR	0.002 (0.001)		-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)
RU	-0.072* (0.041)	0.011** (0.004)		0.005*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.026*** (0.006)	0.039*** (0.003)	0.025*** (0.004)
IN	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		-0.000 (0.000)	0.002 (0.001)	-0.004** (0.002)	0.001 (0.001)
BR	0.004*** (0.001)	-0.010*** (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)		-0.006*** (0.001)	0.009*** (0.001)	-0.003** (0.001)
CN	-0.003 (0.003)	0.001** (0.000)	-0.001* (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)		0.002 (0.006)	0.001** (0.000)
CO	-0.007*** (0.001)	0.003 (0.002)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.004** (0.001)		0.005** (0.002)
HK	-0.002 (0.003)	-0.008** (0.004)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.007)	

美国的经济政策趋同性较高，但与样本内其他经济体的政策协同效应相对较弱，因而受跨国 EPU 溢出效应并不显著。墨西哥、哥伦比亚等经济体在经济政策不确定的情形下所受的风险溢出效应十分显著，而接受地缘政治风险冲击并不显著。受金融自由化改革与资本账户开放等的影响，这类经济体的汇率体制较为灵活。许多国内企业在经济不景气时通过借入美元以缓解资金周转压力，却在危机爆发后被迫以远高于预期的本国货币偿还债务，这些危机迅速而偶然地打破了“安全平衡”（Security Balance），对本国汇率波动水平造成显著冲击（Choi et al., 2011）。巴西、俄罗斯等资源主导型经济体对 EPU 和 GPR 两类不确定性冲击的反应大多高度显著。由于此类经济体在产业体系中主要提供铁矿石、石油、天然气等矿业资源以及作物、牲畜等农牧产品，经济模式相对固定，地缘政治关系变动将引起行业技术调整、生产要素价格变动乃至贸易禁运，并引起汇率剧烈波动。中国和中国香港地区由于更加强调自主可控的外汇管理体制与多元化的产品供应链体系，因而受其他各经济体地缘政治风险事件与经济政策不确定性冲击影响有限，在统计意义上不显著。

图 2 展示了基于多因子 GARCH-MIDAS 模型估计得到的八个经济体条件方差与长期成分示意图。

如图 2 所示，长期成分 $\sqrt{\tau_t}$ 整体波动水平较低，且其与条件方差 $\sqrt{\tau_t g_{it}}$ 的波动趋势基本吻合，说明长期成分能较好地反映汇市波动的整体特征。此外，墨西哥、俄罗斯、印度和巴西等经济体的长期成分在特定的时段内波动幅度较为明显，而其中部分经济体条件方差的波动率极值超过 0.3，显示出在一定时期内汇率水平因震荡而显著偏离均值的效应。中国和中国香港地区在样本区间内的条件方差和长期成分相对较低，且波动趋势较为平稳。

(三) 样本外预测分析

在前文分析结果的基础上，本文通过在样本外估计中加入不确定性波动成分，研究各类混频波动率模型相较于传统 GARCH 模型的预测优化效果。参考郑挺国和尚玉皇 (2014) 的研究思路，样本外预测通过滚窗估计的方法计算样本外日度波动水平，通过比较已实现波动率与预测结果的偏差来判断模型估计的效度。本文设定滚动窗口的样本外预测区间为 2017 年 9 月 1 日—2020 年 8 月 31 日。

为量化 GARCH-MIDAS 模型在优化模型设定方面的效果，本文选取 GARCH (1, 1) 模型作为衡量的基准模型，并运用 rRMSE (相对预测绝对误差) 与 rMAE (相对预测方根误差) 考察单因子和多因子混频波动率模型的预测效果。表 5 和表 6 列示了各国 GARCH-MIDAS 模型的 rRMSE 与 rMAE 值。

基于表 5 和表 6 报告的结果可知，相比于传统的 GARCH (1, 1) 模型，各类 GARCH-MIDAS 模型均在一定程度上提高了预测精度，显示出混频波动率模型设定的合理性。在国内不确定性风险传导方面，单因子混频波动率模型对于预测精度的改进效果更加明显，多数在样本外估计结果中显示出更小的相对预测误差；而基于跨国不确定性波动溢出效果

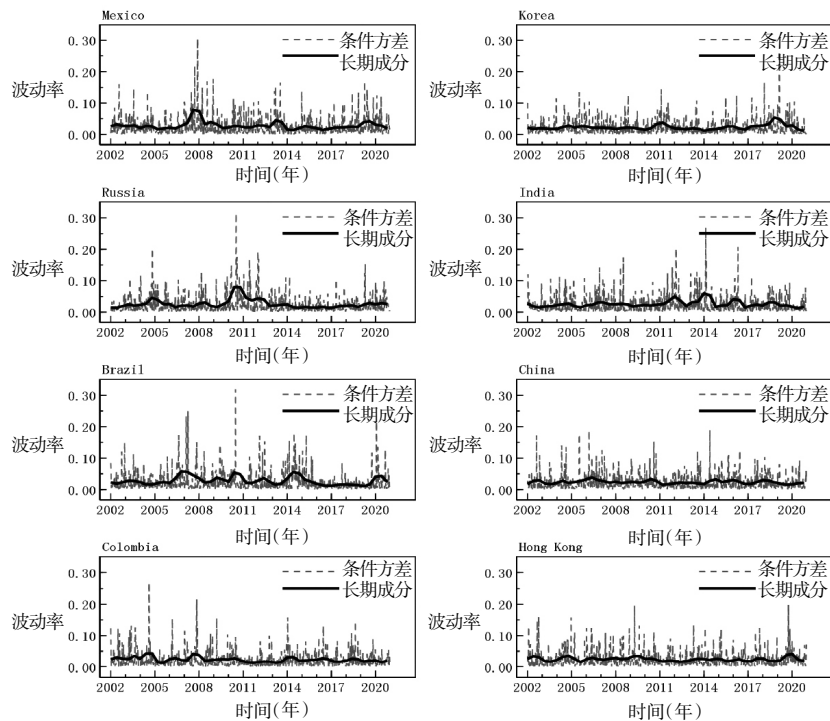


图 2 多因子混频波动率模型预测的条件方差与长期成分

表 5 混频波动率模型的相对预测绝对误差 (rRMSE) 估计结果

	MX	KR	RU	IN	BR	CN	CO	HK
Dome-GPR	0.0562	0.0200	0.0075	0.0099	0.0062	0.0022	0.0176	0.0267
Dome-EPU	0.0173	0.0192	0.0266	0.0805	0.0048	0.0084	0.0600	0.0679
Dome-Multi	0.0489	0.0343	0.0176	0.0892	0.0060	0.0147	0.0424	0.0833
Spo-GPR	0.1341	0.0705	0.5486	0.0477	0.1939	0.1972	0.4001	0.0408
Spo-EPU	0.0391	0.0221	0.0349	0.0477	0.1263	0.0440	0.0329	0.1092
Spo-Multi	0.0377	0.0197	0.0427	0.0170	0.0054	0.0605	0.0146	0.0096

表 6 混频波动率模型的相对预测方根误差 (rMAE) 估计结果

	MX	KR	RU	IN	BR	CN	CO	HK
Dome-GPR	0.0401	0.0166	0.0129	0.0077	0.0099	0.0025	0.0131	0.0232
Dome-EPU	0.0125	0.0137	0.0471	0.0474	0.0086	0.0102	0.0445	0.0539
Dome-Multi	0.0472	0.0263	0.0297	0.0596	0.0114	0.0172	0.0303	0.0700
Spo-GPR	0.0760	0.0637	0.3282	0.0519	0.1128	0.1634	0.3382	0.0354
Spo-EPU	0.0469	0.0207	0.0353	0.0451	0.0782	0.0343	0.0406	0.0811
Spo-Multi	0.0378	0.0191	0.0443	0.0193	0.0062	0.0695	0.0174	0.0104

注：Dome-GPR (EPU) 和 Spo-GPR (EPU) 分别表示基于一国国内地缘政治风险 (经济政策不确定性) 指数和地缘政治风险 (经济政策不确定性) 跨国溢出效应构造的 GARCH-MIDAS 模型；Dome-Multi 和 Spo-Multi 分别代表基于 EPU 指数、GPR 指数构造的国内已实现波动率和跨国溢出的多因子 GARCH-MIDAS 模型。

来看，当模型中同时加入 GPR 和 EPU 两类不确定性因素后，其构成的多因子 GARCH-MIDAS 模型的预测效果更好，相较于单因子混频波动率模型估计的优化效果得到进一步提升。

(四) 稳健性检验

1. 选取其他代理变量

本文选取各经济体银行间 7 天回购操作利率 (DR007) 作为货币政策不确定性的代理变量，通过拟合央行发出的货币政策信号变动情况，进一步反映出市场主观预期的修正及可能产生的汇率价格水平波动。经实证检验，各国货币政策不确定性对于汇率水平波动的溢出效应仍高度显著，且不确定性对各国带来的影响均为正^①。

2. 模型预测能力的检验

为保证预测结果的合理性，本文借鉴 Hansen & Lunde (2005) 提出的 SPA (Superior Predictive Ability) 检验进一步对混频波动率模型进行稳健性检验。SPA 检验通过构建损失函数来定义相对损失变量，并基于 Bootstrap 法构造相关检验统计量，其原假设为目标模型预测能力不低于其他预测模型。在本文中，基准预测模型被定义为单因子混频波动率模型，而其他非目标预测模型为多因子 GARCH-MIDAS 模型。表 7 展示了基于 10000 次 Bootstrap 抽样模拟得出的 SPA 检验结果。

如表 7 所示，对于国内不确定性风险的传导，SPA 检验结果并不显著，印证了单因子 GARCH-MIDAS 模型对此类情形具有更好估计效果的判断；对于跨国不确定性波动溢出效应而言，检验结果大多在 5% 的显著性水平上拒绝了原假设。因此，多因子混频波动率模型在跨国溢出效应的设定中优于单因子 GARCH-MIDAS 模型，其估计结果具备一定的稳健性。

表 7 模型预测效率 SPA 检验结果

	MX	KR	RU	IN	BR	CN	CO	HK
Dome-DS	0.2667	0.3717	0.0165**	0.1683	0.1017	0.1371	0.1872	0.1608
Dome-DA	0.1981	0.2965	0.0051***	0.1771	0.0728*	0.1047	0.1503	0.1398
Spo-DS	0.0171**	0.0231**	0.8143	0.0106**	0.6792	0.4181	0.8898	0.0011***
Spo-DA	0.0000***	0.0000***	0.0527*	0.0087***	0.0734*	0.0126**	0.0103**	0.0620*

注：Dome(Spo)-DS 和 Dome(Spo)-DA 将本国国内已实现波动率（跨国不确定性溢出水平）的单因子 GARCH-MIDAS 模型设置为目标预测模型。其中，DS 与 DA 分别表示 SPA 统计量相对损失变量的方差设定和绝对值设定。

四、结论与政策建议

基于八个经济体的地缘政治风险和经济政策不确定性信息，本文通过构建单因子和多因子混频波动率模型，探讨了不确定性风险对汇率水平波动的传导机理和溢出效应。通过对各经济体汇率波动短期因素和长期因素的影响效果进行分解，本文进一步分析了不同混频波动率模型在样本内拟合和样本外预测等方面的表现。根据以上的实证结果与分析，本文得出的主要结论可概括为以下三点。

第一，基于国内视角构建的单因子 GARCH-MIDAS 模型表明，地缘政治风险变动对一国汇率水平的冲击影响不一，且在全样本和滚动窗口估计结果中表现一致。地缘政治风险对墨西哥以及“金砖五国”内的俄罗斯、巴西等经济体的汇市波动造成了正向不确定性冲击，而对印度、哥伦比亚等经济体的外汇市场造成负向不确定性冲击。经济政策不确定性大多对本币汇率造成正向冲击。

第二，在跨国不确定性风险溢出方面，韩国、印度等经济体显著受其他经济体地缘政治风险影响；墨西哥、哥伦比亚等经济体显著受其他经济体经济政策不确定性的影响；巴西、俄罗斯等资源主导型经济体对全球 EPU 和 GPR 的不确定性冲击的反应均高度显著，而中国和中国香港地区对其他经

^①篇幅所限，本文稳健性检验结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。

济体地缘政治风险事件与经济政策不确定性冲击的反应相对有限。

第三, 各类 GARCH-MIDAS 模型对汇率波动率的长期成分均有一定的识别能力, 其估计结果优于传统的 GARCH 模型, 反映出各类混频波动率模型在刻画全球外汇市场波动方面的适用性。具体而言, 在国内影响方面, 单因子 GARCH-MIDAS 模型的设定相较于多因子混频波动率模型更优, 而在全球影响方面, 多因子混频波动率模型可以更好地捕捉汇率波动长期成分的跨国溢出效应, 其估计结果具备一定的稳健性。

根据以上得出的结论, 本文的政策建议如下。第一。积极参与全球治理改革体系。在当今全球地缘政治格局不断调整、经济政策不确定性冲击现存秩序的背景下, 世界政治经济格局需要多元化的理论突破和创新, 指导各国的政策制定与监管实践。各国应降低服务贸易壁垒, 着力打造全球命运共同体, 共同应对新冠肺炎疫情冲击, 强化区域经济互补与协作优势, 努力改善外部环境, 减缓不确定性风险外溢冲击。第二, 推进国际、国内多边主义完善与发展。当今区域一体化战略已成为各国地缘政治的竞争手段, 各国应注意加强自身改革、关注外溢性政策风险, 采取针对性措施缓和地缘合作氛围以及不确定性影响, 促进多方协作的互利共赢。

(责任编辑 郝毅)

参考文献:

- [1] 卜林, 孙丽玲, 李政. 地缘政治风险、经济政策不确定性与股票市场波动[J]. 南开经济研究, 2020 (5): 185-205
- [2] 丁剑平, 刘璐. 中国货币政策不确定性和宏观经济新闻的人民币汇率效应[J]. 财贸经济, 2020 (5): 19-34
- [3] 胡久凯, 王艺明. 我国财政政策的调控效果分析——基于政策不确定性视角[J]. 财政研究, 2020 (1): 59-73
- [4] 李政, 孙丽玲, 王子美. 基于关联网的经济政策不确定性全球溢出效应研究[J]. 国际金融研究, 2020 (4): 54-64
- [5] 汤铎铎, 刘学良, 倪红福, 杨耀武, 黄群慧, 张晓晶. 全球经济大变局、中国潜在增长率与后疫情时期高质量发展[J]. 经济研究, 2020 (8): 4-23
- [6] 郑挺国, 尚玉皇. 基于宏观基本面的股市波动度量与预测[J]. 世界经济, 2014 (12): 118-139
- [7] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131 (4): 1593-1636
- [8] Beckmann J, Czudaj R. Exchange Rate Expectations and Economic Policy Uncertainty[J]. European Journal of Political Economy, 2017, 47: 148-162
- [9] Caldara D, Iacoviello M. Measuring Geopolitical Risk[R]. FRB International Finance Discussion Paper, 2018
- [10] Cheng C H J, Chiu C J. How Important are Global Geopolitical Risks to Emerging Countries? [J]. International Economics, 2018, 156: 305-325
- [11] Choi H, Park S, Lee J. Government-Driven Knowledge Networks as Precursors to Emerging Sectors: A Case of the Hydrogen Energy Sector in Korea[J]. Industrial and Corporate Change, 2011, 20 (3): 751-787
- [12] Corregan B H, Saffar W. Political Uncertainty and CSR Engagement: International Evidence[J]. SSRN Electronic Journal, 2017
- [13] Ding Z, Granger C W. Modeling Volatility Persistence of Speculative Returns: A New Approach[J]. Journal of Econometrics, 1996, 73 (1): 185-215
- [14] Engel C, Mark N C, West K D. Factor Model Forecasts of Exchange Rates[J]. Econometric Reviews, 2015, 34 (1-2): 32-55
- [15] Engle R F, Ghysels E, Sohn B. Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals[J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95 (3): 776-797
- [16] Fratzscher M. Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets[J]. International Journal of Finance & Economics, 2002, 7 (3): 165-193
- [17] Fratzscher M, Rime D, Sarno L, Zinna G. The Scapegoat Theory of Exchange Rates: The First Tests[J]. Journal

of Monetary Economics, 2015, 70: 1–21

[18] Ghysels E, Sinko A, Valkanov R. MIDAS Regressions: Further Results and New Directions[J]. *Econometric Reviews*, 2007, 26 (1): 53–90

[19] Ghysels E, Valkanov R. Forecasting Volatility with MIDAS[J]. *Handbook of Volatility Models and their Applications*, 2012: 383–401

[20] Gulen H, Ion M. Policy Uncertainty and Corporate Investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2016, 29(3): 523–564

[21] Hakkio C S, Pearce D.K. The Reaction of Exchange Rates to Economic News[J]. *Economic Inquiry*, 1985, 23 (4): 621–636

[22] Hansen P R, Lunde A. A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat A GARCH (1,1)? [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2005, 20 (7): 873–889

[23] Hibbs D A. Political Parties and Macroeconomic Policies and Outcomes in The United States[J]. *The American Economic Review*, 1986, 76 (2): 66–70

[24] Huynh T L D, Nasir M A, Nguyen D K. Spillovers and Connectedness in Foreign Exchange Markets: The Role of Trade Policy Uncertainty[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2020

[25] Kelly B, Pástor L', Veronesi P. The Price of Political Uncertainty: Theory and Evidence from the Option Market [J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71 (5): 2417–2480

[26] Malmgren P. Geopolitics for Investors[R]. CFA Institute Research Foundation, 2015

[27] Molodtsova T, Papell D H. Out-of-Sample Exchange Rate Predictability with Taylor Rule Fundamentals[J]. *Journal of International Economics*, 2009, 77 (2): 167–180

[28] Mueller P, Tahbazalehi A, Vedolin A. Exchange Rates and Monetary Policy Uncertainty[J]. *The Journal of Finance*, 2017, 72 (3): 1213–1252

[29] Püttnann L. Patterns of Panic: Financial Crisis Language in Historical Newspapers[R]. SSRN, 2018, No. 3156287

[30] Sercu P, Uppal R, Van Hulle C. The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity[J]. *The Journal of Finance*, 1995, 50 (4): 1309–1319

[31] Setterfield M. Macroeconomics Without the LM Curve: An Alternative View[J]. *Cambridge Journal of Economics*, 2009, 33 (2): 273–293

[32] Zhou Z, Fu Z, Jiang Y, Zeng X, Lin L. Can Economic Policy Uncertainty Predict Exchange Rate Volatility? New Evidence from the GARCH–MIDAS Model[J]. *Finance Research Letters*, 2020, 34: 101258

Geopolitical Risk, Economic Policy Uncertainty and Exchange Rate Fluctuation

Bu Lin¹, Zhao Hang² and Fan Huimin¹

(1.School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics; 2.School of Finance, Central University of Finance and Economics)

Summary: In the context of the relevance and complexity of global geopolitical pattern and economic relations, measuring how uncertainty risks may affect global exchange markets has become urgent. Based on the mixed data and GARCH–MIDAS model constructed by Engle et al. (2013), we consider the geopolitical risk (GPR) and economic policy uncertainty (EPU) influences on eight economies' exchange rate markets, and further estimate the cross-border spillover effects and forecast errors of these uncertainty risks. Results show that the impacts of geopolitical risk shocks on domestic exchange rate markets are different, though most of the exchange rate fluctuations show significant co-movement with economic policy uncertainty in one economy. In addition, the multi-factor GARCH–MIDAS model could better capture the long-term components when it comes to cross-border spillover cases, manifesting the intricate contagion mechanism of economy-to-economy uncertainty risks.

Keywords: Geopolitical Risk; Economic Policy Uncertainty; Exchange Rate Fluctuation; GARCH–MIDAS Model

JEL Classification: E69, G15, G18