

基于GARCH族模型的深证成指与人民币汇率 关联性及其波动性研究

苏贝贝

华南农业大学数学与信息学院, 广东 广州

收稿日期: 2025年12月27日; 录用日期: 2026年1月18日; 发布日期: 2026年1月29日

摘 要

在全球经济一体化和国内金融市场深化改革相互交织的背景下, 深入研究股市与汇市之间的动态关联与风险传导机制, 对于防范外部冲击、维护我国金融体系的整体稳定具有重要的理论与现实意义。本文采用GARCH族模型, 结合协整检验与格兰杰因果检验, 对深证成指与人民币汇率之间的联动关系及深市波动特征进行实证探究。结果表明: 两个市场的收益率序列均呈现显著的“尖峰厚尾”和非正态分布特征; 两者之间存在长期均衡关系和微弱的负相关性, 且深证成指对人民币汇率存在单向格兰杰因果关系; 进一步分析发现, 深市波动具有持续的集聚性和显著的非对称性“杠杆效应”。本研究为理解中国特定金融市场间的风险互动提供了经验证据, 并为相关风险监测与宏观审慎管理提供了有益参考。

关键词

深证成指指数, 人民币汇率, 协整检验, 格兰杰因果检验, GARCH族模型

Research on the Correlation and Volatility between the Shenzhen Component Index and RMB Exchange Rate Based on GARCH Family Models

Beibei Su

College of Mathematics and Information, South China Agricultural University, Guangzhou Guangdong

Received: December 27, 2025; accepted: January 18, 2026; published: January 29, 2026

Abstract

Against the backdrop of intertwined global economic integration and the deepening reform of

文章引用: 苏贝贝. 基于 GARCH 族模型的深证成指与人民币汇率关联性及其波动性研究[J]. 统计学与应用, 2026, 15(1): 293-300. DOI: 10.12677/sa.2026.151027

China's domestic financial markets, in-depth research on the dynamic linkage and risk transmission mechanisms between the stock market and the foreign exchange market holds significant theoretical and practical importance for guarding against external shocks and safeguarding the overall stability of China's financial system. This paper employs GARCH family models, combined with cointegration tests and Granger causality tests, to empirically investigate the linkage between the Shenzhen Component Index and the RMB exchange rate, as well as the volatility characteristics of the Shenzhen stock market. The results indicate that the return series of both markets exhibit significant "leptokurtosis and fat tails" and non-normal distributions. A long-term equilibrium relationship and a weak negative correlation exist between them, with a unidirectional Granger causality running from the Shenzhen Component Index to the RMB exchange rate. Further analysis reveals that Shenzhen market volatility exhibits persistent clustering and a significant asymmetric "leverage effect". This study provides empirical evidence for understanding risk interactions within specific Chinese financial markets and offers useful references for related risk monitoring and macroprudential management.

Keywords

Shenzhen Component Index, RMB Exchange Rate, Cointegration Test, Granger Causality Test, GARCH Family Models

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

在全球经济一体化与金融深化发展的背景下, 股价与汇率的联动机制研究对风险管理与政策制定至关重要。尤其是在中国金融市场持续开放的进程中, 精准刻画股市与汇市间的动态关联, 对防范系统性风险具有紧迫的现实意义。

在研究方法上, 自回归条件异方差族模型是分析此类问题的有效工具, 其中 GARCH 模型能有效捕捉金融波动的集聚性与持续性。现有文献对股价与汇率关系进行了多维度探讨。早期研究多基于线性模型, 如张碧琼和李越(2002) [1]使用 ARDL 模型验证了汇率对股市的影响; Granger 等(2000) [2]则从危机传导视角探讨了股汇因果关系的双向性。随着计量方法发展, GARCH 族模型因其在刻画波动时变性与集群性方面的优势而被广泛应用, 如陈雁云和何维达(2006) [3]基于 ARCH 类模型发现股价与汇率存在反向关系; 郑鹏程(2020) [4]利用 DCC-GARCH 模型揭示了中国股汇市场的动态相关性; 欧艳容(2023) [5]进一步验证了金融业内部风险传导的时变特征。此外, 何治成(2016) [6]对我国创业板指数收益率的研究也发现了显著的波动特征。

然而, 既有研究多聚焦于主板市场或整体股市。针对以高新技术和成长型企业为主的深市, 尤其是深证成指与汇率联动机制及深市特有波动非对称性的深入研究尚显不足。深市的板块结构、投资者结构、企业特质与风险偏好可能使其联动机制与波动特征不同于主板市场。因此, 本文以深证成指与人民币对美元汇率为研究对象, 综合运用协整检验、格兰杰因果检验以及 GARCH 族模型, 旨在实证检验两者间的长期均衡关系、因果关系, 并特别针对深市波动的非对称性特征进行深入分析, 以弥补现有研究在市场结构性差异与波动非对称性深度刻画方面的缺口。

本文后续结构安排如下: 第二部分为理论与模型介绍, 第三部分为实证分析, 第四部分总结结论并提出建议。

2. GARCH 族模型介绍

2.1. ARCH 模型

ARCH 模型是一种特殊的非线性模型，建立该模型会涉及到均值与方差方程，表达式如下：

均值方程：

$$y_t = x_t' \rho + \mu_t, \mu_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (2.1)$$

方差方程：

$$\sigma_t^2 = E(\mu_t^2 | \mu_{t-1}, \mu_{t-2}, \dots) = \varpi_0 + \alpha_1 \mu_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \mu_{t-p}^2 = \varpi_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2. \quad (2.2)$$

其中， y_t 、 x_t 分别代表因变量和自变量， p 表示滞后阶数， μ_t 表示随机干扰项。此模型要求 $\alpha_i > 0$ ， $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_p < 1$ ，且应在建模后检验残差序列，进一步了解它是否仍存在 ARCH 效应。

ARCH 模型虽是早期研究金融时间序列时应用得最为广泛的模型，但其仍有一定的局限性，因而进一步完善后便有了 GARCH 模型。

2.2. GARCH 模型

GARCH 模型可以很好地去解决掉高阶滞后问题，其基本原理是以一个或多个条件方差 σ_t^2 来替代许多随机误差项 μ_t^2 。我们一般都会应用 GARCH(1,1) 模型，此模型的表达式如下：

均值方程：

$$y_t = x_t' \rho + \mu_t, \mu_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (2.3)$$

方差方程：

$$\sigma_t^2 = \varpi_0 + \alpha \mu_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2. \quad (2.4)$$

可以看出，GARCH(1,1) 模型比 ARCH 模型多了 σ_{t-1}^2 项，称其 GARCH 项， μ_{t-1}^2 为 ARCH 项。要求 $\varpi_0 > 0$ ， $\beta \geq 0$ ， $\alpha + \beta < 1$ 的原因是保证模型具有平稳性。

2.3. TGARCH 模型

TGARCH 模型可以做到很好的去区分正负冲击，它是如何影响条件波动性的，因而可以表示序列剧烈波动的时刻。其基本表达式如下：

均值方程：

$$y_t = x_t' \rho + \mu_t, \mu_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad (2.5)$$

方差方程：

$$\sigma_t^2 = \varpi_0 + \alpha \mu_{t-1}^2 + \gamma \mu_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2. \quad (2.6)$$

其中，虚拟变量为 d_{t-1} 满足以下条件：

$$d_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } \mu_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{如果 } \mu_{t-1} \geq 0 \end{cases}. \quad (2.7)$$

从方程可以看出， $\gamma \mu_{t-1}^2 d_{t-1}$ 称为非对称效应项，称其 TGARCH 项。当 $\gamma \neq 0$ 时表明序列存在非对称性。 d_{t-1} 是用来衡量利好消息 $\mu_{t-1} \geq 0$ 和利空消息 $\mu_{t-1} < 0$ 影响金融时间序列波动作用的不同。当 $\gamma > 0$ 时表明金融时间序列波动具有杠杆效应。

2.4. EGARCH 模型

EGARCH 模型同样可以有效拟合金融时间序列的非对称性，该模型表达式如下所示：

均值方程：

$$y_t = x_t' \rho + \mu_t, \mu_t \sim N(0, \sigma_t^2), \tag{2.8}$$

方差方程：

$$\ln(\sigma_t^2) = \varpi_0 + \alpha \frac{|\mu_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \gamma \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2. \tag{2.9}$$

其在方差方程中的表现为：

$$\begin{cases} \ln \sigma_t^2 = \varpi_0 + (\alpha + \gamma) \frac{|\mu_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2, & \mu_{t-1} > 0 \\ \ln \sigma_t^2 = \varpi_0 + (\alpha - \gamma) \frac{|\mu_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2, & \mu_{t-1} < 0 \end{cases}. \tag{2.10}$$

因为上面式子中的 $\ln \sigma_{t-1}^2$ 是对数，所以一定是非负的。故而当 $\gamma \neq 0$ 就可判断出模型具有非对称性现象。EGARCH 模型估计出来的结果相对比其他模型反映更加灵敏。

3. 实证分析

3.1. 数据的选取与处理

本文选取 2015 年 1 月 1 日至 2020 年 1 月 1 日期间的日度数据作为研究样本，在剔除交易日期不一致的观测值后，共得到 1219 组有效数据。其中，以深证成指日收盘价衡量股票市场价格(SZI)，以人民币兑美元汇率中间价衡量外汇市场价格(ER)。

为平滑数据并聚焦于市场波动，对上述价格序列进行如下预处理：首先取自然对数以消除可能的异方差性，随后计算其一阶差分(即对数收益率)，从而得到本研究的核心分析序列。具体计算方式如下：

$$R_{i,t} = \frac{\ln(P_{i,t})}{\ln(P_{i,t-1})} = \ln(P_{i,t}) - \ln(P_{i,t-1}) * 100, i = 1, 2.$$

其中， $R_{i,t}$ 指 i 市第 t 日收益率， $P_{i,t}$ 指 i 市第 t 日价格； i 取 1 时为汇率市场，取 2 时为股票市场。经过处理后的汇率、深证成指对数收益率分别记为 DLER 和 DLSZI。本文所用变量的基本情况如表 1 所示。

Table 1. Basic information of variables

表 1. 变量的基本情况

表示符号	变量名称	定义方式	取对数	取差分*100
ER	人民币兑美元汇率	人民币兑美元汇率的中间价	LER	DLER
SZI	深圳成指指数	深圳成指指数的收盘点数	LSZI	DLSZI

3.2. 描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。从收益率序列(DLER 与 DLSZI)来看，人民币汇率收益率均值为正，表明样本期内人民币总体呈贬值趋势；而深证成指收益率均值为负，显示市场处于下行状态。DLSZI 的标准差(0.77)显著大于 DLER 的标准差(0.09)，说明深证成指的波动幅度远高于汇率市场。

DLSZI

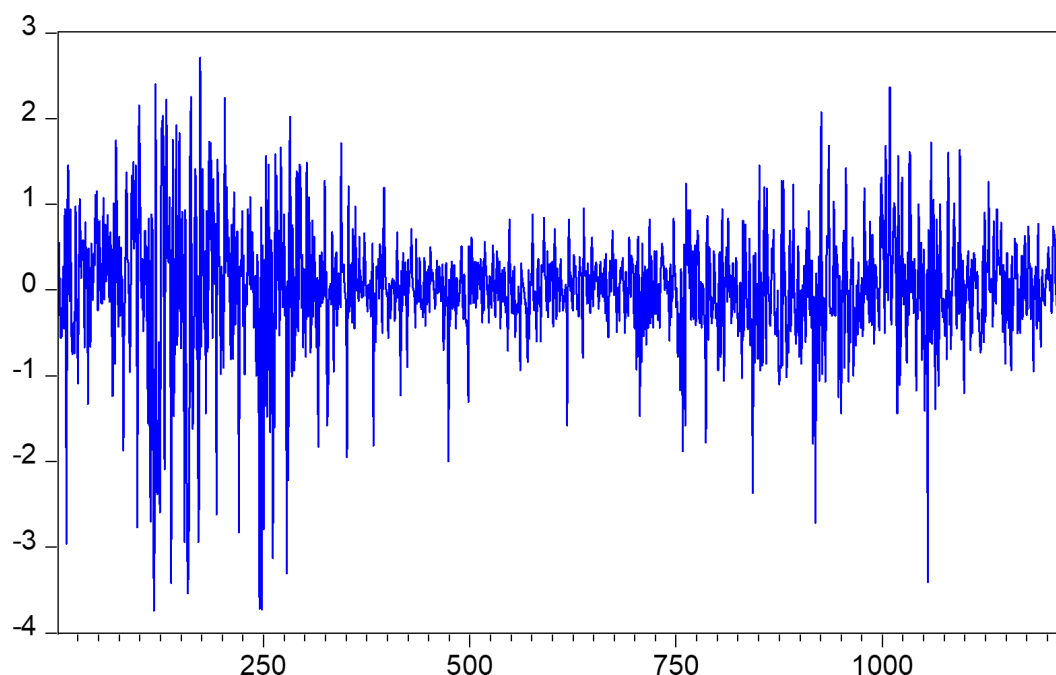


Figure 1. Time-series plot of the logarithmic return of the Shenzhen component index

图 1. 深证成指对数收益率时序图

进一步的分布特征显示，汇率收益率序列的偏度为 0.81 (右偏)，峰度为 11.46；如图 1 所示，深证成指对数收益率呈现出明显的波动聚集性，深证成指收益率的偏度为 -0.94 (左偏)，峰度为 7.24。两者峰度均远大于 3，且 JB 检验统计量高度显著，共同表明两个序列均显著拒绝正态分布假设，呈现出典型的“尖峰厚尾”特征。这为后续应用 GARCH 族模型刻画其波动性提供了依据。

Table 2. Basic statistical characteristics of exchange-rate and stock-price sample data

表 2. 汇率和股价样本数据基本统计特征

变量	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB
ER	6.63	7.09	6.11	0.28	-0.37	2.11	68.99
SZI	10483	18098	7089.44	1680.56	1.28	6.71	1030.28
LER	0.8210	0.85	0.79	0.02	-0.44	2.16	74.83
LSZI	4.0153	4.26	3.85	0.07	0.44	4.67	181.20
DLER	0.0046	0.80	-0.40	0.09	0.81	11.46	3765.42
DLSZI	-0.0035	2.71	-3.74	0.77	-0.94	7.24	1094.03

3.3. 单位根检验

表 3 报告了各序列的 ADF 单位根检验结果。对数价格序列 LSZI 和 LER 的 P 值表明无法拒绝存在单位根的原假设，即为非平稳序列。而其一阶差分序列 DLSZI 与 DLER 的 ADF 检验均在 1% 的水平上高度显著 (P 值均为 0.000)，证实为平稳序列。因此，深证成指与人民币汇率序列均为一阶单整过程，满足后续协整分析的前提条件。

Table 3. ADF unit-root test
表 3. ADF 单位根检验

变量	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	P 值	结论
LSZI	-2.535675	-3.965605	-3.413508	-3.128801	0.311	不平稳
DLSZI	-32.96917	-3.965605	-3.413508	-3.128801	0.000	平稳
LER	-1.577921	-3.965605	-3.413508	-3.128801	0.801	不平稳
DLER	-30.93927	-3.965605	-3.413508	-3.128801	0.000	平稳

3.4. 协整检验

基于上述序列，本文采用 Johansen 法检验长期均衡关系。表 4 报告了检验结果，迹检验与最大特征根检验均在 5%的显著性水平上拒绝了“不存在协整关系”的原假设(P 值均为 0.0001)，表明深证成指与人民币汇率之间存在一个显著的长期协整关系。

Table 4. Johansen cointegration test results
表 4. Johansen 协整检验结果

假设协整关系的个数	检验迹			最大特征根检验		
	统计量	5%临界值	Prob.	统计量	5%临界值	Prob.
None*	935.9339	15.4947	0.0001	506.5768	14.2646	0.0001
At most 1*	429.3572	3.8415	0.0000	429.3572	3.8415	0.0000

3.5. 格兰杰因果关系检验

表 5 报告了格兰杰因果关系检验结果，整体上深证成指与汇率表现出相互影响的现象，且深证成指是因，人民币汇率是果，这表明深证成指与汇率之间满足股票导向模型。

Table 5. Granger causality test
表 5. Granger 因果检验

检验假设	F-Statistic	Prob.
汇率不是深证指数的 Grange 原因	1.35654	0.2579
深证指数不是汇率的 Grange 原因	3.31827	0.0365

3.6. 基于 GARCH 模型的股汇关联性分析

在构建 GARCH 模型前，需检验序列是否存在 ARCH 效应。本文首先建立了深证成指与汇率的分布滞后模型，并对该模型的残差序列进行 ARCH-LM 检验。检验结果见表 6，发现各阶滞后检验的 P 值均小于 0.05，表明样本序列存在显著的 ARCH 效应，满足构建 GARCH 模型的前提条件。

Table 6. ARCH-LM test results
表 6. ARCH-LM 检验结果

ARCH(q)	LM 统计量	概率	结论
1	4.693386	0.0305	存在异方差
2	6.02633	0.0495	存在异方差
4	11.24712	0.0239	存在异方差
8	20.16661	0.0097	存在异方差

基于上述 ARCH 效应, 本文构建 GARCH(1,1)模型以分析股汇联动。首先, 建立的分布滞后模型如下:

$$\text{LSZI}_t = 0.9872\text{LSZI}_{t-1} - 0.0764\text{LER}_t + 0.0461\text{LER}_{t-1} + 0.0761 + \varepsilon_t$$

表 7 报告了模型参数估计结果。其中, 深证成指的一阶滞后项 LSZI_{t-1} 系数高度显著, 表明股价具有强烈的自相关特征。汇率当期项 LER_t 与滞后项 LER_{t-1} 的系数一定程度上揭示了两市间存在微弱的负向关联, 即人民币汇率升值(LER 下降)可能伴随深证成指上扬, 这与长期均衡关系的方向相呼应。

Table 7. Parameter-estimation results of the distributed-lag model

表 7. 分布滞后模型参数估计结果

变量	系数	标准误差	T 统计量	伴随概率
C	0.076132	0.029832	2.552024	0.0108
LSZI(-1)	0.987227	0.004629	213.274	0.0000
LER	-0.076388	0.236786	-0.322604	0.7471
LER(-1)	0.046087	0.236624	0.194771	0.8456

随后, 针对均值方程残差 ε_t 的条件异方差, 设定并估计 GARCH(1, 1)方差方程:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad (3.1)$$

估计结果显示 ARCH 项系数与 GARCH 项系数均在统计上显著, 且两者之和($\alpha + \beta = 0.986$)非常接近 1。这表明来自市场的冲击对波动的扰动效应具有高度的持续性, 即冲击会长期影响未来波动, 衰减速度缓慢。

通过 GARCH 模型分析发现, 深证成指与人民币汇率在样本期内呈现微弱的负向均值关联; 同时, 两者关系中的不确定性表现出显著的集群性和长记忆性, 市场冲击的影响会持续较长时间。这为理解股汇两市的风险联动提供了更深入的视角。

3.7. 基于 GARCH 族模型的深市波动特征分析

GARCH(1,1)模型的估计结果显示深证成指收益率波动具有显著的集聚性和持续性。其模型表达式为:

$$\text{DLSZI}_t = -0.7103\text{DLSZI}_{t-8} + 0.7251\mu_{t-8},$$

$$\sigma_t^2 = 0.0032 + 0.0488\mu_{t-1}^2 + 0.9443\sigma_{t-1}^2.$$

其中, ARCH 项系数($\alpha = 0.0488$)与 GARCH 项系数($\beta = 0.944$)均在 1% 的水平上高度显著, 且两者之和($\alpha + \beta = 0.993$)接近 1。这说明市场受到冲击后, 波动性不仅会立即升高, 而且这种影响会持续较长时间, 衰减缓慢, 呈现出强烈的波动持久性特征。

为检验波动的非对称性, 本文估计了 TGARCH(1, 1)模型, 其模型表达式为:

$$\text{DLSZI}_t = -0.7100\text{DLSZI}_{t-8} + 0.7246\mu_{t-8},$$

$$\sigma_t^2 = 0.0035 + 0.0424\mu_{t-1}^2 + 0.0138\mu_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.9426\sigma_{t-1}^2.$$

其中, I_{t-1} 为虚拟变量, 当 $\mu_{t-1} < 0$ 时取 1, 否则取 0。非对称项系数在统计上显著为正。这一结果表明: 等量的利空消息比利好消息引发更大的市场波动, 证实了深证成指存在显著的“杠杆效应”。

应用 EGARCH(1, 1)模型从另一角度验证了非对称性, 其模型表达式为:

$$\text{DLSZI}_t = -0.7229\text{DLSZI}_{t-8} + 0.7364\mu_{t-8},$$

$$\ln(\sigma_t^2) = -0.0881 + 0.1092 \frac{|\mu_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} - 0.0219 \frac{\mu_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.9924 \ln \sigma_{t-1}^2.$$

在该模型中, 非对称项系数($\theta = -0.0219$)在 1% 的水平上显著为负。参数 $\theta < 0$ 意味着, 当标准化残差 μ_{t-1}/σ_{t-1} 为负(利空消息)时, 其对对数条件方差的冲击为正, 即增强波动; 当其为正(利好消息)时, 冲击为负, 即抑制波动。这同样表明利空消息对市场波动的加剧作用大于利好消息的平抑作用, 拟合优度最优, 再次确认了“杠杆效应”的存在。

4. 结论与建议

第一, 深证成指与人民币汇率收益率序列均呈现“尖峰厚尾”与非正态分布特征, 表明两市均存在非常态的波动聚集现象。第二, 两者之间存在长期均衡关系且表现为微弱负相关, 深证成指对汇率具有单向格兰杰因果关系, 符合“股票导向”理论假说。第三, 深市收益率波动具有显著的持续性与集群性, 且 TGARCH 与 EGARCH 模型均验证其存在非对称的“杠杆效应”, 即利空消息引发的市场波动显著强于等量的利好消息。

基于上述结论, 本文提出以下政策建议: 第一, 应建立股市与汇市一体化的风险监测框架, 加强跨市场监管协同, 以防范由股价波动引发的汇率市场风险。第二, 监管部门需通过提升信息披露质量与加强投资者教育, 引导市场形成理性预期, 从而缓解因“杠杆效应”导致的非对称波动加剧。第三, 建议丰富基于深市的风险管理衍生工具, 并完善相关交易机制, 从市场基础设施层面增强其内在稳定性与抗风险能力。

参考文献

- [1] 张碧琼, 李越. 汇率对中国股票市场的影响是否存在: 从自回归分布滞后模型(ARDL-ecm)得到的证明[J]. 金融研究, 2002(7): 26-35.
- [2] Granger, C.W.J., Huangb, B. and Yang, C. (2000) A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asianflu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **40**, 337-354.
[https://doi.org/10.1016/s1062-9769\(00\)00042-9](https://doi.org/10.1016/s1062-9769(00)00042-9)
- [3] 陈雁云, 何维达. 人民币汇率与股价的 ARCH 效应检验及模型分析[J]. 集美大学学报(哲学社会科学版), 2006(1): 72-75.
- [4] 郑鹏程. 中国外汇市场与股票市场的动态关系研究——基于 DCC-GARCH 模型分析[J]. 社科纵横, 2020, 35(10): 2-9.
- [5] 欧艳容. 基于 DCC-GARCH 模型的金融业风险动态相关性研究[J]. 运筹与模糊学, 2023, 13(6): 7781-7788.
- [6] 何治成. 基于 GARCH 模型的我国创业板收益率波动性实证研究[J]. 商, 2016(25): 186.