arXiv:2603.02898v1 [q-fin.ST] 3 Mar 2026

用于监测市场压力的基于区间的波动率估计量：来自本地食品价格数据的证据

Bo Pieter Johannes Andr´ee[1*†]

[1]世界银行数据组，瑞士日内瓦。

2026年1月

摘要

基于区间的波动率估计量广泛应用于金融计量经济学，用于量化风险和市场压力，但其在本地商品市场中的应用仍有限。本文展示了如何调整开盘价—最高价—最低价—收盘价（OHLC）波动率估计量，以监测不同发展背景下的局部市场困境，包括受冲突影响的地区、气候易受影响地区、偏远且交易清淡的市场，以及受进口和物流制约的城市枢纽。本文使用世界银行实时价格数据集中的月度食品价格数据，构建并评估了多种波动率指标，包括 Parkinson、Garman–Klass、Rogers–Satchell 和 Yang–Zhang 估计量，并将其与独立记录的中断时间线进行对照。在不同背景下，波动率升高与不安全和市场分割、极端天气和灾害冲击、政策和燃料成本调整，以及全球供应链和贸易中断相关的事件相吻合。波动率还能识别相对强弱指数（RSI）等标准动量指标可能遗漏的压力，包括对称或迅速反转的冲击；在这类冲击中，相互抵消的供需扰动会抑制价格的净方向性变动，同时加剧期内离散度。总体而言，基于OHLC的波动率指标能够为市场中断提供稳健且易于解读的信号，并可补充价格水平监测，适用于金融风险、人道主义预警和贸易等领域。[1]

JEL分类：C01、C14、C22、C53、Q11。

关键词：波动率估计、基于区间的估计量、市场压力指标、价格监测、OHLC 数据。

[1*†]世界银行发展经济学部数据组的 Bo Pieter Johannes Andr´ee 可通过 bandree(at)worldbank.org 联系。谨此感谢世界银行 Food Systems 2030（FS2030）多捐助方信托基金项目（TF0C7822）以及贸易总括性基金多捐助方信托基金 2.0（TF074184）提供的资助。本文所表达的研究结果、解释和结论完全属于作者本人，并不一定代表世界银行及其关联组织的观点，也不一定代表世界银行执行董事或其所代表国家政府的观点。

1 引言

波动率是衡量市场状况的一项基本指标。在金融市场中，波动率上升意味着不确定性增加，且往往伴随着流动性下降和市场运行受阻（Schwert，1989；Bollerslev等人，1992；Adrian等人，2017）。市场微观结构的一项核心观点是，运行良好的市场能够围绕“有效价格”持续实现价格发现，而交易成本上升、价差扩大等摩擦会扭曲价格调整，并加剧短视界离散度（Demsetz，1968；Hasbrouck，1995、2002；Roll，1984；Corwin和Schultz，2012）。金融计量经济学提供了丰富的工具，可利用价格数据衡量波动率，包括收盘到收盘估计量，以及利用期内最高价与最低价信息、效率更高的基于区间的估计量（Parkinson，1980；Garman and Klass，1980；Rogers and Satchell，1991；Yang and Zhang，2000）。这些指标广泛应用于风险管理、衍生品定价和交易策略（Andersen等人，2003；Baillie等人，1996；Hasbrouck和Saar，2013）。

尽管基于OHLC的区间估计量在金融领域已有成熟应用，但在发展中国家本地商品市场监测中的系统性应用仍然有限。这一缺口影响深远。在面临冲突、气候冲击、政策扰动和全球价格传导的环境中，波动率能够揭示仅凭价格水平无法捕捉的压力。即使平均价格缓慢变动，市场一体化也可能减弱，因为中断会抬高套利成本、降低交易深度，并增加对供求的不确定性。虽然制度环境不同于金融市场，但其经济逻辑相似：在这两种情境下，交易成本上升和市场深度下降都会表现为短视界价格离散加剧。市场失灵更可能表现为价差扩大、价格骤然反转和波动率上升，这与有关金融市场承压时特征的研究记录相呼应（Copeland and Galai, 1983年；Fleming and Remolona, 1999年；Bao et al., 2011）。这一差异对市场监测十分重要：价格水平主要反映购买力的变化，而从期内离散度中提取的波动率则提供了关于市场出清和价格发现摩擦的补充信息。特别是，同时影响供应和需求的复合冲击可能抑制净价格变动，却加剧期内离散度，因此波动率是反映市场压力的一项重要指标。

在食品市场中，监测波动率尤为重要，因为交易量和流动情况无法观测，仅凭价格无法呈现完整图景。食品价格不稳定已被广泛视为宏观经济和粮食安全方面的关切（联合国粮食及农业组织，2009年；粮食安全与营养问题高级别专家组，2011；Gilbert，2010年），实证研究也将波动率与粮食安全状况及跨市场风险传导联系起来（Ben Abdallah 等，2021年；L´opez Cabrera 和 Schulz，2013年；Hanif 等，2021年）。然而，许多实际应用工具仍以价格水平和趋势跟踪型动量指标为核心，例如相对强弱指数（RSI）和 MACD（移动平均线收敛发散）（Appel，1979；Murphy，1999年；Wilder，1978），因而可能低估短暂反转和对称冲击——这些现象主要表现为不稳定，而非持续的方向性变动。

随着全球宏观经济监测系统越来越依赖近实时指标来支持决策，对稳健、轻量级信号的需求日益增长。基于波动率的监测

长期以来，基于波动率的监测一直是金融市场的标准做法，交易所、清算所和监管机构会定期监测市场运行状况和流动性。尽管粮食安全的宏观经济监测系统和预警系统所处的环境中，市场失灵会立即造成福利后果，但它们采用此类措施的速度较慢（Barrett，2010年）。当前的业务平台整合气候、生产、市场和冲突信息，以便及时开展评估（Backer and Billing，2021年；Bertetti 等，2024年）；世界银行的实时价格（RTP）计划则通过将合作伙伴提供的价格观测数据统一为数十个国家的月度 OHLC 序列，为这些工作提供补充（发展数据组，2021年；Andr´ee，2021年；Andr´ee 和 Pape，2023年）——然而，从这些序列中提取的波动率仍未得到充分利用。

本文表明，将基于OHLC的波动率估计量应用于当地市场价格序列，可以在多种不同情境下提供稳健且易于解读的市场困境信号。我们直接根据 RTP 的 OHLC 序列计算收盘到收盘和基于区间的估计量，比较它们在实际应用中的特性，并采用透明的阈值规则识别压力事件。在所考察的估计量中，Yang–Zhang度量（Yang and Zhang，2000年）在响应速度与降噪之间实现了实用的平衡，识别出的事件也与有记录的冲击高度吻合。我们通过五个应用案例展示这一方法，涵盖不同地区、市场结构和冲击特征：苏丹（达尔富尔）、索马里（拜多阿）、喀麦隆（远北区）、海地（太子港）和菲律宾（苏禄）。在这些情境中，波动率飙升与冲突动态、自然灾害、政策及燃料成本冲击，以及某些全球传导事件相吻合；在部分时期，RSI 等动量指标并未给出明确的信号。如第4节所示，波动率能够标示出相当一部分 RSI 未能识别的有记录的危机事件，尤其是在价格变动于观测窗口内反转，或复合冲击产生相互抵消的方向性影响时。该工作流程计算开销小，随着新观测值到来无需重新估计模型，并且适合整合到自动预警系统中。

本文其余部分安排如下。第2节介绍数据来源和OHLC结构。第3节介绍波动率估计量和检测规则。第4节介绍五个国家案例研究。第5节讨论其影响和局限性。第6节总结全文。

2 数据

2.1 价格数据与OHLC结构

数据来自世界银行实时价格（RTP）系统，该系统采用 Andr´ee（2021）以及 Andr´ee 和 Pape（2023）的方法构建。RTP 将世界粮食计划署、粮农组织、国家统计局及其他合作伙伴提供的价格观测数据，与基于机器学习的插补相结合，以填补空间、时间和商品覆盖范围方面的缺口，从而生成高频食品价格序列。该运营系统目前覆盖数十个脆弱和受冲突影响国家，每周更新数百个市场和主粮商品的数据。这些数据已通过独立调查和众包活动（Adewopo 等，2025年）以及全球大宗商品数据（Emediegwu 和 Rogna，2024年）进行验证，并已支持缅甸（Ecker 等，2023年）、阿富汗（Gbadegesin 等，2024年）、马拉维（Kaiyatsa 等，2023年）的国家层面应用，

南苏丹（Schincariol 和 Chadefaux，2024年）以及苏丹（Bari 等，2025年）。近期研究还利用这些数据预测粮食危机风险（Andr´ee 等，2020年；Wang 等，2020年、2022年；Penson 等，2024年）。

RTP的核心是一个分数积分广义自回归条件异方差（fiGARCH）模型，该模型采用广义误差分布（GED）创新项，应用于部分观测、部分插补的价格序列，从而使系统能够刻画长记忆波动率动态，并在每个聚合期内不仅追踪收盘价，还追踪合成开盘价、最高价和最低价（Baillie等人，1996；Andr´ee，2021年）。[2] 这些开高低收估计值按月度频率存储于每个市场—产品组合。尽管它们基于模型而非直接观测，但它们以与标准基于OHLC的波动率估计量兼容的方式概括了期内价格离散度。

以下各小节说明如何由带有GED创新项的fiGARCH模型构建合成开盘价—最高价—最低价—收盘价（OHLC）价格序列。基本思路是：（i）针对对数收益率估计一个长记忆条件方差模型；（ii）利用滤波后的条件方差和创新项分布，得到每个时期内条件价格分布的预期价格区间（中央50%区间，即第25至第75百分位数）；（iii）将该区间映射为最低价和最高价，同时将开盘价视为条件期望，将收盘价视为实际期末价格。理解这一构建过程，有助于阐明第3节所提出的基于区间的波动率估计量如何与底层数据生成过程相关联。

2.2 用于对数收益率的 fiGARCH–GED 模型

设 P_t 表示（月度）时点 t 的价格指数， $x_t = \ln P_t$ 表示其对数。一个时期内的（对数）收益率为

$$r_t = x_t - x_{t-1} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right). \tag{1}$$

在 RTP 框架中，对数收益率建模如下：

$$r_t = \mu + \varepsilon_t, \qquad \varepsilon_t = \sqrt{h_t}\, z_t, \tag{2}$$

其中， μ 为常数漂移项， h_t 为条件方差。

设 $\{\mathcal{F}_t\}$ 表示由 $\{r_s$ 生成的滤过： $s \le t\}$。我们假设 $\{z_t\}$ 相对于 $\{\mathcal{F}_t\}$是一个标准化鞅差序列，即

$$\mathbb{E}[z_t \mid \mathcal{F}_{t-1}] = 0, \qquad \mathbb{E}[z_t^2 \mid \mathcal{F}_{t-1}] = 1 \quad \text{a.s.} \tag{3}$$

在给定 $\mathcal{F}_{t-1}$ 的条件下，我们假设 z_t 服从标准化广义误差分布（广义误差分布），其形状参数为 $\nu > 0$ 且方差为单位方差。令 $F_\nu(\cdot)$表示相应的累积分布函数。

[2]RTP 分为三个子序列：用于食品商品的实时食品价格（RTFP）、用于燃料的实时能源价格（RTEP），以及用于货币市场的实时外汇汇率（RTFX）（发展数据组，2021年）。本文构建的波动率指标采用 RTFP OHLC 序列，但该方法也可直接扩展至能源和汇率序列。

条件方差过程 h_t 遵循 fiGARCH(1, d,1)递归（Baillie等人，1996）。一种便于使用的表示形式为

$$(1-\beta_1 L)\,h_t = \omega + \big[(1-\beta_1 L) - (1-\phi_1 L)(1-L)^d\big]\varepsilon_t^2, \tag{4}$$

其中 L 为滞后算子（$Lh_t = h_{t-1}$），$\omega > 0$、β_1 和 ϕ_1 为非负参数，$(1-L)^d$ 为分数差分算子，且 $d \in$ （0,1）刻画波动率中的长记忆。

给定估计参数

$$\theta = (\mu, \omega, \beta_1, \phi_1, d, \nu),$$

对模型进行滤波，可得到条件方差序列 h_t 以及 $t = 1, \ldots, T$ 的标准化残差 z_t。这些量进而为每个 t 定义下一期对数收益率的条件分布：

$$r_{t+1} \mid \mathcal{F}_t \sim \mu + \sqrt{h_{t+1}}\, z_{t+1}, \qquad z_{t+1} \sim \mathrm{GED}(0, 1, \nu), \tag{5}$$

其中 $\mathcal{F}_t$ 表示截至时刻 t 的信息集。

2.2.1 广义误差分布与尾部行为

广义误差分布允许将条件方差 h_t 与收益率的尾部厚度（峰度）分别建模。位置为0、尺度参数为 $\beta > 0$、形状参数为 ν 的广义误差分布的概率密度函数（pdf）为

$$f_{\mathrm{GED}}(z; \beta, \nu) = \frac{\nu}{2\beta\,\Gamma(1/\nu)} \exp\left\{ -\left(\frac{|z|}{\beta} \right)^{\nu} \right\}, \qquad z \in \mathbb{R}, \tag{6}$$

其中 Γ(·)是伽马函数。该分配的方差为

$$\mathrm{Var}(z) = \beta^2 \, \frac{\Gamma(3/\nu)}{\Gamma(1/\nu)}. \tag{7}$$

为了获得单位方差的标准化新息，我们设

$$\beta(\nu) = \left(\frac{\Gamma(1/\nu)}{\Gamma(3/\nu)} \right)^{1/2}, \tag{8}$$

并写作

$$z_t \sim \mathrm{GED}\big(0,\, \beta(\nu),\, \nu\big), \qquad \mathbb{E}[z_t] = 0, \quad \mathrm{Var}(z_t) = 1. \tag{9}$$

标准化GED的峰度为

$$\kappa(\nu) = \frac{\mathbb{E}[z_t^4]}{\{\mathrm{Var}(z_t)\}^2} = \frac{\Gamma(5/\nu)\,\Gamma(1/\nu)}{\Gamma(3/\nu)^2}. \tag{10}$$

当 $\nu = 2$ 时，GED 会退化为高斯分布，且 $\kappa(2) = 3$。对于 $\nu < 2$，该分布呈尖峰态，尾部更厚，且 $\kappa(\nu) > 3$，这意味着与高斯情形相比，$|z_t|$（因此大幅收益率）的概率更高。对于 $\nu > 2$，其尾部则比高斯分布更轻。

在 fiGARCH–GED模型中，条件方差 h_t 和形状参数 ν 是联合估计的。这种区分对 OHLC 序列和基于区间的波动率估计量的表现有两个重要影响：

1. **剧烈但短暂的价格波动**。 由于在 $\nu < 2$时创新项呈重尾特征，单个较大的“蜡烛线”（即价格指数出现异常大幅变动）可以通过 z_t 的一次较大实现值来解释，而不意味着之后所有创新项也必须很大。在 fiGARCH 递推（4）中，较大的平方冲击 $\varepsilon_t^2 = h_t z_t^2$ 将进入方差动态，但其对未来 h_{t+k} 的影响取决于长记忆结构（通过 d 和滞后多项式体现）以及此类冲击出现的频率。因此，单个极端收益可以部分解释为 z_t 中的尾部事件，而不是波动率状态的永久转变。

2. **持续性波动率状态**。 与此同时，分数差分参数$d \in$ （0，1）以及（4）中的自回归结构使 h_t 呈现长记忆。当一连串较大冲击发生时（例如在战争、围困或宏观经济危机期间），fiGARCH 递推会将升高的 ε_t^2 向前传递，从而形成持续性的高波动率状态。在这种情况下，GED尾部与长记忆方差动态协同发挥作用：GED捕捉状态内的超额峰度，而fiGARCH则确保该状态本身具有持续性。

2.2.2 对数价格的条件分布与中央50%区间

一步超前条件对数价格为

$$x_{t+1} = x_t + r_{t+1}. \tag{11}$$

给定 $\mathcal{F}_t$，其条件分布为

$$x_{t+1} \mid \mathcal{F}_t \sim m_{t+1} + \sqrt{h_{t+1}}\, z_{t+1}, \qquad m_{t+1} = x_t + \mu, \tag{12}$$

其中 z_{t+1} 的分布如第2.2.1节所述。

令 $F_\nu^{-1}(\cdot)$ 表示标准化GED的分位数函数。对于任意概率水平$p \in$ (0，1)， x_{t+1} 的条件 p分位数为

$$q_{p,t+1} = m_{t+1} + \sqrt{h_{t+1}}\, a_p(\nu), \qquad a_p(\nu) = F_\nu^{-1}(p). \tag{13}$$

我们尤其关注中央50%区间，该区间由条件对数价格分布的第25和第75百分位数定义：

$$q_{0.25,t+1} = m_{t+1} + \sqrt{h_{t+1}}\, a_{0.25}(\nu), \qquad q_{0.75,t+1} = m_{t+1} + \sqrt{h_{t+1}}\, a_{0.75}(\nu). \tag{14}$$

等价地，它们满足概率质量条件

$$\mathbb{P}\big(x_{t+1} \le q_{0.25,t+1} \mid \mathcal{F}_t\big) = 0.25, \qquad \mathbb{P}\big(x_{t+1} \le q_{0.75,t+1} \mid \mathcal{F}_t\big) = 0.75. \tag{15}$$

可以将它们视为用于计算预期损失的尾部积分（Acerbi 和 Tasche，2002）的中心区间类比量：数学形式完全相同，但我们划定的是条件分布中间的 50%，而不是对尾部的概率质量进行积分。

将这些分位数映射回价格水平，即得到基于模型的低值和高值候选项，

$$L^*_{t+1} = \exp\big(q_{0.25,t+1}\big), \qquad H^*_{t+1} = \exp\big(q_{0.75,t+1}\big). \tag{16}$$

这些分位数之间的距离，

$$q_{0.75,t+1} - q_{0.25,t+1} = \sqrt{h_{t+1}}\big[a_{0.75}(\nu) - a_{0.25}(\nu)\big], \tag{17}$$

随 $\sqrt{h_{t+1}}$ 和 ν 所隐含的尾部厚度增加而增大（因为随着分配变得更加重尾，GED 分位数会向外移动）。

2.2.3 开盘价、最高价、最低价和收盘价的定义

对于每个时期 $t+1$，我们按如下方式构造 OHLC 价格。

收盘价。 收盘价取部分插补价格调查系统得出的期末实际价格指数：

$$C_{t+1} = P_{t+1} = \exp(x^{\text{obs}}_{t+1}), \tag{18}$$

其中， x^{obs}_{t+1} 是月末对数价格。

开盘价。 开盘价设为对数价格的条件期望映射回价格水平后的值：

$$O_{t+1} = \exp\big(\mathbb{E}[x_{t+1} \mid \mathcal{F}_t]\big) = \exp(m_{t+1}). \tag{19}$$

基于模型的最低价和最高价。 利用上述定义的条件分位数，可得中间 50% 价格区间：

$$L^*_{t+1} = \exp\big(m_{t+1} + \sqrt{h_{t+1}}\, a_{0.25}(\nu)\big), \qquad H^*_{t+1} = \exp\big(m_{t+1} + \sqrt{h_{t+1}}\, a_{0.75}(\nu)\big). \tag{20}$$

最终最高价和最低价。 为确保实际开盘价和收盘价处于区间内，且该区间始终涵盖模型分配中最相关的部分，最终最高价和最低价定义为

$$H_{t+1} = \max\{\, O_{t+1},\, C_{t+1},\, H^*_{t+1} \,\}, \qquad L_{t+1} = \min\{\, O_{t+1},\, C_{t+1},\, L^*_{t+1} \,\}. \tag{21}$$

这一构造保证

$$L_{t+1} \le \min\{O_{t+1}, C_{t+1}\} \quad \text{and} \quad H_{t+1} \ge \max\{O_{t+1}, C_{t+1}\}, \tag{22}$$

并且，在 C_{t+1}未出现极端取值的情况下，区间 $[L_{t+1}, H_{t+1}]$ 以 fiGARCH–GED模型所隐含的条件价格分布的中间 50% 为基准。

3 方法

基于区间的波动率估计量利用期间内价格极值所包含的信息。在标准扩散模型下，这些估计量相对于收盘价到收盘价的度量可获得显著的效率提升，有时可达一个数量级（Parkinson，1980年；Garman and Klass，1980年；Yang and Zhang，2000年）。本节介绍波动率估计量，说明其与OHLC数据结构的关系，并具体规定在实证应用中用于识别高波动率时期的程序。

3.1 设定与符号

我们观测到 pr ices 处于等间隔时间（$t = 0$，1，2，...）。对于每个观测期（t），我们记：

- O_t：开盘价
- H_t：时期内的最高价
- L_t：时期内的最低价
- C_t：收盘价

我们使用价格比率的自然对数。为简洁起见，定义如下：

- 对数区间：$d_t = \ln(H_t/L_t)$
- 开盘至收盘对数收益率：$c_t = \ln(C_t/O_t)$
- “隔夜”对数收益率（时期之间的收盘价至开盘价）：$o_t = \ln(O_t/C_{t-1})$

作为连续时间基准，我们假设有效价格服从几何布朗运动，

$$dP_t = \mu P_t\,dt + \sigma P_t\,dW_t, \tag{23}$$

因此，对数价格满足

$$d\ln P_t = \left(\mu - \tfrac{1}{2}\sigma^2\right)dt + \sigma dW_t. \tag{24}$$

令 Δt 为一个观测期的年数长度（例如，日度数据对应 $\Delta t = 1/252$，月度数据对应 $\Delta t = 1/12$）。则 $\sigma^2\Delta t$为每期方差参数。下文的估计量旨在估计每期方差，然后乘以年化因子$N \approx 1/\Delta t$ 并取平方根，以得到年化结果。

所有估计量均在长度为 n 期的滚动窗口上计算。对于在时间 t 结束的窗口内的一般每期方差估计量 $\hat{}v_t$，相应的年化波动率为

$$\hat{\sigma}_t = \sqrt{N\,\hat{v}_t}. \tag{25}$$

3.2 波动率估计量

以下定义介绍了本文使用的波动率估计量。所有估计量都遵循相同的模式：根据滚动窗口内的 OHLC 数据估计每期方差分量，乘以年化因子 N 进行年化，再取平方根转换为波动率。

定义 1 (收盘价间波动率**)**。 收盘到收盘估计量仅使用收盘价，并将收益率视为算术变化率，

$$r_t = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-1}}.$$

给定包含 m 个收益率 $\{r_i\}_{i=t-m+1}^{t}$的窗口，样本方差为

$$\widehat{\mathrm{Var}}(r)_t = \frac{1}{m-1}\sum_{i=t-m+1}^{t}\left(r_i - \bar{r}_t\right)^2, \qquad \bar{r}_t = \frac{1}{m}\sum_{i=t-m+1}^{t} r_i.$$

年化收盘价间波动率为

$$\hat{\sigma}_{\mathrm{CC},t} = \sqrt{N\,\widehat{\mathrm{Var}}(r)_t}.$$

在实现中，我们使用对应于 n 个价格的 $m = n-1$ 个收益率。对于较小的时期变化，算术收益率与对数收益率在数值上非常接近；以下所有基于区间的估计量均严格使用对数价格比。

定义 2 (帕金森高低价估计量**)**。 *Parkinson* 估计量仅使用每个时期内的最高价和最低价。对于每个 t，定义对数区间 $d_t = \ln(H_t/L_t)$。在零漂移且连续交易的几何布朗运动模型下，该时期的对数区间满足矩条件

$$\mathbb{E}\left[d_t^2\right] = 4\ln 2\,\sigma^2\Delta t.$$

基于这一恒等式的每期方差矩估计量为

$$\hat{v}_{P,t} = \frac{1}{4n\ln 2}\sum_{i=t-n+1}^{t} d_i^2,$$

相应的年化帕金森波动率为$\hat{}\sigma_{P,t} = \sqrt{N\hat{}v_{P,t}}$。当零漂移、连续交易的假设合理时，该估计量的效率远高于收盘到收盘估计量；但在强趋势市场中，它可能产生偏差。

定义 3 (加曼-克拉斯估计量**)**。 *Garman and Klass*（*1980*年）推导出了一种利用区间和开盘到收盘收益率的估计量。使用 $d_t = \ln(H_t/L_t)$ 和 $c_t = \ln(C_t/O_t)$，其每期

方差估计量可写为

$$\hat{v}_{GK,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^{t} \left(\frac{1}{2} d_i^2 - (2\ln 2 - 1)\, c_i^2 \right).$$

在每个时期内漂移为零的几何布朗运动条件下，这是每期方差 $\sigma^2 \Delta t$ 的无偏估计量，且效率高于收盘到收盘估计量和帕金森区间估计量。相应的年化波动率为 $\hat{\sigma}_{GK,\,t} = \sqrt{N\, \hat{v}_{GK,\,t}}$。

定义 4 (Rogers-Satchell 估计量)。 *Rogers* 和 *Satchell*（*1991*）提出了一种即使存在非零漂移，仍能对方差保持无偏的估计量。令 $u_t = \ln(H_t/O_t)$、 $\ell_t = \ln(L_t/O_t)$ 和 $c_t = \ln(C_t/O_t)$。时期 t 的罗杰斯–萨切尔贡献项的一种简便等价形式为

$$q_t = \ln\left(\frac{H_t}{C_t}\right) \ln\left(\frac{H_t}{O_t}\right) + \ln\left(\frac{L_t}{C_t}\right) \ln\left(\frac{L_t}{O_t}\right).$$

窗口内的每期方差估计量为 $\hat{v}_{RS,\,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^{t} q_i$，年化 *Rogers-Satchell* 波动率为 $\hat{\sigma}_{RS,\,t} = \sqrt{N\, \hat{v}_{RS,\,t}}$。在漂移为任意常数 μ 的几何布朗运动模型下，该估计量是 $\sigma^2 \Delta t$ 的无偏估计，因此当趋势强劲时，它比 *Garman-Klass* 更稳健。

定义 5 （加曼–克拉斯–杨–张扩展）。 加曼–克拉斯–杨–张（*"GK-YZ"*）扩展（*Yang and Zhang, 2000*年）通过纳入各时期之间的收盘到开盘跳跃的平方，对加曼-克拉斯估计量加以扩展。将"隔夜"对数收益率定义为 $o_t = \ln(O_t/C_{t-1})$，并如前保留d_t 和 c_t 。窗口上的 *GK-YZ* 每期方差估计量为

$$\hat{v}_{GKYZ,t} = \frac{1}{n} \sum_{i=t-n+1}^{t} \left[o_i^2 + \frac{1}{2} d_i^2 - (2\ln 2 - 1)\, c_i^2 \right],$$

年化波动率为$\hat{\sigma}_{GKYZ,\,t} = \sqrt{N\, \hat{v}_{GKYZ,\,t}}$。当期间间跳跃（例如市场收盘与重新开盘）较为重要时，该估计量同时捕捉这些跳跃与期内变动。

定义 6 （Yang-Zhang 估计量）。 *Yang and Zhang*（*2000*年）提出了一种波动率估计量，它结合三个组成部分：（*i*）收盘到开盘收益率 o_t的方差，（*ii*）开盘-收盘收益率 c_t的方差，以及（*iii*）日内罗杰斯–萨切尔方差。收盘到开盘与开盘-收盘组成部分按最近 n 个时期的样本方差计算：

$$\hat{v}_{o,t} = \widehat{\mathrm{Var}}(o_i)_{i=t-n+1}^{t}, \qquad \hat{v}_{c,t} = \widehat{\mathrm{Var}}(c_i)_{i=t-n+1}^{t}.$$

Rogers-Satchell 分量 $\hat{v}_{RS,t}$ 如上所定义。*Yang-Zhang* 每期方差估计量是一个加权和，

$$\hat{v}_{YZ,t} = \hat{v}_{o,t} + k\, \hat{v}_{c,t} + (1-k)\, \hat{v}_{RS,t},$$

权重为 $k \in (0,1)$，旨在平衡开盘-收盘分量与 *Rogers-Satchell* 分量的贡献。在实现中，我们使用

$$k = \frac{\alpha - 1}{\alpha + \frac{n+1}{n-1}},$$

其中 $\alpha \approx 1.34$。年化 *Yang-Zhang* 波动率为 $\hat{\sigma}_{YZ,\,t} = \sqrt{N\,\hat{v}_{YZ,\,t}}$。*Yang-Zhang* 估计量旨在不受漂移影响（通过使用 *Rogers-Satchell* 日内分量），并高效纳入期间间跳跃。在实证应用中，与较简单的历史估计量和基于区间的估计量相比，它通常表现出较低的方差（*Yang and Zhang，2000* 年）。

3.3 与 OHLC 数据结构的关系

给定第 2.1 节中构造的 OHLC 序列 $\{O_t, H_t, L_t, C_t\}$，基于区间的估计量可解释为滚动窗口内所建模条件分布的函数。对于每个时期 t，关键的对数分量——$d_t = \ln(H_t/L_t)$、$c_t = \ln(C_t/O_t)$ 和 $o_t = \ln(O_t/C_{t-1})$——以不同方式概括了每个时期内所建模价格分布的条件离散程度和位置。

在 fiGARCH–GED 设定下，这些量从基础波动率过程继承其结构。在长度为 n 的窗口内，基于区间的估计量使用 $\{d_i, c_i, o_i\}_{i=t-n+1}^{t}$ 的函数的平均值来估计每期方差，随后将其年化。例如，Parkinson 估计量使用 d_i^2 的平均值，而 Garman–Klass 与 Rogers–Satchell 将 d_i^2 与 c_i^2 及其他对数差分相结合。在我们的设定中，这些估计量概括了所建模的条件分布（通过 h_t 与 GED 分位数）如何随时间演变，而 OHLC 映射则在潜在波动率过程与可观测价格指数之间提供了连贯的桥梁。

这一设定的一个关键性质是，即便 OHLC 序列是基于模型而非直接观测得到的，基于区间的估计量仍然定义良好且具有信息量。基于区间的估计量在理论上的效率增益，源于其利用期内价格极值来降低波动率估计中的方差。在 RTP 框架中，这些极值由 fiGARCH–GED模型所隐含的条件分布构造而成，该分布同时刻画了条件方差的水平（h_t）以及创新项的尾部行为（通过 GED 形状参数 ν）。由此得到的最高价和最低价因而编码了与基础波动率动态相一致的期内离散度信息。

考察区间中的额外信息变得可以忽略不计、基于区间的估计量实际上退化为标准收盘到收盘波动率度量的极限情形，有助于深入理解。这些情形阐明了基于区间的方法能够提供有意义的增量信息的条件。

1. **条件方差趋于零**。如果对所有 t 都有 $h_t \to 0$（例如，在假设的完全稳定市场中），那么 $q_{0.25,\,t+1} \approx q_{0.75,\,t+1} \approx m_{t+1}$，因此 $L^*_{t+1} \approx H^*_{t+1} \approx \exp(m_{t+1})$。在 C_{t+1} 偏离其期望值不大的情况下，我们得到 $H_{t+1} \approx L_{t+1} \approx O_{t+1} \approx C_{t+1}$

因此，对所有 t 都有 $d_t = \ln(H_t/L_t) \approx 0$ 。在这个极限情况下，基于区间的估计量所提供的信息并不比收盘到收盘收益率 r_t 多多少。

2. **开盘价和收盘价主导区间**。即使 h_t 不可忽略，如果实际收盘价C_t 和条件开盘价 O_t 都远在模型中心区间之内，那么 H_t 和 L_t通常会接近 H_t^* 和 L_t^*。反之，如果 C_t 和 O_t 重合或几乎重合（例如，在净变动极小的时期），最大值/最小值定义可能再次产生$H_t \approx L_t$，使 d_t缩小。在这种情况下，基于区间的估计量在数值上会与根据 r_t 和 c_t计算的收盘价估计量相近。

3. **退化的 OHLC 构造**。作为一个极端的思想实验，如果我们对所有 t都设定$H_t = L_t = C_t$ ，那么 $d_t = \ln(H_t/L_t) = 0$ 恒等成立，所有基于区间的估计量都会简化为仅取决于收盘到收盘（或开盘价到收盘价）收益率的函数。它们不再编码任何期内离散度。

在实践中，在易发危机的环境中，带有 GED创新项的分数阶积分GARCH模型通常会产生不可忽略的条件方差 h_t ，而 OHLC 映射则保留了 L_t 与 H_t之间有意义的价差。在这些情形下，基于区间的波动率估计量利用模型推导的最高价和最低价所包含的额外信息。与收盘到收盘的替代方法相比，这能实现更有效的波动率测量，同时在操作流程中仍易于计算。第4节的实证结果证实，基于区间的估计量产生的信号与收盘到收盘度量有实质性差异，这与 OHLC结构编码了实质性的期内离散度信息相一致。

3.4 检测规则与实际操作

在我们的实证应用中，所有波动率估计量均采用长度为$n = 10$的滚动窗口计算，年化则假定 $\Delta t = 1/12$，因此所有结果中均有 $N = 12$ 。在实际应用中，我们使用一个基于以下两个阈值条件的简单波动率冲击指标：

1. **相对阈值：** 波动率高于其12个月简单移动平均，

2.**尾部阈值：** 波动率高于根据全样本历史分布计算的较高百分位数（第85百分位数），且不低于较低百分位数（第20百分位数）。

同时满足这两个条件的月份将被标记为波动率事件。

百分位数阈值并非高度敏感的参数：相对阈值条件（高于12个月移动平均值）在识别偏离近期基准状况的情况时起着主要作用，而百分位数界限主要用作护栏。上界确保在离散度升高时，即使波动率从峰值回落，相关波动期仍会被标记，从而避免在动荡剧烈的时期出现假阴性。下界则可防止指标在持续处于低波动率状态时触发；在这种状态下，即使只是小幅上升，也可能超过移动平均值，但并不代表存在实质性压力。采用全样本百分位数，也使序列早期部分（包括处于初始滚动

窗口内的2007—08年全球食品价格危机）能够依据一致的历史基准进行评估。在合理范围内调整百分位数阈值（例如，上界取第80至第90百分位数，下界取第15至第25百分位数），并不会实质性改变下文应用中被标记的波动期集合。

这条规则简单、透明且易于实施，可与RSI和MACD等现有指标并列纳入业务仪表板（Appel, 1979；Wilder，1978）。百分位数阈值提供了直观的校准参数，可根据历史事件数据进行调整。这条规则刻意保持简洁：即使采用默认设置，波动率也能标记出动量指标遗漏的事件。

4 结果

本节介绍五项案例研究，评估基于OHLC的波动率估计量在撒哈拉以南非洲、中东、加勒比地区和东南亚等偏远且数据稀缺地区，对已记录冲击的识别效果。这些应用涵盖了多种冲击类型（冲突、自然灾害、政策变化、全球传导）和市场结构（内陆与沿海、依赖进口与生产型）。每个案例均采用RTP食品价格指数，并依据从文献中汇编的事件时间线（附录）解读标记出的波动率事件。各项应用按字母顺序排列。

4.1 苏丹法希尔（2007–2025）

苏丹是一个颇具挑战性的案例，因为全球冲击、宏观经济不稳定与反复发生的冲突在长期范围内相互叠加，并对达尔富尔造成了严重影响。我们聚焦于法希尔，它是北达尔富尔的首府和区域贸易枢纽，周边有多个大型境内流离失所者营地，包括 Zamzam、Abu Shouk 和 Al Salam。图1展示了根据当地 OHLC 序列计算的六种波动率估计量；附录A展示了其他案例的相同图表。

所有估计量都能识别出主要压力时期，但在平滑性以及对时期内离散度的敏感性方面存在差异。基于极差的度量会更早上升，并在月内极差持续扩大时保持高位；相比之下，收盘到收盘波动率会对月末跳跃作出剧烈反应，但当价格在没有明显方向性变动的情况下波动时，可能低估压力程度。Yang–Zhang估计量提供了一种实用的折中方案：它能够跟踪反应更灵敏的基于极差的度量，同时减少漂移和开盘价不连续性带来的噪声；该估计量纳入了与漂移无关的 Rogers–Satchell 成分，并对开盘-收盘成分和隔夜成分进行加权，从而在响应性与方差之间取得平衡。因此，下面我们将 Yang–Zhang 波动率 $\hat{}\sigma_{YZ,t}$ 作为主要度量。图2展示了主要结果；事件时间线见附录B。

下方图表绘制了$\hat{}\sigma_{YZ,t}$ 及其12个月移动平均值；红色区段表示波动率升高。这些信号与重大中断相吻合，包括2007–08年全球食品价格危机、2011年后调整期、2018–2019年面包抗议与政治转型、2021年政变，以及自2023年4月以来的苏丹武装部队与快速支援部队战争。在整个时期的大部分时间里，相对强弱指数（RSI）一直处于高位，这与慢性通胀相符，但无法单独识别急性压力，甚至在严重中断期间有所下降。相比之下，波动率始终能够标示冲突升级、政策冲击和市场分割。

这种背离在2023年4月之后最为明显：相对强弱指数（RSI）趋于缓和，而波动率信号则显示情况急剧恶化。法希尔的例子表明，基于离散度的监测可通过区分持续性通货膨胀与阶段性市场失灵，补充价格水平指标。

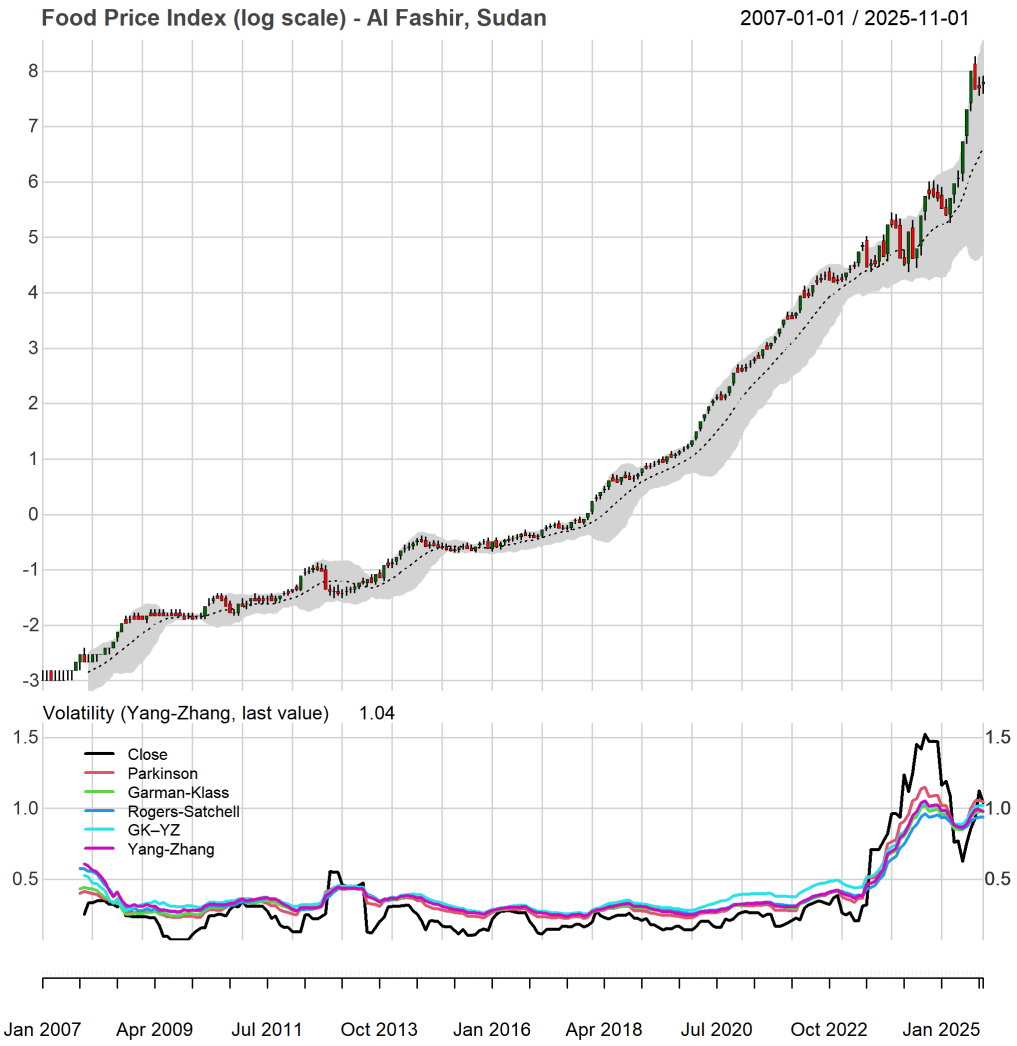

图1：苏丹法希尔的开盘、最高、最低、收盘食品价格（指数、对数）及其蜡烛图，并结合六种基于开高低收的波动率指标。蜡烛图（上方面板）中，每根柱线代表一个月份：垂直线从最低价延伸至最高价，方框则表示开盘价至收盘价的范围；实心（红色）方框表示收盘价低于开盘价的月份，空心（绿色）方框表示收盘价高于开盘价的月份。点线表示12个月移动平均值，灰色阴影表示布林带（移动平均线周围两个标准差的范围）。后续面板展示收盘价间波动率和五种基于区间的估计量（Parkinson、Garman–Klass、Rogers–Satchell、Garman–Klass–Yang–Zhang 和 Yang–Zhang）。所有估计量都识别出相同的大致压力时期，但平滑程度有所不同：基于极差的度量对期内离散度扩大反应更快，而收盘价间波动率只有在月末价格跳跃时才会作出反应。

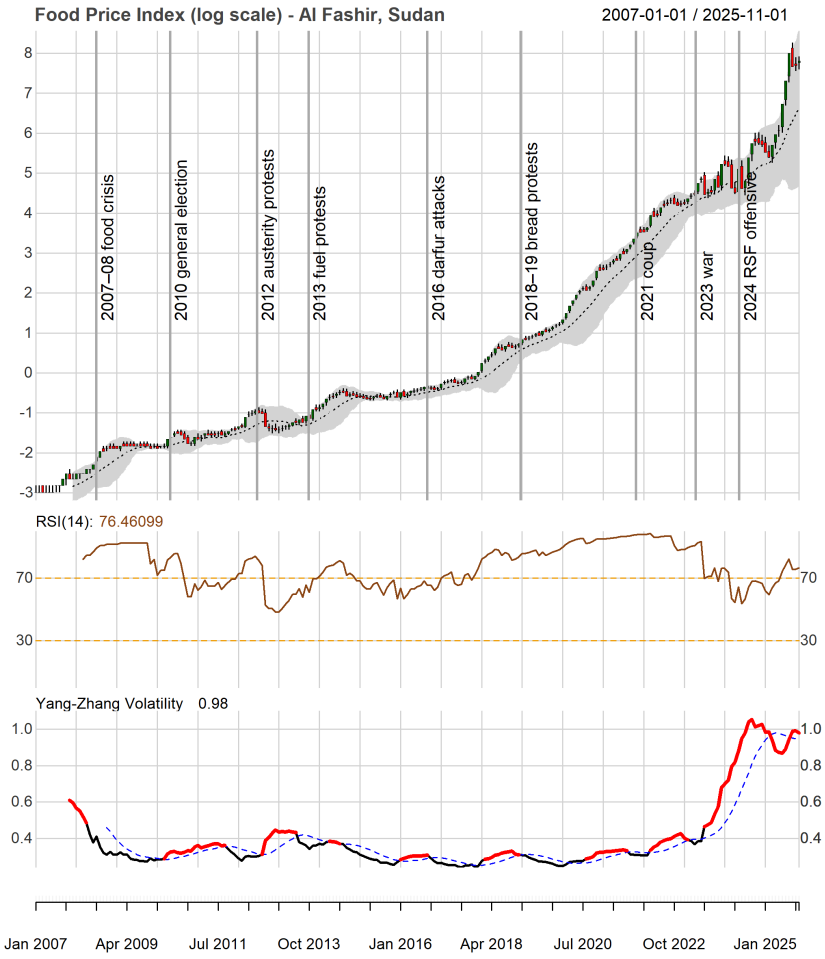

图2：检测波动性冲击的技术设置。上：苏丹法希尔的对数食品价格。中：相对强弱指数（RSI）及30和70的参考水平。下：Yang–Zhang年化波动率、其12个月移动平均值，以及检测到的高波动事件（红色线段）。

4.2 拜多阿，索马里（2007–2025）

索马里是一个严格的检验案例，因为复合气候冲击、长期不安全局势，以及贸易和人道主义准入时有中断，反复给市场状况带来压力。我们聚焦于拜多阿——西南州（拜州）首府，这里是一个重要的农业市场和救援枢纽，极易受到降雨变异性和运输约束的影响。图3展示了结果；事件时间线见附录C。

在有充分记录的危机窗口期间，波动率会急剧上升，包括2011年饥荒、与季节性表现不佳相关的2014—2015年再度承压，以及2016—2017年干旱紧急状态。此后的波动聚集期与新冠肺炎疫情扰动及2020年的沙漠蝗虫激增同时出现，也与2023—2024年Deyr和Gu洪灾事件相吻合。相对强弱指数在2011年危机和2016—2017年干旱期间提供了一些信号，但在若干有记录的

压力时期仍处于30–70的中性区间内，包括2020年复合冲击和2023–2024年洪灾；在这些时期，波动率清楚地显示出离散度升高。总体而言，拜多阿表明，在导致市场分割和供应中断的气候与安全复合事件期间，波动率会显著上升。

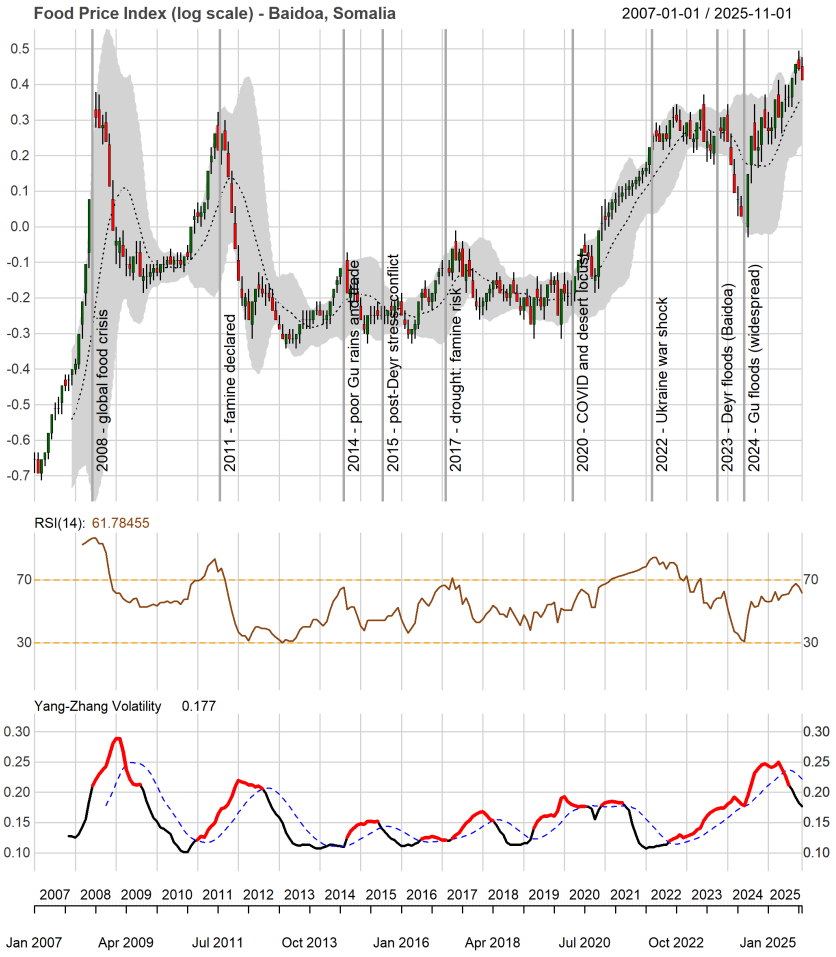

图3：索马里（拜多阿）：技术设置和检测到的压力时期。上图：对数食品价格。中图：相对强弱指数（RSI）及30和70的参考水平。下图：Yang–Zhang年化波动率、其12个月移动平均值，以及检测到的高波动事件（红色线段）。

4.3 喀麦隆远北区（2010—2025年）

喀麦隆远北区是一个很有参考价值的案例，因为在这个边境敏感型经济体中，食品市场反复受到安全、气候和政策冲击的交织影响。该地区位于通往尼日利亚和乍得的贸易走廊交汇处，长期受到叛乱外溢影响、运输约束及反复洪灾造成的持续中断，市场准入也因此时常受损。该地区还容易受到跨境摩擦和成本传导的影响，且2022年后波动率明显转变。结果见图4；事件时间线见附录D。

波动率信号显示出多次压力事件，与不安全、洪灾相关中断、跨境贸易约束，以及经由运输和分销利润率传导的成本冲击相符。在这一时期的大部分时间里，相对强弱指数（RSI）维持在30–70区间内，未能反映若干显著中断；相比之下，波动率清晰标示出2017年洪灾和2018年再度发生的袭击等事件。2022年后，由反复出现的价格急剧飙升和反转所驱动，该序列转入波动率较高的状态。这些变动使相对强弱指数（RSI）反应相对迟钝——反映出观测窗口内方向相反的变动相互抵消——但离散度持续上升、且多个具体月份反复出现信号，均捕捉到了这些变动。总体而言，远北区案例表明，在物流和边境动态影响价格形成的环境中，波动率既能捕捉本地市场碎片化风险，也能反映外部驱动的成本传导。

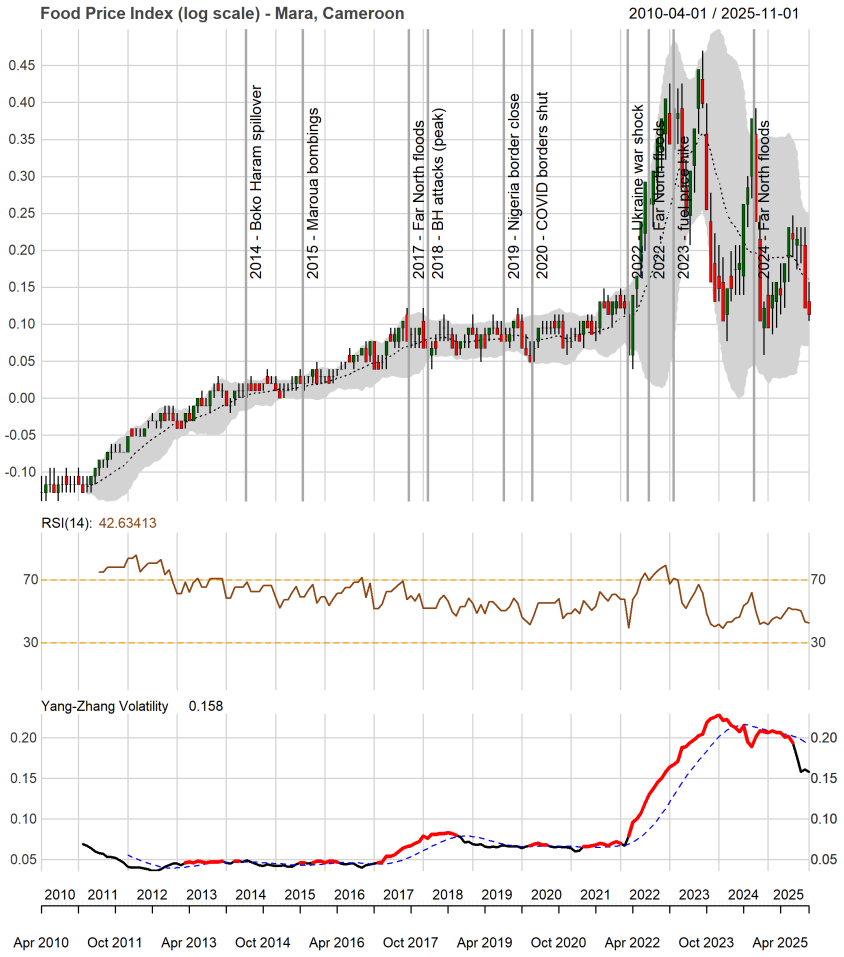

图4：喀麦隆（远北区）：技术设置与检测到的压力时期。上方面板：对数食品价格。中间面板：相对强弱指数及30和70参考水平。下方面板：Yang–Zhang年化波动率、其12个月移动平均值，以及检测到的高波动事件（红色线段）。

4.4 太子港，海地（2007–2025）

海地提供了一个独特的检验案例：在这一城市进口依赖型市场中，波动率由大规模、离散的中断驱动，该市场集中了政治风险、基础设施脆弱性和不安全因素。太子港是国家物流与贸易的枢纽，并经历了反复冲击，这些冲击导致市场运行突然中断，包括自然灾害、政治动荡、燃料获取危机以及不断恶化的安全状况。图5展示了结果；事件时间线见附录E。

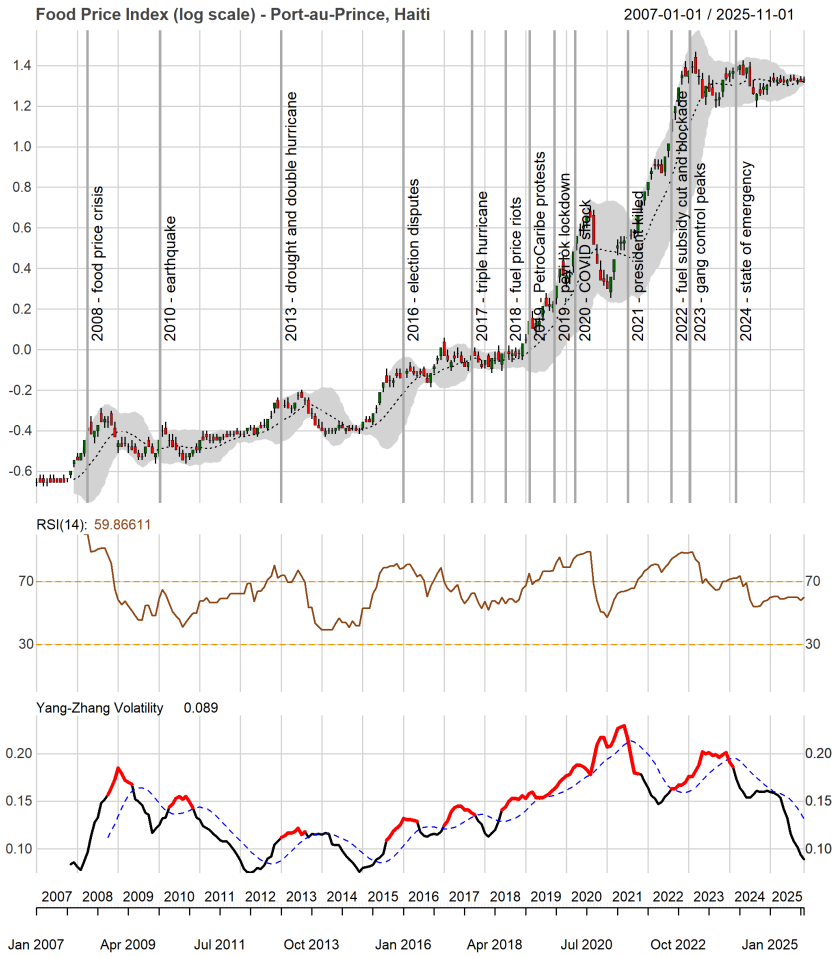

图5：海地（太子港）：技术设置与检测到的压力时期。上图：对数食品价格。中图：相对强弱指数及30和70参考水平。下图：Yang–Zhang年化波动率、其12个月移动平均值，以及检测到的高波动事件（红色线段）。

波动率在重大灾害和政治动荡时期附近急剧上升，并在之后的燃料和物流冲击期间维持在高位。在2007—2008年危机和2010年地震期间，该序列显示出强烈波动；在之后的动荡时期，包括2018年燃料骚乱、2019年持续时间较长的佩伊勒`奥克时期，以及与.....相关的2022年燃料获取危机，波动率又再度成簇上升

帮派控制关键基础设施和运输走廊。随后安全状况恶化期间，波动率持续处于高位。在价格上涨期间，相对强弱指数（RSI）有时会与波动率同步变动，但波动率更稳定地反映了灾害影响和市场失灵——尤其是2010年地震和2017年飓风季期间的情况；在这些时期，相对强弱指数并未突破标准阈值水平。

4.5 菲律宾苏禄（2007–2025）

图6展示了菲律宾的检测设置；事件时间线见附录F。

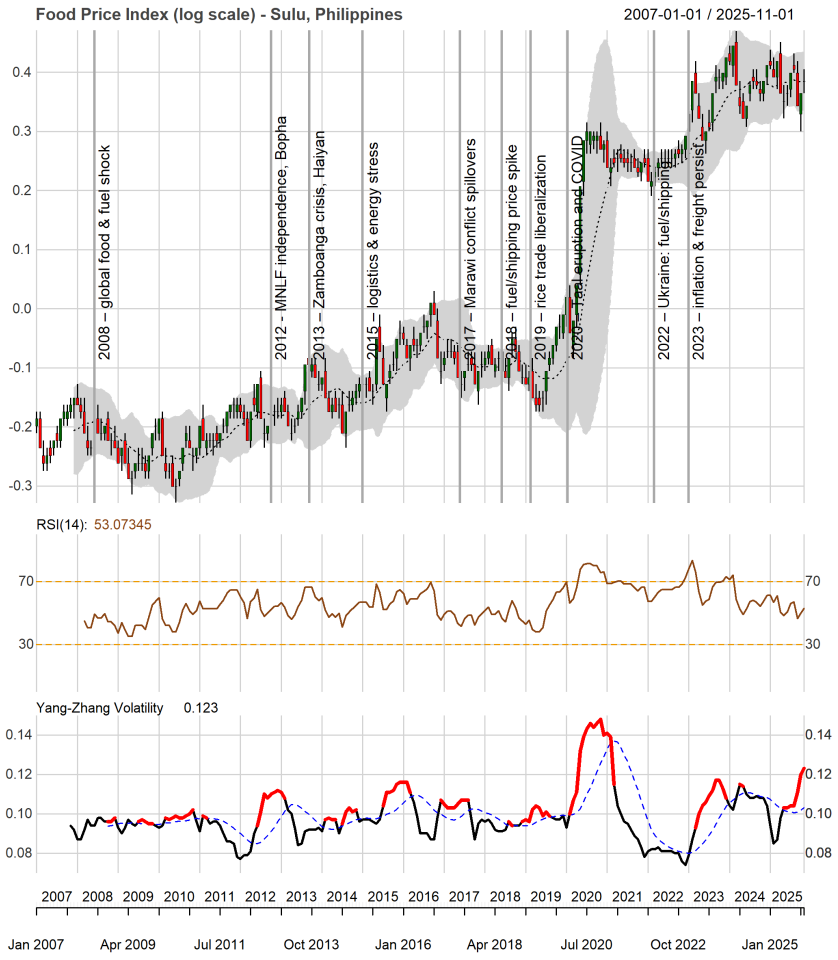

图6：菲律宾（苏禄）：技术设置和检测到的压力时期。上图：对数食品价格。中图：相对强弱指数（RSI），以及30和70的参考水平。下图：Yang–Zhang年化波动率、其12个月移动平均值，以及检测到的高波动事件（红色线段）。

菲律宾提供了一个补充性检验，用以考察该方法在极端情境之外的可移植性。我们聚焦于三宝颜半岛的苏禄，这是一个相对偏远的市场，受到局部不安全、物流摩擦以及影响其对全球主粮市场状况敞口的政策变化所塑造。

标记出的波动区段凸显了反复出现的压力事件，这与通行间歇性受阻和价格形成不连续的情况相符。在序列前期，2007—08年全球粮食和燃料危机并未表现为一个占主导地位且连续的事件，这表明相较于本地动态，该危机向观测到的离散度传导较弱。相反，2019年前的波动率聚类与国内扰动和物流压力的关联更为密切，包括2010年代初至中期以及2015—2018年再次出现的事件。

一项重要的政策不连续性发生于2019年：《稻米关税法》以关税制度取代了数量进口限制，并改变了进口激励和价格预期。在苏禄的序列中，这一转变并未体现为某个独一无二的尖峰，但之后外部驱动的中断变得更加明显。最清楚的例子是2020年COVID-19疫情，它与样本中最大的波动率尖峰同时出现，这与人员流动和供应链骤然中断的情况相符。COVID-19疫情期间，相对强弱指数（RSI）有所上升，但仍处于中性区间；相比之下，波动率则明确标示出这一异常时期。2022年俄罗斯—乌克兰冲击并未表现为一个独立的剧烈事件，不过，2019年之后的时期出现了更频繁的波动聚集，同时也伴随着此后持续的运费和通胀压力。尽管这些标记仍属事后判断，且部分依赖主观判断——尤其是在多种冲击重叠时——但总体模式支持这一实践层面的观点：即使政策变化重塑了市场对国家级和全球形势的敏感度，波动率仍具有参考价值。

5 讨论

5.1 跨国综合分析

表 1 总结了五项应用中与标记的波动率事件同时出现的主要冲击类别。这种对应关系必然是近似的：事件标签用于事后解释，而归因取决于现有文档的详细程度，以及多个驱动因素重叠时分析人员的判断。我们的目的不是建立一套权威分类，而是说明波动率分析流程持续揭示了不同情境下广泛且与政策相关的中断。

表 1：按冲击类型汇总五个国家检测到的波动率事件（依据标记的 Yang–Zhang 波动区段，红色标示）。

冲击类型	苏丹	索马里	喀麦隆	海地	菲律宾
全球粮食/燃料危机（2007—08年）	Yes	Yes	–	Yes	–
全球冲击（2022年乌克兰）	–	–	Yes	–	–
武装冲突／不安全局势	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
自然灾害（洪水／干旱）	–	Yes	Yes	Yes	Yes
自然灾害（地震／火山）	–	–	–	Yes	Yes
政策冲击（补贴／贸易／政权更迭）	Yes	–	Yes	Yes	Yes
政治转型／危机	Yes	–	–	Yes	–
COVID-19	–	Yes	–	Yes	Yes

可以观察到几种规律。首先，当冲击较大且市场容易受到影响时，波动率会对全球到本地的传导作出响应。2007–08年粮食和燃料危机在苏丹、索马里和海地表现为一次明显的波动率

事件，这与国际成本向国内主粮价格的不均衡传导相符；在这些国家，市场容易受到进口和燃料因素的影响（联合国粮食及农业组织，2009年；粮食安全与营养问题高级别专家组，2011年；Gilbert，2010年）。相比之下，在图示序列中，2022年俄乌冲击在喀麦隆最为明显，这表明在该国情境下，冲击通过能源和贸易渠道的传导更强；而其他案例在月度频率下呈现的波动率响应较弱或不够明显。

其次，本地产生的中断以无法仅凭全球基准推断的方式被识别出来。冲突和地方治安不稳与全部五个情境中被标记的波动率事件同时出现，这与市场准入碎片化、更高的运输走廊风险以及供应间歇性相一致。自然灾害会产生可识别的波动率状态，包括干旱和洪灾压力（索马里、喀麦隆、海地和菲律宾），以及海地地震和菲律宾火山事件等大规模离散中断。这些模式支持将波动率指标作为市场一体化受损和价格形成不稳定的简约式指标。

第三，最大且最持久的波动率状态往往出现在复合压力之下，即多个渠道相互重叠或相互强化之时。索马里的饥荒时期将气候压力与脆弱的通行和市场约束结合在一起。苏丹的2023—2025年事件反映出战争引发的市场失灵与围困动态及宏观经济不稳定相互作用。海地的2019—2024年时期表明，反复出现的政治动荡、燃料获取限制和不安全如何共同维持城市进口枢纽中居高不下的波动率。在此类情境中，波动率是累积市场压力的简明综合度量，而非单一事件的一一对应代理指标。

最后，跨国案例阐明了为何基于离散度的监测可以补充动量型指标。相对强弱指数（RSI）及相关指标主要反映持续的方向性走势，而波动率在价格飙升和急剧反转时都会上升，包括以间歇性和准入约束为主、而非平稳趋势性通货膨胀的时期。从概念上看，这与微观结构环境相似：摩擦和扩大的价差会扭曲价格发现，并加剧短视界离散度，即使长期价格水平调整仍不明确（Hasbrouck，2002；Corwin 和 Schultz，2012）。在五个案例中，波动率标示出相当一部分有记录的压力事件，而在这些事件期间，RSI仍处于中性区间（30–70），包括苏禄2020年COVID-19疫情冲击、索马里2023—2024年洪灾，以及喀麦隆远北区2022年后的成本传导状态。

5.2 对市场监测的启示

跨国研究结果凸显了将波动率指标纳入市场监测系统的若干优势。首先，波动率对冲击的反应具有对称性。与通货膨胀、相对强弱指数或 MACD 等趋势类指标不同（Appel，1979；Wilder，1978），这些指标主要反映持续的方向性变动，而波动率对价格上涨和下跌都会作出反应。在供需中断部分相互抵消的环境中，这一特性尤为重要。例如，不安全局势可能在减少产量和市场准入的同时，也抑制购买力；又如，援助流入可能暂时压低价格，但随着供应趋紧，价格随后会再度大幅上涨。

其次，波动率能够简洁概括市场压力。它将宏观不稳定性、政策变化和局部扰动的综合影响浓缩为单一标量指标，为仪表板和常规监测提供了实用信号。在实际操作中，根据历史分布对波动率进行分类，有助于快速筛查异常状况，也可与价格水平、汇率变动、冲突和天气信息等其他信号互为补充。从概念上说，离散度持续上升也与市场流动性减弱、交易摩擦加剧相吻合，因为交易成本上升且市场参与受限时，价格调整会变得更加不连续（Adrian等人，2017年；Schwarz，2018年）。

第三，估计量在计算上简单且稳定。观察到某一时期的 OHLC 数值后，即可直接计算基于极差的度量，无需像 GARCH 类模型那样反复重新估计，也不会对先前报告的波动率序列进行追溯修订。这种稳定性使其非常适用于自动监测、预设预警阈值，以及跨市场、跨时期的一致报告。

第四，该方法具有跨情境的普适性。五项案例研究涵盖了不同地区、收入水平、市场结构和冲击类型，但波动率指标在有记录的事件发生前后，均能持续发出压力加剧的信号。这一模式表明，估计量捕捉的是压力状态下市场失灵的基本特征，而非某个国家或某种商品特有的情境因素。

5.3 局限性

有几点局限性值得强调。第一，RTP OHLC 序列是基于模型生成的，而非直接观测所得。尽管 fiGARCH–GED 框架旨在捕捉符合现实的期内动态（Baillie等人，1996；Andr´ee，2021；Andr´ee和Pape，2023），但波动率估计的质量最终取决于底层模型、输入数据的覆盖范围和可靠性，以及插补过程。第3.3节表明，只要 OHLC 结构能够编码有意义的期内离散度，基于区间的估计量就仍然具有信息价值；当这种结构消失时（例如条件方差消失，或最高价和最低价向收盘价收敛），这些估计量便会退化为收盘到收盘度量，区间所提供的增量信息也随之消失。实证结果表明，在所考察的情境中并未出现这种退化，但若能在条件允许时将合成 OHLC 序列与观测到的期内数据直接进行验证，将进一步增强对该方法的信心。

其次，检测规则依赖于一个简单阈值，该阈值是根据历史分布和近期移动平均线设定的。采用更具适应性的方法，包括时变阈值、监督分类器或整合更多协变量，可能有助于提高精确度并减少误报。当前规则的优势在于透明且易于在运营系统中实施。

第三，波动率仍然是一种简约式指标。虽然案例研究显示其与有记录的冲击高度吻合，但波动率升高并不能识别因果机制，而且不同来源（如不安全、气候冲击、宏观经济不稳定或政策干预）可能产生相似的特征。将波动率与结构模型或互补的

协变量结合起来，或有助于区分作用机制，并量化波动率在平均价格变化之外的增量贡献。

第四，本分析聚焦于市场层面的结果，并未追踪其向家庭福利的传导。文献记录了食品价格、营养、贫困与社会稳定之间的紧密联系（Bellemare，2015年；Headey和Ruel，2023年；Amolegbe等人，2021年），但波动率本身的福利后果仍缺乏充分刻画。将波动率指标与家庭微观数据及结果指标相联系，仍是未来研究的重要方向，尤其有助于校准业务触发机制中使用的阈值。

最后，尽管这五项案例研究提供了多样化的例证，但若在RTP所覆盖的全部市场范围内开展更广泛的评估，将能够更系统地衡量检测准确率、假阳性率，以及波动率指标表现最佳的条件。此类评估若能与独立的事件数据集以及实践中使用的监测框架相结合，将更有裨益。

6 结论

本文表明，来自金融计量经济学的基于区间的波动率估计量可以有效地应用于监测不同发展背景下的市场压力。利用世界银行实时价格系统的开高低收价格数据，我们表明，Yang–Zhang波动率估计量能够在横跨撒哈拉以南非洲、中东、加勒比地区和东南亚的五项国家案例研究中，持续捕捉对有记录的冲击的反应，这些冲击包括全球大宗商品危机、武装冲突、自然灾害和政策变化。

研究结果表明，波动率可作为价格水平监测的补充。在供需中断部分抵消价格方向性变动的危机期间，RSI 等传统动量指标可能发出不明显或误导性的信号。相比之下，波动率能够捕捉市场失灵的表现，例如期内价格离散度扩大、价格急剧反转以及价格形成断断续续，而非持续趋势；这些信息是仅凭价格水平无法揭示的。

除了食品市场之外，原则上，只要有 OHLC 价格序列，这一方法就适用于其他任何情境。在金融风险管理中，波动率指标可用于投资组合监测、套期保值决策，以及对大宗商品相关风险敞口进行压力检测。在贸易和供应链分析中，波动率上升可预示与边境摩擦、物流限制或政策不确定性有关的中断；尤其是在官方统计数据延迟发布或粒度不足时，这类信号尤为有用。在宏观经济监测中，汇率和能源价格波动率可作为更广泛不稳定状况的简明指标。在人道主义与发展行动中，波动率可与价格水平和动量指标相结合，用于预警系统和准备框架，从而帮助区分通胀压力与市场失序。最后，波动率指标还可为政策评估提供透明的衡量标准，以评估补贴改革、贸易自由化或价格管制等干预措施会抑制还是加剧市场不稳定。

更多，兄弟最后，这种方法展示了如何将为金融市场开发的技术

转化为运营监测手段。基于区间的波动率估计量计算简单，无需重新估计模型，并能生成稳定的历史序列，可作为自动警报，根据预先设定的阈值发出提醒。随着实时数据系统不断扩展、自动化分析日趋成熟，波动率这类简洁且易于解读的指标，有助于将高频价格信息转化为可执行信号。将这些指标纳入监测仪表板并与响应规程相结合，可帮助更快识别新出现的市场压力，并及时采取更有针对性的政策和运营响应。

数据与代码可供应性

本文使用的基于RTP的价格序列可通过世界银行的数据门户和微观数据图书馆获取，须遵守通常的使用条款。所有估计量均在R中实现。用于复现结果与图表的代码和数据已存档于Zenodo：https://doi.org/10.5281/ zenodo.18846560。

参考文献

Acerbi, C. 和 Tasche, D.（2002）。论预期损失的一致性。《银行与金融杂志》，26(7):1487–1503。Adewopo, J., Andr´ee, B. P. J., Peter, H., Solano-Hermosilla, G. 和 Micale, F.（2025）。在数据稀缺环境中，AI 插补和众包价格数据与传统价格调查显示出高度一致。《公共科学图书馆·综合》，20(4):e0320720。Adrian, T., Fleming, M. J., Shachar, O. 和 Vogt, E.（2017）。金融危机后的市场流动性。职员报告 796，纽约联邦储备银行。Amare, M., Abay, K. A., Tiberti, L. 和 Chamberlin, J.（2020）。COVID-19 与非洲的粮食安全：构建更具韧性的粮食系统。*Open Research Africa*。国际特赦组织（2014）。苏丹：必须将那些非法杀害抗议者并施以酷刑的责任人绳之以法。技术报告，国际特赦组织。2014年9月3日。国际特赦组织（2016）。焦土与毒气：苏丹政府军蹂躏达尔富尔杰贝勒马拉地区。技术报告，国际特赦组织。Amolegbe, K. B., Upton, J., Bageant, E. 和 Blom, S.（2021）。粮食价格波动与家庭粮食安全：来自尼日利亚的证据。《食品政策》，102:102061。Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. 和 Labys, P.（2003）。已实现波动率的建模与预测。《计量经济学》，71(2):579–625。Andr´ee, B. P. J.（2021）。根据部分调查估算食品价格通胀。政策研究工作论文，世界银行。

Andr´ee, B. P. J., Chamorro Elizondo, A. F., Kraay, A. C., Spencer, P. G. 和 Wang, D.（2020）。预测粮食危机。政策研究工作论文 9412，世界银行，华盛顿特区。Andr´ee, B. P. J. 和 Pape, U. J.（2023）。巴布亚新几内亚高频价格调查的机器学习插补。政策研究工作论文，世界银行。Appel, G.（1979）。移动平均收敛发散交易法。Scientific Investment Systems Incorporated, 纽约州大内克。Arabi, G. 等（2022）。俄乌战争对全球粮食安全的影响。《全球粮食安全》，33:100632。Aremu, S. O., Wende, A., Mahroza, J. 和 Rizerius, E. H.（2023）。尼日利亚陆地边境关闭：对大米走私和本地生产的影响。*International Journal of Humanities Educationand Social Sciences*，2(5)。Backer, D. 和 Billing, T.（2021）。验证饥荒预警系统网络对非洲粮食安全的预测，2009年–2020年。《全球粮食安全》，29:100510。Baillie, R. T., Bollerslev, T. 和 Mikkelsen, H. O.（1996）。分数积分广义自回归条件异方差。计量经济学杂志，74(1):3–30。Bao, J., Pan, J. 和 Wang, J.（2011）。公司债券的流动性不足。《金融学杂志》，66(3):911–946。Bari, M. A., Bin Kamal, M. K., Gani, M. O., Khan, G. D., Khuram, M. A. 和 Shams, S. H.（2025）。探究分离对食品价格的影响：以苏丹为例。农业与食品经济学，13(1):52。Barrett, C. B.（2010）。衡量粮食不安全。*Science*，327(5967):825–828。Bellemare, M. F.（2015）。食品价格上涨、粮食价格波动与社会动荡。美国农业经济学杂志，97(1):1–21。Ben Abdallah, M., Rebai, E. 和 Chebil, A.（2021）。探究粮食价格波动对突尼斯粮食安全的影响。农业，11(3):263。Bertetti, M., Agnolucci, P., Calzadilla, A. 和 Capra, L.（2024）。对饥荒预警系统网络粮食安全预测的独立评估。Bollerslev, T., Chou, R. Y. 和 Kroner, K. F.（1992）。金融领域的 ARCH 建模：理论与经验证据综述。计量经济学杂志，52(1-2):5–59。Checchi, F., Testa, A., Warsame, A., Quach, L. 和 Burns, R.（2023）。干旱、武装冲突与索马里人口死亡率，2014–2018：统计分析。*PLOS*全球公共卫生，3(4):e0001136。Cogan, J. K.（2023）。美国逮捕并起诉11人，指控其与海地总统遇刺案有关。美国国际法杂志，117(3):511–516。

Copeland, T. E. 与 Galai, D.（1983年）。信息对买卖价差的影响。《金融学杂志》，38(5):1457–1469。Corwin, S. A. 与 Schultz, P.（2012年）。一种利用每日最高价和最低价估算买卖价差的简便方法。《金融学杂志》，67(2):719–760。Dawe, D.（2010年）。《大米危机：市场、政策与粮食安全》。Earthscan，伦敦。为联合国粮食及农业组织（粮农组织）编写。Demsetz, H.（1968年）。交易成本。《经济学季刊》，82(1):33–53。发展数据组（2021年）。按产品和市场划分的月度食品价格估算。数据集。DG ECHO与联合国人道主义事务协调厅（2024年）。喀麦隆：洪灾（DG ECHO合作伙伴，联合国人道主义事务协调厅）——欧盟人道主义援助每日快讯。ReliefWeb。Ecker, O.、Alderman, H.、Comstock, A. R.、Headey, D. D.、Mahrt, K. 与 Pradesha, A.（2023年）。通过社会保护缓解贫困与营养不足：对孟加拉国和缅甸COVID-19疫情的模拟分析。《应用经济学视角与政策》，45(4):2034–2055。Emediegwu, L. E. 与 Rogna, M.（2024年）。发展中国家农产品价格从国际市场向地方市场的价格传导。《食品政策》，126:102652。饥荒预警系统网络（2024年）。苏丹：粮食安全展望。技术报告，饥荒早期预警系统网络。Fleming, M. J. 与 Remolona, E. M.（1999年）。美国国债市场中的价格形成与流动性：对公开信息的反应。《金融学杂志》，54(5):1901–1915。联合国粮食及农业组织（2009年）。2007/2008年食品价格危机：证据及其对粮食安全的启示。技术报告，粮农组织，罗马，意大利。联合国粮食及农业组织（2022年）。乌克兰和俄罗斯联邦对全球农产品市场的重要性以及与当前冲突相关的风险。技术报告，粮农组织。Garman, M. B. 与 Klass, M. J.（1980年）。基于历史数据估计证券价格波动率。《商业杂志》，53(1):67–78。Gbadegesin, T. K.、Andr´ee, B. P. J. 与 Braimoh, A.（2024年）。气候冲击及其对阿富汗粮食安全、价格和农业工资的影响。政策研究工作论文10999，世界银行，华盛顿特区。Gilbert, C. L.（2010年）。如何理解高食品价格。《农业经济学杂志》，61(2):398–425。

Hanif, W.、Areola Hernandez, J.、Shahzad, S. J. H. 与 Yoon, S.-M.（2021年）。石油与食品价格之间的尾部相依风险和溢出效应。《经济学与金融学季刊》，80:195–209。Hasbrouck, J.（1995年）。一种证券，多个市场：确定对价格发现的贡献。《金融学杂志》，50(4):1175–1199。Hasbrouck, J.（2002年）。在市场微观结构设定中追踪“有效价格”：综述。《金融市场期刊》，5(3):329–339。Hasbrouck, J. 与 Saar, G.（2013年）。低延迟交易。《金融市场期刊》，16(4):646–679。Hassan, M. 与 Kodouda, A.（2019年）。苏丹的起义：一位独裁者的倒台。《民主期刊》，30(4):89–103。Headey, D. 与 Fan, S.（2010年）。对全球粮食危机的反思：它是如何发生的？造成了怎样的伤害？我们又如何防止下一次危机？国际食物政策研究所研究报告165，国际食物政策研究所（国际食物政策研究所）。Headey, D. 与 Ruel, M.（2023年）。中低收入国家的食品通胀与儿童营养不良。《自然通讯》，14:5761。粮食安全与营养问题高级别专家组（2011年）。价格波动与粮食安全。技术报告，世界粮食安全委员会，罗马，意大利。人权观察（2013年）。苏丹：抗议期间数十人遇害。人权观察新闻稿。2013年9月27日。国际危机组织（2012年）。菲律宾：棉兰老岛的突破。技术报告，亚洲报告第240号，国际危机组织，布鲁塞尔。国际危机组织（2018年）。喀麦隆的远北区：打击博科圣地的新篇章。技术报告263，国际危机组织。国际危机组织（2024年）。海地的帮派危机：一种新方法。技术报告，国际危机组织，布鲁塞尔。国际货币基金组织（2023a）。喀麦隆：2023年第四条款磋商——新闻稿；工作人员报告；以及执行董事就喀麦隆所作的声明。技术报告2023/252，国际货币基金组织。国际货币基金组织（2023b）。菲律宾：2023年第四条款磋商——新闻稿；工作人员报告；以及执行董事就菲律宾所作的声明。技术报告2023/414，国际货币基金组织。Kaiyatsa, S.、de Sijpe, N. V. 与 Shankar, B.（2023年）。运输成本如何影响马拉维农村各市场营养密集型食品的价格离散？技术报告，谢菲尔德大学。

L´opez Cabrera, B. 与 Schulz, F.（2013年）。原油与食品价格之间的波动性溢出。《能源经济学》，36:658–665。Maxwell, D. 与 Fitzpatrick, M.（2012年）。2011年索马里饥荒：背景、原因与复杂情况。《全球粮食安全》，1(1):5–12。McCulloch, N.、Natalini, D.、Hossain, N. 与 Kirchner, M.（2022年）。燃料补贴与燃料骚乱之间关联的探索。《世界发展》，157:105935。Murphy, J. J.（1999年）。《金融市场技术分析》。纽约金融学院，纽约州纽约。国家减少灾害风险与管理委员会（NDRRMC）（2020年）。塔阿尔火山喷发（2020年1月）：情况报告。《菲律宾共和国官方公报》（2019年）。第11203号共和国法案：一项放开大米进口、出口和贸易的法案。Parkinson, M.（1980年）。估计收益率方差的极值法。《商业杂志》，53(1):61–65。Penson, S.、Lomme, M.、Carmichael, Z. A.、Manni, A.、Shrestha, S. 与 Andr´ee, B. P. J.（2024年）。也门人道主义危机中粮食不安全早期检测的数据驱动方法。政策研究工作论文10768，世界银行，华盛顿特区。菲律宾统计局（2018年）。农业精选统计。技术报告，菲律宾统计局，马尼拉。Rogers, L. C. G. 与 Satchell, S. E.（1991年）。基于最高价、最低价和收盘价估计方差。《应用概率年刊》，1(4):504–512。Roll, R.（1984年）。有效市场中有效买卖价差的一种简单隐含度量。《金融学杂志》，39(4):1127–1139。S´anchez-Mart´ın, M. E.（2020年）。为了政治、人民还是地球？海地化石燃料改革、能源依赖与气候政策的政治经济学。《能源研究与社会科学》，63:101405。Schincariol, T. 与 Chadefaux, T.（2024年）。移民流动中的时间模式：来自南苏丹的证据。《预测学杂志》，44(2):575–588。Schwarz, K.（2018年）。注意差距：厘清风险利差中的信贷与流动性。《金融评论》，23(3):557–597。Schwert, G. W.（1989年）。股市波动性为何随时间变化？《金融学杂志》，44(5):1115–1153。联合国儿童基金会（2017年）。喀麦隆：远北区洪水——情况报告。

联合国（2016年）。秘书长发言人关于海地的声明（选举延期）。联合国人道主义事务协调厅（2012年）。菲律宾：台风宝霞（帕布洛）情况报告第2号（2012年12月5日）。ReliefWeb。联合国人道主义事务协调厅（2013年）。菲律宾：台风海燕情况报告第10号（2013年11月20日）。ReliefWeb。联合国人道主义事务协调厅（2017a）。海地：艾尔玛飓风情况报告第1号（截至2017年9月8日）。联合国人道主义事务协调厅（2017b）。菲律宾：棉兰老岛人道主义公报第5号（2017年6月）。联合国人道主义事务协调厅（2022a）。海地：人道主义状况与霍乱——快讯第2号（2022年10月6日）。联合国人道主义事务协调厅（2022b）。西非和中非：每周区域人道主义概况（喀麦隆洪灾）。联合国人道主义事务协调厅（2024年）。索马里洪水：情况更新（古雨季）。美国地质调查局（2010年）。M 7.0——海地地区地震（2010年1月12日）。Wang, D.、Andr´ee, B. P. J.、Chamorro Elizondo, A. F. 与 Spencer, P. G.（2020年）。粮食不安全的随机建模。政策研究工作论文9413，世界银行，华盛顿特区。Wang, D.、Andr´ee, B. P. J.、Chamorro, A. F. 与 Spencer, P. G.（2022年）。粮食不安全状态的进出转变：基于15个国家面板数据证据的概率方法。《世界发展》，159:106035。Wilder, J. W.（1978年）。《技术交易系统新概念》。Trend Research，北卡罗来纳州格林斯伯勒。Workie, E.、Mackolil, J.、Nyika, J. 与 Ramadas, S.（2020年）。解读COVID-19疫情对粮食安全、农业和生计的影响：来自发展中国家证据的综述。《环境可持续性当前研究》，2:100014。世界银行（2021年）。菲律宾经济更新报告，2021年6月：应对艰难复苏。技术报告，世界银行，华盛顿特区。许可：知识共享署名 3.0 政府间组织。Yang, D. 与 Zhang, Q.（2000年）。基于最高价、最低价、开盘价和收盘价的与漂移无关的波动率估计。《商业杂志》，73(3):477–492。

A 附加图表

本附录提供了展示索马里（图 7）、喀麦隆（图 8）、海地（图9）和菲律宾（图 10）不同波动率指标的补充图表。

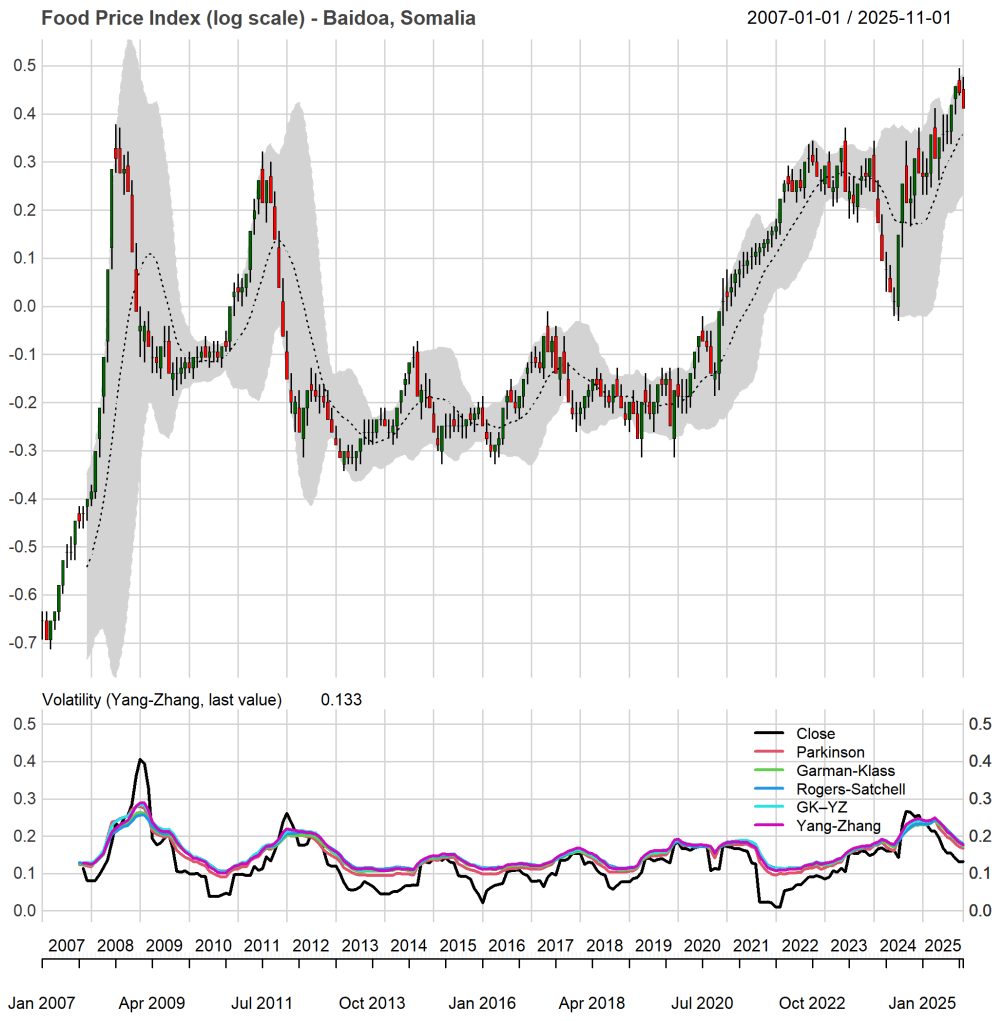

图 7：以蜡烛图绘制的索马里拜多阿开盘、最高、最低、收盘食品价格（指数，对数），并同时展示六项基于开高低收的波动率指标。

B 补充材料：苏丹案例研究（法希尔）

本附录提供了一份注释时间线，列出用于解读法希尔波动率动态的重大国家级及达尔富尔特定事件。该时间线汇编自人权报告、人道主义监测系统、治理与政治评估以及国际媒体

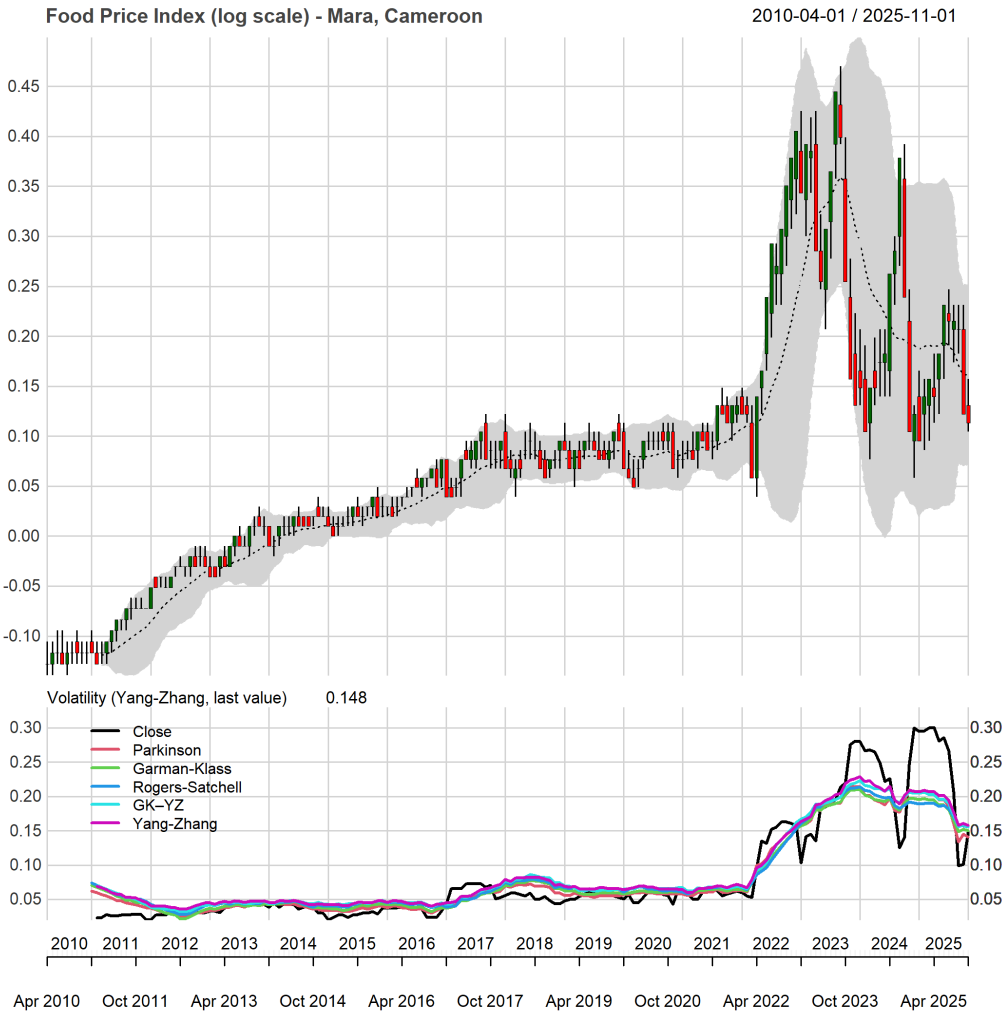

图 8：喀麦隆远北区开盘、最高、最低、收盘食品价格（指数，对数），以蜡烛图绘示，并附六种基于开高低收的波动率指标。

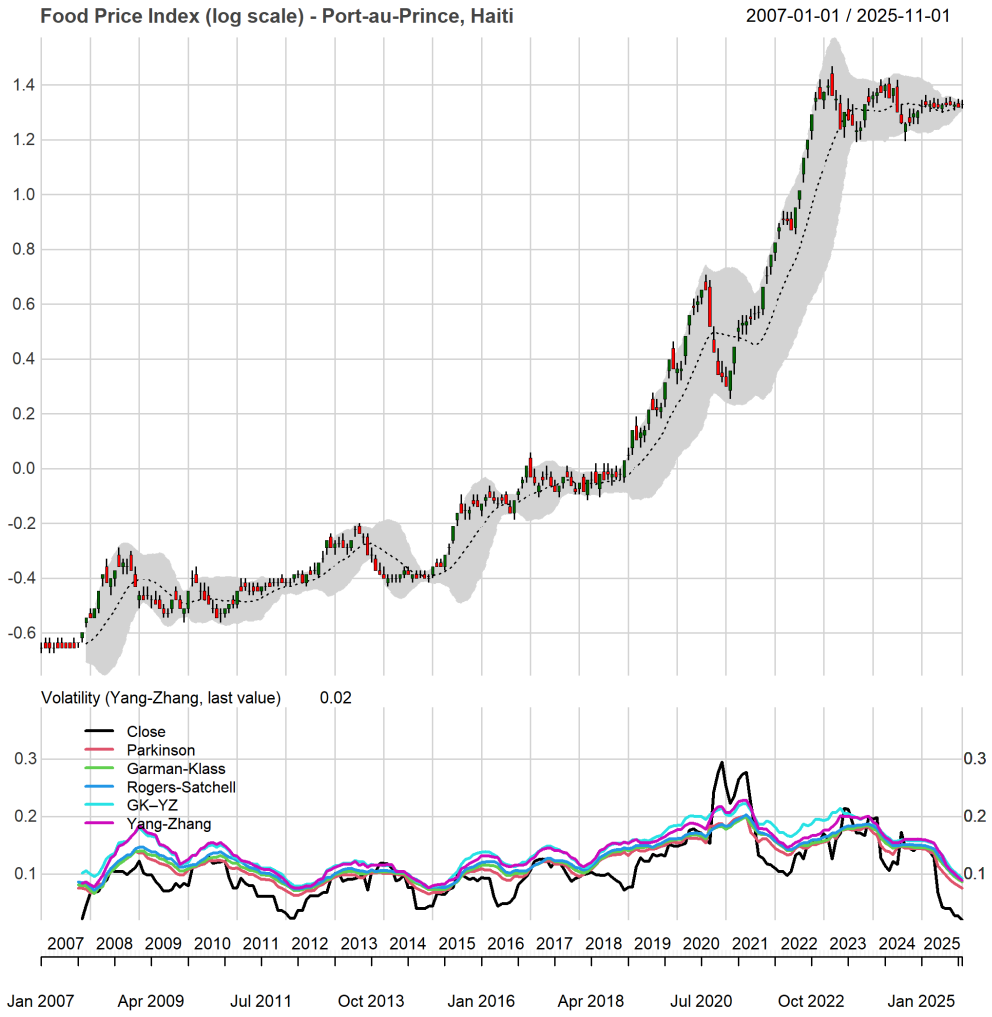

图9：海地太子港的开盘、最高、最低、收盘食品价格（指数，对数），以蜡烛图绘制，并同时展示六种基于开高低收的波动率指标。

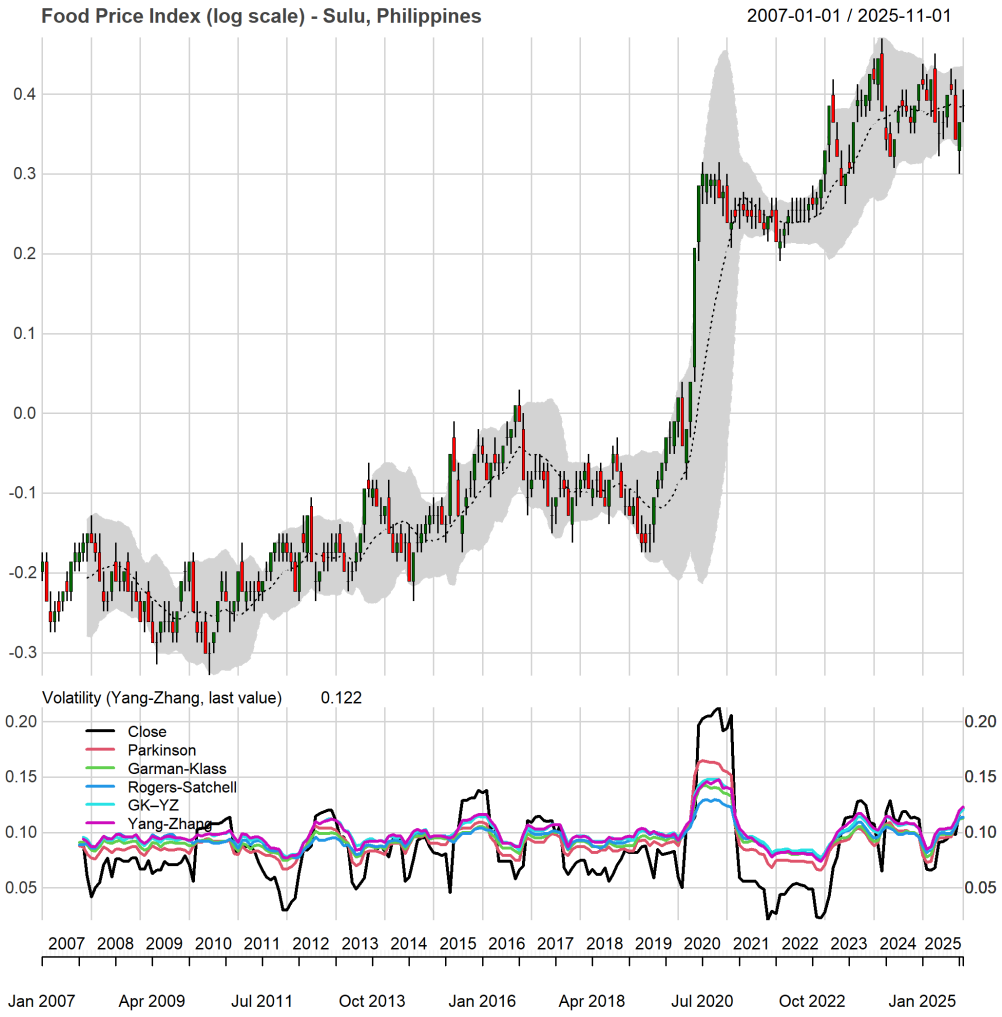

图 10：菲律宾苏禄的开盘、最高、最低、收盘食品价格（指数，对数），以蜡烛图绘制，并同时展示六种基于开高低收的波动率指标。

覆盖范围。这些事件仅用于对检测到的波动区段进行事后解释，不用于因果识别。

表2：法希尔（苏丹）：用于解读检测到的波动率事件的注释事件时间线。

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与解读	主要来源
2007–2008	全球粮食和燃料价格危机传导至低收入依赖进口的经济体。	全球	全球进口成本冲击推高主粮价格水平，并加剧期内离散度，因为传导会随时间和不同供应渠道而变化。这可能导致持续的高离散度，即使总体价格趋势仍在上升。	(Headey 和 Fan，2010年)
2007—2009年	达尔富尔冲突持续动态与流离失所压力对市场的影响法希尔周边的通行。	达尔富尔	不安全、流离失所和受阻的贸易路线加剧了当地供应的间歇性并提高了价格急剧变动的频率。从波动率角度看，这导致异常离散持续存在与局部市场分割相一致。	（国际特赦组织，2014年）
2010年（4月）	脆弱环境下的大选国家状况以及达尔富尔持续存在的不安全局势。	国家级与达尔富尔	政治不确定性与局部不安全可能会提高贸易走廊中的风险溢价，扰乱市场一体化，并提高价格变化方差，即使不存在离散的国家宏观冲击。	（Hassan 和 Kodouda，2019年）
2011—2014年	南苏丹独立及随后发生的财政断裂，接着是紧缩措施、补贴削减和抗议浪潮。	国家级	宏观经济调整与政策不稳定可能导致价格急剧跳涨和部分逆转，增加月内离散度，原因是突发的供应中断以及对政策连续性的不确定性。	（人权观察组织，2013年）
2016	杰贝勒马拉攻势以及达尔富尔暴力事件再度升级。	达尔富尔	冲突加剧可能扰乱农村生产和通往市场通道的通行，降低主粮流入的规律性，并增加供应的间歇性。	（国际特赦组织，2016年）
2017—2019年	不断加剧的宏观经济危机最终导致面包价格抗议以及巴希尔总统的倒台（2018年12月至2019年4月）。	国家级	从慢性通胀转向急性危机时期：短缺、贬值和政治不稳定导致供应反复中断和急剧调整，使离散度上升。离散度。	（Hassan 和 Kodouda，2019年）
2019–2022	过渡性改革下严重的宏观压力下进行过渡性改革，随后发生了2021年10月政变，并政治不确定性再度加剧。	国家级	政策可信度较弱和制度不稳定可能会维持高波动平台期通过反复重新定价、预期变化以及执法中断。	（Hassan 和 Kodouda，2019年）
2022年至年中2023	政变后停滞与日益加剧的粮食安全压力在……爆发之前全面战争。	国家级与达尔富尔	慢性通胀和不断恶化的贸易条件会导致波动率逐渐上升，表现为高波动标记成簇出现这与市场逐步受到侵蚀相一致正常运作。	（饥荒预警系统网络预警系统网络，2024年）

Continued on next page

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与 解读	主要来源
2023年年中– 2025	苏丹武装部队与快速支援部队战争及长期 影响法希尔的围困动态 ；严重的粮食安全状况 和饥荒 状况。	国家级与 达尔富尔（法 希尔 重点）	物理层面的不安全和类似封锁的 状况导致月内波动极端 离散度、剧烈跳跃和部分 修正，与结构性市场 失灵和碎片化价格形成相一致。	（饥荒预 警 系统 网络，2024年）

表3总结了与各事件类别相关的主要解释渠道。此举旨在统一不同案例的叙事解读，同时保持框架的描述性，而非因果性。

事件类别	市场价格数据中的典型波动机制	苏丹案例
全球价格冲击	国际价格上涨的传导可能会因……而不均衡 月份，原因包括进口时机、信贷约束以及异质的 本地供给替代。这往往会导致离散度升高 超出基于水平的趋势度量所能捕捉的范围。	2007—08年全球食品 价格危机
宏观经济 断裂 / 政策改革	货币贬值、取消补贴和可信度冲击可能 导致当地价格反复出现阶跃变化和反转，因为 预期不断调整，政策实施也随之波动。 即使平均趋势仍然向上，离散度也会增加。	2011年后调整； 改革下 转型（2019–2022）
冲突升级 / 走廊中断	不安全与暴力扰乱流动，增加交易成本， 并使市场碎片化。价格变得时断时续，并且 不连续，即使价格变化方向不明确，也常会导致波动率急剧飙升 价格变动方向尚不明确。	杰贝勒马拉（2016年）；战争 和围困动态 （2023—2025年）
政治动荡 / 制度冲击	政权过渡、政变和治理崩溃可能成为 不确定性冲击，通过行为 反应（囤积、投机、执法中断）放大离散度， 而非通过单一的供应或需求杠杆。	2010年选举；10月 2021年政变
慢性压力 / 恶化	状况逐渐恶化，可能表现为一簇簇 较小的高波动标记，而非单一的离散事件。这种 模式在实际操作中可能很重要，因为它表明压力持续存在 即使没有显著的触发因素，也存在脆弱性。	2022年至2023年年中战争前 压力

表3：将背景事件与法希尔检测到的波动区段联系起来的解释指南。

C 补充材料：索马里案例研究（拜多阿）

本附录提供了拜多阿重大国家级和次国家级事件的注释时间线，用于解释波动率动态。该时间线汇编自人道主义和粮食安全监测产品、联合国报告及公开资料。这些事件仅用于对检测到的波动区段进行事后解读，不用于因果识别。

表4: 拜多阿（索马里）：用于解读已检测到的波动事件的注释事件时间线 s.

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与解释	主要来源
2007–2008	全球粮食价格危机传导至索马里期间结构性脆弱性。	全球 & 索马里	全球进口成本冲击推高主粮价格水平，并加剧期内离散度，因为传导和可供应性随时间变化。	（Headey 和 Fan，2010年）
2011	严重的粮食安全危机和南部部分地区的饥荒索马里。	国家级 & 南部—中部	复合冲击环境会导致价格急剧错位和异常离散度，与间歇性供应相符以及市场出清机制失灵。	(Maxwell 和 Fitzpatrick, 2012年)
2014—2015年	与……相关的压力再度加剧季节性表现不佳以及影响……的中断 Bay/Bakool 的生计和贸易流。	次国家级 (Bay/Bakool)	局部约束降低了……的规律性流入并通过间歇性供应和预期变化来提高离散度。	（Checchi 等人，2023年）
2016–2017年	干旱紧急情况和再次发生饥荒的警告风险；大规模影响通过早期应对加以缓解。	国家级 & 南部-中部	干旱会通过以下途径导致离散度升高：生产短缺、收入损失，以及贸易格局的变化，通常表现为持续的高波动性。	（Checchi 等人，2023年）
2020	COVID-19 相关中断与沙漠蝗影响同时发生。	国家和区域	同时冲击影响物流和生产风险，加剧月内离散度，即使平均价格水平逐渐变动。	（Workie 等人，2020年）
2022	全球价格传导继俄罗斯—乌克兰 war.	全球与索马里	外部驱动的成本上涨提高离散度通过不均衡传导以及间歇性通行条件。	(Arabi 等人，2022年)
2023–2024	严重洪灾事件影响索马里大片地区。	国家级 & 区域	洪水扰乱运输和市场运行，导致波动率飙升反映出局部短缺以及随着流动恢复而出现的调整。	（联合国人道主义事务协调厅 人道主义事务协调厅 人道主义事务事务，2024年）

表5总结了与各事件类别相关的主要解释渠道。目标是在各案例之间统一叙事解读，同时确保该框架用于描述而非因果分析。

D 补充材料：喀麦隆案例研究（远北区）

本附录提供了一份重大事件的注释时间线，用于解释喀麦隆远北区的波动率动态。该时间线汇编自冲突报告和人道主义监测、洪水与紧急情况评估、政策文件以及公开来源。这些材料仅用于对检测到的波动区段进行事后解释，不用于因果识别。

事件类别	市场价格数据中的典型波动机制	索马里的示例
全球价格冲击	国际食品和燃料价格上涨的不均衡传导 通过进口时机、汇率压力和信贷造成离散度 摩擦，以及地方市场中的异质性替代。	2007—2008年危机；2022年 全球传导
干旱／降雨 失败	生产短缺和收入损失通过以下途径加剧离散度 间歇性供应、贸易流向变化以及非线性 购买力与需求收缩方面的反应。	2011年饥荒背景； 2016—2017年干旱
洪水／运输 中断	基础设施损毁和走廊中断造成局部 短缺，并随着通行状况随时间波动而出现大幅调整。	2023—2024年洪灾
复合性中断 （卫生、害虫、物流）	同时冲击可能同时损害供应和物流，同时 加剧不确定性，即使价格水平逐渐变动，也会产生波动率 逐渐。	COVID-19和蝗灾 暴发（2020年）
局部生计 和获取压力	次国家级中断可能表现为高波动 标记集群，这些标记由流向主要市场和救济枢纽的流动间歇性所驱动。	拜州／巴科勒州压力 （2014—2015年）

表5：关于如何将背景事件与拜多阿检测到的波动区段联系起来的解释指南。

表6：喀麦隆（远北区）：用于解释检测到的波动率事件的注释事件时间线。

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与 解读	主要来源
2014–2016年	不安全局势加剧，以及 远北区的叛乱外溢影响 。	次国家级 及跨- 边境	不安全会增加交易成本，并加剧 供应间歇性，导致离散度进一步上升 这与市场分割和 不连续交易有关。	（国际 危机组织， 2018年）
2017	影响……的洪水相关冲击 生计和交通 通达性。	次国家级	洪水扰乱生产和 基础设施，造成局部短缺并 导致获取不稳定，进而加剧离散度。	（联合国儿童基金会， 2017年）
2019–2020年	跨境贸易约束 与尼日利亚边境相关 政策事件。	区域与 跨 境	边境摩擦会减少套利，并加剧 供应不稳定导致的离散度，并且 不均衡传导。	(Aremu 等人， 2023年)
2020	COVID-19 出行限制 和物流中断。	国家级	流动限制扰乱供应链 并通过不规则流入提高离散度 以及间歇性重新定价。	（Amare 等人， 2020年）
2022	洪灾紧急情况和重新 气候相关中断。	次国家级	运输受损和局部 生产损失加剧了供应的间歇性 并提高了波动率。	（联合国 办事处 人道主义事务协调厅 人道主义 事务，2022b）
2022	全球商品价格和 能源成本压力，继 俄乌冲击之后。	全球 & 喀麦隆	外部驱动的食品和燃料 成本通过进口和运输传导 渠道，并通过不均衡提高离散度 传导。	（Arabi 等人， 2022年）
2023	燃油价格调整与成本 对运输和 分销利润率的冲击。	国家级	能源成本的离散性上升会导致 价格突然重新定价，离散度升高， 尤其是在运输利润率较高的偏远地区。 边际较大。	（国际 货币基金组织， 2023a)

Continued on next page

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与解读	主要来源
2024	再次发生的洪灾影响及人道主义准入限制。	次国家级	洪水和准入限制持续造成供应状况的间歇性以及局部市场分割。	（DG ECHO 和联合国办事处人道主义事务协调厅人道主义事务，2024年）

表7概述了与各事件类别相关的主要解释渠道。其目的是在不同案例中统一叙事解读，同时保持框架的描述性，而非因果性。

事件类别	市场价格数据中的典型波动机制	喀麦隆案例喀麦隆
冲突／不安全局势	更高的运输走廊风险和交易成本使市场碎片化，并造成间歇性供应，产生突然跳跃和部分修正。	叛乱外溢影响（2010年代中期）
洪水/运输中断	基础设施损毁和准入约束造成局部短缺和不稳定流入，通常表现为聚集性波动标记。	洪水事件（2017年；2022年；2024年）
跨境政策中断	边境摩擦削弱套利，并通过供应不稳定和价格传导不均，在不同地点和月份。	尼日利亚边境政策疫情阶段（2019–2020年）
人员流动与物流冲击	限制措施和不确定性扰乱供应链和分配利润率，即使价格水平逐步变动。	COVID-19时期（2020年）
能源／成本传导	燃料与货运冲击会迅速通过分销利润率传导，引发离散的重新定价和升高的离散度。	燃油价格调整（2023年）；全球成本压力（2022年）

表7：将背景事件与喀麦隆远北区检测到的波动区段联系起来的解释指南。

E 补充材料：海地案例研究（太子港）

本附录提供了主要事件的注释时间线，用于解释太子港的波动率动态。该时间线汇编自地震与灾害文档、人道主义监测、治理与政治报道以及公开来源。这些材料仅用于事后 解释检测到的波动区段，不用于因果识别。

表8：海　地（太子港）：用于解释检测到的波动事件的注释事件时间线　　des.

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与解读	主要来源
2007–2008	全球粮食价格冲击与价格骚乱发生在一个依赖进口的经济体中。	全球与海地	外部价格传导会推高价格水平并增加离散度，因为传导程度会随进口时机和分销限制而变化。	（Headey 和 Fan，2010年）

Continued on next page

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与解读	主要来源
2010年（1月）	灾难性地震造成大规模基础设施损毁和长期中断。	国家级（城市核心区）	物流和市场运行受到结构性冲击，会增加供应的间歇性并产生持续异常离散。	（美国地质调查局，2010年）
2013—2017年	反复出现的气候与飓风影响波及生计与通行。	国家级	灾害影响扰乱贸易流并基础设施，并可能引发剧烈的波动率飙升，因为通道通行状况不断变化。	（联合国协调办公室负责人道主义事务事务，2017a）
2015–2016	政治动荡和选举不确定性，包括推迟或存在争议的选举进程	国家级	制度不稳定和不确定性会加剧离散度，这源于预期冲击、阶段性市场关闭以及商业中断	（联合国，2016年）
2018	燃油价格公告和骚乱，严重中断了人员流动和商业。	国家级(城市)	运输成本冲击与市场中断会引发离散的重新定价，并导致离散度升高。	（McCulloch等，2022年）
2019	PetroCaribe抗议和 *peyi lòk* 封锁扰乱。	国家级	持续中断使市场碎片化，并导致间歇性供应和急剧调整，造成长期升高的波动率。	(S´anchez-Mart´ın，2020年)
2021	总统遇刺与政治不稳定再度加剧。	国家级	政治冲击加剧了不确定性，并削弱市场协调，从而导致反复中断以及脆弱的预期。	（Cogan，2023年）
2022	燃料获取危机围绕Terminal Varreux以及不断恶化的准入约束。	国家级（太子港）重点）	对关键基础设施的控制导致燃料和商品的通行时断时续，进而推动通过分配中断和波动率局部短缺。	（联合国协调办公室协调人道主义事务，2022a）
2023–2024	不安全局势加剧，以及走廊控制；大规模暴力激增和紧急情况状况。	国家级（城市核心区）	持续的市场分割会造成持续异常离散，随着供应变得零星，交易也变得断断续续。	（国际危机组织，2024年）

表9总结了与各事件类别相关的主要解释渠道。目标是在不同案例之间统一叙事解读，同时确保该框架侧重描述而非因果分析。

事件类别	市场价格数据中的典型波动机制	海地的示例
全球价格冲击	外部传导造成不均衡传导和突然的依赖进口的城市市场重新定价。	2007—2008年危机
重大灾害 / 结构性损毁	基础设施崩溃和物流中断造成持续的间歇性以及长期异常离散。	2010年地震
政治动荡/ 社会动乱	不确定性、市场关闭和流动限制产生不连续交易和波动率聚类。	2015–2016年动荡；2019 *peyi lòk*
燃料与物流冲击。运输成本冲击会迅速传导至分销	利润率和可供应性，造成剧烈飙升。	2018年骚乱；2022年燃料获取危机
持续的不安全局势 / 走廊控制	市场分割变得具有结构性，导致持续的高波动率状态，而非孤立的尖峰。	2023–2024年暴力事件激增

表9：将背景事件与太子港检测到的波动区段相关联的解释指南。

F Su补充材料：菲律宾案例研究（苏禄 ）

本附录提供了一份重大事件的注释时间线，用于解读菲律宾市场中选定市场的波动率动态。该时间线汇编自灾害与人道主义报告、政策文件、宏观与成本传导资料以及公共记录。这些材料仅用于对检测到的波动区段进行事后解读，不用于因果识别。

表10：菲律宾（部分市场）：用于解读检测到的波动率事件的注释事件时间线。

时期	事件与背景	规模	预期市场机制及解释	主要来源
2007–2008	全球粮食和燃料价格危机传导至国内主食市场。	全球 & 菲律宾	外部价格传导抬高价格水平，并通过不均衡传导增加离散度，采购时机和异质性替代及分销利润率。	（Dawe，2010年）
2012年10月	邦萨摩洛框架协议以及不断加剧的摩洛地区的政治动员，包括苏禄群岛。	次国家级与国家级	政治不确定性与间歇性安全风险推高通道溢价并降低市场一体化，从而增加离散度，通过间歇性流入和不连续交易。	（国际危机组织，2012年）
2012年12月	台风宝霞（帕布洛）袭击棉兰老岛，引发了广泛的破坏，并导致生产和运输中断。	次国家级（棉兰老岛）	灾害冲击扰乱供应链，并通行，造成局部短缺和突然价格跳涨，并随着流动出现部分回调恢复。	（联合国办事处协调人道主义事务，2012年）
2013	三宝颜危机和台风海燕，伴随大规模流离失所以及物流影响。	国家级与次国家级	灾害和局部冲突扰乱供应链，造成突发错位和波动率飙升，通道通行状况随之波动且分配恢复。	（联合国人道主义事务协调厅人道主义事务，2013年）
2017	马拉维围城战与流离失所以及行动限制和更广泛的贸易溢出效应。	次国家级（棉兰老岛）	安全局势动荡割裂市场准入并通过间歇性提高离散度流入、流动限制以及非线性分销利润率的调整。	（联合国人道主义事务协调厅协调 of人道主义人道主义事务协调厅，2017b）
2014–2018	能源和货运成本波动率与新一轮价格压力出现在2018年燃料价格上涨期间。	全球 & 菲律宾	能源和货运成本会通过分销利润率传导；运输成本的变化可能导致阶跃变化和离散度升高。	（菲律宾统计局，2018年）
2019年（2月）	《稻米关税法》（第11203号共和国法案）以及大米进口制度的中断。	国家级（政策）	政策转变会改变价格预期，并影响市场结构，从而产生调整动态和离散度，同时供应条件重新优化。	（《共和国的菲律宾，2019年）
2020年（1月）	塔阿尔火山喷发扰乱活动和物流。	国家级	灾害冲击暂时扰乱流动和通行，随着供应条件进行不均匀调整。	（国家级灾害风险降低与管理委员会（NDRRMC），2020年）

Continued on next page

时期	事件与背景	规模	预期市场机制与解读	主要来源
2020年（3月）	COVID-19疫情及相关的人员流动和供应链中断。	国家级	流动限制和不确定性造成干扰物流和分销利润率，导致通过阶段性市场调整应对波动率飙升。	（世界银行，2021年）
2022	全球能源和航运成本压力随之而来俄乌冲击。	全球与菲律宾	外部驱动的成本冲击通过燃料和航运传导，进而通过不均衡传导和时变供应提高离散度条件。	（联合国粮食及农业组织联合国，2022年）
2023	通货膨胀持续高企但没有单一、明确的触发因素。	国家级	持续的成本压力会形成一系列由反复出现的高波动标记构成市场之间的重新定价和异质性调整市场。	（国际货币基金组织，2023b）

表11总结了与各事件类别相关的主要解读渠道。其目的是规范不同案例的叙事解读，同时保持框架的描述性，而非因果性。

事件类别	市场价格数据中的典型波动机制	菲律宾的菲律宾
全球价格／成本传导	国际食品、燃料和运输成本的不均衡传导通过采购时机和异质性提高离散度分销利润率。	2007—08年；2022年
灾害 / 物流中断	基础设施损毁和流动限制会导致不连续交易和波动率飙升。	海燕（2013）；塔阿尔（2020年）
局部安全中断	行动限制和准入约束使市场分割，并产生间歇性流入。	马拉维围城（2017年）
政策不连续性	政权更迭会改变预期和供给行为，从而产生调整动态和升高的离散度。	《稻米关税法》（2019年）
持续性成本压力	持续通胀即使不存在单一的主要触发因素。	2023年通胀持续性

表11：将背景事件与菲律宾部分市场中检测到的波动区段相关联的解释指南。