

# 第六章

## 随机波动下的高频价格跳跃检测： 审查和数据驱动的方法

Ping-Chen Tsail 和 Mark Bshackleton<sup>2</sup>

论金融，台湾南方科技大学，永康，台南市，台湾。<sup>1</sup>Department of Finance, Southern Taiwan University of Science and Technology, Yongkang, Tainan City, Taiwan.  
<sup>2</sup>Department of Accounting and Finance, Lancaster University Management School, Lancaster, England, United Kingdom.

### 6.1 引言

---

价格跳跃已被证明是一个不可缺少的资产回报的特点，从建模的角度来看，<sup>1</sup> 或波动模型的校准与选择数据。<sup>2</sup> 在过去的十年中，非参数方法所提供的高频数据的出现，实现直接识别的跳跃可能，并发现更多的跳跃

---

<sup>1</sup>[38, 40].  
<sup>2</sup>[10, 22, 36].

---

金融高频交易与建模手册，第一版。Handbook of High-Frequency Trading and Modeling in Finance, First Edition. 编辑： Ionut Florescu, Maria C., Edited by Ionut Florescu, Maria C. Mariani, H.Eugene Stanley 和 Frederi G.Viens.

被建议的参数化模型[ 2; 15; 16; 62; 63].<sup>3</sup> 然而, 在日常水平上执行这些测试中, 拒绝了无效的跳跃的无效表明, 因此至少有一个跳跃发生在一个交易日。确切的时间, 方向和大小, 也就是说, 从每天的测试结果来看, 个体跳跃的经验分布是未知的。

当测试不同资产跳跃同时到达, 或在价格和波动率跳跃之间的相关性, 是可取的, 跳跃的价格可以确定到盘中价值假设在一个有限的时间跨度只有有限数量的 prices<sup>6</sup> [ 7 ]和[ 58 ]跳跃, 通过跳跃试验设计来实现高频率的回报。虽然这两项研究提出了类似的测试统计, 由于多个比较, 并在控制杂散检测, 他们不同的估计现货波动性的回报。在安徒生等人的研究中。[7], 此后与测试, 所选择的带宽估计现货波动性可能包括高频返回之前考虑的区间后, 由李和米克兰[58]的研究, 以下简称 LM 检验, 只使用最新的高频收益。为了纠正虚假的检测, 分别为 ABD 和 LM 检验, 其检验统计量, 考虑确定拒绝域值的有限样本分布的渐近分布。

我们对 ABD 和 6.2 节 LM 检验的详细审查。特别是, 我们讨论的 LM 检验平稳波动假设的有效性。<sup>61</sup> ], 平稳波动假设会在高频突变检测中是有效的经验。7、ABD (2007) 中, 指出由于随机波动, 收益波动性措施规范事前一定是肥尾等前瞻性试验, 注定是偏向克服拒绝。这个

---

<sup>3</sup>Barndorff-Nielsen 和 Shephard [ 16, 51, 2 ]发现超过 10%天的样品与跳跃, 而在[ 40 ]只有两跳预计每年发生。

<sup>4</sup>[24, 45].

<sup>5</sup>[12; 53; 54; 656].

在 [74]讨论。

<sup>7</sup>假设与跳跃驱动波动模型在参考方法[ 13, 76 ]。

ABD 试验在向后看的方式实现了。然而在这两项研究中，测试，和适度的超大而 LM 检验矮小。<sup>8</sup> 我们发现这对 LM 检验意外的结果是由于在李和米克兰[ 58 ]原纸印刷上的错误，并通过仿真表明，修正版的 LM 检验确实使更多的虚假的检测和试验比。

在 LM 检验印刷错误的规范和检验统计量的值的时间有关，其中有一个限制 Gumbel 分布的独立同分布的零假设下正态变量。由于与检验和 LM 检验校正目前克服拒绝，他们暴击提高地区可以修改。我们注意到，Gumbel 分布可以解释为广义极值（GEV）带形状参数的分布 接近零[ 32 ]。因此，承认在 GEV 分布严格正的形状参数，即频率‘切特型的 overrejection GEV 分布，可以解决问题。这种创新的方法代表了我们对文学的主要贡献。非零的形状参数可以视为随机波动率下高频跳跃试验偏差的纠正。<sup>9</sup>

将这些想法，在 6.3 节中我们设计了一个数据驱动的过程并概括 ABD 和 LM 测试估计现货的波动和选择关键区域。这两个测试之间的一种中间波动的措施预计将具有优越的尺寸比 LM 检验。我们研究我们的测试性能的波动模型，包括一二个因子结构下，跳跃的价格一个复合泊松过程，和相关价格波动之间的扩散。该模型是直接从我们的数据估算，这是高频 Spyder (Spy) 在一月 2002 和四月 2010 的回报。仿真结果表明，当测试的大小被控制在一个给定的标称电平（1%），向后看的测试具有最高的功率检测跳跃的价格。

在仿真中，GEV 分布形状参数的估计 交配 0.075 和 0.089 之间为向后看的测试有正确的尺寸。对 价值增加的前瞻性试验表明无 ‘克服拒绝。在实证分析中，我们使用的校准高斯变量。

<sup>8</sup> [ 39, 69 ]两个文件都是这一结果。

<sup>9</sup>Breidt 和 Davis[ 30 ]表明，极值分布具有相同的尺度和一个稍大的定心定标准的随机波动率模型下的比数

从模拟检测发现返回跳值。三采样频率，我们的测试确定跳跃在 10 分钟的频率从 6.12%到 28.7%的日常强度在 2 分钟的频率。特殊型，在 10 分钟的频率估计每日强度 ( $> 6\%$ ) 接近 [ 45 ] 的结果，其中约 5.6%每天的跳跃强度记录监视数据在一个 11 分钟的采样频率。

我们的实证结果表明，跳者往往集中在更高的采样频率和经验分布的识别性跳跃，嵌入式盘中震荡格局后 (IVP) 被删除，似乎不高斯。本章有助于通过设计一个框架，其中的跳跃测试约豁免的文献从尺寸失真，因此，具有最高的检测到的功率的测试程序可以被确定。此外，为了检验统计量值 GEV 分布形状参数的 可以被解释为从独立同分布的零偏差程度高斯。因此我们的工作补充了 [ 39 ] 修改和完善跳测试帐户 ing IVP 和提出引导拒绝域。最接近的精神我们的研究的精神是科尔斯等人。[ 28 ]，使用的阈值函数缩放斑点波动性检测跳跃，与优化的缩放系数也通过仿真确定。

本章组织如下。第 6.2 节回顾了盘中跳测试，构建使用实现的波动性措施。第 6.3 节描述了 Spyder 数据和引入了一个广义的测试程序。在第 6.4 节中进行的模拟研究，并在第 6.5 节的实证结果。第 6.6 节作出结论。

---

## 6.3 一个数据驱动测试程序

---

### 6.3.1 间谍数据和微观结构噪声

本章研究的数据是间谍的交易价格，一个设计用来代表 S 和 P 500 指数所有权的交易所交易基金。间谍交易具有很高的流动性，避免了在高频率的采样错误，并降低了陈旧的价格效应[ 60 ]。间谍被证明是有显著贡献的 S 和 P 500 指数的价格发现[ 50 ]。许多研究还分析了高频的间谍数据。<sup>17</sup> 从纽交所报价数据库，我们下载的交易价格在交易时间从 2002 年 1 月 2 日到 2010 年 4 月 30 日每日 09:30 - 16:00 。在[ 21 ]中所描述的清洁程序是用来消除不完整的交易日和不寻常的价格记录，我们共有 2076 天的间谍价格记录。

有效价格过程中观察到的超高频是各种形式的扭曲的市场结构造成的，如价格离散和投标要求反弹的影响[ 11; 47]。因此，实现波动性的措施，构建从返回采样在或以上的一些频率可能会被这些微观结构噪声污染。在文献中，有三种主要的方法在处理效果

---

<sup>17</sup>[45, 48, 64].

在 ABD 和 LM 检验研究表 6. 2。

日内跳跃研究 试验进行了微观结构噪音 IVP				数据和一段时间	临界区的选择
【27】LM 预先平均 BP 调整外汇数据 24h 同 LM					
[ 28 ] ABD, LM 组返回调整#外汇数据不包括					同为 LM
[39]	ABD, LM	模拟	注意/调整	周末 股权不包括 一段时间	自举 近似
[41]	ABD	交错状态返回	注意/调整	期货数据 08:20 EST	同为 ABD
[45]	ABD, LM	模拟; 11 分钟 返回	同#	股票数据 09:35 EST	控制在 标称值
[57]	ABD, LM	15 分钟返回	同#	FX 24h; 期货 美东时间 08:30	同为 LM
[59]	LM	15 分钟返回	控制后 侦查	股权包括 一段时间	同为 LM
[69]	LM	建模和修正	未经调整的	股票数据	同为 ABD
[75]	LM	模拟; 交错的 返回	调整	股票、期货及; FX 一夜之间	同为 LM

表 6. 2 列出了九项实施或修改 ABD 和 LM 检验和总结问题，如噪音，IVP，隔夜期间，和临界区域选择在这些文章。



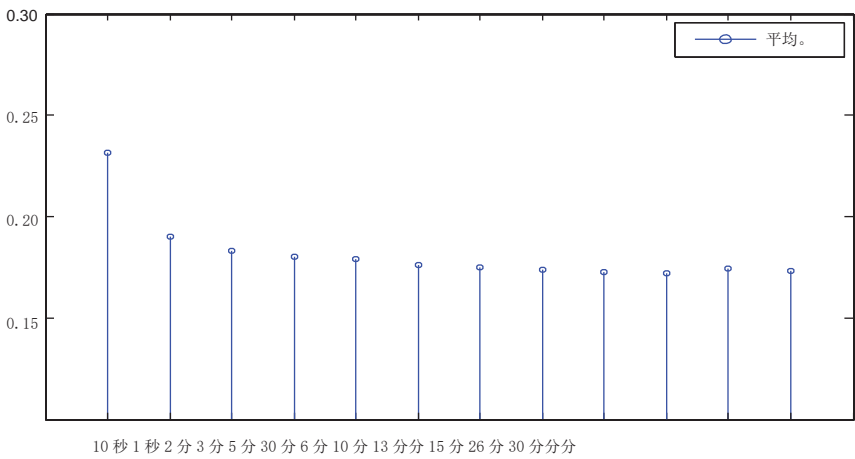


图 6.1 波动签名图 RV，间谍。

对 noises18；在这项研究中，我们遵循传统的方法寻找一个频率在 RV 不受噪声的影响[ 5 ]。在图 6.1 中，我们绘制 RV（在数据期间平均）对采样频率；可以看出，有 RV 以上 1 分钟频率上偏。因此，我们选择的样本数据的间谍在 2 -，5 -，和 10 分钟的频率[ 65 ]和 ABD（2007）样品的&amp；标准普尔 500 指数和期货指数在 2 分钟的频率。

图 6.1 图的间谍在年度标准差对盘中价格的采样频率一般的房车。在我们的样本期间增加超过 1 分钟的平均频率的 RV。

我们总结了一些经验方面的间谍数据。首先，盘中的间谍回报有一个典型的尖峰厚尾分布，更因此在更高的频率[ 73 ]。在自相关函数（ACF）一昼夜的效果绝对回报，等价的 IVP，与峰在 美东时间上午 10 点可见[ 24 ]。第二，日常波动的措施 RV 和 BP，两者的对数均接近高斯但胖尾。日志波动措施数量缓慢衰减是明显的，但 - 增广的迪基-富勒的单位根检验拒绝零假设[ 8 ]。的 xcfs RV 和 BP 关于每日开放关闭返回确认一个显著的杠杆效应。

18 三方法两尺度实现研究[ 79 ]方差，实现核估计的研究[ 20 ]，和 preaveraging 估计的研究[ 52 ]。



适度序列相关。第四，我们发现，每天打开关闭返回的 RV 或 BP 标准是约- imately 高斯但有薄的尾巴，观察并记录在[ 42 ]。进一步的细节是在一份报告中提出的要求。

6.3.2 一个广义的测试程序

6.3.2.1 现货波动率估计

如在“介绍”中讨论段，ABD 试验检测的跳跃性（事后）而 LM 检验它是否在一个前瞻性的方式（事前）。这两个测试将得到相同的结果，如果平稳波动性假设持有：

图 6.2 图 2 日期间间谍 2 分钟的收益从 10 月 9 日到 10，2008，与隔夜期岗位负回报-5.54%.

$$\sup_i \sup_{t_i \leq u \leq t_{i+1}} \left| \sigma(u) - \sigma(t_i) \right| = O_p \left( \Delta t^{0.5-\epsilon} \right), \tag{6.17}$$

在 & gt; 0、ΔT = Ti 1-Ti（假设 1; [58]）。在表 6.2 的研究中，很少有问题（6.17）的实证有效性。然而，在夜间和周末期间的存在，可能会破坏这个假设。作为一个例子，在图 6.2 中，我们小区 2 分钟返回

图 6.2 10 月 9 日和 10 日的两个最小间谍收益率，2008。

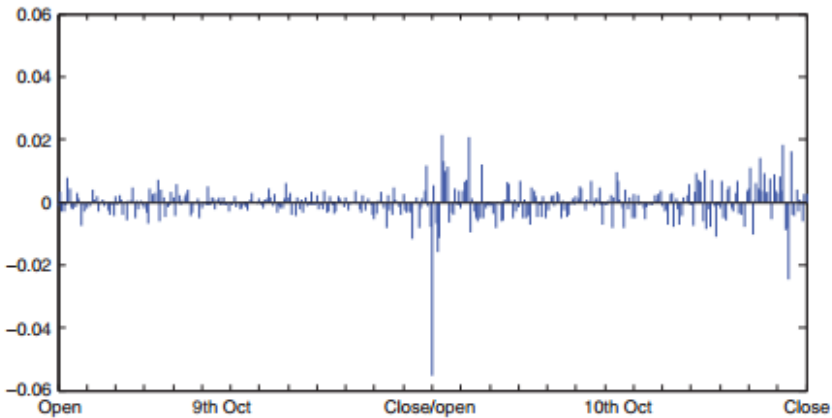


FIGURE 6.2 Two-min SPY returns on October 9 and 10, 2008.

表 6.3 隔夜收益关于列联表英国石油公司，间谍。

Frequency	2-min		5-min		10-min	
	$r_{t-}^{on} < 0$	$r_{t-}^{on} > 0$	$r_{t-}^{on} < 0$	$r_{t-}^{on} > 0$	$r_{t-}^{on} < 0$	$r_{t-}^{on} > 0$
$BP_t < BP_{t-1}$	396	621	406	632	428	638
$BP_t > BP_{t-1}$	539	498	529	487	507	481
$\chi^2_{(3)} \text{ test}$	35.20	(1.1E-7)	34.84	(1.3E-7)	25.78	(1.1E-5)

Table 6.3 reports the contingency tables for the association between overnight returns and changes in BP. The overnight returns  $r_{t-}^{on}$  refer to those before day  $t$ . Twenty overnight returns of 0 are excluded in the table. Across three frequencies,  $\chi^2$  test statistics indicate that the association is significant, with  $p$  values in the parenthesis smaller than 0.1%.

间谍在第九和第十月的 2008。可以看出，隔夜期岗位大负回报（-5.54%）和数据更易挥发的第二天比第一天。事实上，BP 在 2008 年 10 月 10 日，估计有至少 2.5 倍于以往各天图 6.2 日期，因此是一个例子，现货波动性的变化（增加）出乎意料的是，与隔夜周期变化点。在表 6.3 中，我们构建了隔夜回报的应急表方面的变化，在英国石油公司和发现，没有关联的空被完全拒绝，提供进一步的证据对平滑波动性假设（6.17）。

观察表 6.3，BP 会增加负性强化后隔夜收益波动的杠杆效应。因此，为了获得合适的事前波动测量  $E[BPT | \text{它}^{-1}]$ ，我们考虑和修改科尔斯[ 33 ] HAR 模型：

$$\begin{aligned} \log (BP)_t = & c + b_1 \log (BP)_d + b_2 \log (BP)_w + b_3 \log (BP)_m + b_4 \log (BP)_q \\ & + b_5 r_d^{oc} + b_6 r_w^{oc} + b_7 r_m^{oc} + b_8 r_d^{on} + b_9 r_w^{on} + b_{10} r_m^{on} + u_t \end{aligned} \tag{6.18}$$
$$u_t = e_t + \varphi_1 e_{t-1} + \varphi_2 e_{t-2}, e_t \sim N\left(0, \sigma_e^2\right) . \tag{6.19}$$

在（6.18），日志（英国石油公司）L，L = D，W，M，Q，是过去的每日，每周，每月，5 oC  
和 BP 季度日志，日志（BP）W = (1 / 5)  $\sum \log (BP)$  T RL  
and  $r_t^{on}$  are the corresponding variables for past open-to-close and overnight

19this 比用 5 分钟的收益估计。在 2 -和 10 分钟的频率的比率是 4.8 和 4.3。

表 6.4 不同信息流的标准化收益率的标准化回报率。

Frequency	$r_t^{\text{oc}}/\sqrt{\text{BP}_{t-1}}$		$r_t^{\text{oc}}/\sqrt{E[\text{BP}_t I_{t-1}]}$		$r_t^{\text{oc}}/\sqrt{\text{BP}_t}$	
	2 min	5 min	2 min	5 min	2 min	5 min
Mean	-0.0067	-0.0084	-0.0078	-0.0087	0.0486	0.0511
SD	1.1321	1.1853	1.0650	1.0960	1.0632	1.0937
Skewness	-0.4292	-0.4313	-0.3609	-0.3571	0.0183	0.0002
Kurtosis	4.3609	4.4987	3.6492	3.6468	2.7744	2.7045
JB Test	223.82	258.51	81.53	80.32	4.5174	7.5525
p value	<0.1%	<0.1%	<0.1%	<0.1%	0.1007*	0.0243

Table 6.4 reports the summary statistics of daily open-to-close returns  $r_t^{\text{oc}}$  of SPY standardized by different information flow of BP, with  $E[\text{BP}_t|I_{t-1}]$  from HAR 模型 (6.18) 和 (6.19)。Note that in the calculation the sample means of  $r_t^{\text{oc}}$  are removed. The results for 10-min frequency are 类似, 因此没有报道节省空间。JB 测试站哈尔克 - JB 检验正常。

returns. A residual analysis of  $u_t$  in Appendix 6.A leads to the MA (6.2) design in (6.19). The model thus has an approximate long memory structure with leverage effect.<sup>20</sup> In Table 6.4, we report the summary statistics of  $r_t^{\text{oc}}$  standardized by  $\text{BP}_{t-1}$ ,  $E[\text{BP}_t|I_{t-1}]$  and  $\text{BP}_t$ . The degree of nonnormality in  $r_t^{\text{oc}}/\sqrt{E[\text{BP}_t|I_{t-1}]}$  is evident but greatly reduced when compared with  $r_t^{\text{oc}}/\sqrt{\text{BP}_{t-1}}$ .

The fact that  $r_t^{\text{oc}}/\sqrt{E[\text{BP}_t|I_{t-1}]}$  比  $r_t^{\text{oc}}/\sqrt{\text{BP}_{t-1}}$  更接近正常分布 relevant in jump detection. The leverage effect in volatility as captured by past returns in (6.18) is reflected in  $E[\text{BP}_t|I_{t-1}]$ , but this is ignored by the LM test in spot volatility estimation. In this study, we therefore introduce a third way in estimating spot volatility by interpolating  $E[\text{BP}_t|I_{t-1}]$  with realized high-frequency returns:

$$\begin{aligned} \text{Interpolated BP} = & \left(\frac{\pi}{2}\right)\left(\frac{M}{M-1}\right)\left\{\sum_{i=2}^{j-1}|r_{t,i}||r_{t,i-1}|\right. \\ & \left. + \left(\frac{2}{\pi}\right)\left(\frac{M-j+1}{M}\right)E[\text{BP}_t|I_{t-1}]\right\}, \end{aligned} \tag{6.20}$$

<sup>20</sup>The assumption that  $e_t \sim N(0, \sigma_t^2)$  is justified by the observation that  $\log(\text{BP})$  is close to normal. We adjust for Jensen's Inequality as in [68] when converting  $E[\log(\text{BP})_t|I_{t-1}]$

3 ≤ J ≤ 对于第一次在一天两区间 (j = 1, 2), 现货波动性是从 E【BPT | 它-1】估计, 因为 E【BPT | 它-1】是有失偏颇的 MEA—肯定比 BPT-1 获得现货波动性的估计。在下面, 我们将比较的前瞻性试验结果时跳 (LM 检验), 向后看 (和测试), 和内插的 BP 是用来判断伴侣现货的波动。很明显, 这三项措施 → 收敛[J]. M.

6.3.1.1 选择关键区域

在表 6.1 中, 我们已经看到, 对于独立同分布正常变量, S ~ IDA ~ K 性反应和耿贝尔临界值给正确的的尺寸的测试结果。

实证数据的检验统计量 | RT, J | / T, J 可能依赖现货的波动 T, J 往往涉及估计误差。在这种情况下, 极端价值理论仍然是可行的, 只要极端的观察几乎是独立的或足够遥远的时间 [ 32 ]。这种情况将被假定为保持我们的间谍数据。

识别关键区域, 有效地根除大小失真由于多重比较, 由于检验统计量的依赖, 我们认为 GEV 分布, 巢 Gumbel 分布作为一种特殊情况。在支持上定义: 1 + (U- ) / > 0 }, GEV 分布情况

GEV(u) = exp { - [ 1 + ξ ( (u- L) / S ) ] ^{-1/ξ} }, (6.21)

在 -∞ < < ∞ 是位置参数, & gt; 0 是尺度参数, 并 -∞ < < ∞ 是形状参数。(6.21) 表达的极限分布的二变量在给定 (6.11) M → ∞, 即与光强的测量 [ 1 + 泊松分布 ( (U- ) / ) ] -1 / 。如果 = 0, = 1, 和 → 0、GEV 分布承认 Gumbel 分布在 (6.13)。作为一个结果, Gumbel 分布的临界值-日志 (-日志 (1- )) 可以通过允许一个非零的 给 GeV 的临界值广义, 和决策规则 (6.15) 则成为

( ( | r\_{i,j} | / σ\_{i,j} ) - c\_n ) / s\_n > - (1/ξ) [ 1 - (- log (1 - α)) ^{-ξ} ], (6.22)

在 (6.16) 中给出了中国和锡的地方。它可以表明 GeV 的临界值大于 Gumbel 值时 & gt; 0、反之亦然

$< 0$ 。因为在 ABD (2007) 向后看和测试是中度过大，我们期待一个严格正 用于 (6.22) 消除虚假的检测。

标准的最大似然法可用于 GEV 参数包括 [32] 估计。然而，作为数据本身—

tains jumps, the estimated  $\hat{\alpha}$  from the maximums of test statistics  $\left| \frac{R}{J} \right| \frac{T}{J}$

不能直接用在褪黑素所需要的是 价值  
作为一个结果，非零的形状参数，在 GEV 分布可以看作是衡量偏差数为测试 statistics.22 正常

## 6.4 仿真研究

### 6.4.1 模型规范

用于校准的 是可信的，必须将数据从一个模型类似于间谍返回模拟实证。从第 6.3.1，这种模式有一个持久而回归均值波动，在价格上涨的一个组成部分，相关收益与波动的创新，和接近正态分布为对数波动。因此，我们指定的模型：

$$d\log(p(t)) = \left[ \mu_r - \frac{1}{2}V(t) \right] dt + \sqrt{V(t)}dW(t)^p + J(t)dN(t), \quad (6.23)$$

$$\log(V(t)) = \theta + \log(V_1(t)) + \log(V_2(t)), \quad (6.24)$$

$$d\log(V_i(t)) = \kappa_i [-\log(V_i(t))] dt + \sigma_i dW(t)_i^v, \quad i = 1, 2. \quad (6.25)$$

在 (6.23)，日志价格过程漂移  $R - V(t)/2$ ，波动  $\sqrt{V(t)}$  为布朗运动  $W(T)^p$  和跳跃  $J(t) dN(T)$ ，泊松到达

$N(t) \sim Poi(\alpha t)$  and normally distributed jump sizes  $J(t) \sim N(0, \alpha^2)$ . With a mean  $\alpha$ , the log variance  $\log(V(t))$  in (6.24) has two components  $\log(V_1(t))$  and  $\log(V_2(t))$ , each following an Ornstein–Uhlenbeck (OU) process with 我 率均值回归和 我为布朗运动的波动

在 [26]，相同点是采取价格高频跳跃跳之前的尾部估计首次发现。  
22our 方法是 breidt 和戴维斯 [30]，谁表明，从随机波动模型的最大值，Gumbel 极限可以衍生但略有不同的定心常数。

$W(t)^v$  in (6.25). The two-factor structure has been widely used in the literature to describe the long-range dependence in volatility.<sup>23</sup> For generating the leverage effect in volatility, we require  $W(t)^p$  and  $W(t)^v$  to be negatively related:

$$dW(t)^p dW(t)^v = \varphi_i dt, \quad \varphi_i < 0, \quad i = 1, 2. \tag{6.26}$$

鉴于两因素结构，价格的跳跃和两个相关系数 等我，该模型有 10 个参数 sv2fj\_2 标记：

{ R, , 1, , 1, 2, 2 , , J, 1, 2 }。

得到的参数估计的 sv2fj\_2 模型，我们先假设 R 可由开放的样本均值-关闭返回。对于双因素波动性结构的参数 { , 1, 1, 2 , 2 }，我们考虑估计 ARMA (2, 1) 对日志的日常观测模型 (BP)

where ( $\varphi_1, \varphi_2$ ) are the AR coefficients,  $\varphi$  is the MA coefficient, and  $\varphi_t$  is serially uncorrelated with normal distribution  $\varphi_t \sim N(0, \varphi^2)$ . It is well-established that an ARMA (2, 1) model can be decomposed into sum of two independent AR (1) processes if the two roots ( $\varphi_1$  and  $\varphi_2$ ) to the quadratic equation  $x^2\varphi(x^{-1}) = 0$ , where  $\varphi(L) = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2$  is the AR (2) 多项式，都是真值[ 49 ]。在这种情况下， 1 和 2 是个体 AR AR 系数 (1) 流程。在附录 6 中，我们确认这种情况确实适用于间谍的日志 (英国石油公司)。因此，我们有分解：

$$\log(BP)_t = \mu + \log(V_1)_t + \log(V_2)_t, \tag{6.28}$$

每一个日志 (六) T 本身是一个氩 (1) 的过程：

$$\log(V_i)_t = \alpha_i (\log(V_i)_{t-1}) + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,i}^2), \quad i = 1,$$

注： (6.28)，我们跟随 Alizadeh 等人。[ 4 ]而不要分开 两 AR (1) 过程。因此，离散时间 (6.28) 和 (6.29) 有他们的连续时间等价物 (6.24) 和 (6.25)，作为一个

二十三研究包括[ 4; 44; 68].

ARMA 估计表 6.5 (2, 1) 和欧工艺参数、日志 (BP) 间谍。

两个应（1）过程的和的两个高斯过程							
2 分钟			5 分钟			10 分钟	
2 分钟			5 分钟			10 分钟	
1	-9.6302	-9.7447	-9.7840	1	-9.6302	-9.7447	-9.7840
	0.9870	0.9860	0.987		0.0131	0.0141	0.0126
	0.1642	0.1703	0.162		0.1653	0.1715	0.1635
2	0.2413	0.2007	0.201	2	1.4217	1.6059	1.6035
	0.3445	0.3900	0.441		0.5986	0.7135	0.8079
			0				

表 6.5 报告在 sv2fj\_2 模型参数的 OU 过程，从估计 ARMA (2, 1) 模型转换为日志 (BP) 的间谍。报告的参数表示为每天间隔。ARMA 离散参数 (2, 1) 模型转化为欧连续时间参数关系的过程 (6.30)。ARMA (2, 1) 估计的细节了附录 6。均值回归参数 1 和 2 对应的半衰期约为 52 天和 0.5 天，分别。

氩 (1) 过程是一个欧式过程的离散时间对应。然后，我们有参数之间的转换：

$$\left(\mu, \alpha_i, \sigma_{\epsilon,i}^2 / (1 - \alpha_i^2)\right) = (\theta, e^{-\kappa_i}, \sigma_i^2 / 2\kappa_i), \quad i = 1, 2. \tag{6.30}$$

在表 6.5 中，我们给出了估计的离散参数和 { , 1, 1, 2 对应的值, 2 }；(6.30) 的连续时间参数表示为每天间隔。为跳参数 { , J }，因为在 (6.23) 的泊松到达 N (t) 是独立于零均值的跳跃大小 J (t) ，它可以证明：

$$E \left[ RV_t - BP_t \right] = E \left( \sum_{t-1 < s \leq t} J(s)^2 \right) = E[N_t] E \left( J(s)^2 \right) = E[N_t] \sigma_j^2. \tag{6.31}$$

Given the expected number of jumps per day  $E[N_t]$ , the value of  $\square_j$  can thus be calculated by setting  $E[RV_t - BP_t]$  equal to the sample mean of  $(RV_t - BP_t)$ . As a sensitivity analysis, we choose  $E[N_t]$  to be 0.08 and 0.40. Thus, when jumps are frequent, the variance of jump size becomes small, and vice versa, as shown in Table 6.6. For the two correlation parameters { 2 } 1, , 确定杠杆效应，我们定义了一个二次损失

表 6.6 sv2fj_2 模型参数值，间谍。	1	[J].	0.01310107	0.01410127
	1	电子[新台币]	0.166340	0.170540
	2	[J].	1.42070048	1.60590057
频率	2		0.5986	0.7135
	2 分钟	Table 6.6 collects the 49 parameter values of SV(2FJ)2 model in (6.23) to (6.26) calibrated from our SPY data.	0.4750	-0.5000
	1	The parameter values are expressed for daily. On 0.001	0.1500	0.1500
R	-0.0001	The parameter value of jumps per day $E[N_t]$ , the jump	0.001	0.001
	-9.6302	Given the number of jumps per day $E[N_t]$ , the jump	-9.7447	-9.7840
	电子[新台币]	the parameter $\square_j$ is computed using $E[RV_t -$	6	5-

$BP_t] = E[N_t] \sigma^2$  in (6.31); in the (   
table the reported  $E[RV_t - BP_t]$  6   
are sample means of positive . 在日志的 xcf s 函数 (BP) 相对于过   
( $RV_t - BP_t$ ). The two 3 去打开关闭返回:   
correlation parameters  $\rho_i, i = 1, 2,$  2   
are obtained by minimizing the )   
loss function  $\text{loss}(\rho_1, \rho_2)$  in .

是日志的平均 xcf s (BP) 超过 1000 模拟

$$\text{loss}(\rho_1, \rho_2) = \sum_{\text{lag}=-\infty}^{\infty}$$

where  $XCF_{\log b}^{\text{sim.}}$    
sv2fj\_2 模型, 其中 { 2 } 1, 选择从网格候选值, 其余八个   
参数确定中   
6. 4. 1. 24 最小化损失函数 (6. 32) 然后 { 1 给出了最优值, 2 };   
详情见附录 6。使用此校准程序, 从而成功地从我们的侦察数据   
sv2fj\_2 模型的 10 个参数值, 并在表 6. 6 中给出。

图 6. 3 显示了活性炭纤维, 在上面, 和 xcf s (关于打开关闭的   
回报), 在底部, 日志 (BP) 的间谍和拟合 sv2fj\_2

当杠杆效应是由相关的扩散运动的驱动等跳跃动态集成电路无关: 我们使用  $E[\text{新台币}] = 0.40$  在建设损失函数。



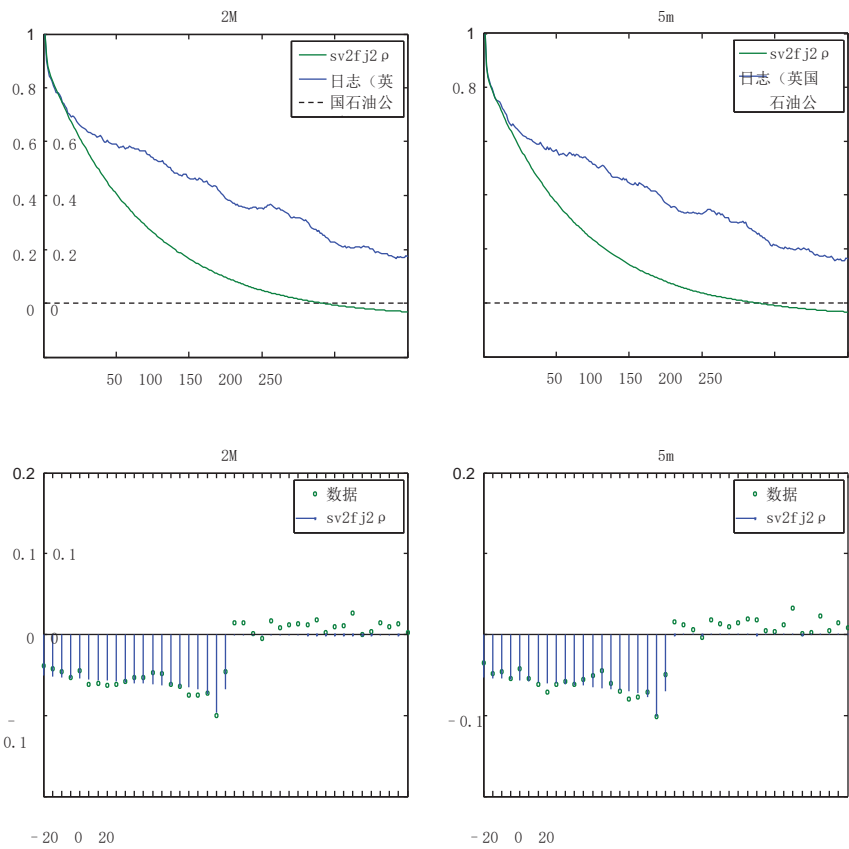


图 6.3 样品和 xcfs 日志（BP）间谍和 sv2fj\_2 模型。

模型。模拟活性炭纤维和 xcfs 获得平均超过 1000 模拟的 sv2fj\_2 模型使用表 6.6 中列出的参数。

在图 6.3 中，我们小区平均活性炭纤维和 xcfs（关于开放-关闭返回）日志（BP）超过 1000 模拟 sv2fj\_2 模型，连同他们的经验的同行的间谍。为了节省空间，我们目前唯一的结果时，BP 是由 2 和 5 分钟的频率跟踪。在短的滞后模拟 ACF 近似经验的好，但是在较长的滞后模拟 ACF 不够持久。健康可以通过估计 ARMA（3，2）模型改进为日志（BP）的间谍，但在失去节俭成本。另一方面，在底部面板模拟 xcfs 日志（BP）与经验值，除了在滞后 1。估计值的 1，占大多数的杠杆效应，围绕-0.50 和类似的估计

在 Eraker 等。[ 40 ]。25 所以我们考虑 sv2fj\_2 模型及其参数值的监视数据合理的表征。

6. 4. 2 仿真结果

在模拟中，数据的长度为 1275 天；在第一个 25 天被丢弃后，跳转测试被施加到最后 250 天的模拟数据。在对 HAR 模型估计的采样周期，因此 1000 天。三采样频率和两跳动力学的 sv2fj\_2 模型模拟 1000 次，所以测试尺寸和功率得到模拟平均超过 1000。跳测试实现了在 1%的显著性水平；因此，标称尺寸为 250，试验期为 2. 50 天。在以前的研究中，我们测试的大小作为虚假的拒绝和测试功率数模拟跳跃，正确识别率。

我们期望在模拟中观察到以下结果。首先，在同一个关键区域，向后看的测试应该有至少在使用插值 overrejection，BP 的测试应该比前瞻性试验。其次，我们要看到的  $\sim IDA \sim K$  性反应和耿贝尔临界值测试超大。因此，形状

对于有正确的尺寸检验 GEV 分布参数的 应严格正。第三，在两个跳跃动态的情况下，测试应该有较小的功率检测较小，但频繁的跳跃。第四，一个更高的数据频率可以使更高的测试能力。

表 6. 7 报告了在 E [新台币]时的跳跃试验的模拟结果等于 0. 08。在左边的两列， $S \sim IDA \sim K$  校正确实严重过大的测试，和预期的一样，试验采用前瞻性的 BP（中板）显示度最强的 overrejection。在较低的频率下的尺寸失真更为明显。在中央的两列，Gumbel 分布的临界值测试在三个面板 overrejection。两矫正之间，Gumbel 临界值测试更多的错误检测，在更高的频率比的  $\sim IDA \sim K$  校正试验，反之亦然，在较低的频率。这一观察结果与表 6. 1 中的结果一致。右三列表 6. 7 报告的校准值 在测试有正确的尺寸。获取这些值的 ，我们提交的候选值的数组

25 两 AR（1）过程是不均衡；持续的过程，与 1 0. 986 以上，占总重量的近 90%；见附录 6。

表 6.7 模拟试验模型的结果 sv2fj\_2 跳，  
 $E[\text{新台币}] = 0.08$ 。

~ IDA 的 `K 校正正确的尺寸≡Gumbel 简历 2.50 频率大小功								
率大小，功率大小功率								
向后看的 BP								
2 分钟	6.9920	79.32%	7.7340	79.48%	0.0890	2.4950	77.83%*	
5 分钟	7.1980	75.61%	7.1300	75.59%	0.0870	2.4930	73.35%*	
10 分钟	7.6700	70.07%	6.7680	69.67%	0.0840	2.5020	66.37%	
前瞻 BP								
2 分钟	15.8080	79.67%	17.2040	79.81%	0.1602	2.5070	76.70%	
5 分钟	18.8430	76.97%	18.6920	76.96%	0.1782	2.4920	71.95%	
10 分钟	24.1360	72.20%	21.9780	71.92%	0.2000	2.5100	65.02%	
插值 BP								
2 分钟	11.7940	79.54%	12.8440	79.66%	0.1380	2.4750	76.96%	
5 分钟	12.4430	76.41%	12.3230	76.38%	0.1410	2.4850	72.75%	
10 分钟	13.7340	71.57%	12.4670	71.35%	0.1460	2.5050	66.61%*	

表 6.7 报告结果跳测试模式下 sv2fj\_2  $E[NT] = 0.08$ 。测试被施加到最后的 250 天，在模拟数据在 1%级，给一个标称尺寸 2.50。顶部，中间和底部面板的结果时，向后看，前瞻性，和内插的基点是用来估计现货波动性。每个小组的 ~ IDA `K 校正结果，Gumbel 临界值，当经验大小控制在 2.50 左右。ABD 试验对应的表格左上块，而 LM 检验是在中间块。最高权力时的经验大小控制在 2.50 左右都标有“\*”。

决策规则（6.22）和插值确定 这样的试验规模接近 2.50。校准过程列于附录 6.D。校准值均为正，与我们的猜想一致，解决过大的问题，需要一个严格的正 GEV 分布。此外，对于落后的测试值（0.0840 至 0.089）是小于为前瞻性和内插的测试。再次，这一结果是预期。对 值可以被视为衡量偏差数跳转测试统计的正常变量。

鉴于校准值的 ，测试是正确的大小和测试能力，可以进行直接的比较。在表 6.7 的最后一栏，以最高的功率测试是标有星号（\*）。向后看的测试分数最高的权力（77.83%和 73.35%）在 2、5 min 频率。在 10 分钟的频率，内插

表 6.8 模拟（sv2fj\_2 模型）和贝叶斯检验的实证结果，间谍。

$E [新台币] = 0.08$ $E [新台币] = 0.40$ 间谍资料						
	大小	功率	大小	功率	计数	强度
2 分钟	3.0800	67.43%	2.2350	44.86%	211	19.56%
5 分钟	3.6100	64.95%	2.6180	39.96%	116	10.75%
10 分钟	3.9740	58.52%	2.9340	33.05%	60	5.56%

表 6.9 报告的模拟（sv2fj\_2 模式下）和 BNS 测试间谍数据的实证结果。BNS 试验的实施与黄 - 后统计（6.8）在 1%的显著性水平。

测试具有最高的功率（66.61%）。测试在更高的频率，达到更高的功率，与在研究中的模拟结果相一致[ 58 ]。内插测试在更高的频率的那些向后看的测试中达到 1%的权力。考虑到插值试验是一个实时的基础上实现的，而向后看的测试可以在市场收盘了，因此采用这种插值 procedure.26 价值

仿真结果表明，当  $E [NT]$  等于 0.40，定性地显示出类似的结果。为了节省空间，我们不把但列出几个结果. 首先，测试往往有较大的尺寸和较低的权力，在较低的频率。其次，测试执行的  $\sim IDA \sim K$  校正和胶-贝尔临界值过大。第三，校准值 在测试有正确的尺寸是严格正。第四，当测试尺寸保持在标称水平时，向后看的测试在三个频率上具有最高的功率。最后，测试是不太有效的在发现频繁和小的跳跃；当  $E [新台币]$  等于 0.40 时，测试的权力要比表 6.7 的低得多。

的完整性，在表 6.8 中，我们报告的 BNS 跳跃试验仿真结果，实现与黄 - 后统计（6.7）。无论  $E [NT]$ ，每日 BNS 试验有少得多的虚假检测比在盘中的试验观察。BNS 测试下降 64%左右时， $E [NT]$  的功率是 0.08 到 39%左右时， $E [NT]$  0.40；在里面

26timely 跳事件知识可以获得在下一跳的到来的条件概率是相关的，特别是当价格跳跃呈现一定程度的聚类。

任何情况下，国安局测试并没有表现出更高的功率的日内测试，结果记录在 ABD（2007）。我们的模拟结果在表 6.8 的试验网也与那些在研究[ 16 ]协议。

### 6.5 实证结果

运用我们跳测试间谍资料，我们保留 2002 到 2005 的数据的第一个 4 年作为一个估计 HAR 模型在样本期内。试验期为 2006 年 1 月 2 日至 2010 年 4 月 30 日，共计 1079 天。在光的仿真结果，我们只实现向后看和内插测试。校准值 仿真将用于检测监视数据的跳跃。因为在 sv2fj\_2 模型模拟有两跳的动态，我们有两套 值都将用于实证分析。

boudt 等人。[ 28 ]强调 IVP 必须占时实现跳跃 tests.27 被测试的信息集的一致性，为试验期的第一天的 IVP 为[ 72 ]：

$$I, J = \sum_{T=1}^{TIS} R2 / \sum_{T=1}^{我是} \sum_{J=1} R2, J = 1, \dots, M, \quad (6.33)$$

哪里  $T = 1, \dots$ ，这是在样本期间 2002 和 2005。在测试期间的第一天进行内插测试时，这个估计

*1, J 是用来去除 IVP。*

图 6.4 图 5 分钟的间谍回报超过试验周期估计 IVP。第一个模式估计从样品期间在 2002 和 2005 使用（6.33）。估计窗口，然后向前移动一天一天，到 2010 年 4 月 30 日。

为向后看的测试，因为它是在市场收盘，在样本期间转移 1 天远期和 IVP 是相应的更新。然后，在测试期间的每一天重复该过程。图 6.4 图 5 分钟的间谍回报估计 IVP；一个典型的 U 型模式的发展随着试验周期。

27coles [ 32 ]还指出，极端值理论只为平稳过程和非平稳盘中的波动模式应用之前必须解决的极端值的方法是有效的。

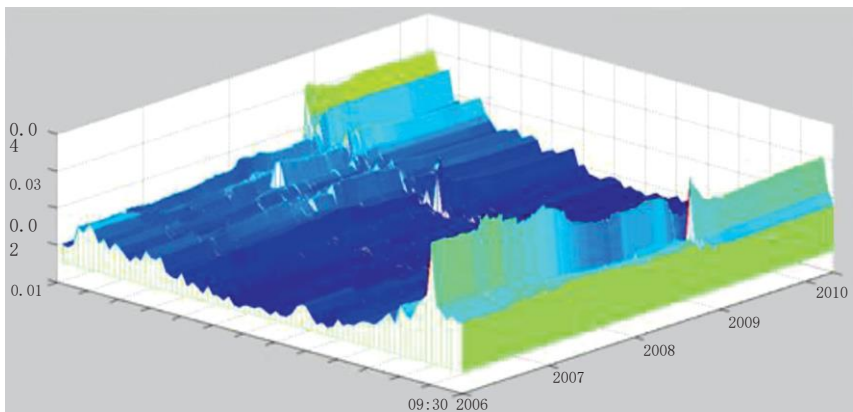


图 6.4 估计 IVP 在测试期间，间谍。

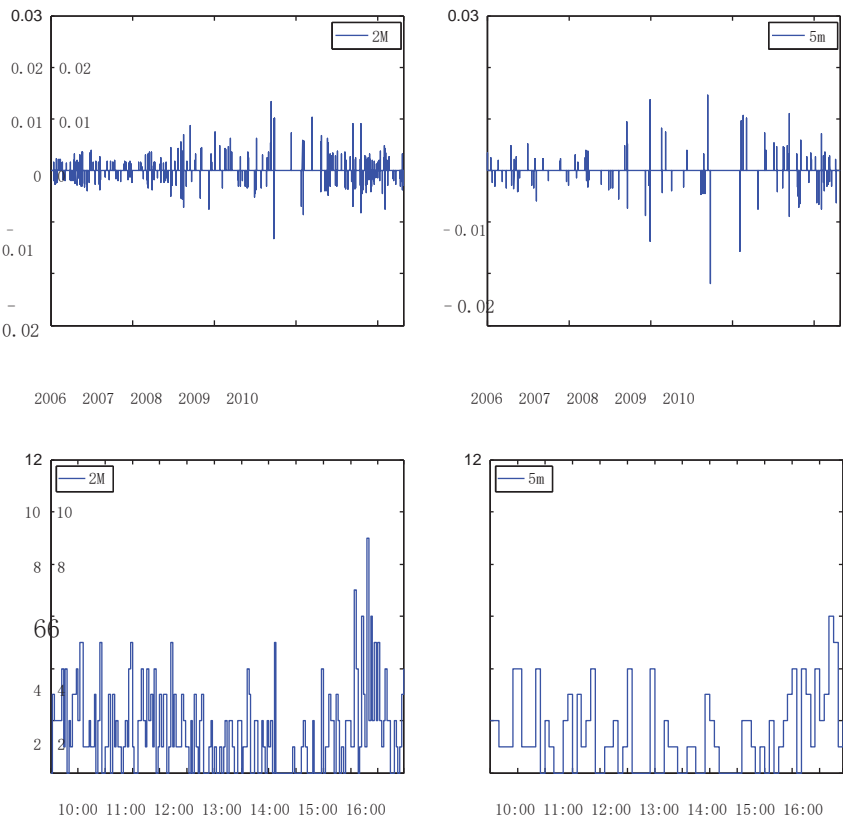
6.5.1 在 backward-looking 测试结果

在表 6.9 中，我们报告了在 1%水平的向后看的测试的跳跃数。结果是非常一致的表 6.7 的顶部面板从模拟。S ~ IDA ~ K 校正和耿贝尔临界值导致更跳检测校准 值比。两套校准 值识别相似跳数

表 6.9 经逆向测试的跳跃检测。

IDA 的 K 校				Gumbel		
		计数	POI	计数		POI
2 分钟	-	449	41.61%	0	462	42.82%
5 分钟	-	197	18.26%	0	196	18.16%
10 分钟	-	132	12.23%	0	125	11.58%
$E [NT] = 0.08 \quad E [NT] = 0.40$						
		计数	POI	计数		POI
2 分钟	0.0890	303	28.08%	0.0840	310	28.73%
5 分钟	0.0870	105	9.73%	0.0780	114	10.57%
10 分钟	0.0840	66	6.12%	0.0750	71	6.58%

表 6.9 报告在 1%级时，向后看的英国石油公司用于估计现货波动性的间谍数据的跳跃测试结果。试验期为 2006 年 1 月 2 日至 2010 年 4 月 30 日，共 1079 天。



6.5 检测跳在测试期间，盘中的分布图，间谍。

间谍的价格。对于我们的测试周期为 1079 天，一个 1%级有一个标称尺寸

10.79。在表 6.9 中，在三个频率有明显的跳跃识别超过 10.79 时值校准测试中使用的。

28as 我们 sv2fj.2 模型低估了波动持续性在长期滞后，卡利-验证 值可能仍会偏下行，因此，在大多数，一些虚假的检测。

29to 节省空间，我们目前唯一的结果在 2 和 5 分钟的频率。

30 这不同于 boudt 等人。[ 28, 29 ]，他们发现跳检测大多出现在 14:00 EST。

表 6. 10 汇总统计和检测间隔时间的跳跃，间谍。

频率	检测到的跳			间隔时间		
	2 分钟	5 分钟	10 分钟	2 分钟	5 分钟	10 分钟
的意思	-2. 2e-5	-2. 7e-4	-5. 0e-4	3. 4577	9. 4339	15. 3256
SD	0. 0037	0. 0058	0. 0079	5. 1012	12. 8664	14. 0120
色散	-	-	-	2. 1765	1. 8601	0. 8359
偏度	0. 1935	-0. 3068	-0. 9144	4. 3027	3. 1233	1. 7925
峰度	3. 7775	4. 3036	4. 6436	31. 7083	16. 4871	6. 0830
最大	0. 0134	0. 0147	0. 0146	51. 2769	89. 5897	65. 0000
最小	-0. 0131	-0. 0220	-0. 0277	0. 0000	0. 0000	0. 0256
JB / KS 检	9. 7425	9. 8601	17. 8852	0. 1129	0. 1515	0. 1055
	(0. 0147	(0. 0163	(0. 0047)	(5. 0e-	(0. 0056	(0. 3180
Q (6. 20)	-	-	57. 1400		26. 6639	17. 7471
	-	-	(<0. 001)		(0. 1450	(0. 6041

表 6. 10 报告检测到的跳跃和他们的监视数据的到达时间间隔汇总统计。跳跃在 1%级时获得与  $E[NT] = 0.40 \text{ sv2fj\_2}$  模型校准。IVP 删除报道的统计计算。间隔时间表示在日常单元。色散是指无功 / (平均) 2 的间隔时间。JB 试验是指在左面板的正态性检验，而 KS 检验是在右边面板中的指数分布空。

表 6. 10 包含检测到的跳跃的汇总统计数据。跳跃回报的经验分布是不是高斯和检测到的跳跃的样本均值都是负的。在右边面板中，间隔时间跳跃显示离散之间在 2 和 5 分钟的频率跟踪。蒙特卡罗 Kolmogorov - 斯米尔诺夫 (KS) 的间隔时间检验拒绝在更高的频率，1%级指数分布的空。因此，检测到的跳跃在间谍不出现跟随泊松来港定居人士，但显示一定程度的聚类。

我们的实证结果与许多以前的。在 [ 45 ]，估计每日跳强度 11，5. 6%分钟的间谍回报率在 1%水平是非常接近我们的估计 6. 12%和 10，6. 58%分钟的回报在表 6. 9。ABD (2007) 获得实证跳跃强度 9. 26%在 0. 001%级 2 分钟的& P 500 期货收益，这被认为是他们一个非常低的值。因此，报道的强度 28%分钟间谍返回表 6. 9 可在合理区间。



### 6.5.2 结果插值试验

实现插补试验，我们首先估计 HAR 模型（6.18）和（6.19）日志（BP）从样本期内。我们得到的 1-day-ahead 预测  $E[BPT + 1 | \mathcal{F}_t]$  滚动估计窗口的病房。测试结果再次与我们的模拟一致。 $S \sim IDA \sim K$  校正和 Gumbel 分布的临界值比表 6.9 多跳检测。当测试值进行校准相似或稍多的跳跃，获得比向后看测试，估计强度最多 3.3%高于向后看的测试。总体结果表明，实时插值测试具有稍差的大小和功率特性的向后看的测试。

图 6.5 图检测跳跃的间谍回报，得到当  $\alpha$  与  $E[NT] = 0.40$   $sv2fj_2$  模型校准。的标志是高频率的间谍回报与 IVP 删除。在底部面板中，绘制的频率分布的跳跃检测（计数）在一个交易日内。

## 6.6 结论

---

通过总结两个盘中测试中常用的文献中，在这项研究中，我们实现了一个数据驱动的程序，其中的跳转测试是豁免大小失真，并作为一个结果直接比较测试的权力可以作出。这种改进的跳跃试验是利用检验统计量的值 GEV 分布的形状参数来实现的，是确定试验的最佳临界区是有效的。由仿真结果可以看出，随机波动率跳跃检验统计量的影响越大，较大的形状参数需要在标称电平保持测试规格。因此，GEV 分布形状参数的有效措施偏差数度跳跃检验统计量的高斯。这一观察是我们对现有文献的主要贡献之一。

我们的模拟研究表明，向后看的测试作为 ABD（2007）获得最高功率测试时，尺寸控制在标称值。另一方面，在此提出的内插试验

研究，这是一个实时的测试程序，可以有权力接近落后的测试。从我们的校准 `sv2fj_2` 模型值，它指定在高频侦察数据估计，然后用实证分析。间谍数据的跳转测试结果是一致的，我们的模拟研究在许多方面，因此被认为是合理的。我们的（检测到的）跳跃强度的估计是与其他研究报告中的相媲美。我们还记录，检测到的跳跃在高频间谍返回显示一定程度的聚类在到达，并没有出现有一个高斯粒度分布。这两个关键的意见可能会被纳入在高频金融相关的主题进一步研究。

## 致谢

---

我们感谢编辑和两位匿名审稿人对这一章的评论。这一章是我的博士论文的一部分，我感谢我的主管泰勒史蒂芬的指导和鼓励。我也大大受益于杰夫弗莱明，科尔斯 Fulvio，杜德利·，ilze Kalnina，常陆宫正仁亲王小林，苏珊娜李，Roel Oomen，孙磊讨论，赤凤」，乔凡尼库伦，穆特 veraart，马丁 widdicks。任何剩余的错误都是我们的责任。

附录 6：对 har-ma 最小二乘估计（2）模型的对数（BP）的间谍

哈尔	<i>C</i>	<i>B1</i>	<i>B2</i>	<i>B3</i>	<i>B4</i>	<i>B5</i>	<i>B6</i>	<i>B7</i>	<i>B8</i>	<i>B9</i>	<i>B10</i>
2 分钟	-0.4817 (0.1062	0.3588 (0.0257	0.3969 (0.0373	0.0622 (0.0365	0.1323 (0.0290	-4.7941 (0.8255	-10.6475 (2.3341)	-22.6403 (5.8768)	-8.1348 (1.3664	-17.9600 (4.0129)	-20.8579 (9.4882
5 分钟	-0.5378 (0.1208	0.3093 (0.0260	0.4097 (0.0391	0.0834 (0.0397	0.1425 (0.0319	-4.6548 (0.9298	-13.3684 (2.6251)	-25.1228 (6.6471)	-6.9036 (1.5382	-21.2623 (4.5047)	-21.1967 (10.5808
10 分钟	-0.5777 (0.1304	0.2628 (0.0258	0.3925 (0.0408	0.1396 (0.0437	0.1461 (0.0352	-5.6899 (1.0191	-15.2989 (2.8699)	-29.1153 (7.2799)	-5.8881 (1.6826	-25.1451 (4.9190)	-23.4155 (11.5877
	2 分钟	5 分钟	10 分钟	马（2）			1	2	<i>E</i>	日志 L.	Q
<i>U</i>	0.3946	0.4444	0.4862	2 分钟			-0.0219 (0.0220	0.0696 (0.0220)	0.3924 (0.0062)	903.80 -	37.336 (0.0030)
形容	0.8575	0.8254	0.8004	5 分钟			-0.0222 (0.0220	0.0614 (0.0225)	0.4423 (0.0070)	655.54 -	43.443 (4.1e-
Q	51.621	50.098	34.782	10 分钟			-0.0211 (0.0219	0.0552 (0.0217)	0.4841 (0.0074)	468.27 -	26.969 (0.0585)
<i>P</i> 值	(5.3e-	(1.0e-	(6.5e-								

在顶部和底部的左侧，我们报告的 HAR 模型最小二乘估计在 (6.18) 日志 (BP) 的间谍。{二} 大多数的估计，我 $\leq 4$ 、明显阳性；估计{双}，我 $\geq 5$ 、明显负。因此，双向的迹象是一致的自回归方面和杠杆效应的波动性。调整后的 R2 的范围从 86%到 80%，平均提高了 2%，滞后的收益包括在哈尔。Q (6.20) 残差 UT 检验拒绝零相关的非常小的 P 值。对 HAR 残差 UT 检测发现，在三个频率的分布，在滞后 2 的样品超过一个不相关的过程约束的 95%上。MA (2) 模型 (6.19) 是专为 HAR 残差 UT 和估算的结果是在底部的报道-右面板。在三个频率的 1，估计是微不足道的，2 估计 0.05 和 0.07 之间的标准误差

1.2. Estimates of  $\square_e$  are consistently smaller than those of  $\square_u$ . At the 10-min frequency, the Q (6.20) statistic cannot reject zero correlation in the HAR-MA (2) residuals at 5% level.

附录 6 B: 估计 ARMA (2, 1) 模型的对数 (BP) 的间谍

时域估计频域估计								
	2 分钟	5 分钟	10 分钟		2 分钟	5 分钟	10 分钟	
1	-9.6302 (0.1812	-9.7447 (0.1895	-9.7840 (0.2040	1	0.9870 (0.0044	0.9860 (0.0047	0.9875 (0.0042	
	1.2251 (0.0446	1.1824 (0.0412	1.1849 (0.0387	, 1	0.1642 (0.0125	0.1703 (0.0133	0.1625 (0.0133	
	-0.2359 (0.0429	-0.1946 (0.0395	-0.1959 (0.0371	2	0.2413 (0.0448	0.2007 (0.0411	0.2012 (0.0371	
	-0.7005 (0.0352	-0.7061 (0.0319	-0.7449 (0.0288	, 2	0.3445 (0.0103	0.3900 (0.0108	0.4419 (0.0109	
2	0.4193 (0.0072	0.4685 (0.0073	0.5146 (0.0079	-	-	-	-	
	-	-	-	-	-	-	-	
	日志 L.	766.48	536.26	341.28	日志	768.71	538.25	343.53
	进出口	0.9858	0.9848	0.9863	#1	89.23%	86.81%	83.93%
进出口	0.2393	0.1976	0.1986	#2	10.77%	13.19%	16.07%	

在左边的面板中，我们报告了 ARMA 时域估计 (2, 1) 模型 (6.27) 日志 (BP) 的间谍。两根 1 和 2

$X^2$  ( $X = 0, -1$ ) 在  $(L) = 1 - 1L - 2L^2$  是 AR (2) 多项式, 计算在  $(0.98, 0.20)$ 。在右边面板中, 频域估计是通过最大化似然函数进行削减:

$$-0.5 \sum_{\lambda} [\log (2\pi \cdot f(\lambda)) + I(\lambda) / f(\lambda)],$$

在  $\lambda = (1, 2, \dots)$  我  $f(\lambda)$  是样品的谱, 和  $F(\lambda)$  是理论的谱密度

$$f(\lambda) = \left(\frac{\sigma_{\epsilon,1}^2}{2\pi}\right) \left|1 - \alpha_1 e^{-i\lambda}\right|^{-2} + \left(\frac{\sigma_{\epsilon,2}^2}{2\pi}\right) \left|1 - \alpha_2 e^{-i\lambda}\right|^{-2}.$$

这两个过程的权重通过  $W_i = \text{变} / \Sigma \text{ 变了}$ , 我  $= 1, 2 = 2$ , 在各种  $\lambda / (1 - 2)$  是个体过程的差异。

估计  $\alpha_1$  和  $\alpha_2$  非常接近, 在左边的隐含价值面板。持续性 AR (1) 过程量范围从 89%到 84%分钟的频率在 10 分钟频率。

附录 6 C: 最小化损失函数 ( 损失 1, 2) 为 sv2fj\_2 模型, 间谍

频率    1 (2 分钟)    1 (5 分钟)    1 (10 分钟)

2	-0.450	-0.475	-0.500	-0.475	-0.500	-0.525	-0.525	-0.550	-0.575
-0.100	0.0019	0.0015	0.0015	0.0022	0.0018	0.0019	0.0026	0.0024	0.0023
-0.125	0.0017	0.0015	0.0014	0.0022	0.0018	0.0019	0.0025	0.0022	0.0025
-0.150	0.0016	<b>0.0013</b>	0.0014	0.0021	0.0017	0.0019	0.0023	0.0021	0.0022
-0.175	0.0018	0.0014	0.0016	0.0021	0.0019	0.0018	0.0023	0.0022	0.0022
-0.200	0.0017	0.0015	0.0017	0.0020	0.0019	0.0019	0.0024	0.0023	0.0024

在这张表中, 我们报告的最小化损失函数 ( 损失 1, 2) 为 sv2fj\_2 模型 (6.32)。对于每一个频率, 损失函数的局部极小值, 可以发现从一个候选值网格 ( 1, 2)。在更高的频率下的最小化的损失函数变得更小。我们也计算了最小化损失函数的时候只有一个肺在 sv2fj\_2 模型相关参数, 这是一个连接到持久的挥发性成分; 在这种情况下, 最小化损失函数, 始终大于报告的值在所有三个频率。

附录 6。证明：校准 sv2fj\_2 模式下在 2 分钟的频率，E [NT] = 0.08

向后看的英国石油的前瞻性血压内插血压

校正	大小	功率	校正	大小	功率	校正	大小	功率
~ IDA 的`	6.992	79.32	~ IDA	15.808	79.67	~ IDA	11.794	79.54
邦费罗尼	6.971	79.32	邦费罗尼	15.761	79.67	邦费罗尼	11.750	79.54
	大小	功率		大小	功率		大小	功率
0.0000	7.734	79.48	0.0000	17.204	79.81	0.0000	12.844	79.66
0.0100	6.942	79.32	0.0180	14.568	79.55%	0.0200	10.526	79.34%
0.0200	6.180	79.16%	0.0360	12.140	79.30%	0.0400	8.561	79.03%
0.0300	5.503	78.98%	0.0540	10.034	78.96%	0.0600	6.857	78.72%
0.0400	4.884	78.82%	0.0720	8.215	78.66%	0.0800	5.427	78.26%
0.0500	4.292	78.68%	0.0900	6.666	78.36%	0.1000	4.227	77.80%
0.0600	3.794	78.41%	0.1080	5.346	77.96%	0.1200	3.250	77.31%
0.0700	3.291	78.26%	0.1260	4.199	77.53%	0.1380	2.475	76.96%
0.0800	2.856	78.07%	0.1440	3.204	77.10%	0.1400	2.409	76.91%
0.0890	2.495	<b>77.83%</b>	0.1602	2.507	76.70%	0.1600	1.741	76.38
0.0900	2.458	77.82%	0.1620	2.447	76.66%	0.1800	1.258	75.83%
0.1000	2.100	77.62%	0.1800	1.863	76.22%	0.2000	0.877	75.40%

在这张表中，我们报告的校准值的 跳测试经验规模接近 2.50 的数据在表 6.6 中给出与 E [NT] = 0.08 参数的 sv2fj\_2 模型模拟。结果 2 分钟采样频率。用的 ~ IDA ` K 和 Bonferroni 修正并给出了实现的测试结果。从一个候选值阵列插值得到的值 ；这些值以及相应的测试大小和功率都以黑体突出显示。

附录 D 6：校准 sv2fj\_2 模式下在 2 分钟的频率，E [NT] = 0.40

向后看的英国石油的前瞻性血压内插血压

校正	大小	功率	校正	大小	功率	校正	大小	功率
~ IDA 的	6.454	58.47%	~ IDA	14.446	59.09%	~ IDA	10.635	58.64%
邦费罗尼	6.431	58.46%	邦费罗尼	14.398	59.08%	邦费罗尼	10.590	58.64%
	大小	功率		大小	功率		大小	功率
0.0000	7.122	58.75%	0.0000	15.712	59.35%	0.0000	11.629	58.88%
0.0100	6.388	58.44%	0.0160	13.545	58.91%	0.0200	9.539	58.35%
0.0200	5.694	58.16%	0.0320	11.562	58.44%	0.0400	7.763	57.76%
0.0300	5.028	57.83%	0.0480	9.827	57.96%	0.0600	6.227	57.11%
0.0400	4.457	57.53%	0.0640	8.248	57.47%	0.0800	4.948	56.42%
0.0500	3.941	57.19%	0.0800	6.862	56.94%	0.1000	3.845	55.70%
0.0600	3.451	56.86%	0.0960	5.659	56.39%	0.1200	2.958	54.96%
0.0700	3.010	56.51%	0.1120	4.609	55.81%	<b>0.1300</b>	<b>2.519</b>	<b>54.59%</b>
0.0800	2.614	56.18%	0.1280	3.738	55.21%	0.1400	2.188	54.21%
0.0840	2.492	<b>56.03%</b>	0.1440	2.980	54.60%	0.1600	1.588	53.43%
0.0900	2.285	55.81%	<b>0.1552</b>	<b>2.518</b>	<b>54.13%</b>	0.1800	1.147	52.56%
0.1000	1.976	55.47%	0.1600	2.344	53.94%	0.2000	0.817	51.59%

在这张表中，我们报告 2 分钟的频率校准值

在这 跳测试经验的大小接近 2.50。模拟 sv2fj\_2 模型给出了表 6.6 与 E [NT] = 0.40 参数。

附录 6. 3: 校准 sv2fj\_2 模型在 5 分钟的频率下, E [新台币] = 0.08

向后看的英国石油的前瞻性血压内插血压

校正	大小	功率	校正	大小	功率	校正	大小	功率
~ IDA 的`	7.198	75.61	~ IDA	18.843	76.97	~ IDA	12.443	76.41
邦费罗尼	7.178	75.60%	邦费罗尼	18.798	76.97	邦费罗尼	12.407	76.41
	大小	功率		大小	功率		大小	功率
0.0000	7.130	75.59	0.0000	18.692	76.96	0.0000	12.323	76.38
0.0100	6.469	75.37%	0.0180	15.959	76.54%	0.0200	10.175	75.94%
0.0200	5.779	75.16%	0.0360	13.565	76.09%	0.0400	8.369	75.51%
0.0300	5.165	74.91%	0.0540	11.432	75.63%	0.0600	6.802	74.98%
0.0400	4.570	74.69%	0.0720	9.449	75.10%	0.0800	5.410	74.49%
0.0500	4.071	74.45%	0.0900	7.775	74.63%	0.1000	4.277	73.85%
0.0600	3.578	74.21%	0.1080	6.376	74.10%	0.1200	3.333	73.39%
0.0700	3.146	73.94%	0.1260	5.124	73.61%	0.1400	2.545	72.79%
0.0800	2.753	73.57%	0.1440	4.054	73.04%	0.1410	2.485	72.75%
0.0870	2.493	<b>73.35%</b>	0.1620	3.168	72.45%	0.1600	1.887	72.09%
0.0900	2.400	73.30%	0.1782	2.492	71.95%	0.1800	1.375	71.45%
0.1000	2.100	72.98%	0.1800	2.430	71.90%	0.2000	0.961	70.60%

在这张表中，我们报告的校准值的 跳测试经验规模接近 2.50 的数据从表 6.6 和 E [NT] = 0.08 给出参数的 sv2fj\_2 模型模拟。结果是 5 分钟的采样频率。



附录 6. 4：校准 sv2fj\_2 模型在 5 分钟的频率下，E [新台币] = 0. 40

向后看的英国石油的前瞻性血压内插血压

校正	大小	功率	校正	大小	功率	校正	大小	功率
~ IDA 的	6. 376	51. 28%	~ IDA	16. 942	53. 05%	~ IDA	11. 197	52. 21%
邦费罗尼	6. 351	51. 26%	邦费罗尼	16. 886	53. 04%	邦费罗尼	11. 165	52. 21%
	大小	功率		大小	功率		大小	功率
0. 0000	6. 319	51. 24%	0. 0000	16. 794	53. 02%	0. 0000	11. 101	52. 19%
0. 0100	5. 718	50. 89%	0. 0180	14. 426	52. 42%	0. 0200	9. 147	51. 48%
0. 0200	5. 125	50. 52%	0. 0360	12. 275	51. 73%	0. 0400	7. 506	50. 74%
0. 0300	4. 577	50. 14%	0. 0540	10. 248	51. 05%	0. 0600	6. 025	49. 98%
0. 0400	4. 102	49. 72%	0. 0720	8. 478	50. 32%	0. 0800	4. 817	49. 17%
0. 0500	3. 643	49. 29%	0. 0900	6. 976	49. 62%	0. 1000	3. 756	48. 28%
0. 0600	3. 189	48. 84%	0. 1080	5. 629	48. 82%	0. 1200	2. 878	47. 34%
0. 0700	2. 812	48. 39%	0. 1260	4. 491	47. 99%	<b>0. 1300</b>	<b>2. 521</b>	<b>46. 83%</b>
0. 0780	<b>2. 490</b>	<b>48. 01%</b>	0. 1440	3. 520	47. 11%	0. 1400	2. 194	46. 34%
0. 0800	2. 429	47. 92%	0. 1620	2. 783	46. 24%	0. 1600	1. 639	45. 35%
0. 0900	2. 122	47. 48%	<b>0. 1692</b>	2. 493	<b>45. 90%</b>	0. 1800	1. 213	44. 32%
0. 1000	1. 848	47. 03%	0. 1800	2. 085	45. 34%	0. 2000	0. 869	43. 21%

在这张表中，我们报告的 5 分钟的频率校准值在这 跳测试经验的大小接近 2. 50。模拟 sv2fj\_2 模型给出了表 6. 6 与 E [NT] = 0. 40 参数。

附录 D 6: 校准 sv2fj\_2 模式下在 10 分钟的频率, E [NT] = 0.08

向后看的英国石油的前瞻性血压内插血压

校正	大小	功率	校正	大小	功率	校正	大小	功率
~ IDA 的`	7.670	70.07	~ IDA	24.136	72.20	~ IDA	13.734	71.57
邦费罗尼	7.645	70.06%	邦费罗尼	24.067	72.19%	邦费罗尼	13.690	71.57
	大小	功率		大小	功率		大小	功率
0.0000	6.768	69.67	0.0000	21.978	71.92	0.0000	12.467	71.35
0.0100	6.096	69.34%	0.0200	18.716	71.42%	0.0200	10.463	70.77%
0.0200	5.477	68.97%	0.0400	15.764	70.90%	0.0400	8.593	70.10%
0.0300	4.883	68.58%	0.0600	13.095	70.30%	0.0600	6.989	69.60%
0.0400	4.368	68.21%	0.0800	10.826	69.70%	0.0800	5.659	68.90%
0.0500	3.857	67.84%	0.1000	8.740	68.97%	0.1000	4.487	68.14%
0.0600	3.413	67.41%	0.1200	7.017	68.24%	0.1200	3.518	67.53%
0.0700	2.993	67.03%	0.1400	5.582	67.52%	0.1400	2.723	66.78%
0.0800	2.633	66.59%	0.1600	4.393	66.78%	0.1460	2.505	<b>66.61%</b>
0.0840	2.502	66.37%	0.1800	3.352	65.93%	0.1600	2.056	65.99%
0.0900	2.298	66.12%	0.2000	2.510	65.02%	0.1800	1.556	65.12%
0.1000	2.018	65.68%	0.2020	2.441	64.92%	0.2000	1.148	64.05%

在这张表中，我们报告的校准值的 跳测试经验规模接近 2.50 的数据从表 6.6 和 E [NT] = 0.08 给出参数的 sv2fj\_2 模型模拟。结果为 10 分钟采样频率。

附录 D 6：校准 sv2fj\_2 模式下在 10 分钟的频率，E [NT] = 0.40

向后看的英国石油的前瞻性血压内插血压

校正	大小	功率	校正	大小	功率	校正	大小	功率
~ IDA 的	6.725	42.39%	~ IDA	21.108	46.15%	~ IDA	11.742	44.70%
邦费罗尼	6.699	42.38%	邦费罗尼	21.044	46.13%	邦费罗尼	11.704	44.69%
	大小	功率		大小	功率		大小	功率
0.0000	5.995	41.84%	0.0000	19.281	45.66%	0.0000	10.602	44.23%
0.0100	5.368	41.37%	0.0200	16.393	44.81%	0.0200	8.936	43.35%
0.0200	4.801	40.87%	0.0400	13.794	43.90%	0.0400	7.339	42.43%
0.0300	4.360	40.40%	0.0600	11.470	43.03%	0.0600	5.943	41.54%
0.0400	3.919	39.90%	0.0800	9.470	42.07%	0.0800	4.767	40.57%
0.0500	3.469	39.45%	0.1000	7.686	41.08%	0.1000	3.725	39.54%
0.0600	3.049	38.91%	0.1200	6.139	40.14%	0.1200	2.926	38.47%
0.0700	2.692	38.36%	0.1400	4.906	39.03%	<b>0.1320</b>	<b>2.489</b>	<b>37.80%</b>
0.0750	<b>2.491</b>	<b>38.07%</b>	0.1600	3.829	37.95%	0.1400	2.224	37.32%
0.0800	2.338	37.81%	0.1800	2.965	36.79%	0.1600	1.703	36.16%
0.0900	2.030	37.33%	<b>0.1920</b>	2.505	<b>36.08%</b>	0.1800	1.280	34.99%
0.1000	1.759	36.79%	0.2000	2.226	35.61%	0.2000	0.935	33.81%

在这张表中，我们报告的 10 分钟的频率校准值在这 跳测试经验的大小接近 2.50。模拟 sv2fj\_2 模型给出了表 6.6 与 E [NT] = 0.40 参数。

工具书类

1. Abdi, H. 2007, The Bonferroni and Šidák corrections for multiple comparisons, in Neil Salkind (Ed.), *Encyclopedia of Measurement and Statistics*. SAGE Publications.

2. Aït-Sahalia, Y., and J. Jacod. 2009, Testing for jumps in a discretely observed process, *The Annals of Statistics* 37, 184–222.

3. Aldous, D. 1989, *Probability Approximations via the Poisson Clumping Heuristic*. Springer.

4. Alizadeh, S., M.W. Brandt, and F.X. Diebold. 2002, Range-based estimation of stochastic volatility models, *Journal of Finance* 57, 1047–1091.

5. Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold, and P. Labys. 2000, Great realization, *Risk*, March 2000, 105–108.