

## 14. VOLATILIDADE HISTÓRICA

14.1

=> ESTIMAÇÃO DA VOLATILIDADE A PARTIR DO COMPORTAMENTO PRÉVIO DO ATIVO:

DADO UM MODELO PARA O PREÇO DO ATIVO, DEPENDENTE DE  $\sigma$ , E OBSERVANDO-SE O REGISTRO HISTÓRICO DAS PREÇOS ATÉ O PRESENTE, TENTAMOS OBTER O VALOR  $\sigma^*$  QUE EXPLICA OS DADOS A PARTIR DO MODELO.

- ESTIMATIVAS DO TIPO MONTE CARLO:

SUPONHO QUE O REGISTRO DOS PREÇOS DO ATIVO,  $S(t_i)$ , ESTÁ DISPONÍVEL EM INSTANTES IGUALMENTE ESPAÇADOS,  $t_i = i\Delta t$

=> DEFINIMOS AS RATÕES LOGARÍTMICAS

$$U_i = \log \frac{S(t_i)}{S(t_{i-1})}$$

O NOSSO MODELO PARA O PREÇO DO ATIVO É

$$S(t_i) = S(t_{i-1}) e^{(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2)(t_i - t_{i-1}) + \sigma\sqrt{t_i - t_{i-1}} z_{i-1}}$$

$$\text{COM } z_{i-1} \sim N(0, 1)$$

=> OS  $U_i$  SÃO VARIÁVEIS ALEATÓRIAS NORMAIS i.i.d., DE MÉDIA  $(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2)\Delta t$  E VARIÂNCIA  $\sigma^2\Delta t$ .

=> OBTER AS RATÕES LOGARÍTMICAS EQUIVALE A ANOTAR UMA DISTRIBUIÇÃO  $N((\mu - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t, \sigma^2\Delta t)$

=> UMA ABORDAGEM MONTE CARLO PODE SER EMPREGADA

SUPONHAMOS QUE O INSTANTE PRESENTE É  $t = t_n$ , E QUE ESTÃO DISPONÍVEIS OS  $n+1$  VALORES MAIS RECENTES DO ATIVO:

$$\{S(t_{n-n}), S(t_{n-n+1}), \dots, S(t_{n-1}), S(t_n)\}$$

$\Rightarrow$  PODEMOS CONSTRUIR AS RATÕES LOGARÍTMICAS

$$\{U_n, U_{n-1}, \dots, U_{n-n+1}\}$$

CUJA MÉDIA AMOSTRAL E VARIÂNCIA AMOSTRAL SÃO DADAS POR

$$\begin{cases} a_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_{n+1-i} \\ b_n^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (U_{n+1-i} - a_n)^2 \end{cases}$$

$\Rightarrow$  PODEMOS ESTIMAR O PARÂMETRO  $\sigma$  COMPARANDO  $a_n$  OU  $b_n^2$  COM OS VALORES EXATOS FORNECIDOS PELO MODELO PARA A MÉDIA,  $(\mu - \frac{\sigma^2}{2})\Delta t$ , E A VARIÂNCIA,  $\sigma^2 \Delta t$ .

NA PRÁTICA, A ESTIMATIVA COM BASE NA VARIÂNCIA É MAIS CONFIÁVEL, E NOS FORNECE

$$\sigma^* = \frac{b_n}{\sqrt{\Delta t}} = \sqrt{\frac{1}{\Delta t} \left[ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (U_{n+1-i} - a_n)^2 \right]} \quad (1)$$

E USANDO A EXPRESSÃO PARA  $a_n$ :

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{1}{\Delta t} \left[ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n U_{n+1-i}^2 - \frac{1}{n(n-1)} \left( \sum_{i=1}^n U_{n+1-i} \right)^2 \right]}$$



\* A seguinte Simplificação resulta em uma estimativa mais confiável:

Como se demonstra (abaixo) que a média amostral é uma V.A. Normal com média e variância pequenas, é razoável substituí-la por zero na equação (2), o que resulta em

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{1}{\Delta t} \frac{1}{n-1} \sum_{i=2}^n U_{n+1-i}^2} \quad (2)$$

Demonstração:

$$\begin{aligned} a_n &= \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n U_{n+1-i} = \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n \log \left[ \frac{S(t_{n+1-i})}{S(t_{n-i})} \right] = \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=2}^n \left[ \log S(t_{n+1-i}) - \log S(t_{n-i}) \right] = \\ &= \frac{1}{n} \left[ \log S(t_n) - \log S(t_{n-n}) \right] \\ &= \frac{1}{n} \log \frac{S(t_n)}{S(t_{n-n})} \end{aligned}$$

$$\text{Como } \log \frac{S(t_n)}{S(t_{n-n})} \sim N\left((\mu - \frac{1}{2}\sigma^2)n\Delta t, \sigma^2 n\Delta t\right)$$

$$\text{Temos } a_n \sim N\left((\mu - \frac{1}{2}\sigma^2)\Delta t, \sigma^2 \frac{\Delta t}{n}\right)$$

$\Rightarrow a_n$  é Normal com média e variância pequenas

# - OUTRAS ESTIMATIVAS DE VOLATILIDADE:

\* Pelo método da máxima verossimilhança, obtém-se uma estimativa parecida com a da equação (2):

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{1}{\Delta t} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_{m+1-i}^2} \quad (3)$$

$\Rightarrow$  Isto pode ser reescrito como

$$\Delta t \sigma^{*2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U_{m+1-i}^2$$

E se se deseja atribuir maior peso aos instantes mais recentes, pode-se utilizar a variante

$$\Delta t \sigma^{*2} = \sum_{i=1}^n \alpha_i U_{m+1-i}^2$$

$$\text{com } \sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \text{ e } \alpha_1 > \alpha_2 > \dots > \alpha_n > 0$$

Por exemplo:

Usando  $\alpha_{i+1} = W \alpha_i$ , para  $0 < W < 1$ , obtemos

$$\Delta t \sigma^{*2} = \frac{\sum_{i=1}^n W^i U_{m+1-i}^2}{\sum_{i=1}^n W^i} \quad (4)$$

$W = 0,94$  é um valor comumente empregado

\* Se uma NOVA ESTIMATIVA de Volatilidade é Reduzida  
A NOVA INSTANTE, Pode-se Empregar uma ABORDAGEM de  
MÉDIA MÓVEL:

$$\Delta t \sigma_{n+1}^{*2} = w \Delta t \sigma_n^{*2} + (1-w) U_{n+1}^2 \quad (5)$$

ONDE

$\Delta t \sigma_n^{*2}$  é a estimativa de  $\Delta t \sigma^2$  computada em  $t = t_n$ ,  
com base nos valores  $\left\{ U_{n+1-i} \right\}_{i=1}^M$ .

E ONDE  $w$  é um FATOR de PONDERAÇÃO,  $0 < w < 1$ .

$\Rightarrow$  Para  $t > t_n$ , os dados da série temporal, de  
 $t_n$  para  $T$ , não precisam mais ser considerados.

ESTA ABORDAGEM SE CHAMA EWMA ('EXPONENTIALLY  
WEIGHTED MOVING AVERAGE')

OBSERVAÇÃO: O modelo de B&S assume uma Volatilidade  
CONSTANTE, ENQUANTO SE VERIFIQUE EMPÍRICAMENTE  
QUE  $\sigma$  VARIA COM O TEMPO.