

# CONTROL I, Cálculo Estocástico.

October 13, 2004

Considero  $B_t$  un Movimiento Browniano (M.B.) estandar esto es  $B_0 = 0$ .  
Sea

$$Z_t =: B_{1-t} - B_1.$$

- Pruebe que  $(Z_t)_{0 \leq t \leq 1}$  es un M.B. estandar.  
¿ Es  $Z$  independiente de  $B_1$  ?.
- Demuestre que

$$\limsup_{t \uparrow 1} \frac{B_t - B_1}{\sqrt{2(1-t) \log |\log(1-t)|}} = 1 \text{ c.s.}$$

Considero  $r \in (0, 1)$  fijo y defina los procesos

$$Y_t =: B_{r-t} - B_r \quad t \in [0, r],$$

$$X_s =: B_{r+s} - B_r \quad s \geq 0.$$

- Demuestre que  $Y$  y  $X$  son dos M.B. independientes (definidos en sus respectivos intervalos).

Definimos el proceso del máximo por  $M_t =: \max_{0 \leq u \leq t} B_u$ .

- Usando las propiedades de escalamiento del M.B. pruebe que  $M_t \sim \sqrt{t} M_1$  para  $t \in [0, 1]$ . Recordando que  $M_1 \sim |Z|$  con  $Z \sim N(0, 1)$  deduzca que

$$M_t \sim |N(0, t)|.$$

Definamos ahora  $\mathcal{T} =: \inf\{t > 0 : B_t = M_1\}$ , el instante donde se alcanza el máximo del M.B. en el intervalo  $[0, 1]$ . Se sabe (no lo pruebe!) que este instante es el único del intervalo donde el M.B. es igual al máximo  $M_1$ .

- Pruebe que

$$P_0 \{ \mathcal{T} < r \} = P_0 \left\{ \max_{u \in [0, r]} B_u > \max_{u \in [r, 1]} B_u \right\} = P_0 \left\{ \max_{t \in [0, r]} Y_t > \max_{s \in [0, 1-r]} X_s \right\}.$$

- Sean  $A = \max_{t \in [0, r]} Y_t$ ,  $C = \max_{s \in [0, 1-r]} X_s$ . Demuestre que  $A$  y  $C$  son independientes y que existen dos variables independientes  $U, V$  normales  $N(0, 1)$  tal que

$$(A, C) \sim (\sqrt{r}|U|, \sqrt{1-r}|V|).$$

Deduzca que

$$P_0 \{ \mathcal{T} < r \} = P \{ \sqrt{r}|U| > \sqrt{1-r}|V| \} = P \left\{ \frac{|V|}{\sqrt{U^2 + V^2}} < \sqrt{r} \right\}$$

usando coordenadas polares demuestre que

$$P_0 \{ \mathcal{T} < r \} = \frac{2}{\pi} \arcsen(\sqrt{r}).$$

Supongamos que  $X_i$  son variables *iid* de media 0 y varianza 1. Definamos  $S_0 = 0$  y  $S_n = \sum_{k=1}^n X_k$ .

- Pruebe que  $Z_n = \frac{1}{\sqrt{n}} \max_{0 \leq k \leq n} S_k$  converge en distribución a una variable  $Z$  cuya distribución es el valor absoluto de una normal  $N(0, 1)$ .

① Sea  $W$  un proceso, denotaremos por  $T_a^W = \inf \{s \geq 0 : W_s = a\}$  y  $R_a^W = \inf \{s \geq 0, W_s > a\}$ . Diremos que  $(Y)$  es un movimiento Browniano con ley inicial  $\mu$  si existe un M.B.  $(B)$ ,  $B_0 = 0$ ,  $B \perp Y_0$ ,  $Y_0 \stackrel{(W)}{\sim} \mu$  es decir  $P(Y_0 \in A) = \mu(A)$  y  $Y_t = B_t + Y_0$ .

$$\frac{1}{a} B_{at}^2 = G$$

① Pruebe que  $\forall x \leq a \quad P_x(T_a^B = R_a^B) = 1$

② Sea  $a \neq 0$  usando que  $\frac{1}{a} B_{at}^2 = W_t$  es un M.B. pruebe que

$$T_a^B \stackrel{(d)}{=} a^2 T_1^B \text{ en distribución} \quad \frac{1}{a} B_{at}^2 = G$$

$$\text{Ind } T_a^B = a^2 T_1^W = \inf \{s \geq 0 : W_s = a\}$$

③ Sea  $Y_t = B_t + u$  fijo, pruebe que  $(Y)$  es un M.B. con ley inicial  $N(0, u)$ .

Ind. Considerar  $B_{t+u} - B_u = W_t$   
toda vez que  $Y_t = B_t + u$

$$\text{Pruebe que } T_0^Y = T_{-B_u}^W \stackrel{(d)}{=} (B_u)^2 T_1^W$$

$$\text{donde } T_{-B_u}^W = (T_a^W)|_{a=-B_u}$$

Notar que:  $E(F(W, B_u) | B_u = a) = E(F(W, a))$  si

$$W \perp B_u \text{ y } E(F(W, B_u)) = \int E(F(W, B_u) | B_u = a) \cdot P(B_u = a)$$

④ Defina para cada  $u$ ,  $\Theta_u: \frac{\mathcal{C}}{w} \rightarrow \frac{\mathcal{C}}{w(u+.)}$

$$\text{y } d_u = u + T_0^B \circ \Theta_u$$

puede que  $d_u \stackrel{(d)}{=} u + B_u^2 T_1^W = u \left(1 + \left(\frac{B_u}{\sqrt{u}}\right)^2 T_1^W\right)$

$$\stackrel{(d)}{=} u \left(1 + Z^2 T_1^W\right) \text{ donde } Z \sim N(0,1)$$

es independiente de  $T_1^W$

⑤ sea  $g_1 = \sup \{t \leq 1 : B_t = 0\}$ , pruebe que

sejtos.

$$\{g_1 < u\} \stackrel{d}{=} \{d_u > 1\}$$

Finalmente usando que  $T_1^B$  tiene densidad

$$f(s) = \frac{1}{(2\pi s^3)^{1/2}} e^{-1/2s} \quad s > 0$$

Pruebe que  $Z \sqrt{T_1^W} \stackrel{(d)}{=} C$ , donde  $C$  tiene distribución Cauchy cuya densidad es

$$h(c) = \frac{1}{\pi} \frac{1}{1+c^2} \quad c \in \mathbb{R} \quad \begin{array}{l} u = x \sqrt{y} \\ v = y \end{array}$$

$$\text{Ind: } \binom{u}{v} = F \binom{x}{y}$$

$$f_{U,V}(u,v) = f_{X,Y}(F^{-1}(u)) \cdot J_{F^{-1}}(v)$$

donde  $J$  es el Jacobiano. Concluya que la densidad de  $g_1$  es  $\frac{1}{\pi \sqrt{u(1-u)}}$

② Sean  $\xi_i$  iid variables Bernoulli centradas  
 $P(\xi_i = \pm 1) = 1/2$ . Considera  $S_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$ ,  $S_0 = 0$

Pruebe que

$$\frac{1}{n^{3/2}} \sum_{k=1}^n (n-k+1) \xi_k \xrightarrow{(d)} \int_0^1 B_s ds = Z$$

donde  $B$  es un M.B.,  $B_0 = 0$ ,  
 pruebe que  $Z \sim N(0, \sigma^2)$  y calcule  $\sigma^2$ .

Indicación: le puede servir usar el  
 siguiente resultado

$$\begin{bmatrix} z_n \xrightarrow{d} z \\ \varepsilon_n \xrightarrow{\text{c.s.}} 0 \end{bmatrix} \Rightarrow z_n + \varepsilon_n \xrightarrow{d} z$$