

# CLASE 04

$$M_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^d, \Gamma_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}^d, V_n^r = V_0^r + \int_0^n \Gamma dM.$$

Cuando  $M_n = (1, S_n)$ , entonces  $\Gamma_{n+1} \cdot M_n = \Gamma_n \cdot M_n$  (caso autofinanciado) y  $V_n^r = V_0^r + \int_0^n \beta ds$ , donde  $\Gamma_n = (\alpha_n, \beta_n)$ .

Se Tiene  $\int_0^n \beta ds := \sum_{k=1}^n \beta_k (S_k - S_{k-1})$ , donde

$\beta_k$  es  $\mathcal{G}_{k-1}$ -medible (la variable  $\beta$  se escoge antes de la variación de  $S$ ).

Recordemos, dados  $M_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}, n=0, 1, \dots$ ;  $\Gamma_n: \Omega \rightarrow \mathbb{R}, n=1, 2, \dots$ ; denotamos

$$\int_0^n \Gamma dM := \sum_{k=1}^n \Gamma_k (M_k - M_{k-1}). \text{ Vimos que}$$

- $(M_n)$  es martingala
  - $(\Gamma_n)$  es acotado y predecible ( $\Gamma_k$  es  $\mathcal{G}_{k-1}$ -medible)
- }  $\Rightarrow (\int_0^n \Gamma dM)$  es martingala.

EJER: Si  $\forall (\Gamma_n)$  predecible acotado se Tiene

$$E[\int_0^n \Gamma dM] = 0, \forall n; \text{ entonces } (M_n) \text{ es martingala.}$$

(esta propiedad caracteriza a las martingalas.

También vimos que :

- $(X_n)$  es sub (super) martingala
- $(r_n)$  es acotado, predecible y positivo ( $\geq 0$ ), entonces  $(\int_0^n r dx)$  es sub (super) martingala.

### Teorema de convergencia de martingala

Note que para procesos con liminf y limsup;  $\alpha, \beta$ ; respectivamente, al ser compuestos con  $\varphi(x) = (\frac{x-\alpha}{\beta-\alpha})^+$  los liminf y limsup se convierten en 0 y 1, respectivamente.

Lema: Sea  $(X_n)$  una submart. positiva, vale

$$E \left[ \# \text{ upcrossings de } X, \text{ entre } 0 \text{ y } 1, \text{ hasta } n \right] \leq E[X_n - X_0] .$$

Proof:

Definamos  $\tau_0 = 0$ .

$$\tau_1 := \min \{ n \geq \tau_0 : X_n = 0 \} ,$$

$$\tau_2 := \min \{ n \geq \tau_1 : X_n \geq 1 \} ,$$



$$\tau_3 := \min \{ n \geq \tau_2 : X_n = 0 \}, \dots$$

( $\tau_n$  definido como  $\infty$ , de no existir mínimo).

Como  $(X_n)$  es  $(\mathcal{G}_n)$ -adaptada, entonces:

$$\forall k : \{ \tau_k \leq n \} \in \mathcal{G}_n, \forall n.$$

$$\text{Defino ahora: } r_{n+1} := \begin{cases} 0, & \tau_0 \leq n < \tau_1 \\ 1, & \tau_1 \leq n < \tau_2 \\ 0, & \tau_2 \leq n < \tau_3 \\ \vdots & \vdots \end{cases}, n=0,1,\dots$$

Note  $\{ \tau_k \leq n < \tau_{k+1} \} = \{ \tau_k \leq n \} \cap \{ \tau_{k+1} \leq n \}^c$ ,  
intersección de elementos de  $\mathcal{G}_n$ ,  $\forall k=0,1,\dots, \forall n$ .

◦  $r_{n+1}$  es  $\mathcal{G}_n$ -medible.

Sea  $U_n := \# \text{upcrossings entre } 0 \text{ y } 1, \text{ hasta } n$ .

$$\Rightarrow U_n \leq \int_0^n r dx, \forall n.$$

$$\text{Pero, } X_n - X_0 = \int_0^n r dx + \int_0^n (1-r) dx.$$

$$\Rightarrow E[X_n - X_0] = E\left[\int_0^n r dx\right] + E\left[\int_0^n (1-r) dx\right].$$

$$E\left[\int_0^n (1-r) dx\right] \geq E\left[\int_0^\infty (1-r) dx\right] = 0.$$

$$\Rightarrow E[U_n] \leq E\left[\int_0^n (1-r) dx\right] \leq E[X_n - X_0], \forall n.$$

Prop: Para  $(X_n)$  submar.;  $\alpha < \beta$  reales, Tenemos

$$(\beta - \alpha) E[U_n^{\alpha, \beta}] \leq E[(X_n - \alpha)^+] - E[(X_0 - \alpha)^+], \forall n.$$

Proof: Use lema para  $\tilde{X}_n := \left( \frac{X_n - \alpha}{\alpha - \beta} \right)^+.$

