

## Probabilidade II

### 1. Martingais

Sejam  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  esp. de prob.,  $\mathcal{F}_n \subset \mathcal{F}$ ,  $n \geq 1$   
e  $\mathcal{F}_n \subset \mathcal{F}_{n+1}$  é dita filtragem.

Definição 1: Dados  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  esp. de prob.,  $\mathcal{F}_n$  filtragem e  $X_n$  seq. de v.a's. Dizemos que  $X_n$  é martingal com respeito à  $\mathcal{F}_n$  se

$$(i) E|X_n| < \infty$$

$$(ii) X_n \in \mathcal{F}_n, \text{ i.e., } X_n \text{ é } \mathcal{F}_n\text{-mensurável}$$

$$(iii) E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = X_n$$

Caso,  $E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) \geq X_n$  ou  $\leq X_n$ ,  $X_n$  é dita submartingal ou supermartingal, respect.

Exemplo 1: Sejam  $\xi_1, \xi_2, \dots$  v.a's indep. e centradas ( $E\xi_i = 0$ ). Seja  $X_0 = 0$  e  $X_n = \sum_{i=1}^n \xi_i$  com

$$\mathcal{F}_n = \sigma(\xi_1, \dots, \xi_n) = \sigma(X_1, \dots, X_n).$$

deu: (i), (ii) ok!

$$(iii) E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = E(\xi_{n+1} + X_n | \mathcal{F}_n) = E(\xi_{n+1} | \mathcal{F}_n) + E(X_n | \mathcal{F}_n) = E(\xi_{n+1}) + X_n = X_n.$$

5.2.1

Teorema : Se  $X_n$  é supermart., então para  $n > m$

$$E(X_n | \mathcal{F}_m) \leq X_m.$$

dém : Por indução, temos:

1) para  $n = m+1$ ,  $E(X_{m+1} | \mathcal{F}_m) \leq X_m$ .

2) suponha válido para  $n > m$ , então

$$\begin{aligned} E(X_{n+1} | \mathcal{F}_m) &= E(\underbrace{E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)}_{\stackrel{\text{def.}}{\leq}} | \mathcal{F}_m) \\ &\stackrel{\text{H.I.}}{\leq} E(X_n | \mathcal{F}_m) \\ &\leq X_m. \end{aligned}$$

5.2.2

Corolário : Se  $X_n$  é martingal (sub), então para  $n > m$ ,

$$E(X_n | \mathcal{F}_m) = X_m \quad (\geq X_m)$$

dém : Usando indução, temos

1) p/  $n = m+1$ , imediato

2) suponha que vale para  $n > m$ , daí

$$\begin{aligned} E(X_{n+1} | \mathcal{F}_m) &= E(\underbrace{E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)}_{\stackrel{\text{H.I.}}{\geq}} | \mathcal{F}_m) \stackrel{\text{def.}}{=} E(X_n | \mathcal{F}_m) \\ &\geq X_m \end{aligned}$$

5.2.3

Teorema : Se  $X_n$  é martingal e  $\varphi$  uma função convexa, então  $\varphi(X_m)$ , com  $E|\varphi(X_n)| < \infty$ , é submartingal.

dém : (i), (ii) ok!

submartingal.

$$(iii) E(\varphi(X_{n+1}) | \mathcal{F}_n) \xrightarrow{\text{Jensen}} \varphi(E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)) \stackrel{\text{def.}}{=} \varphi(X_n).$$

Coralário 2 : Se  $X_n$  é martingal e  $E|X_n|^p < \infty \forall n \geq 1$  e algum  $p \geq 1$ , então  $|X_n|^p$  é sub-martingal.

dem : (i), (ii) ok!

(iii) Note que  $\varphi(x) = |x|^p$ ,  $p \geq 1$  é convexa. Logo, pelo teorema anterior  $|X_n|^p$  é submart.

5.2.4

Teorema : Se  $X_n$  é sub-martingal e  $\varphi$  convexa  $\bar{n}$ -decrecente tq  $E|\varphi(X_n)| < \infty$ , então  $\varphi(X_n)$  é sub-martingal.

dem : (i), (ii) ok!

$$\begin{aligned} (iii) E(\varphi(X_{n+1}) | \mathcal{F}_n) &\xrightarrow{\text{Jensen}} \varphi(E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)) \\ &\geq \varphi(X_n) \\ &\quad \downarrow \varphi \text{ } \bar{n}\text{-decre.} \end{aligned}$$

Coralário 3 :  $X_n$  supermart. e  $\varphi$  côncava  $\bar{n}$ -deresc., então  $\varphi(X_n)$  é supermart.

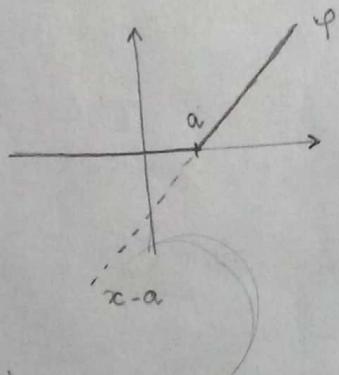
$$\begin{aligned} \text{dem: (iii)} \quad E(\varphi(X_{n+1}) | \mathcal{F}_n) &\leq \varphi(E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)) \\ &\quad \varphi \text{ } \bar{n}\text{-decrece.} \\ &\leq \varphi(X_n) \end{aligned}$$

Corolário 4: a)  $X_n$  é submartingal, então  $(X_n - a)^+$  é submart.  $\forall a \in \mathbb{R}$

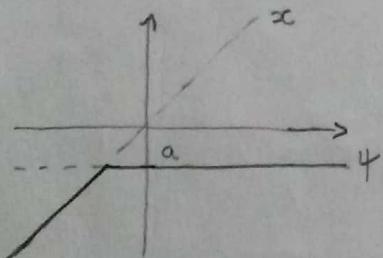
b)  $X_n$  é supermart., então  $X_n \wedge a$  é supermart.  $\forall a \in \mathbb{R}$ .

dem: Seja  $a \in \mathbb{R}$ ,

a) Vea que  $\varphi(x) = (x-a)^+ = \max\{x-a, 0\}$  é convexa não decresc. Então, por teorema  $(X_n - a)^+$  é submart.



b) Da mesma forma,  $\psi(x) = x \wedge a = \min\{x, a\}$  é côncava e decresc. Portanto, pelo corolário anterior temos  $X_n \wedge a$  supermartingal.



Definição 2: Seja  $\mathcal{F}_n$  uma filtragem. Dizemos que uma seq.  $H_n$  é previsível se  $H_n \in \mathcal{F}_{n-1}$ ,  $n \geq 1$ .

Definição 3: Sejam  $X_n$  adaptada à  $\mathcal{F}_n$  e  $H_n$  previsível. Definimos  $(X \cdot H)_n$  por

$$(X \cdot H)_n = \sum_{m=1}^n H_m (X_m - X_{m-1})$$

5.2.5

Teorema : Seja  $X_n$  um supermart. e  $H_n \geq 0$  lfd  
e previsível ∀  $m$ , então  $(H \cdot X)_m$  é um supermart.

$$\begin{aligned} \underline{\text{dem}}: \quad & (i) \quad E|(H \cdot X)_n| = E \left| \sum_{m=1}^n H_m (X_m - X_{m-1}) \right| \\ & \leq E \left( \sum_{m=1}^n H_m \cdot |X_m - X_{m-1}| \right) = \sum_{m=1}^n E(H_m \cdot |X_m - X_{m-1}|) \\ & = \sum_{m=1}^n H_m \cdot E|X_m - X_{m-1}| \leq \sum_{m=1}^n H_m \cdot (\underbrace{E|X_m|}_{\text{lfd}} + \underbrace{E|X_{m-1}|}_{<\infty}) < \infty \end{aligned}$$

(ii) ok!

$$\begin{aligned} (iii) \quad & E((H \cdot X)_{n+1} | \mathcal{F}_n) = E \left( \sum_{m=1}^{n+1} H_m \cdot (X_m - X_{m-1}) | \mathcal{F}_n \right) \\ & = E(H_{n+1} \cdot (X_{n+1} - X_n) + (H \cdot X)_n | \mathcal{F}_n) \\ & = \underbrace{E(H_{n+1} \cdot (X_{n+1} - X_n) | \mathcal{F}_n)}_{\in \mathcal{F}_n} + (H \cdot X)_n \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Mas, } \quad & E(H_{n+1} \cdot (X_{n+1} - X_n) | \mathcal{F}_n) = H_{n+1} \cdot E(X_{n+1} - X_n | \mathcal{F}_n) \\ & = \underbrace{H_{n+1}}_{\geq 0} \cdot \left[ \underbrace{E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)}_{\leq 0} - X_n \right] \\ & \leq 0 \end{aligned}$$

Donde,  $E((H \cdot X)_{n+1} | \mathcal{F}_n) \leq (H \cdot X)_n$ .

Propriedade 1 : Se  $X_m$  é martingal (sub; super),  
então  $EX_m = EX_0$  ( $\geq EX_0$ ;  $\leq EX_0$ ).

dem : De fato, usando indução temos.

1) para  $n=1$ ,

$$EX_1 = E(E(X_2 | \mathcal{F}_0)) = EX_0$$

(ii) Suponha válido para  $n$ , i.e'  $EX_n = EX_0$ , então

$$EX_{n+1} = E(\underbrace{E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n)}_{= X_n}) \stackrel{\text{HI}}{=} EX_n = EX_0$$

$$\therefore EX_n = EX_0 \quad \forall n \geq 1 \quad \text{se } X_n \text{ é mart.}$$

Definição 4: Uma v.a.  $N$  inteira  $\bar{n}$ -negativa é dita tempo de parada (com respeito à  $\mathcal{F}_n$ ) se  $\{N=n\} \in \mathcal{F}_n$ .

Exemplo 2: Sejam  $\xi_n$  seq. de v.a. Bernoulli e  $N = \inf\{n \geq 1; \xi_n = 1\}$ . Então  $N$  é tempo de parada.

De fato, basta observar que

$$\{N=n\} = \{\xi_i = 0, 1 \leq i \leq n-1, \xi_n = 1\} \in \mathcal{F}_n$$

5.2.6.

Corolário: Se  $X_n$  é supermart. e  $N$  for tempo de parada, então  $X_{n \wedge N}$  é supermart.

dem: Primeiro, note que  $H_n = I_{\{n \leq N\}}$  é previsível. De fato, basta observar que.

$$\{n \leq N\} = \{N < n\}^c = \{N \leq n-1\}^c \in \mathcal{F}_{n-1}$$

Logo, como  $H_n \geq 0$  e Ido segue do teorema anterior que

$$(H \cdot X)_n = \sum_{m=1}^n H_m (X_m - X_{m-1}) = X_{n \wedge N} - X_0 \text{ é supermart.}$$

Como  $X_0$  é cte, logo martingal, a soma de martingais é

## Cruzamentos ascendentes de $X_n$

Sejam  $a < b$ ,  $a, b \in \mathbb{R}$ ,  $N_0 = -1$  e para  $k \geq 1$

$$N_{2k-1} = \inf \{ m \geq N_{2k-2} : X_m \leq a \}$$

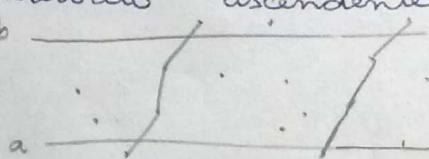
00

$$\inf \emptyset = \infty$$

$$N_{2k} = \inf \{ m \geq N_{2k-1} : X_m \geq b \}$$

Dado  $m \in \mathbb{N}$ , seja  $\{N_{2k-1} < m \leq N_{2k}\}$  o evento em que  $m$  está num intervalo ascendente.

Note que



$$\{N_{2k-1} < m \leq N_{2k}\} = \{N_{2k-1} \leq m-1\} \cap \{N_{2k} \leq m-1\}^c \in \mathcal{F}_{m-1}.$$

Defina,

$$H_m = I_{\{N_{2k-1} < m \leq N_{2k}\}},$$

então  $H_m \geq 0$  é previsível. e Itô.

$$X_{N_{2k-1}} \leq a; X_{N_{2k}} \geq b$$

↓ ↓  
∞ ∞

Seja  $V_n = \sup \{ k ; N_{2k} \leq n \}$  (nº de cruzamentos ascendentes de  $X_i$  até  $n$ ).

5.2.7

Lema 1: Se  $X_n$  é submartingal, então

$$(b-a)EV_m \leq E(X_n - a)^+ - E(X_0 - a)^+$$

dem: Seja  $Y_n = a + (X_n - a)^+$ . Como  $\varphi(x) = (x-a)^+$  é convexa não-decrescente e  $X_n$  é submartingal, então por teorema anterior,  $Y_n$  tbm é. Além disso, do fato de  $\varphi$  ser não-decrescente, segue que # cruzamentos ascendentes de  $Y_n =$  # cruz. ascendentes de  $X_n$ .

Assim,

$$(H \cdot Y)_n = \sum_{m=1}^n H_m \cdot (Y_m - Y_{m-1}) \stackrel{\text{indica ocorrência ou }}{\stackrel{\text{do upcrossing}}{\geq}} (b-a) U_n \quad (*)$$

Seja  $K_m = 1 - H_m$ . Então  $0 \leq K_m \in \mathcal{F}_{m-1}$  (i.e., previsível).

Daí,

$$\begin{aligned} (H \cdot Y)_n + (K \cdot Y)_n &= \sum_{m=1}^n H_m \cdot (Y_m - Y_{m-1}) + \sum_{m=1}^n K_m \cdot (Y_m - Y_{m-1}) \\ &= \sum_{m=1}^n (\underbrace{H_m + K_m}_1) \cdot (Y_m - Y_{m-1}) = Y_n - Y_0. \quad (**) \end{aligned}$$

Tomando a média em  $(*)$ , vem

$$(b-a) EU_n \leq E(H \cdot Y)_n. \quad (***)$$

Como  $K_m$  é previsível e  $Y_n$  é submartingal, então  $(K \cdot Y)_n$  é submartingal. Logo, usando a propriedade 1,

$$\begin{aligned} E(K \cdot Y)_n &\geq E(K \cdot Y)_1 = E(K_1(Y_1 - Y_0)) \\ &= E(E(K_1(Y_1 - Y_0) | \mathcal{F}_0)) \\ &\stackrel{\text{Prop.}}{=} E(K_1 \cdot E(Y_1 - Y_0 | \mathcal{F}_0)) \\ &= E(\underbrace{K_1}_{\geq 0} (\underbrace{E(Y_1 | \mathcal{F}_0)}_{\geq Y_0} - Y_0)). \geq 0. \end{aligned}$$

Logo, de  $(**)$  e  $(***)$ , obtemos

$$EY_n - EY_0 \geq E(H \cdot Y)_n \geq (b-a) EU_n$$

$$\begin{aligned} \text{Como, } EY_n - EY_0 &= a + E(X_n - a)^+ - a - E(X_0 - a)^+ \\ &= E(X_n - a)^+ - E(X_0 - a)^+ \end{aligned}$$

segue o resultado.

5.2.8

Teorema 10: Se  $X_n$  é submart. com  $\sup_n E X_n^+ < \infty$ ,  
então existe  $X$  v.a. com  $E|X| < \infty$  tq  $X_n \xrightarrow{q.c.} X$ .

dem: Seja  $a < b$ ,  $a, b \in \mathbb{R}$ , como anteriormente se  
define

$U = \lim U_n := \#$  cruz ascendentes de  $X_n$  em  $[a, b]$ .

Então, do Lema anterior e do teo. da conv. monótona  
( $0 \leq U_n \uparrow U$ ), temos

$$EU = \lim EU_n \leq \overline{\lim} \frac{E(X_n - a)^+}{b - a}$$

Como,  $(x - a)^+ \leq x^+ + |a|$ , obtemos

$$EU \leq \overline{\lim} \frac{|a| + EX_n^+}{b - a} \leq \frac{|a| + \sup_n EX_n^+}{b - a} < \infty, \text{ por hipótese.}$$

Da reja  $EU < \infty$ , donde  $U < \infty$  q.c.

Agora, dado  $\varepsilon > 0$ , segue de  $U < \infty$  q.c. e do fato  
de  $a, b$  serem arbitrários que

$$P(\{\underline{\lim} X_n \leq a - \varepsilon < b + \varepsilon \leq \overline{\lim} X_n\}) = 0$$

logo,

$$P(\{\underline{\lim} X_n < \overline{\lim} X_n\}) = P\left(\bigcup_{\substack{a, b \in \mathbb{Q} \\ a < b}} \{\underline{\lim} X_n \leq a; \overline{\lim} X_n \geq b\}\right) = 0$$

ié, existe  $X$  v.a. tq  $X_n \xrightarrow{q.c.} X$

Para mostrar que  $E|X| < \infty$ , observe que,

$$E|X| \stackrel{\text{Fato}}{\leq} \liminf E|X_n| \leq \sup_n E|X_n| < \infty.$$

5.2.9

Corolário : Se  $X_n \geq 0$  é supermart., então  $X_n \xrightarrow{q.c.} X$  e  $EX \leq EX_0$ .

dem: Note que:

1º)  $X_n$  é supermart.,  $-X_n$  é submart.

2º)  $\sup_n E(-X_n)^+ \leq 0$ , pois  $X_n \geq 0$ .

Logo, pelo teorema anterior, existe  $X$  v.a. com  $E|X| < \infty$

tq  $X_n \xrightarrow{q.c.} X$ . Além disso, de Fato

$$EX \leq \liminf EX_n \leq \liminf EX_0 = EX_0.$$

Prop. 1

OBS: Sob as condições do teorema de converg. de mart. nem sempre vale a converg. em  $L_1$ .

De fato, sejam  $\xi_1, \xi_2, \dots$  uma seq. de v.a's iid com  $P(\xi_i = 1) = 1/2 = P(\xi_i = -1)$  e  $S_n = 1 + \sum_{i=1}^n \xi_i$  e  $S_0 = 1$ . Defina  $N = \inf \{n \geq 0 ; S_n = 0\}$ . Note que  $N$  é tempo de parada. Defina ainda  $X_n = S_{n \wedge N}$ . Então  $X_n$  é um martingal não negativo e pelo corolário acima, existe  $X$  tq  $X_n \xrightarrow{q.c.} X$  (observe que  $X = 0$  q.c.)

Logo,  $EX = 0$ , mas  $EX_n = EX_0 = 1 \neq n \geq 1 \Rightarrow EX_n \neq EX$ .

## 5.3.1

Teorema 1: Seja  $X_m$  um martingal tq existe  $M > 0$  para o qual  $|X_m - X_{m-1}| \leq M$ ,  $\forall n$ . Então os eventos  $C = \{ \lim X_n \text{ existe } z < \infty \}$  e  $D = \{ \lim X_n = -\infty, \lim X_n = +\infty \}$  são tais que  $P(C \cup D) = 1$ .

dem: Primeiro, note que  $X_n - X_0$  é martingal ( $X_0$  é cte, logo podemos supor  $X_0 = 0$ ). Fixemos  $K > 0$  e considere

$$N = N_K = \inf \{ n \geq 1 ; X_n \leq -K \}.$$

Observe que  $N$  é tempo de parada, então sendo  $X_n$  martingal,  $X_{n \wedge N} + tbm$  é com  $X_{n \wedge N} \geq -K - M$  q.c.

Daí,  $X_{n \wedge N} + K + M \geq 0$  é martingal tbm e em  $\{N = \infty\}$  segue que  $\lim X_n = \lim X_{n \wedge N}$  existe e é finito.

Agora, veja q/  $\{ \lim X_m > -\infty \} \subset \bigcup_K \{ N_K = \infty \}$

onde concluímos que  $\lim X_n$  existe e é finito

Usando o mesmo argumento para  $-X_n$ , obtemos que  $\lim X_n$  existe e é finito em  $\{ \lim X_n < +\infty \}$ .

## 5.3.2

Corolário 1: (Borel-Cantelli II). Seja  $\mathcal{F}_n$  uma filtragem e  $A_n$  seq. de eventos tq  $A_n \in \mathcal{F}_n$ ,  $n \geq 1$ . Então

$$\{ \sum I_{A_n} = \infty \} = \{ A_n \text{ i.o.} \} \stackrel{\text{q.c.}}{=} \{ \sum P(A_n | \mathcal{F}_{n-1}) = \infty \}$$

dem: Seja  $X_n = \sum_{i=1}^n I_{A_i} - P(A_i | \mathcal{F}_{n-1}) = I_{A_n} - P(A_n | \mathcal{F}_{n-1}) + X_{n-1}$ .

Então,

$$\begin{aligned} E(X_n | \mathcal{F}_{n-1}) &= E(I_{A_n} - P(A_n | \mathcal{F}_{n-1}) | \mathcal{F}_{n-1}) + X_{n-1} \\ &= P(A_n | \mathcal{F}_{n-1}) - P(A_n | \mathcal{F}_{n-1}) + X_{n-1} \\ &= X_{n-1} \end{aligned}$$

íe,  $X_n$  é martingal. Além disso, note que os incrementos de  $X_n$  são lidos por 1. Logo, pelo teorema anterior:

1.)  $X_n \xrightarrow{\text{q.c.}} X$  com  $X < \infty$  q.c. e, neste caso,

$$\sum I_{A_n} = \infty \Leftrightarrow \sum P(A_n | \mathcal{F}_{n-1}) = \infty$$

2.)  $\underline{\lim} X_n = -\infty$  e  $\overline{\lim} X_n = +\infty$ , neste caso,

$$\Downarrow \quad \Downarrow$$

$$\sum I_{A_n} = \infty \quad \sum P(A_n | \mathcal{F}_{n-1}) = \infty.$$

Exemplo 2 (Processos de ramificação): Sejam

$\{\xi_{ij}; i, j \geq 1\}$  v.a's iid inteiros e não-negativos. —

Defina,

$$Z_0 = 1 \quad \text{e} \quad Z_n = \begin{cases} 0, & Z_{n-1} = 0 \\ \xi_{n,1} + \dots + \xi_{n,Z_{n-1}}, & Z_{n-1} \geq 1. \end{cases}$$

Saya  $X_n = \frac{Z_n}{\mu^n}$ ,  $\mu = E\xi_{11} > 0$  (suponhamos  $\mu > 0 \Rightarrow P(\xi_{11} = 0) <$

Afirmacão:  $X_n$  é martingal com respeito à  $\mathcal{F}_n = \sigma(\{\xi_{ij}; i, j \geq 1\})$

dem: dado  $\mathcal{F}_{n-1} \subset \mathcal{Z}_{n-1}$ ,

$$E\left(\frac{Z_n}{\mu^n} | \mathcal{F}_{n-1}\right) = E\left(\frac{Z_n}{\mu^n} | \mathcal{Z}_{n-1}\right) = \frac{1}{\mu^n} E(Z_n | \mathcal{Z}_{n-1})$$

$$= \frac{1}{\mu^n} E\left(\sum_{i=1}^{z_{n-1}} \xi_{n,i} \mid z_{n-1}\right) = \frac{1}{\mu^n} z_{n-1} \mu = \frac{z_{n-1}}{\mu^{n-1}} = x_{n-1}.$$

Como  $X_n \geq 0$  é martingal, segue pelo corolário 6 que existe  $X$  v.a. com  $EX = EX_0$  tq  $X_n \xrightarrow{q.c.} X$ .

Pergunta-se:  $X = 0$  ??

Teorema 7: Se  $\mu < 1$ , então  $X = 0$ .

dém: Pela desig. de chebychev, temos

$$P(z_n \geq 1) \leq EZ_n.$$

Mas,

$$EX_n = EX_0 = 1 \Rightarrow EZ_n = E(\mu^n X_n) = \mu^n EX_n = \mu^n$$

ou seja,

$$P(z_n \geq 1) \leq \mu^n$$

$$\Rightarrow \sum P(z_n \geq 1) \leq \sum \mu^n < \infty$$

Por Borel - Cantelli,  $P(z_n \geq 1 \text{ i.o.}) = 0$ , i.e.,  $\exists n_0$  tq

$$z_n = 0 \quad \forall n \geq n_0.$$

Logo,  $X_n = 0 \quad \forall n \geq n_0$ .

Teorema 8: Se  $\mu = 1$ , então  $X = 0$ .

dém: Se  $\mu = 1$ , temos  $X_n = z_n$ . Daí  $z_n$  é martingal.

Como  $z_n \geq 0$ , segue por corolário  $z_n \xrightarrow{q.c.} z$ . Da suposição que  $P(\xi_{11} = 1) < 1$ , temos que  $P(\xi_{11} = 0) > 0$ , e daí  $z = 0$ .

Corolário 8: Se  $\mu \leq 1$  e  $P(\xi_n = 1) < 1$ , então  $X = 0$ .

Teorema 9: Se  $\mu > 1$ , então  $P(X > 0) > 0$ .

dém: Vea livro, conseq. do Teorema da convergência de martingais em  $L_2$  supondo  $\text{Var } \xi_n < \infty$ .

Teorema 10: Se  $\mu > 1$ , então  $X \neq 0 \Leftrightarrow E(\xi_n \log \xi_n) < \infty$ .

Teorema 11 5.4.1: Se  $X_n$  é submart. e  $N$  um tempo de parada tq  $P(N \leq k) = 1 \quad \forall k \geq 1$ . Então

$$EX_0 \leq EX_N \leq EX_k.$$

dém: Como  $X_n$  é submart. e  $N$  um tempo de parada, segue por resultado anterior que  $X_{N \wedge n}$  tbm é. Então

$$EX_0 = EX_{N \wedge 0} \leq EX_{N \wedge k} \leq EX_N.$$

Agora, note que  $(X_n - X_{N \wedge n})$  é submart. e seja,  
 $K_n = I_{\{N < n\}} \geq 0$ . Vea que  $K_n$  é previsível. Logo,  
 $(K \cdot X)_n$  é submart. e daí

$$\begin{aligned} E(K \cdot X)_k &= E(X_k - X_{N \wedge k}) = E(X_k - X_N) \geq E(K \cdot X)_1 \\ &= E(X_1 - X_{N \wedge 1}) \geq 0. \end{aligned}$$

ou seja,  $EX_k \geq EX_N$ .

## 5.4.2

Lema (desigualdade de Doob): Fixado  $n \geq 1$ , seja  $X_m$  submart. e  $\bar{X}_n = \max_{0 \leq m \leq n} X_m^+$ . Tome  $\lambda > 0$  e seja  $A = \{\bar{X}_n \geq \lambda\}$ .

$$\text{Então } \lambda \cdot P(A) \leq E(X_n I_A) \stackrel{(i)}{\leq} E(X_n^+ I_A) \stackrel{(ii)}{\leq} E\bar{X}_n^+.$$

dem:

A desig. (ii) e (iii) são imediatas. Para verificar (i), usando a desig. de Chebychev, obtemos

$$\begin{aligned} P(\bar{X}_n \geq \lambda) &\leq \frac{1}{\lambda} E\bar{X}_n \stackrel{(i)}{\leq} \frac{1}{\lambda} E\bar{X}_n^+ \leq \frac{1}{\lambda} E(X_n^+ I_{\{\bar{X}_n \geq \lambda\}}) \\ &\leq \frac{1}{\lambda} E(X_n I_{\{\bar{X}_n \geq \lambda\}}). \end{aligned}$$

(\*)  $E\left\{\max_{m \leq n} X_m^+\right\} \leq \max_{m \leq n} E\bar{X}_n^+ \stackrel{\text{submart}}{\leq} E\bar{X}_n^+ = E\{X_n^+ I_A\} + E\{X_n^+ I_{A^c}\}$

$$\leq \frac{1}{\lambda} E\{X_n^+ I_A\} + \lambda P(A^c) \leq \frac{1}{\lambda} E\{X_n^+ I_A\} + \lambda$$

## 5.4.3

Teorema (desigualdade maximal em  $L_p$ ): Se  $X_m$  é submart., então para  $p > 1$  vale

$$E(\bar{X}_n)^p \leq \left(\frac{p}{p-1}\right)^p E(X_n^+)^p.$$

Corolário: Se  $Y_n$  é martingal e  $Y_n^* = \max_{m \leq n} |Y_m|$ , então

$$E(Y_n^*)^p \leq \left(\frac{p}{p-1}\right)^p E(|Y_n|^p).$$

dem (corolário): Tornando  $X_n = |Y_n|$  no teorema anterior, obtemos o resultado.

dem (teorema): Seja  $A = \{\bar{X}_n \geq \lambda\}$

$$\begin{aligned} E\{(\bar{X}_n)^p\} &= E\left\{\int_0^{\bar{X}_n} p\lambda^{p-1} d\lambda\right\} = E\left\{\int_0^{\infty} p\lambda^{p-1} d\lambda I_A\right\} \\ &\stackrel{\text{Fubini}}{=} \int_0^{\infty} p\lambda^{p-1} d\lambda P(A) \stackrel{\text{Doob}}{\leq} \int_0^{\infty} p\lambda^{p-2} d\lambda E(X_n^+ I_A) \stackrel{\text{Fubini}}{=} E\left\{X_n^+ \int_0^{\bar{X}_n} p\lambda^{p-2} d\lambda\right\} \end{aligned}$$

$$= \frac{p}{p-1} E\{X_n^+(\bar{X}_n)^{p-1}\} \stackrel{\text{H\"older}}{\leq} \frac{p}{p-1} E\{(X_n^+)^p\}^{\frac{1}{p}} \cdot \underbrace{E\{(\bar{X}_n)^{\frac{q(p-1)}{p-1}}\}}_{= E\{(\bar{X}_n)^p\}}^{\frac{p-1}{q}}$$

ou seja,

$$E\{(\bar{X}_n)^p\} \leq \frac{p}{p-1} E\{(X_n^+)^p\}^{\frac{1}{p}} \cdot E\{(\bar{X}_n)^p\}^{\frac{p-1}{p}}$$

$$\Rightarrow E\{(\bar{X}_n)^p\}^{\frac{1-p}{p}} \leq \frac{p}{p-1} E\{(X_n^+)^p\}^{\frac{1}{p}}.$$

$$\Rightarrow E\{(\bar{X}_n)^p\} \leq \left(\frac{p}{p-1}\right)^p E\{(X_n^+)^p\}$$

**5.4.5 Teorema 0** (Convergência de martingais em  $L_p$ ): Se

$X_n$  é martingal e  $\sup_n E\{|X_n|^p\} < \infty$  para algum  $p > 1$ , então  $X_n \xrightarrow[L_p]{q.c.} X$ .

dem: Note que:

$$(E X_n^+)^p \leq (E|X_n|)^p \leq E\{|X_n|^p\}$$

$\Rightarrow \sup_n (E X_n^+)^p \leq \sup_n E\{|X_n|^p\} < \infty$ , por hipótese

Como,  $(\sup_n E X_n^+)^p \xrightarrow[\text{Jensen}]{q.c.} (\sup_n E X_n^+)^p$ , segue por teorema que  $X_n \xrightarrow[q.c.]{q.c.} X < \infty$ .

Por outro lado,  $E\{|X_n - X|^p\} \leq 2^p E\{\sup_n |X_n|^p\}$

Usando o TCM, obtemos

$$E\{\sup_n |X_n|^p\} = \lim E\{\sup_{m \leq n} |X_m|^p\} \leq \lim \left(\frac{p}{p-1}\right)^p E\{|X_n|^p\}$$

$\leq \left(\frac{p}{p-1}\right)^p \sup_n E\{|X_n|^p\} < \infty \quad \forall p > 1$ . Ou seja,  $\sup_n |X_n|^p$

está em  $L_1$ . Portanto, segue da convergência dominada que  $E\{|X_n - X|^p\} \rightarrow 0$ .  $\Leftarrow$

Definição Seja  $\{X_i, i \in I\}$  uma coleção de v.a's no mesmo esp. de prob. Dizemos que a coleção é uniformemente integrável (u.i) se  $\sup_{i \in I} E\{|X_i| I_{\{|X_i| > M\}}\} \xrightarrow{M \uparrow 0}$

Exemplos:

1) Se  $X \in L_1$  é tq  $|X_i| \leq |X|$ .

2)  $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}_+$ ,  $\frac{\varphi(x)}{|x|} \rightarrow \infty$  qd $\omega$   $|x| \uparrow \infty$ . Se  $\sup_i E\{\varphi(X_i)\} < \infty$  então  $X_i$  é u.i.

Teorema 5.5.2: Seja  $X_n \xrightarrow{P} X$ . Então são equivalentes:

(i)  $X_n$  é ui.

(ii)  $X_n \xrightarrow{L_1} X$

(iii)  $E|X_n| \rightarrow E|X| < \infty$

dem : Considere  $\varphi_m(x) = -m \vee (x \wedge m)$ ,  $m > 0$ .

(i)  $\Rightarrow$  (ii)

$$E|X_n - X| \leq E|X_n - \varphi_m(X_n)| + E|\varphi_m(X_n) - \varphi_m(X)| + E|\varphi_m(X) - X|. \quad \text{(1)} \quad \text{(2)} \quad \text{(3)}$$

Como  $X_n \xrightarrow{P} X \Rightarrow \varphi_m(X_n) \xrightarrow{P} \varphi_m(X)$ ,  $\varphi_m$  contínua. Além

dissso, como  $|\varphi_m(X_n)| \leq m$ , segue do TCL que

$$\text{(2)} \leq \varepsilon/3, \quad n \geq n_0 \quad e \quad m > 0$$

Para (1) e (3), note que

$$\begin{aligned} E|X_n - \varphi_m(X_n)| &\leq E\{|X_n| I_{\{|X_n| > m\}}\} \leq \sup_n E\{|X_n| I_{\{|X_n| > m\}}\} \\ &\leq \varepsilon/3, \quad m \text{ grande.} \end{aligned}$$

$$E|\varphi_m(X) - X| \leq E\{|X| I_{\{|X| > m\}}\} \leq \varepsilon/3, \quad m \geq m_0, \text{ pois } X_n \xrightarrow{P} X$$

Logo,  $m, n \geq \max\{m_0, n_0\}$  segue que

$$E|X_n - X| \leq \varepsilon.$$

(ii)  $\Rightarrow$  (iii) óbvio.

(iii)  $\Rightarrow$  (i) Note que

$$\begin{aligned} E|X_n| &= E\{|X_n| I_{\{|X_n| > m_0\}}\} + E\{|X_n| I_{\{|X_n| \leq m_0\}}\} \\ &\downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow \\ E|X| &\text{ converge.} & E\{|X| I_{\{|X| \leq m_0\}}\} \end{aligned}$$

Como  $E|X| < \infty$ ,  $\exists m_0 \in \mathbb{Q}$   $E\{|X| I_{\{|X| > m_0\}}\} \leq \varepsilon/2$ .

Para este  $m_0$ ,  $\exists n_0 \in \mathbb{N}$

$$E\{|X_n| I_{\{|X_n| > m_0\}}\} \leq E\{|X| I_{\{|X| > m_0\}}\} + \varepsilon/4, \quad n \geq n_0$$

$$\Rightarrow E\{|X_n| I_{\{|X_n| > m_0\}}\} \leq E\{|X_n| I_{\{|X_n| \geq m_0\}}\} + \varepsilon/4$$

$$\leq E\{|X| I_{\{|X| > m_0\}}\} + \varepsilon/2.$$

$$< \varepsilon, \quad n \geq n_0.$$

5.5.3

Teorema: Se  $X_n$  é submart. então são equivalentes

(i)  $X_n$  é u.i.

(ii)  $X_n \xrightarrow{\text{q.c.}} X$

(iii)  $X_n \xrightarrow{L_1} X$

dem: (i)  $\Rightarrow$  (ii). De (i)  $\sup E|X_n| < \infty$ , pelo teorema conv. de martingais  $X_n \xrightarrow{\text{q.c.}} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X$  e pelo teorema anterior  $X_n \xrightarrow{L_1} X$ .

(ii)  $\Rightarrow$  (iii) óbvio.

(iii)  $\Rightarrow$  (i).  $X_n \xrightarrow{L_1} X \Rightarrow X_n \xrightarrow{P} X$ ; pelo teorema anterior,  $X_n$  é u.i.

5.5.5

Lema: Se  $X_n$  é martingal e  $X_n \xrightarrow{L_1} X \Rightarrow X_n = E(X|\mathcal{F}_n)$  q.c.

dem: Usando o fato que:  $X \geq 0 \in E(X|\mathcal{F}) = 0 \Rightarrow X = 0$ ,  
e que se  $m \geq n \quad E(X_m|\mathcal{F}_n) = X_n$ , temos:

$$\begin{aligned} E\{|X_n - E(X|\mathcal{F}_n)|\} &= E\{|E(X_m|\mathcal{F}_n) - E(X|\mathcal{F}_n)|\} \\ &= E(|E(X_m - X|\mathcal{F}_n)|) \stackrel{\text{Jensen}}{\leq} E(E(|X_m - X||\mathcal{F}_n)) \\ &= E\{|X_m - X|\}. \end{aligned}$$

Como  $X_n \xrightarrow{L_1} X$ ,  $\exists n_0 \text{ t.q. } E\{|X_n - X|\} < \varepsilon \quad n \geq n_0 \text{ e } \forall \varepsilon > 0$ .

Logo, tomando-se  $m \geq n_0$  temos que

$$E\{|X_m - X|\} < \varepsilon$$

onde,  $E\{|X_n - E(X|\mathcal{F}_n)|\} < \varepsilon$ .

Logo,  $|X_n - E(X|\mathcal{F}_n)| = 0 \text{ q.c.} \Leftrightarrow X_n = E(X|\mathcal{F}_n) \text{ q.c.}$

Teorema 5.5.6: (Convergência de martingais u.i). Se  $X_n$  é martingal, então são equivalentes (i), (ii) & (iii) do Teorema 15 e (iv)  $\exists X \in L_1$  t.q.  $X_n = E(X|\mathcal{F}_n)$  q.c.

dem: (i)  $\Leftrightarrow$  (ii)  $\Leftrightarrow$  (iii) segue do Teorema 15.

(iii)  $\Rightarrow$  (iv) segue do Lema 3.

(iv)  $\Rightarrow$  (i)  $E\{|X_n| ; |X_n| > m\} = E\{|E(X|\mathcal{F}_n)| ; |E(X|\mathcal{F}_n)| > m\}$

$$\begin{aligned} &\stackrel{\text{Jensen}}{\leq} E\{E(|X||\mathcal{F}_n) ; E(|X||\mathcal{F}_n)| > m\} = E(|X| ; E(|X||\mathcal{F}_n)| > m) \\ &= E(|X| ; |X| > m^2, E(|X||\mathcal{F}_n)| > m) + E(|X| ; |X| \leq m^2, E(|X||\mathcal{F}_n)| > m) \\ &\leq E(|X| ; |X| > m^2) + m^2 \cdot P(E(|X||\mathcal{F}_n)| > m) \\ &\leq E(|X| ; |X| > m^2) + m^2 \cdot \frac{1}{m} E|X| \quad < \varepsilon. \quad \blacksquare \\ &\leq \underbrace{E(|X| ; |X| > m^2)}_{< \varepsilon/2 \text{ q.d.o. } m \text{ grande}} + \underbrace{m^2 \cdot \frac{1}{m} E|X|}_{< \varepsilon/2 \text{ q.d.o. } m \rightarrow \infty} \end{aligned}$$

5.5.7

Teorema: Sejam  $\mathcal{F}_n$  uma filtragem e  $\mathcal{F}_\infty = \sigma(\cup \mathcal{F}_n)$  (dissemos que  $\mathcal{F}_n \uparrow \mathcal{F}_\infty$ ). Se  $X \in L_1$ , então  $E(X|\mathcal{F}_n) \xrightarrow{q.c.} E(X|\mathcal{F}_\infty)$ .

dém: Seja  $X_n = E(X|\mathcal{F}_n)$ . Note que  $X_n$  é martingal u.i. de fato,

$$E(X_{n+1}|\mathcal{F}_n) = E(E(X|\mathcal{F}_{n+1})|\mathcal{F}_n) \stackrel{\text{Prop. } \mathcal{F}_n \subset \mathcal{F}_{n+1}}{=} E(X|\mathcal{F}_n) = X_n.$$

Pelo teorema anterior, temos  $X_n$  u.i., além disso, existe  $X_\infty \in \mathcal{F}_\infty$  tal que  $X_n \xrightarrow{L_1} X_\infty$ . Do Lema 3,

$$X_n = E(X_\infty|\mathcal{F}_n) = E(X|\mathcal{F}_n) \Rightarrow \int_A E(X_\infty|\mathcal{F}_n) dP = \int_A E(X|\mathcal{F}_n) dP \quad \forall A \in \mathcal{F}_n$$

$$\Rightarrow \int_A X_\infty dP = \int_A X dP, \quad \forall A \in \mathcal{F}_\infty. \text{ i.e., } X_\infty = E(X|\mathcal{F}_\infty).$$

(outras palavras,  $X_\infty$  é versão para  $E(X|\mathcal{F}_\infty)$ ).

Teorema: (Lei 0-1 de Levy) 5.5.8 : Se  $\mathcal{F}_n \uparrow \mathcal{F}_\infty$  e  $A \in \mathcal{F}_\infty$ , então  $E(I_A|\mathcal{F}_n) \xrightarrow{q.c.} I_A$ .

dém: Note que  $E I_A = P(A) < \infty$ , i.e.,  $I_A \in L_1$ , então pelo teorema 5.5.7,

$$E(I_A|\mathcal{F}_n) \xrightarrow{q.c.} E(I_A|_{\mathcal{F}_\infty}) = I_A.$$

Teorema 5.5.9 (Convergência dominada p/ esperança condicional - TCDEC). Seja  $Y_n$  v.a's com  $Y_n \xrightarrow{q.c.} Y$  e  $|Y_n| \leq Z \in L_1$ . Então, se  $\mathcal{F}_n \uparrow \mathcal{F}_\infty$  tem-se  $E(Y_n|\mathcal{F}_n) \xrightarrow{q.c.} E(Y|\mathcal{F}_\infty)$ .

dém: Seja  $X_N = \sup\{|Y_n - Y|, n \geq N\}$ . Como  $Y_n \xrightarrow{q.c.} Y$   $\Rightarrow X_N \downarrow 0$  q.c. e note que  $X_N \leq 2Z$ , pois  $|Y| \leq Z$ . i.e.,  $X_N \in L_1$ .

Assim,

$$E\{|Y_n - Y| | \mathcal{F}_n\} \leq E(X_n | \mathcal{F}_n)$$

Teo. 5.5.7

$$\begin{aligned} \Rightarrow \overline{\lim} E\{|Y_n - Y| | \mathcal{F}_n\} &\leq \overline{\lim} E(X_n | \mathcal{F}_n) \\ &= \lim E(X_n | \mathcal{F}_n) \\ &= E(X_n | \mathcal{F}_\infty). \end{aligned}$$

Como  $X_n \downarrow 0$  q.c.  $n \rightarrow \infty$ , segue que  $E(X_n | \mathcal{F}_\infty) \downarrow 0$  q.c.

e usando Jensen, vem

$$\begin{aligned} |E(Y_n | \mathcal{F}_n) - E(Y | \mathcal{F}_n)| &= |E(Y_n - Y | \mathcal{F}_n)| \\ &\leq E(|Y_n - Y| | \mathcal{F}_n) \xrightarrow{\text{q.c.}} 0. \end{aligned}$$

Do teorema 5.5.7, temos  $E(Y | \mathcal{F}_n) \xrightarrow{\text{q.c.}} E(Y | \mathcal{F}_\infty)$ , pois  $Y \in L_1$ .

Portanto,  $E(Y_n | \mathcal{F}_n) \xrightarrow{\text{q.c.}} E(Y | \mathcal{F}_\infty)$ .

### Martingais Reversos

Saya  $X_n$  adaptadas à  $\mathcal{F}_n$ , com  $\mathcal{F}_{n+1} \subset \mathcal{F}_n$ . Dizemos que  $X_n$  é martingal reverso se

$$E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = X_n, \quad n \leq 0.$$

Teorema 5.6.1  $X_{-\infty} := \lim X_n$  existe q.c. e em  $L_1$ .

dém: Note que  $EU_n \leq \frac{E(X_0 - a)^+}{b-a} \Rightarrow EU < \infty$  q.c.

e daí, existe limite q.c. de  $X_n$ , a,b quaisquer.

Agora, como  $E(X_m | \mathcal{F}_n) = X_n, 0 \geq m \geq n \Rightarrow$

$E(X_m | \mathcal{F}_n) = E(X_0 | \mathcal{F}_n)$ . Portanto,  $X_n = E(X_0 | \mathcal{F}_n)$  e

como  $X_0 \in L_1$  segue pelo teorema 5.5.6 que  $X_n \xrightarrow{L_1} X$ .

Teorema 5.6.2: Se  $X_{-\infty} := \lim X_n$  e  $\mathcal{F}_{-\infty} = \cap \mathcal{F}_n$ , então  $X_{-\infty} = E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty})$

dem.: É claro que  $X_{-\infty} \in \mathcal{F}_{-\infty}$ . Assim,  $A = \{X_{-\infty} - E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty}) > 0\}$

$$E\{|X_{-\infty} - E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty})|\} = E\{(X_{-\infty} - E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty})) ; A\}$$

$$+ E\{(E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty}) - X_{-\infty}) ; A^c\} = I + II.$$

$$(I) \stackrel{\text{Teo. 5.6.1}}{=} \lim E\{X_n - E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty}) ; A\} \xrightarrow{\in \mathcal{F}_{-\infty}}$$

$$= \lim E(X_n ; A) - E(E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty}) ; A)$$

$$\stackrel{5.6.1}{=} \lim \underbrace{E(E(X_0 | \mathcal{F}_n) ; A)}_{= E(X_0 ; A)} - E(X_0 ; A) = 0$$

$$\hookrightarrow \mathcal{F}_{-\infty} \subset \mathcal{F}_n$$

(II) de maneira análoga.

Teorema 5.6.3: Se  $\mathcal{F}_n \downarrow \mathcal{F}_{-\infty} \Rightarrow E(Y | \mathcal{F}_n) \xrightarrow[\mathbb{L}_1]{q.c.} E(Y | \mathcal{F}_{-\infty}) \quad \forall Y \in L_1$ .

dem.: Seja  $X_n = E(Y | \mathcal{F}_n)$ . Então  $X_n$  é martingal reverso.

$$\text{do teorema 5.6.1}, \quad X_n \xrightarrow[\mathbb{L}_1]{q.c.} X \stackrel{\text{Teo 5.6.2.}}{=} E(X_0 | \mathcal{F}_{-\infty}) \stackrel{\text{def.}}{=} E(E(Y | \mathcal{F}_0) | \mathcal{F}_{-\infty})$$

$$\stackrel{\mathcal{F}_{-\infty} \subset \mathcal{F}}{=} E(Y | \mathcal{F}_{-\infty}).$$

$$\therefore E(Y | \mathcal{F}_n) \xrightarrow[\mathbb{L}_1]{q.c.} E(Y | \mathcal{F}_{-\infty}).$$

## Permutabilidade

- Definições: 1) Uma permutação finita é uma função  $\pi: \mathbb{N} \rightarrow \mathbb{N}$  sobrejetora e tal que  $\pi(i) = i$  a não ser para um mº finito de  $i$ 's.
- 2) Seja  $(S, \mathcal{S}, \mu)$  esp. de prob. e segam  $\Omega = S^{\mathbb{N}}$ ,  $\mathcal{F} = \mathcal{B}^{\mathbb{N}}$  e  $P = \mu^{\mathbb{N}}$ . Para  $n \in \mathbb{N}$ :  $x_n: \Omega \rightarrow S$  tq  $x_n(\omega) = \omega_n$ .  $x_1, x_2, \dots$  iid.
- 3) Dada  $\pi$  uma permutação finita então  $\pi: \Omega \rightarrow \Omega$  tq  $(\pi\omega)_j = \omega_{\pi j}$
- 4) Um evento  $A \in \mathcal{F}$  é dito permutável se  $\pi^{-1}(A) = A$  p/ toda  $\pi$  permutação finita.
- 5) Seja  $\mathcal{E} = \{A \in \mathcal{F}: A \text{ é permutável}\}$ . Então  $\mathcal{E}$  é uma sub- $\sigma$ -álgebra de  $\mathcal{F}$ .

Exemplos: Seja  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$

- (i) Para  $B \in \mathcal{S}$ ,  $\{S_n \in B\} \in \mathcal{E}$ ,  $\pi(i) = i \forall i \geq N$ , pois
- $$\begin{aligned} S_n(\pi\omega) &= \pi\omega_1 + \pi\omega_2 + \dots + \pi\omega_{N-1} + \omega_N + \dots \\ &= \omega_1 + \omega_2 + \dots + \omega_{N-1} + \omega_N + \dots = S_n(\omega) \end{aligned}$$
- (ii)  $\{\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} S_n/a_n \in B\} \in \mathcal{E}$  sempre que  $a_n \nearrow \infty$
- 6)  $\mathcal{T} = \sigma$ -álgebra caudal, ie,  $\mathcal{T} = \bigcap_{n \geq 1} \sigma(x_n, x_{n+1}, \dots)$   
 $= \mathcal{T} \subset \mathcal{E}$ .

**F LEMBRANDO:** A Lei 0-1 de Kolmogorov, no nosso contexto  $(x_1, x_2, \dots \text{ indep}) \Rightarrow \mathcal{T} \text{ é trivial}$   $\Downarrow$

Lei 0.1 de Hewitt-Savage: Se  $X_1, X_2, \dots$  são iid e  $A \in \mathcal{E}$ , então  $P(A) = 0$  ou  $1$ .

Lema 5.6.4: Suponha  $X_1, X_2, \dots$  iid e seja  $A_n(\varphi) = \frac{1}{(n)_k} \sum_{i_1, \dots, i_k} \varphi(X_{i_1}, \dots, X_{i_k})$  onde  $\varphi: S^k \rightarrow \mathbb{R}$  é a soma sobre todas as  $k$  índices distintos de  $\{1, \dots, n\}$ . Então se  $\varphi$  for l.t.d.a

$$A_n(\varphi) \xrightarrow{\text{q.c.}} E(\varphi(X_1, \dots, X_k) | \mathcal{E}).$$

dem.: Como  $A_n(\varphi) \in \mathcal{E}_n$ ,  $A_n(\varphi) = E(A_n(\varphi) | \mathcal{E}_n) =$

$$= \frac{1}{(n)_k} \sum_i E(\varphi(X_{i_1}, \dots, X_{i_k}) | \mathcal{E}_n) \stackrel{\text{iid}}{=} E(\varphi(X_1, \dots, X_k) | \mathcal{E}_n)$$

Teo. 5.6.3  
→  $E(\varphi(X_1, \dots, X_k) | \mathcal{E})$

Vamos mostrar que  $E(\varphi(X_1, \dots, X_k) | \mathcal{E}) \in \sigma(X_2, X_3, \dots)$ . Então, veja que

$$\left| \frac{1}{(n)_k} \sum_{i: 1 \leq i} \varphi(X_{i_1}, \dots, X_{i_k}) \right| \leq \max \varphi \frac{1}{(n)_k} \#\{i: 1 \leq i\} \rightarrow 0.$$

Repetindo o argumento para  $2, 3, \dots, k$  mostraremos que

$$E(\varphi(X_1, \dots, X_k) | \mathcal{E}) \in \sigma(X_{k+1}, X_{k+2}, \dots) \quad (1)$$

Como (1) vale para toda  $\varphi$  l.t.d.a temos  $\sigma(X_1, \dots, X_k) \perp\!\!\!\perp \mathcal{E}$   $\forall k \Rightarrow \sigma(\cup \sigma(X_1, \dots, X_k)) \perp\!\!\!\perp \mathcal{E} \Rightarrow \mathcal{E} \perp\!\!\!\perp \mathcal{E} \Rightarrow \mathcal{E}$  é trivial.

Teorema 5.7.1: Se  $X_n$  é submart. u.i. e N.t.p., então  $X_{n \wedge n}$  é u.i.

dem.: Como  $X_n$  é submart., temos que  $X_n^+$  tbm é.

Vamos mostrar que  $X_n \in L_1$ .

Se  $N$  é l.t.d., então pelo teorema 5.4.1

$$EX_{n \wedge n}^+ \leq EX_n^+ \Rightarrow \sup_n EX_{n \wedge n}^+ \leq \sup_n EX_n^+ < +\infty \text{ pois } X_n^+ \text{ é u.i.}$$

Note que  $X_{n \wedge N}$  tbm é submart. Logo, pelo teorema de converg. de martingais

$$X_{n \wedge N} \xrightarrow{\text{q.c.}} X_N \quad (\text{aqui } X_\infty = \lim X_n).$$

e portanto,  $X_N \in L_1$ .

Se  $\{N = \infty\}$ , então  $X_{N \wedge n} = X_n$  é u.i.

$$\text{Se } \{N < \infty\}, \text{ então } E(|X_{N \wedge n}|; |X_{N \wedge n}| > M)$$

$$= E(|X_{N \wedge n}|; |X_{N \wedge n}| > M, N \leq n) + E(|X_{N \wedge n}|; |X_{N \wedge n}| > M, N > n)$$

$$= E(|X_n|; |X_n| > M, N \leq n) + E(|X_n|; |X_n| > M, N > n)$$

$$\leq E|X_n| + E(|X_n|; |X_n| > M) < \infty.$$

Teorema 5.7.3: Se  $X_m$  é submart. u.i. e  $N$  t.p., então

$$EX_0 \leq EX_N \leq EX_\infty \text{ onde } X_\infty = \lim X_n.$$

dem: Pelo teorema anterior  $X_{n \wedge N}$  é submart. u.i. Assim, pelo teorema 5.5.3, temos

$$X_n \xrightarrow[L_1]{\text{q.c.}} X_\infty \quad \& \quad X_{N \wedge n} \xrightarrow[L_1]{\text{q.c.}} X_N \quad (1)$$

Como  $N \wedge n$  é lido por  $n$ , segue do teorema 5.4.1,

$$EX_0 \leq EX_{N \wedge n} \leq EX_n$$

$$\text{por (1), vem } EX_0 \leq EX_N \leq EX_\infty.$$

Teorema 5.7.4 (da parada opcional): Se  $L \leq M$  são t.p.

e  $Y_{M \wedge n}$  é u.i., então  $EY_L \leq EY_M$  e  $Y_L \leq E(Y_M | \mathcal{F}_L)$ ,

onde  $\mathcal{F}_L = \{A \in \mathcal{F}; A \cap \{L=m\} \in \mathcal{F}_n\} \quad \forall n \geq 0$ .

dem: Aplicando o teorema 5.7.3 com  $X_n = Y_{M \wedge n}$  e  $N = L$ , temos:

$$EX_0 \leq EX_N \leq EX_\infty, \text{ ou seja, } EY_0 \leq EY_L \leq EY_M.$$

o que prova a primeira parte.

Agora, sejam  $A \in \mathcal{F}_L$  e  $N = L I_A + M I_{A^c}$ , então  $N$  é t.p. De fato,

sendo  $A \in \mathcal{F}_L$  significa que  $A \cap \{L=n\} \in \mathcal{F}_n \forall n \geq 0$ . Temos de verificar que  $\{N=n\} \in \mathcal{F}_n$ . Para isso, note que

$$\begin{aligned} \{N=n\} &= (\{N=n\} \cap A) \cup (\{N=n\} \cap A^c) \\ &= (\{L=n\} \cap A) \cup (\{M=n\} \cap A^c) \\ &= (\underbrace{\{L=n\} \cap A}_{\in \mathcal{F}_n}) \cup (\underbrace{\bigcup_{m=1}^n \{L=m\} \cap \{M=m\} \cap A^c}_{\in \mathcal{F}_n}), \text{ pois } L \leq M. \end{aligned}$$

Assim, aplicando o item anterior com  $L=N$ , temos

$$\begin{aligned} EY_L &= EY_N = E(Y_N; A) + E(Y_N; A^c) = E(Y_L; A) + E(Y_M; A^c) \\ &\leq E(Y_M; A) + E(Y_M; A^c) \end{aligned}$$

ié,  $E(Y_L; A) \leq E(Y_M; A) = E(E(Y_M | \mathcal{F}_L); A)$

$$\Rightarrow \int_A Y_L dP \leq \int_A E(Y_M | \mathcal{F}_L) dP, \forall A \in \mathcal{F}_L.$$

Logo,  $Y_L \leq E(Y_M | \mathcal{F}_L)$ .

Teorema 5.7.5: Se  $X_m$  é submart. e  $E(|X_{m+1} - X_m| | \mathcal{F}_m) \leq B$

q.c. Se  $N$  é t.p. com  $EN < \infty$ , então  $X_{N \wedge m}$  é u.i. e portanto  $EX_N \geq EX_0$ .

OBS.: No de mart. temos a igualdade, que é a ident. de Wald.

dém: Note que podemos escrever  $X_{n \wedge N} = X_0 + \sum_{i=0}^{N \wedge n-1} X_{i+1} - X_i$ .

daí,

$$|X_{n \wedge N}| \leq |X_0| + \sum_{i=0}^{+\infty} |X_{i+1} - X_i| I_{\{i \leq (N \wedge n)-1\}} \Rightarrow \{N \wedge n > i\} \subseteq \{N > i\}$$

$$\leq |X_0| + \sum_{i=0}^{+\infty} |X_{i+1} - X_i| I_{\{N > i\}}$$

$$\Rightarrow E|X_{n \wedge N}| \leq E|X_0| + \sum_{i=0}^{+\infty} E(|X_{i+1} - X_i|; \underbrace{N > i}_{\in \mathcal{F}_i})$$

$$= E|X_0| + \sum_{i=0}^{+\infty} E(\underbrace{E(|X_{i+1} - X_i| | \mathcal{F}_i)}_{\leq B}; N > i)$$

$$\leq E|X_0| + B \cdot \underbrace{\sum_{i=0}^{+\infty} P(N > i)}_{EN} = E|X_0| + B \cdot \frac{EN}{\infty} < \infty$$

ou seja,  $X_{N \wedge m} \in L_1$  e, portanto,  $X_{n \wedge N}$  é u.i.

Teorema 5.7.6: Se  $X_m$  é supermartingal não-negativo e  $N$  é t.p., então  $EX_0 \geq EX_N$

dém: Do teorema 5.4.1,  $EX_0 \geq EX_{n \wedge N} \quad \forall n \geq 1$ . Por outro lado,

$$EX_N = E(X_N; N = \infty) + E(X_N; N < \infty) = (I) + (II)$$

$$(I) = E(X_\infty; N = \infty) \stackrel{\text{FATOU}}{\leq} \liminf E(X_n; N > n) = \liminf E(X_{n \wedge N}; N > n).$$

$$\text{e } X_\infty I_{\{N = \infty\}} = \lim X_n I_{\{N > n\}}.$$

Converg. monotona

$$(II) \quad E(X_N; N < \infty) = \lim E(X_N; N \leq n) = \lim E(X_{n \wedge N}; N \leq n)$$

Assim,

$$\begin{aligned} EX_N &\leq \underline{\lim} E(X_{n \wedge N}; N > n) + \underline{\lim} E(X_{n \wedge N}; N \leq n) \\ &= \underline{\lim} E(X_{n \wedge N}) \leq \underline{\lim} EX_0 = EX_0. \\ \therefore EX_N &\leq EX_0. \end{aligned}$$

## Processos Estacionários

Def:  $X_0, X_1, \dots$  é uma seq. estacionária se  $(X_0, X_1, \dots) \sim (X_1, X_2, \dots)$ , i.e.,  $(X_0, X_1, \dots, X_m) \sim (X_1, \dots, X_{m+1}) \quad \forall m$ .

Exemplos: 1)  $X_0, X_1, \dots$  i.i.d.

2)  $X_0, X_1, \dots$  cadeia de Markov com prob. de transição  $p(x, A)$  e dist. estacionária  $\pi$ , i.e.,  $\pi(A) = \int \pi(dx) p(x, A) \quad \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ .

Teorema 1.1:  $g: \mathbb{R}^{\{0,1,2,\dots\}} \rightarrow \mathbb{R}$  e  $X_0, X_1, \dots$  for um processo estacionário. Se fizermos  $Y_k = g(X_k, X_{k+1}, \dots)$ ,  $k \geq 0$ , então  $Y_0, Y_1, \dots$  é estacionário.

dem: Seja  $G: \mathbb{R}^{\mathbb{N}} \rightarrow \mathbb{R}^{\mathbb{N}}$  onde  $G(\tilde{x}) = (G_1(\tilde{x}), G_2(\tilde{x}), \dots)$  e  $G_k(\tilde{x}) = g(x_k, x_{k+1}, \dots)$  [  $\tilde{x} = (x_0, x_1, \dots)$  ].

Se  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^{\mathbb{N}})$ , temos  $P((Y_0, Y_1, \dots) \in A) = P((X_0, X_1, \dots) \in G^{-1}(A)) = P((X_1, X_2, \dots) \in G^{-1}(A))$  <sup>est. de  $X_0, X_1, \dots$</sup>   $= P((Y_1, Y_2, \dots) \in A)$ .

Exemplo 1.4: (Bernoulli Shift)  $\Omega = [0,1]$ ,  $\mathcal{F} = \mathcal{B}[0,1]$

$P = \text{Lebesgue}$ .  $\omega \in \Omega$ .  $Y_0(\omega) = \omega$ ;  $Y_k(\omega) = 2Y_{k-1}(\omega) \bmod 1$ .

$[x \bmod 1 = x - \lfloor x \rfloor]$  Para vermos que  $Y_0, Y_1, \dots$  é estacionária, sejam  $X_0, X_1, \dots$  iid com  $X_0 \sim \text{Bernoulli}(p)$ ,  $p = \frac{1}{2}$ , então  $X_0, X_1, \dots$  é estacionária.

Para  $x \in \{0,1\}^{\mathbb{N}}$ , defina  $g(x) = \sum_{i \geq 0} \frac{1}{2^{i+1}} x_i$

Observe em seguida que se  $\tilde{Y}_k = g(X_k, X_{k+1}, \dots)$ , então  
 $\tilde{Y}_0 \sim Y_0$  e  $\tilde{Y}_k \sim \tilde{Y}_k$ . Logo  $(Y_0, Y_1, \dots) \sim (\tilde{Y}_0, \tilde{Y}_1, \dots)$   
que é estacionária pelo teorema 1.1.

Def: Seja  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  esp. de prob. e  $\varphi: \Omega \rightarrow \Omega$ .

Dizemos que  $\varphi$  preserva medida se

$$P(\varphi^{-1}A) = P(A), \quad \forall A \in \mathcal{F}.$$

Seja  $\varphi^m$  a  $m$ -ésima iterada de  $\varphi$ , onde  $\varphi^0 = \text{Id}$ .

• Seja  $X$  v.a e  $X_0(\omega) = \underline{\underline{X(\omega)}}, X_1(\omega), \dots, X_m(\omega) = X(\varphi^m \omega)$ .

Temos que  $X_0, X_1, \dots$  é estacionária.

De fato, se  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N)$ , então

$$P((X_0, X_1, \dots) \in A) = P(\{\omega : (X(\varphi\omega), X(\varphi^2\omega), \dots) \in A\})$$

$$= P(\{\omega : \varphi\omega \in B\}) = \underset{\substack{\downarrow \\ \text{preserva medida}}}{\varphi^{-1}(B)} = P(B) = P((X_0, X_1, \dots) \in A)$$

sendo  $B = \{\omega : (X(\omega), X(\varphi\omega), \dots) \in A\}$ .

Reciprocamente, se  $(X_0, X_1, \dots)$  for um processo estacionário, então seja  $\Omega = \mathbb{R}^N$ ;  $\mathcal{F} = \mathcal{B}(\mathbb{R}^N)$  e  $P(A) = P((X_0, X_1, \dots) \in A)$ ,  $A \in \mathcal{F}$ . Logo o mapeamento  $\varphi: \Omega \rightarrow \Omega$ ,  $\varphi(\omega_0, \omega_1, \dots) \rightarrow (\omega_1, \omega_2, \dots)$  é tq  $\varphi$  preserva a medida.

Teorema 1.2: Toda seq. estacionária é indexada por  $\mathbb{N}$  pode ser inserida numa seq. estacionária indexada por  $\mathbb{Z}$ .

dem: Para todo  $m \leq n \in \mathbb{Z}$  seja  $(X_m, \dots, X_n) \sim (X_0, \dots, X_{n-m})$  o que nos da uma família de dist. em  $\mathbb{R}^{\{m, \dots, n\}}$ ,  $m \leq n \in \mathbb{Z}$ . O teorema de consistência de Kolmogorov nos dá um processo em  $\mathbb{R}^{\mathbb{Z}}$  consistente com esta família. A estacionariedade de  $\dots, X_{-1}, X_0, X_1, \dots$  segue.

Esquema básico:  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ ;  $\varphi: \Omega \rightarrow \Omega$  tq  $P(\varphi^{-1}A) = P(A) \forall A \in \mathcal{F}$

Def:

1)  $A \in \mathcal{F}$  é estritamente invariante se  $\varphi^{-1}A = A$

2)  $A \in \mathcal{F}$  é invariante se  $P(\varphi^{-1}A \Delta A) = 0$ .

$\mathcal{I} = \{A \in \mathcal{F}: A \text{ é invariante}\}$  é uma  $\sigma$ -álgebra. (Verifique)

3) Dizemos que  $\varphi$  é ergódica se  $\mathcal{I}$  for trivial, i.e.  $P(A) = 0$  ou  $1 \quad \forall A \in \mathcal{I}$ .

Exemplos:  $X_0, X_1, \dots$  iid. Vamos verificar que a translação é ergódica.

Seja  $A \in \sigma(X_0, X_1, \dots)$  estritamente invariante, então  $A = \{\omega: \omega \in A\} = \varphi^{-1}A = \{\omega: \varphi\omega \in A\} \subset \sigma(X_1, X_2, \dots)$  e daí,  $A \in \sigma(X_m, X_{m+1}, \dots)$   $\forall m \geq 1$ , donde  $A \in \bigcap_{n \geq 1} \sigma(X_n, X_{n+1}, \dots) = \emptyset := \sigma$ -álgebra caudal

$\Rightarrow P(A) = 0$  ou  $1$ , pela Lei 0-1 de Kolmogorov.

Exemplo 1.7:  $X_0, X_1, \dots$  cadeia de Markov num esp. mens. de estados enumerável, irreductível e recorrente positiva.

Então, existe uma única medida invariante  $\pi$ , com  $\pi(x) > 0 \quad \forall x \in S$ .

Seja  $A$  um evento invariante por translação.

$$I_A \circ \theta_n = I_A, \text{ sendo } \theta_n(\omega) = (\omega_n, \omega_{n+1}, \dots), \omega = (\omega_0, \omega_1, \dots)$$

Seja  $\mathcal{F}_n = \sigma(X_0, \dots, X_n)$ . Pela inv. por translação e prop. de Markov.

$$E_\pi(I_A | \mathcal{F}_n) \stackrel{\text{invar.}}{=} E_\pi(I_A \circ \theta_n | \mathcal{F}_n) = E_{X_n}(I_A) = h(X_n); h(x) = E_x(I_A)$$

Pela Lei 0-1 de Levy:

$$E_\pi(I_A | \mathcal{F}_n) \longrightarrow I_A$$

Em particular,  $h(X_n) \rightarrow I_A$

Dado  $x \in S$ ; pela recorrência de  $X_n$ , existe uma subseq

$$n_1 < n_2 < \dots \text{ t.q. } X_{n_i} = x \quad \forall i \geq 1.$$

$$\Rightarrow h(x) = I_A \quad \forall x \Rightarrow P_x(A) = 0 \text{ ou } 1 \quad \forall x \in S.$$

$\Rightarrow P_\pi \rightarrow$  medida de prob. no eq. básico.

OBS: 1º)  $\Upsilon \cong \mathcal{X}$ . Se a C.M. for periódica, então  $\Upsilon = \mathcal{X}$ . Caso contrário,  $\Upsilon \not\cong \mathcal{X}$ .

22.09

Esquema básico

Eventos invariantes:  $\{(X_0, X_1, \dots) \in A\} = \{(\varphi^k(X_0, X_1, \dots)) \in A\} \forall k \in \mathbb{Z}$  e  $A \in \mathcal{B}(\mathbb{R}^N)$

$(\Omega, \mathcal{F}, P)$  esp. de prob.;  $\varphi: \Omega \rightarrow \Omega$  preserva  $P$

$\tilde{X} = X_0, X_1, \dots$  processo estacion.

$\Omega = \mathbb{R}^N$ ;  $\mathcal{F} = \mathcal{B}(\mathbb{R}^N)$ ;  $P = P_{\tilde{X}}$ ;  $\varphi(w_0, w_1, \dots) = (w_1, w_2, \dots)$

Teorema 3.3: Se  $X_0, X_1, \dots$  for uma seq. estacionária e ergódica, então  $Y_k = g(X_k, X_{k+1}, \dots)$ ,  $k \geq 0$  ( $Y_0, Y_1, \dots$ ) é estacionária e ergódica.

dem: Saja  $G: \mathbb{R}^N \rightarrow \mathbb{R}^N$  tq  $G_i(w_0, w_1, \dots) = g(w_i, w_{i+1}, \dots)$ .

Então,  $\tilde{Y} = G(\tilde{X})$  e daí  $P(Y \in A) = P(\tilde{X} \in G^{-1}(A))$

Se  $\{Y \in A\}$  é invariante, temos  $\{\tilde{X} \in A\} = \{(Y_k, Y_{k+1}, \dots) \in A\} \forall k$

$\Leftrightarrow \{\tilde{X} \in G^{-1}(A)\} = \{(X_k, X_{k+1}, \dots) \in G^{-1}(A)\}$

Logo o evento é trivial e portanto o evento anterior o é.

Teorema 2.1 (Teorema Ergódico de Birkhoff) No quadro do esquema básico, se  $X \in L_1$ , então

$$\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} X(\varphi^k \omega) \xrightarrow{q.c.} E(X | \mathcal{I}) \quad \text{q.d.o } n \rightarrow \infty.$$

OBS: Se houver ergodicidade  $E(X | \mathcal{I}) \xrightarrow{q.c.} E(X)$ .

Consequência: Caso da LFGN p/ v.a's iid

Formulação alternativa: Se  $X_0, X_1, \dots$  for uma seq. estacionária e integrável, então

$$\frac{1}{n} \sum_{i=0}^{n-1} X_i \xrightarrow{q.c.} E(X | \mathcal{I})$$

dem: Para fazer a demonstração, precisaremos do

Lema ergódico máximo.

Sejam  $X_j(\omega) = X(\varphi^j \omega)$ ,  $j \geq 0$ ,  $S_k = \sum_{i=0}^{k-1} X_i$  e  $m_k = \max\{0, S_1, \dots, S_k\}$

$\Rightarrow E(X; m_k > 0) \geq 0$ ,  $k \geq 1$ .

dem: Observe que  $m_k(\varphi \omega) \geq S_j(\varphi \omega)$ ,  $\forall j \leq k$ .

$\therefore X(\omega) + m_k(\varphi \omega) \geq X(\omega) + S_j(\varphi \omega) = S_{j+1}(\omega)$

$\Rightarrow X(\omega) \geq S_{j+1}(\omega) - m_k(\varphi \omega)$ ,  $\forall j \leq k$ .

$\geq \max\{S_1(\omega), \dots, S_k(\omega)\} - m_k(\varphi \omega)$

Assim,

$$\int_{\{m_k > 0\}} X(\omega) dP(\omega) \geq \int_{\{m_k > 0\}} \left\{ \max_{i \leq k} S_i(\omega) - m_k(\varphi \omega) \right\} dP(\omega)$$

$$= \int_{\{m_k > 0\}} m_k(\omega) - m_k(\varphi \omega) dP(\omega) = \int_{\{m_k > 0\}} m_k(\omega) dP(\omega) - \int_{\{m_k > 0\}} m_k(\varphi \omega) dP(\omega)$$

$$\geq \int m_k(\omega) dP(\omega) - \int m_k(\varphi \omega) dP(\omega) = 0, \text{ pois } \varphi \text{ preserva } P.$$

$$\Rightarrow E(X|Z)(\omega) = E(X|Z)(\varphi \omega).$$

Continuando: Como  $E(X|Z)$  é invariante sob  $\varphi$  (verificar!)

então fazendo  $X' = X - E(X|Z)$ , podemos supor que

$E(X|Z) = 0$ . Sejam  $\bar{X} = \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n}$ ,  $\varepsilon > 0$  e  $D = \{\omega: \bar{X}(\omega) > \varepsilon\}$

Vamos mostrar que  $P(D) = 0$ .

↑ Neste caso  $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} \leq 0$  q.c. e fazendo o

mesmo argumento p/  $-X$  obtemos  $\underline{\lim}_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} \geq 0$  q.c.

||

Observe que  $\bar{X}(\varphi\omega) = \bar{X}(\omega) \Rightarrow \bar{X} \in \mathcal{X}$

Sejam  $X^*(\omega) = (X(\omega) - \varepsilon) I_D(\omega)$ ,

$$S_n^*(\omega) = X^*(\omega) + X^*(\varphi\omega) + \dots + X^*(\varphi^{n-1}\omega).$$

$$m_n^*(\omega) = \max \{ 0, S_1^*(\omega), \dots, S_n^*(\omega) \},$$

Seja  $F_n = \{ m_n^* > 0 \}$ ,  $F = \bigcup_{n \geq 1} F_n = \left\{ \sup_n \frac{S_n^*}{n} > 0 \right\}$

Pela def de  $X^*$  em  $D$

$$F = \left\{ \sup_k \frac{S_k}{k} > \varepsilon \right\} \cap D = D \in \mathcal{X}$$

Pelo Lema Erg. máximo,

$$\begin{aligned} 0 \leq E(X^*; F_n) &\xrightarrow{\text{T.C.M}} \widetilde{E}(X^*; F) = E(X^*; D) = E(X - \varepsilon; D) \\ &= E(X; D) - \varepsilon \cdot P(D) = E(\widetilde{E}(X|Z); D) - \varepsilon \cdot P(D) = -\varepsilon \cdot P(D) \geq 0 \\ \Rightarrow P(D) &= 0. \end{aligned}$$

Agora, seja  $X_m = X I_{\{|X| \leq m\}}$ . Pela 1ª parte

$$\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} X_m(\varphi^k\omega) \xrightarrow{\text{q.c.}} E(X_m|Z).$$

Seja  $X'_m = X - X_m$ . Então

$$\begin{aligned} (I) \quad E \left| \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} X(\varphi^k\omega) - E(X|Z) \right| &\leq E \left| \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} X_m(\varphi^k\omega) - E(X_m|Z) \right| \\ &+ E \left| \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} X'_m(\varphi^k\omega) - E(X'_m|Z) \right| \\ &\leq \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} E(|X_m|(\varphi^k\omega)) + E\{E(|X'_m| | Z)\} \end{aligned}$$

$$\therefore \overline{\lim} (I) \leq 2E(|X_m|), \quad \forall m > 0.$$

Como  $X$  é integrável e a desig. anterior vale  $\forall m$ ,

tem-se

$$(I) \leq \mathbb{E}(|X_m|) \rightarrow 0.$$

$$\frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} X(\varphi^k \omega) \xrightarrow[L_1]{\text{a.e.}} E(X|\mathcal{X}).$$

■

## Movimento Browniano (MB)

Def: Um MB (unidimensional) é um processo estocástico real  $(B_t)_{t \geq 0}$  t.q.:

a) Se  $0 \leq t_0 < t_1 < \dots < t_n$ , então  $B_{t_0}, B_{t_1} - B_{t_0}, \dots, B_{t_n} - B_{t_{n-1}}$

são independentes (incrementos indep.)

b)  $B_{t+s} - B_s \sim N(0, t)$  (incre. estacionários e normais)

c) a trajetória  $t \rightarrow B_t$  é contínua.

### Dois propriedades

(1.1) Invariância por translação:

$t_0 \geq 0$ ,  $(B_t - B_{t_0})_{t \geq t_0} \perp\!\!\!\perp (B_t)_{t \leq t_0}$  e  $(B_t - B_{t_0})_{t \geq t_0} \sim (B'_t)_{t \geq 0}$   
sendo  $(B'_t)_{t \geq 0}$  é um MB.

OBS: (a) e (b)  $\Rightarrow f_{B_{t_1}, \dots, B_{t_n} | B_{t_0}}(x_1, \dots, x_n | x_0) = (2\pi)^{-n/2} [(t_1 - t_0) \dots (t_n - t_{n-1})]^{-1/2} x$   
 $\times \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(x_1 - x_0)^2}{t_1 - t_0} + \dots + \frac{(x_n - x_{n-1})^2}{t_n - t_{n-1}} \right] \right\}$

(1.2) Se  $B_0 = 0$ , então  $\forall t \geq 0 (B_{ts})_{s \geq 0} \sim \sqrt{t} (B_s)_{s \geq 0}$  ie,

se  $s_1 < s_2 < \dots < s_n$ .

$$(B_{ts_1}, \dots, B_{ts_n}) \sim \sqrt{t} (B_{s_1}, \dots, B_{s_n}).$$

dem: Segue de (a) e (b) e do fato que  $N(0, ts) \sim \sqrt{t} \cdot N(0, s)$   
 $\forall t, s \geq 0$ .

Def': Um MB (índice) é um processo estocástico real  $(B_t)_{t \geq 0}$  com  $B_0 = 0$  t.q.:

- (a)  $(B_t)$  é um processo gaussiano (i.e. todos as dist. finito dimensionais são normais multivariadas)
- (b')  $E B_s = 0 \quad \forall s \geq 0$ .  $E B_s B_t = s \wedge t \quad \forall t, s \geq 0$ .
- (c)  $B: [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R} \equiv$  (c) contínua.

Lema: Def (+  $B_0 = 0$ )  $\Leftrightarrow$  Def'.

dem:  $a, b \Rightarrow a' \in b'$

$$\begin{aligned} \text{Se } s < t, \quad E B_s B_t &= E(B_s (B_t - B_s + B_s)) \\ &= E B_s (B_t - B_s) + E B_s^2 \stackrel{(a)}{=} E B_s \cdot E(B_t - B_s) + E B_s^2 \stackrel{(b)}{=} s. \end{aligned}$$

Para  $a' + b' \Rightarrow a + b$ , basta verificar a indep. dos incrementos, o que no caso gaussiano equivale à nula correlação.

$$E B_s (B_t - B_s) = E B_s B_t - E B_s^2 \stackrel{(b)}{=} t \wedge s - s = s - s = 0.$$

### Construção do MB

Para  $x \in \mathbb{R}$ ,  $0 < t_1 < \dots < t_n$ ,  $A_1, \dots, A_m \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$

$$\mu_{x, t_1, \dots, t_n}(A_1 \times \dots \times A_m) = \int_{A_1} \dots \int_{A_n} dx_n \prod_{m=1}^n P_{t_m - t_{m-1}}(x_{m-1}, x_m)$$

onde  $P_t(a, b) = (2\pi t)^{-1} e^{-\frac{(b-a)^2}{2t}}$

$$\begin{aligned} \mu_{x, t_1, \dots, t_n}(A_1 \times \dots \times A_m) &= \int_{A_1} \dots \int_{A_n} dx_1 \dots dx_n \\ &\times \frac{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - x_{i-1})^2}{t_i - t_{i-1}}}{(2\pi)^m \left\{ \prod_{i=1}^m (t_i - t_{i-1}) \right\}^{1/2}} \end{aligned}$$

$t_0 = 0$   
 $x_0 = x$

## Existência do MB

Qual o espaço de prob?

Candidato:  $\Omega_0 = \{\omega: [0, +\infty) \rightarrow \mathbb{R}\}$

$\mathcal{F}_0 = \sigma(\{\omega \in \Omega_0 : \omega(t_i) \in A_i, i=1, \dots, n, t_i \geq 0, A_i \in \mathcal{B}(\mathbb{R}), i=1, \dots, n, n \geq 1\})$ .

Fato:  $M = \{\mu_{x, t_1, \dots, t_n}(\cdot), x \in \mathbb{R}, 0 < t_1 < \dots < t_n\}$  é uma família consistente de distribuições multivariadas (no quadro do Teorema de Consist. de Kolmogorov).

Logo, pelo TCK existe uma única dist. em  $(\Omega_0, \mathcal{F}_0)$  conf. dist. f.d. são dadas por  $M$ .

Mas se  $C = \{\omega \in \Omega_0 : \omega \text{ é contínua}\} \notin \mathcal{F}_0$ .

Vamos construir o MB em  $C$ .

$\Omega = C, \mathcal{G} = \sigma(\{\omega \in C; \omega \in \tilde{A}\})$

Para construir o MB em  $(C, \mathcal{G})$

1) Seja  $Q_2 = \{m2^{-n} : m, n \geq 0\}$

$\Omega_q = \{\omega: Q_2 \rightarrow \mathbb{R}\}$

$\mathcal{F}_q = \sigma(\{\omega \in \Omega_q : \omega(t_i) \in A_i, \dots\})$

$M = \{\mu_{x, t_1, \dots, t_n}(\cdot), x \in \mathbb{R}, 0 < t_1, \dots, t_n \in Q_2\}$  é uma família consistente. Logo pelo TCK  $\exists!$  dist. em  $(\Omega_q, \mathcal{F}_q)$ .

Com isto, temos uma única medida  $\nu_x$  em  $(\Omega_q, \mathcal{F}_q)$  satisfazendo

$$\begin{cases} \nu_x(\omega(0)=x) = 1 \\ \nu_x(\omega: \omega(t_i) \in A_i, i=1, \dots, n) = \mu_{x, t_1, \dots, t_n}(A_1 \times \dots \times A_n) \end{cases}$$

Para estender a construção para  $(C, \mathcal{F})$ , usaremos o resultado:

Teo 1.4: Seja  $0 < T < \infty$ ,  $x \in \mathbb{R}$  e  $\tilde{C}_T = \{\omega: Q_2 \rightarrow \mathbb{R}; \omega \text{ é uniformemente contínua em } Q_2 \cap [0, T]\}$ . Então  $\nu_x(\tilde{C}_T) = 1$ . Note que  $\tilde{C}_T \in \mathcal{F}_q$ .

De posse deste resultado podemos definir  $\Psi: \Omega_q \rightarrow \mathcal{G}$ .

$$\Psi(\omega) = \begin{cases} \bar{\omega} = \text{a única extensão contínua de } \omega: Q_2 \rightarrow \mathbb{R} \text{ para} \\ \text{uma } f: [0, +\infty) \rightarrow \mathbb{R}, \text{ se } \omega \in \bigcap_{T \geq 0} \tilde{C}_T. \\ 0, \text{ c.c.} \end{cases}$$

Vamos chamar de  $P_x = \nu_x \Psi^{-1}$ .  $\{P_x, x \in \mathbb{R}\}$  é uma família de medidas de Wiener em  $(C, \mathcal{F})$ .

O teo. 1.4 segue da:

Teo 1.5: Suponha que  $(X_t)_{t \in Q_2}$  satisfazendo: para dado  $\alpha, \beta > 0 \exists K \in \mathbb{R} |X_t - X_s|^\beta \leq K |t-s|^{1+\alpha}$

$\gamma < \frac{\alpha}{\beta}$ , então q.c. existe  $c = c(\omega)$  t.q.  $|X_q - X_r| \leq c |q-r|^\gamma$

\*  $\forall q, r \in Q_2 \cap [0, 1]$

dem Teo. 1.4: ( $B_0 = 0$ )  $E_x |B_t - B_s|^4 = E_0 B_{t-s}^4 =$

$$= E_0 [(\sqrt{t-s}) B_1]^4 = (t-s)^2 E B_1^4, \quad K = E B_1^4 < \infty, \quad \beta = 4 \text{ e } \alpha = 1$$

no Teo 1.5.

Podemos concluir que as traj. do MB são q.c. Hölder contínuas de exp.  $\frac{1}{4}$ .

Além disso, temos para  $\beta = 2m$

$$E_x |B_t - B_s|^{2m} = c \cdot (t-s)^{2m}$$

$$\Gamma_{\beta=2m} \text{ e } \alpha=m-1 \Rightarrow \text{exp. de Hölder } \frac{m-1}{2m} = \frac{1}{2} - \frac{1}{2m}$$

dem.: Teorema 1.5: Sejam  $\gamma < \frac{\alpha}{\beta}$  e  $0 < \eta < 1$  (a ser detalhado depois).

Defina  $I_m = \{(i, j) : 0 \leq i < j \leq 2^m, 0 \leq j-i < 2^{m\eta}\}$ .

$$G_n = \{ |X(j2^{-m}) - X(i2^{-m})| \leq [(j-i)2^{-m}]^\gamma; \forall (i, j) \in I_m \}.$$

Então, usando a desig. de Markov com expoente  $\beta$ , vem

$$P(G_n^c) = P(|X(j2^{-m}) - X(i2^{-m})| > [(j-i)2^{-m}]^\gamma; \forall (i, j) \in I_m)$$

$$\leq E\{|X(j2^{-m}) - X(i2^{-m})|^\beta; \forall (i, j) \in I_m\} \\ [(j-i)2^{-m}]^\gamma$$

$$= \frac{\sum_{(i,j) \in I_m} E|X(j2^{-m}) - X(i2^{-m})|^\beta}{[(j-i)2^{-m}]^{\gamma\beta}} \stackrel{\text{Hip.}}{\leq} \frac{k \sum_{(i,j) \in I_m} [(j-i)2^{-n}]^{1+\alpha}}{[(j-i)2^{-m}]^{\gamma\beta}}$$

$$= k \sum_{(i,j) \in I_m} [(j-i)2^{-n}]^{1+\alpha-\gamma\beta} \stackrel{\text{def de } I_m}{\leq} k [2^{m\eta}2^{-m}]^{1+\alpha-\gamma\beta} \cdot \frac{2^n}{2^m} \cdot \frac{2^{m\eta}}{2^{m\eta}}$$

$$= k \cdot 2^{m\eta(1+\alpha-\gamma\beta)} \cdot 2^{-n(1+\alpha-\gamma\beta)} \cdot 2^m \cdot 2^{m\eta}$$

$$= k \cdot 2^{-n} [\eta(1+\alpha-\gamma\beta) + (1+\alpha-\gamma\beta) - 1 - \eta]$$

$$= k \cdot 2^{-n} [(1+\alpha-\gamma\beta)(1+\eta) - \eta - 1] = k \cdot 2^{-n\lambda}$$

sendo  $\lambda = (1+\alpha-\gamma\beta)(1+\eta) - \eta - 1 > 0$  se  $\eta > 0$  e  $\eta \sim 0$ .

pois de  $\gamma < \frac{\alpha}{\beta}$  tem-se  $\alpha - \gamma\beta > 0$  ;  $P(G_n^c) \leq k \cdot 2^{-n\lambda}$ . (\*)

Para concluir a demonstração, precisaremos do seguinte lema:

Lema 1.6: Seja  $A = \frac{3 \cdot 2^{(1-\eta)r}}{1-2^r}$ . Em  $H_N = \bigcap_{n \geq N} G_n$  temos

$$|X_q - X_r| \leq A \cdot |q-r|^r \quad \forall q, r \in \mathbb{Q}_2 \cap [0,1] \quad \text{tq } |q-r| < 2^{-(1-\eta)N}.$$

Usando o Lema 1.6 e a desig.

$$P(H_N^c) = P\left(\bigcup_{n \geq N} G_n^c\right) \leq \sum_{n \geq N} P(G_n^c) \stackrel{(*)}{\leq} k \sum_{n \geq N} 2^{-n\lambda} = \frac{k 2^{-\lambda N}}{1-2^{-\lambda}}$$

Por Borel-Cantelli 1, existe  $N = N(\omega) < \infty$  tal que

$H_N^c$  não ocorre. Então se  $q, r \in \mathbb{Q}_2 \cap [0,1]$  e

$$|q-r| < 2^{-(1-\eta)N} = \delta \quad \text{temos} \quad |X_q - X_r| \leq A \cdot |q-r|^r.$$

Agora, sejam  $q, r \in \mathbb{Q}_2 \cap [0,1]$  quaisquer e sejam

$$q = a_0 < a_1 < \dots < a_m = r \quad \text{com} \quad a_i - a_{i-1} < \delta \quad \text{e} \quad m \leq 1 + \delta^{-1}.$$

Da desigualdade triangular

$$\begin{aligned} |X_q - X_r| &\leq A \cdot \sum (a_i - a_{i-1})^r = A \cdot |q-r|^r \cdot \sum \frac{(a_i - a_{i-1})^r}{|q-r|^r} \leq \\ &\leq A \cdot |q-r|^r \cdot n \leq \underbrace{A(1+\delta^{-1})}_{C=C(\omega)} |q-r|^r. \end{aligned}$$

$$\therefore |X_q - X_r| \leq C \cdot |q-r|^r$$

dem.: Lema 1.6: Sejam  $q, r \in \mathbb{Q}_2 \cap [0, 1]$  com  $0 < r-q < 2^{-(1-\eta)N}$

Tome  $m \geq N$  tal que  $2^{-(1-\eta)(m+1)} \leq r-q < 2^{-(1-\eta)m}$

escreva

$$r = j2^{-m} + 2^{-r_1} + \dots + 2^{-r_L} \quad q = i2^{-m} + 2^{-q_1} + \dots + 2^{-q_K}$$

com  $m < r_1 < \dots < r_L$  e  $m < q_1 < \dots < q_K$ .

De  $0 < r-q < 2^{-m(1-\eta)}$  temos  $0 \leq j-i < 2^{m\eta}$  e  $m \in H_N$

$$a) |X(i2^{-m}) - X(j2^{-m})| \leq [(j-i)2^{-m}]^\gamma \leq [2^{m\eta} 2^{-m}]^\gamma = 2^{-\gamma m (1-\eta)}$$

$$b) |X(r) - X(j2^{-m})| \leq |X(r) - X(j2^{-m} + 2^{-r_1} + \dots + 2^{-r_{L-1}})| + \dots +$$

$$\begin{aligned} & |X(j2^{-m} + 2^{-r_1}) - X(j2^{-m})| \leq [r - (j2^{-m} + \dots + 2^{-r_{L-1}})]^\gamma + \dots + [j2^{-m} + 2^{-r_1} - j2^{-m}]^\gamma \\ & = (2^{-r_1})^\gamma + (2^{-r_{L-1}})^\gamma + \dots + (2^{-r_1})^\gamma = \sum_{n=1}^L 2^{-\gamma r_n} \leq \sum_{i=m}^{\infty} 2^{-ir} = \frac{2^{-\gamma m}}{1 - 2^{-\gamma}} \end{aligned}$$

$$c) |X(q) - X(i2^{-m})| \leq (\text{mesma ideia do (b)}) \leq \frac{2^{-\gamma m}}{1 - 2^{-\gamma}}$$

Usando a desig. triangular,

$$|X_q - X_r| \leq 2^{-\gamma m (1-\eta)} + \frac{2 \cdot 2^{-\gamma m}}{1 - 2^{-\gamma}} = \left[ 2^{-m(1-\eta)} \right]^\gamma + \frac{2 \cdot 2^{-\gamma m}}{1 - 2^{-\gamma}}$$

$$\leq |r-q|^\gamma + \frac{2 \cdot 2^{-\gamma m}}{1 - 2^{-\gamma}}$$

$$\text{Note que de } |r-q| \geq 2^{-(1-\eta)(m+1)} = 2^{-m} \cdot 2^{\frac{m}{\gamma m}} \cdot 2^{\frac{m}{\gamma-1}}$$

$$\Rightarrow |r-q| \geq 2^{-m}. \text{ Logo.}$$

$$|X_q - X_r| \leq \frac{(1-2^{-\gamma})|r-q|^\gamma + 2|r-q|^\gamma}{1-2^{-\gamma}} = \frac{|r-q|^\gamma (1-2^{-\gamma} + 2)}{1-2^{-\gamma}} \leq \frac{3}{1-2^{-\gamma}} |r-q|^\gamma.$$

Tema 1.8: Com prob. 1, as trajetórias Brownianas não são Lipschitz contínuas (e portanto não diferenciáveis) em nenhum ponto.

dem: Sejam  $C < \infty$  uma constante fixa e  $A_n = \{\omega: \exists s \in [0,1]$

$$\text{tq } |B_t - B_s| \leq c \cdot |t-s| \quad \forall t: |t-s| \leq \frac{3}{n}\}$$

Para  $1 \leq k \leq n-2$ , sejam

$$Y_{k,n} = \max \left\{ \left| B\left(\frac{k+j}{n}\right) - B\left(\frac{k+j-1}{n}\right) \right|; j=0,1,2 \right\}$$

$$B_m = \bigcup_{k=1}^{m-2} \left\{ Y_{k,n} \leq \frac{6C}{n} \right\}$$

Da desig. triangular  $A_m \subset B_m$ , daí

$$\begin{aligned} P(B_m) &\leq \sum_{k=1}^{n-2} P(Y_{k,n} \leq \frac{6C}{n}) \leq n \cdot P(Y_{k,n} \leq \frac{6C}{n}) \leq n \cdot \left[ P\left(B_{\frac{6C}{n}} \leq \frac{6C}{n}\right) \right]^3 \\ &\leq C \cdot n^{-\frac{3}{2}} \rightarrow 0 \quad \text{quando } n \uparrow \infty. \end{aligned}$$

Como  $A_n \uparrow$  então  $P(A_m) = 0 \quad \forall n \in \mathbb{N}$ .

Teo 1.8': Se  $\gamma > \frac{1}{2}$ , então com prob. 1 as trajetórias Brownianas não são  $\gamma$ -Hölder contínuas.

## Propriedade de Markov

Sejam  $\mathcal{F}_s^0 = \sigma\{B_r, 0 \leq r \leq s\}$ ,  $(\mathcal{F}_s^0, \mathbb{P})$ ,  $\mathcal{F}_s^+ = \bigcap_{t \geq s} \mathcal{F}_t^0$

OBS.:  $\mathcal{F}_s^+$  é contínua à direita

$$\mathcal{F}_s^+ = \bigcap_{u > s} \mathcal{F}_u^0 = \bigcap_{t > s} \bigcap_{u > t} \mathcal{F}_u^0 = \bigcap_{t > s} \mathcal{F}_t^+$$

Em outras palavras, o  $\mathcal{F}_s^+$  é um "futuro infinitesimal", i.e.,  
 $A \in \mathcal{F}_s^+$  se  $A \in \mathcal{F}_{s+\varepsilon}^+ \forall \varepsilon > 0$ .

Exemplo: Se  $f(u) > 0 \forall u > 0$ , então em  $d=1$  a v.a'

$$\lim_{t \downarrow s} \frac{B_t - B_s}{f(t-s)} \in \mathcal{F}_s^+, \text{ mas } \notin \mathcal{F}_s^0$$

Definição: Para  $t > 0$ , seja  $\theta_s : C \rightarrow C$ ,  $\theta_s(wt) = w(t+s)$   
(translação por  $s$  unid. de tempo)

Teorema 2.1: (Propriedade de Markov). Se  $s > 0$  e  $Y \in \mathcal{G}_z$  é Itôa, então  $\forall x \in \mathbb{R}^d$

$$E_x(Y \circ \theta_s | \mathcal{F}_s^+) \stackrel{qc}{=} E_{B_s} Y,$$

onde  $E_{B_s} Y$  é a função  $E_x Y$  com  $x = B_s$ .

dem: Basta verificarmos que

$$(*) \quad E_z(Y \circ \theta_s; A) = E_x(E_{B_s} Y; A), \quad \forall A \in \mathcal{F}_s^+$$

Para demonstrar (\*) usaremos o teorema da Classe monótona:

Teorema 6.13: Seja  $\mathcal{A}$  um sistema- $\pi$  que contém  $\Omega$  e seja  $\mathcal{H}$  uma coleção de funções reais satisfazendo:

(i)  $A \in \mathcal{A} \Rightarrow I_A \in \mathcal{H}$

(ii)  $f, g \in \mathcal{H} \Rightarrow f+g, cf \in \mathcal{H} \quad \forall c \in \mathbb{R}$ .

(iii)  $f_n \in \mathcal{H}$  não negativas e crescentes para  $f$  Hda, então  $f \in \mathcal{H}$ .

Então  $\mathcal{H}$  contém todas as funções mensuráveis Hdas com respeito à  $\sigma(\mathcal{A})$ .

dem.: Seja  $G = \{A : I_A \in \mathcal{H}\}$ . Mostrar que  $G$  é  $\lambda$ -sistema. Com efeito, de (i) temos que

(a) Como  $\Omega \in \mathcal{A} \stackrel{(i)}{\Rightarrow} I_\Omega \in \mathcal{H} \Rightarrow \Omega \in G$ .

(b)  $A, B \in G$  com  $A \subset B \stackrel{(i)}{\Rightarrow} I_A \in \mathcal{H} \quad \text{e} \quad I_B \in \mathcal{H}$

Como  $A \subset B \Rightarrow B = A \cup (B-A) \Rightarrow \mathcal{H} \ni I_B = I_{A \cup (B-A)} = I_A + I_{B-A}$   
 $\Rightarrow I_{B-A} = I_B - I_A \stackrel{(ii)}{\in} \mathcal{H} \Rightarrow B-A \in G$

(c)  $A_n \in G \Rightarrow A_n \uparrow A \Rightarrow I_{A_n} \in \mathcal{H}$ . Como  $A_n \uparrow A$

$\Rightarrow I_{A_n} \uparrow I_A \stackrel{(iii)}{\Rightarrow} I_A \in \mathcal{H} \Rightarrow A \in G$ .

Logo, pelo Teorema do  $\lambda$ - $\pi$ -sistema temos que  $\mathcal{H} \supseteq \sigma(\mathcal{A})$ .

De (ii) concluímos que  $\mathcal{H}$  possui todas as funções simples e de (iii) concluímos que  $\mathcal{H}$  contém todas as funções Hdas e  $\sigma(\mathcal{A})$ -mensuráveis.

Seja  $Y(\omega) = \prod_{m=1}^M f_m(\omega(t_m))$  onde  $0 < t_1 < \dots < t_M$ .

$f_m : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  Hdas e mensuráveis. Note que

$$(Y \circ \theta_h)(\omega) = \prod_{m=1}^M f_m(\theta_h(\omega(t_m))) = \prod_{m=1}^M f_m(\omega(t_{m+h}))$$

Sejam  $0 < h < t_1$ ,  $0 < b_1 < \dots < b_k \leq b+h < t_1+t_2 < \dots < t_{n+1}$ ,

$A = \{\omega : \omega(s_j) \in A_j ; 1 \leq j \leq k\}$ , onde  $A_i \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$ ,  $1 \leq j \leq k$ .

Observe que  $A$  é um cilindro de  $\mathbb{R}^{t_{n+1}}$ .

Da definição de MB, segue que

$$E_x(Y \circ \theta_h; A) = E_x\left(\prod_{m=1}^M f_m(\omega(t_{m+h})); A\right) \quad \begin{matrix} \text{independência} \\ \text{incremento} \end{matrix}$$

$$= \int_{A_1} dx_1 P_{b_1}(x_1, z_1) \cdot \int_{A_2} dx_2 P_{b_2-b_1}(z_1, x_2) \dots \int_{A_K} dx_K P_{b_K-b_{K-1}}(x_{K-1}, x_K) \times$$

$$\times \underbrace{\int dy P_{z+h-b_K}(x_K, y)}_{=1} \cdot \varphi(y, h),$$

$$\text{sendo } \varphi(y, h) = \int dy_1 P_{t_1-h}(y, y_1) \cdot f(y_1) \cdot \int dy_2 P_{t_2-t_1}(y_1, y_2) \cdot f(y_2) \dots$$

$$\times \int dy_n P_{t_n-t_{n-1}}(y_{n-1}, y_n) f(y_n).$$

Então, usando que é a identidade no lado direito acima, temos que

$$E_x(Y \circ \theta_h; A) = E_x(\varphi(B_{n+h}, h); A)$$

Essa última igualdade vale para todo conjunto  $A$  finito dimensional, então do teorema  $\pi-2$  sistema temos que é

Válido para todo  $A \in \mathcal{F}_{s+h}^0 \supset \mathcal{F}_s^+$ .

Seja

$$\Psi(y_1) = f_1(y_1) \int dy_2 p_{t_2-t_1}(y_2, y_1) f_2(y_2) \dots \int dy_n p_{t_n-t_{n-1}}(y_{n-1}, y_n) f_n(y_n).$$

e note que  $\Psi(y_1)$  é Itda e  $\mathcal{F}_0$ -mensurável.

Fazendo  $h \downarrow 0$  e usando o T.C. Dominada temos que,  
se  $x_h \rightarrow x$ , então

$$\begin{aligned} \Psi(x_h, h) &= \int dy_1 \underbrace{p_{t_1-h}(x_h, y_1)}_{x_h \rightarrow x \downarrow h \downarrow 0} \Psi(y_1) \rightarrow \int dy_1 p_{t_1}(x, y_1) \Psi(y_1) \\ &\quad p_{t_1}(x, y_1) \\ &= \Psi(x, 0). \end{aligned}$$

Assim, do TCDominada (de novo), temos que

$$(1) \quad E_x(\varphi(B_{s+h}, h); A) \rightarrow E_x(\varphi(B_s, 0); A), \forall A \in \mathcal{F}_s^+.$$

Isto mostra que (\*) vale para  $y = \prod_{m=1}^m f_m(\omega(t_m))$  com  $f_m$  Itdas e mensuráveis.

Para concluirmos a demonstração, usaremos o Teorema da Classe monótona, então: Seja

$$H = \{ \text{funções Itdas para as quais vale } (*) \}.$$

Note que  $H$  claramente tem as propriedades (i) e (ii).

Para vermos (iii), seja  $\mathcal{A} = \{ \{\omega(t_i) \in A_1, \dots, \omega(t_n) \in A_n\}, t_i \geq 0, A_i \in \mathcal{B}(\mathbb{R}), i=1, \dots, n, n \geq 1 \}$ .

De (i) temos que  $1_A \in H \quad \forall A \in \mathcal{A}$ .

• Pelo TCMonótona segue o resultado

OBS:  $E_x(Y_{\theta_s} | \mathcal{F}_s^+) \stackrel{q.c.}{=} E_{B_s}(Y) \in \mathcal{F}_s^0$  o que implica

$$E_x(Y_{\theta_s} | \mathcal{F}_s^+) \stackrel{q.c.}{=} E_x(Y_{\theta_s} | \mathcal{F}_s^0) \quad (\Delta).$$

Teo 2.4: Se  $Z \in \mathcal{G}$  é Itda, então  $\forall s > 0 \Rightarrow Z \in \mathcal{F}_s^0$

$$E_x(Z | \mathcal{F}_s^+) \stackrel{q.c.}{=} E_x(Z | \mathcal{F}_s^0)$$

dem: Como no teorema anterior, é suficiente provar o resultado quando

$$Z = \prod_{m=1}^n f_m(B_{t_m})$$

onde as  $f_m$ 's são Itdas e  $\mathcal{G}$ -mensuráveis. Nesse caso, podemos escrever  $Z$  como

$$Z = X(Y_{\theta_s}), \quad X \in \mathcal{F}_s^0 \text{ e } Y \in \mathcal{G}.$$

Agora,

$$\begin{aligned} E_x(Z | \mathcal{F}_s^+) &= E_x(X(Y_{\theta_s}) | \mathcal{F}_s^+) = X \cdot E_x(Y_{\theta_s} | \mathcal{F}_s^+) \\ &\stackrel{(\Delta)}{=} X \cdot E_x(Y_{\theta_s} | \mathcal{F}_s^0) = E_x(X(Y_{\theta_s}) | \mathcal{F}_s^0) = E_x(Z | \mathcal{F}_s^0) \end{aligned}$$

Corolario: Se  $A \in \mathcal{F}_s^+$ ,  $E_x(I_A | \mathcal{F}_s^+) = E_x(I_A | \mathcal{F}_s^0)$

dem:  $I_A \in \text{Itda} \Rightarrow I_A \in \mathcal{G}$ . Logo pelo Teo 2.4

$$E_x(I_A | \mathcal{F}_s^+) = E_x(I_A | \mathcal{F}_s^0).$$

Teo 2.5: (Lei 0-1 de Blumenthal) Se  $A \in \mathcal{F}_0^+$ , então  $\forall x \in \mathbb{R}$   $P_x(A) \in \{0, 1\}$ .

dem: Usando que  $A \in \mathcal{F}_0^+$ , o corolário anterior e que  $\mathcal{F}_0^+ = \sigma(B_0)$  é trivial sob  $P_x$  temos

$$\mathbb{1}_A = E_x(\mathbb{1}_A | \mathcal{F}_0^+) = E_x(\mathbb{1}_A | \mathcal{F}_0^+) = P_x(A) \quad \text{q.c.}$$

OBS.: A  $\sigma$ -álgebra germinal  $\mathcal{F}_0^+$  é trivial.

Teo. 2.6: Se  $\bar{\tau}^+ = \inf\{t \geq 0 : B_t > 0\}$ , então  $P_0(\bar{\tau}^+ = 0) = 1$ .

dem:  $\forall t > 0$ , temos

$$P_0(\bar{\tau}^+ \leq t) \geq P_0(B_t > 0) = \frac{1}{2} \quad (B_t \sim N(0, t))$$

$$\therefore P_0(\bar{\tau}^+ = 0) = \lim_{t \downarrow 0} P(\bar{\tau}^+ \leq t) \geq \frac{1}{2}$$

Como  $\bar{\tau}^+ \in \mathcal{F}_0^+$ , então por Blumenthal,  $P_0(\bar{\tau}^+ = 0) = 1$ .

Teo 2.7: Seja  $T_0 = \inf\{t > 0 : B_t = 0\}$ , então  $P_0(T_0 = 0) = 1$ .

dem:  $P_0(\bar{\tau}^- = 0) = 1$ , sendo  $\bar{\tau}^- = \inf\{t \geq 0 ; B_t < 0\}$ .

Pela continuidade de  $B_t$  segue  $P_0(T_0 = 0) = 1$ .

Teo 2.8: Se  $(B_t)$  é um MB com  $B_0 = 0$  então ~~def~~

$$\tilde{B}_t = \begin{cases} t B_{\frac{1}{t}}, & t > 0 \\ 0, & t = 0 \end{cases} \quad \text{tbm é MB com } \tilde{B}_0 = 0.$$

dem: temos de verificar (a'), (b') e (c) da definição

(a')  $0 < t_1 < \dots < t_n$ ,  $(B_{t_1}, \dots, B_{t_n})$  é um processo gaussiano,

i.e.,

$$f_{B_{t_1}, \dots, B_{t_n}}(x_1, \dots, x_n) = \frac{e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - x_{i-1})^2}}{(2\pi)^n \left\{ \prod_{i=1}^n (t_i - t_{i-1}) \right\}^{1/2}}$$

Primeiro vê-se que

$$B_{t_i} \sim N(0, t_i) \Rightarrow B_{\sqrt{t_i}} \sim N(0, 1)$$

$$\begin{aligned} \phi_{t_n B_{\sqrt{t_n}}}(t) &= E e^{it t_n B_{\sqrt{t_n}}} = \phi_{B_{\sqrt{t_n}}}(t t_n) = e^{-\frac{(t t_n)^2}{2}} \\ &= e^{-\frac{t^2}{2}} \Rightarrow t_n B_{\sqrt{t_n}} \sim N(0, 1). \end{aligned}$$

Logo,  $(t_1 B_{\sqrt{t_1}}, \dots, t_n B_{\sqrt{t_n}}) \sim$  dist. gaussiana de média 0.

(b')  $E(t B_{\sqrt{t}}) = 0$ , por (a') e suponha  $s < t$ , então

$$E(t B_{\sqrt{t}} s B_{\sqrt{s}}) = ts E(B_{\sqrt{t}} B_{\sqrt{s}}) = ts \frac{1}{t} = s = s \wedge t$$

(c) Claramente  $\tilde{B}_t$  é contínuo fora da origem.

Precisamos então ver que  $\tilde{B}_t \rightarrow 0$ ,  $t \downarrow 0$ .

Note que

$$\tilde{B}_t = t B_{\sqrt{t}} = t \left( \overbrace{B_{\sqrt{t}} - B_{\lfloor \sqrt{t} \rfloor}}^{X_t} \right) + t B_{\lfloor \sqrt{t} \rfloor}.$$

$$t B_{\lfloor \sqrt{t} \rfloor} = t \sum_{i=1}^{\lfloor \sqrt{t} \rfloor} (B_i - B_{i-1}) \xrightarrow{\text{LFGN}} 0 \quad \text{q.c.}$$

Agora, veja que

$$\lim_{t \downarrow 0} t |X_t| = \lim_{t \downarrow 0} \sup_{s \in [n, n+1]} \frac{t}{n} |B_s - B_n| \stackrel{\text{continuidade do NB}}{=} \lim_{m \rightarrow \infty} n^{-\frac{1}{3}} \lim_{m \rightarrow \infty} \sup_{j=1, \dots, 2^m} |B_{m+j2^{-m}} - B_n|$$

Pela desig. de Kolmogorov, temos

$$P\left(\sup_{j=1, \dots, 2^m} |B_{m+j2^{-m}} - B_n| > n^{\frac{2}{3}}\right) \leq n^{-\frac{1}{3}} E(B_{n+1} - B_n)^2 = n^{-\frac{4}{3}}$$

Por Borel-Cantelli, segue que  $B_n$  ocorre no máximo um número finito de vezes, donde concluímos que

$$t |X_t| \rightarrow 0 \text{ qd} \ t \downarrow 0.$$

Lema 2.5:  $T \in P_x$ -trivial  $\forall x$ .

OBS.:  $\sigma$ -álgebra terminal  $\mathcal{F}'_s = \sigma(B_t, t \geq s) \downarrow T = \bigcap_{s \geq 0} \mathcal{F}'_s$

dem.: Note que  $T$  é  $\sigma$ -álgebra gerada para  $\tilde{B}_t$ , portanto trivial sob  $P_0$ . Para  $x \neq 0$ , seja  $A \in T = \bigcap_{s \geq 0} \mathcal{F}'_s$  então  $A \in \mathcal{F}'_1$ , então  $1_A = 1_D \circ \theta_1 \quad \forall D \in \mathcal{F}'_0$ . Daí

$$P_x(A) = E_x(1_A) = E_x(1_D \circ \theta_1) = E_x\{E_x(1_D \circ \theta_1 | \mathcal{F}'_1)\}$$

$$= E_x\{E_{B_1}(1_D)\} = \int p_1(x, y) P_y(D) dy$$

Tomando  $x=0$ , temos que se  $P_0(A)=0$ , então

$$\int P_1(0, y) P_y(D) dy = 0 \Rightarrow P_y(D) = 0 \text{ Lebesgue q.t.p.}$$

e daí, usando a fórmula novamente temos

$$P_x(A) = 0 \quad \forall x \in \mathbb{R}.$$

Se  $P_0(A)=1$ , note que  $A^c \in \mathcal{T}$  e  $P_0(A^c)=0$ , o último mostra que  $P_x(A^c)=0 \Rightarrow P_x(A)=1 \quad \forall x$ .

Teorema 2.10: Seja  $(B_t)$  MB padrão (pode ser geral). Então

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{\sqrt{t}} = +\infty \quad \text{e} \quad \lim_{t \rightarrow -\infty} \frac{B_t}{\sqrt{|t|}} = -\infty \quad \text{q.c.}$$

dem: Seja  $k > 0$ :

$$P_0\left(\frac{B_n}{\sqrt{n}} > k \text{ i.v.}\right) \geq \liminf_{n \rightarrow \infty} P_0\left(\frac{B_n}{\sqrt{n}} > k\right) \geq P_0\left(B_1 > k\right) > 0.$$

∴ pela trivialidade de  $\mathcal{T}$  segue que  $P_0\left(\frac{B_n}{\sqrt{n}} > k \text{ i.v.}\right) = 1$

A outra parte é feita de forma similar.

Tcc 2.11: Seja  $(B_t)$  MB qualquer e  $A = \bigcap_{n \geq 0} \{B_t = 0 \quad \forall t > n\}$ .  
Então  $P_x(A) = 1 \quad \forall x$ .

dem:

$$\begin{aligned} P_x(A^c) &= P_x\left(\bigcup_{n \geq 0} \{B_t \neq 0 \quad \forall t > n\}^c\right) \leq P_x\left(B_t \neq 0 \quad \forall t > 0\right) \\ &= 2 \cdot P_x(B_t > 0 \quad \forall t > 0) \leq 2 \cdot P_x(B_1 > 0) \end{aligned}$$

$$N_x = \{ A ; A \subset D ; P_x(D) = 0 \} ; \quad \mathcal{F}_s^x = \sigma \{ \mathcal{F}_s^+ \cup N_x \}$$

$$\mathcal{F}_s = \bigcap_{x \in \mathbb{R}} \mathcal{F}_s^x \quad \rightarrow \text{σ-álgebra completa e s é contínua à direita.}$$

Tempos de Parada:

Def:  $s : (\mathbb{C}, \mathcal{F}) \rightarrow ([0, +\infty], \mathcal{D})$  é dito um tempo de parada com respeito à  $(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$  se  $\{s < t\} \in \mathcal{F}_t \forall t \geq 0$ .

OBS:  $s \in t.p. \Leftrightarrow \{s \leq t\} \in \mathcal{F}_t \forall t$ .

dem:

$$\Rightarrow \{s < t\} \in \mathcal{F}_t \forall t, \text{ então}$$

$$\{s \leq t\} = \bigcap_{n \geq 1} \left\{ s < t + \frac{1}{n} \right\} \in \mathcal{F}_t$$

$$\Leftarrow \{s < t\} = \bigcup_{n \geq 1} \left\{ s \leq t - \frac{1}{n} \right\} \in \mathcal{F}_t.$$

Teo 3.1: Se  $G \subset \mathbb{R}$  é aberto, então  $T = \inf \{t \geq 0 ; B_t \in G\}$  é t.p.

dem: Como  $G$  é aberto e  $(B_t)$  é contínuo, então

$$\{T < t\} = \bigcup_{\substack{q < t \\ q \in \mathbb{Q}}} \{B_q \in G\} \in \mathcal{F}_t$$

Teo 3.2:  $T_m$  for t.p  $\forall n$ , e  $T_n \downarrow T$ , entao  $T$  é t.p

dem:  $\{T < t\} = \bigcup_n \left\{ \underbrace{T_n < t}_{\in \mathcal{F}_t} \right\} \in \mathcal{F}_t$ .

Teo 3.3:  $T_n$  for t.p  $\forall n$  e  $T_n \uparrow T$ , entao  $T$  é t.p.

dem:  $\{T \leq t\} = \bigcap_n \{T_n \leq t\}$

Teo 3.4: Se  $K \subset \mathbb{R}$  é fechado, entao  $T = \inf \{t \geq 0; B_t \in K\}$  é t.p.

dem: Saya  $G_n = \bigcup_{x \in K} B(x, \frac{1}{n})$ ,  $n \geq 1$  e  $T_n = \inf \{t \geq 0; B_t \in G_n\}$

Como  $G_n$  é aberto  $\forall n \geq 1$ , segue do teorema 3.1 que  $T_n$  é t.p  $\forall n \geq 1$ . Queremos mostrar que  $T_n \uparrow T$ . Para provar isso, primeiro note que  $T \geq T_n$ . donde  $\lim T_n \leq T$ .

Agora, suponha que  $T_n \uparrow t < \infty$ . e note que  $B_{T_n} \in \overline{G_n}$   $\forall n \geq 1$ . Logo da continuidade do MB temos  $B_{T_n} \rightarrow B_t \in K$  e daí,  $T \leq t$ .  $\therefore T_n \uparrow T$ .

Def: Para  $s$  t.p, defina  $\mathcal{F}_s = \{A \in \mathcal{F}: A \cap \{s \leq t\} \in \mathcal{F}_t \ \forall t \geq 0\}$   
Note que  $\mathcal{F}_s$  é  $\sigma$ -álgebra.

(i)  $A \in \mathcal{F}_s \Rightarrow A \cap \{s \leq t\} \in \mathcal{F}_t$ . Então  $A^c \cap \{s \leq t\} = A^c \cap \{s > t\}^c$   
 $= (\underbrace{A \cup \{s \leq t\}}_{\in \mathcal{F}_t})^c \in \mathcal{F}_t \Rightarrow A^c \in \mathcal{F}_s$

(ii)  $A_1, \dots \in \mathcal{F}_s \Rightarrow A_n \cap \{s \leq t\} \in \mathcal{F}_s \ \forall n$   
 $\Rightarrow (\bigcup_n A_n) \cap \{s \leq t\} = \bigcup_n \{\underbrace{A_n \cap \{s \leq t\}}_{\in \mathcal{F}_t}\} \in \mathcal{F}_t$

Teo 3.5: Se  $S \subseteq T$  não t.p. então  $\mathcal{F}_S \subset \mathcal{F}_T$ .

dem: dado  $A \in \mathcal{F}_S$ . temos  $A \cap \{S \leq t\} \in \mathcal{F}_t$ . Então

$$A \cap \{T \leq t\} = \underbrace{A \cap \{S \leq t\}}_{\in \mathcal{F}_t} \cap \underbrace{\{T \leq t\}}_{\in \mathcal{F}_t} \in \mathcal{F}_t \Rightarrow A \in \mathcal{F}_T.$$

Teo 3.6: Se  $T_n \downarrow T$  t.p's, então  $\bigcap_n \mathcal{F}_{T_n} = \mathcal{F}_T$ .

dem: Do Teo 3.5, temos  $\mathcal{F}_{T_n} \supset \mathcal{F}_T \Rightarrow \bigcap_n \mathcal{F}_{T_n} \supset \mathcal{F}_T$ .

Agora, se  $A \in \bigcap_n \mathcal{F}_{T_n} \Rightarrow A \cap \{T_n \leq t\} \in \mathcal{F}_t \quad \forall n$ .

$$\Rightarrow \mathcal{F}_t \ni \bigcup_n A \cap \{T_n \leq t\} = A \cap \left\{ \bigcup_n \{T_n \leq t\} \right\} = A \cap \{T \leq t\}.$$

$$\Rightarrow A \in \mathcal{F}_T.$$

Def: (Translação temporal por  $s$  t.p.) Se  $s \in \mathbb{R}$ ,

então definimos  $\theta_s: (\mathcal{C}, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathcal{C}, \mathcal{F})$  por

$$(\theta_s \omega)(t) = \omega(s(\omega) + t), \text{ se } s(\omega) < \infty.$$

## Propriedade Fórmula de Markov para MB

Teorema 3.7: Seja  $S$  t.p. (com r.a.  $(\mathcal{F}_t)$ ) e  $Y: [0, +\infty) \times \mathbb{P} \rightarrow \mathbb{R}$

Hda. Então  $\forall x \in \mathbb{R}$

$$E_x(Y_s \circ \theta_s | \mathcal{F}_s) = E_{B_s}(Y_s) \text{ em } \{S < \infty\}$$

onde  $E_{B_s}(Y_s) = E_x(Y_t) \Big|_{x=B_s} \text{ e } t=s.$

dem: 1º caso:  $S$  é uma v.a. discreta. Seja  $(t_n)_{n \geq 1}$  os valores finitos assumidos por  $S$ . Dado  $A \in \mathcal{F}_s$ .

$$\begin{aligned} E_x(Y_s \circ \theta_s; A \cap \{S < \infty\}) &= \sum_{n=1}^{+\infty} E_x(Y_{t_n} \circ S_{t_n}; \underbrace{A \cap \{S=t_n\}}_{\in \mathcal{F}_{t_n}}) \\ &\stackrel{\text{Markov}}{=} \sum_{n=1}^{+\infty} E_x(E_{B_{t_n}} Y_{t_n}; A \cap \{S=t_n\}) = E_x(E_{B_s}(Y_s); A \cap \{S < \infty\}) \end{aligned}$$

Caso Geral: Seja  $s_m = (\lfloor 2^m s \rfloor + 1) 2^{-m}$ ,  $s_m$  é t.p.  $\forall n \geq 1$  e  $s_n \downarrow s$ .

$$\begin{aligned}
c \cdot \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(u) dF(u) &= c \cdot \int_0^{\infty} \varphi(v) dF(v) + c \cdot \int_{-\infty}^0 \varphi(u) dF(u) \\
&= \int_0^{\infty} \varphi(v) dF(v) \int_{-\infty}^0 (-u) dF(u) + \int_{-\infty}^0 \varphi(u) dF(u) \int_0^{\infty} v dF(v) \\
&= \int_0^{\infty} dF(v) \int_{-\infty}^0 \varphi(v)(-u) dF(u) + \int_0^{\infty} dF(v) \int_{-\infty}^0 v \varphi(u) dF(u) \\
&= \int_0^{\infty} dF(v) \int_{-\infty}^0 dF(u) [v\varphi(u) - u\varphi(v)]
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Rightarrow E\varphi(x) &\stackrel{(*)}{=} c^{-1} \int_0^{\infty} dF(v) \int_{-\infty}^0 dF(u) [v\varphi(u) - u\varphi(v)] \\
&\stackrel{(\dagger)}{=} c^{-1} \int_0^{\infty} dF(v) \int_{-\infty}^0 dF(u) [v-u] \underbrace{\left\{ \frac{v\varphi(u) - u\varphi(v)}{v-u} \right\}}_{\mu_{u,v}(\varphi)} \\
&= \int \varphi(x) dF_{u,v}(x) \quad (\text{que é a média da v.a do tipo do } 12 \text{ caso}).
\end{aligned}$$

Seyam  $(u, v) \in (-\infty, 0] \times [0, +\infty)$ .  $\tilde{P}((u, v) = (0, 0)) = F(\{0\})$

$$\tilde{P}((u, v) \in A) = c^{-1} \iint_A dF(u) dF(v) [v-u], \quad A \in \mathcal{B}((- \infty, 0] \times [0, +\infty))$$

Da (1) temos que

$$E\varphi(x) = \int \varphi(x) dF(x) = \tilde{E}\left(\int \varphi(x) dF_{u,v}(x)\right)$$

Considere  $((C, \mathcal{P}, P) \times ((-\infty, 0] \times [0, +\infty), \mathcal{B}, \tilde{P})$ ,  $\mathbb{F}_t = \mathbb{F}_t \times \mathbb{B}^2$ ,  $\tilde{P} = P \times \tilde{P}$ ) esp. de prob para o MBP, então definindo-se

$$T = T_{u,v} = T_u \wedge T_v,$$

$$\begin{aligned}
\tilde{P}(B_T \leq x) &= \tilde{E}(P(B_{T_{u,v}} \leq x)) = \int P(B_{T_{u,v}} \leq x) d\tilde{P}(u,v) \\
&= \int F_{u,v}(x) d\tilde{P}(u,v) \stackrel{(\ddagger)}{=} F(x)
\end{aligned}$$

## Teorema de Donsker

$X_1, X_2, \dots$  iid  $EX_1 = 0$  e  $EX_1^2 < \infty$  (suponha  $= 1$ ),  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$

Queremos mostrar que

$$(S_n(t))_{t \geq 0} = \left( \frac{1}{\sqrt{n}} S_{[nt]} \right)_{t \geq 0} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{d} (B_t)_{t \geq 0}.$$

Teorema 6.1: (Representação de Skorokhod). Seja  $X$  v.a com  $EX = 0$  e  $EX^2 < \infty$ . Então existem um esp de prob com um MBP e um t.p.  $T$  t.q.  $B_T \stackrel{d}{=} X$  e  $ET = EX^2$ .

dem: 1º Caso: Suponha que  $P(X \in \{a, b\}) = 1$  com  $a < 0 < b$ . Como  $EX = 0$ , temos

$$P(X=a) = \frac{b}{b-a} \quad \text{e} \quad P(X=b) = \frac{-a}{b-a}.$$

Seja  $T = T_{a,b} = \inf\{t \geq 0 : B_t \notin (a, b)\}$ . Do teorema 5.3 temos que  $B_T \stackrel{d}{=} X$  e do teorema 5.5 vem que  $ET = -ab = EX^2$ .

Caso Geral: Seja  $F$  a dist. de  $X$ . Escreveremos  $F(z) = P(X \leq z)$  como uma mistura de duas dist. pontuais de média 0.

Como  $EX = \int_{-\infty}^{+\infty} z dF(z) = 0$ , seja

$$c = \int_{-\infty}^0 (-u) dF(u) = \int_0^\infty u dF(v) > 0$$

Seja  $\psi$  lida e tal que  $\psi(0) = 0$ , usando as fórmulas para  $c$ , temos

Da continuidade de  $W_n$ ,  $\forall \varepsilon > 0$  existe  $\delta > 0$

$$p(\varepsilon, \delta) = P\left(\sup\{|W_n(t) - W_n(s)|; |t-s| < \delta\}\right) \leq \frac{\varepsilon}{2}$$

Da  $\frac{T_n}{n} \xrightarrow{q.c.} 1$ ,  $\exists n_0 \in \mathbb{N}$   $p_n(\delta) = P\left(|\frac{T_n}{n}| > \delta\right) < \frac{\varepsilon}{2} \quad \forall n \geq n_0$

Logo,

$$P\left(|W_n\left(\frac{T_n}{n}\right) - W_n(1)| > \varepsilon\right) \leq p(\delta, \varepsilon) + p_n(\delta) \leq \varepsilon \quad \text{qdo } n \geq n_0.$$

OBS.: O mesmo argumento vale para provar que se  $0 \leq t_1 < \dots < t_k < \infty$  fixos, então  $\frac{1}{\sqrt{n}}(S_{1:n:t_1}, \dots, S_{1:n:t_k}) \xrightarrow{d} (B_{t_1}, \dots, B_{t_k})$  onde  $(B_{t_i})$  é MBR.

Para  $n \geq 1$ ,  $\tilde{Y}_n(t) = \frac{1}{\sqrt{n}}S_{1:n:t}$ , então se  $\Psi$  for uma função contínua e Itôa das trajetórias de  $\tilde{Y}_n = (\tilde{Y}_n(t))_{t \geq 0}$  que dependa apenas de um conjunto fixo e finito de coordenadas<sup>(\*)</sup>, então a observação acima garante que  $E\Psi(\tilde{Y}_n) \xrightarrow{q.c.} E\Psi(B)$ , onde  $B = (B_t)_{t \geq 0}$  é um MBR.

(\*) significa que  $\varphi(x) = \varphi(x_{t_1}, \dots, x_{t_k}) \quad \forall k \geq 1$ ,  $0 \leq t_1 < \dots < t_k < \infty$ ,  $\varphi: \mathbb{R}^k \rightarrow \mathbb{R}$  contínua e Itôa.

Queremos estender (\*\*) para  $\Psi$ 's mais gerais, que possam depender de toda a trajetória, por exemplo

$$\Psi(w) = \max_{0 \leq t \leq 1} \{w(t)\}$$

"Será que

$$\max_{t \in [0,1]} \tilde{Y}_n(t) \xrightarrow{d} \max_{t \in [0,1]} B(t).$$

2ª Parte

$$\begin{aligned}
 \bar{E}T &= \bar{E}T_{U,V} = \tilde{E}(-UV) = \int_{-\infty}^0 dF(u)(-u) \int_0^{+\infty} dF(v) [v-u] c^{-1} \\
 &= \int_{-\infty}^0 dF(u)(-u) \left[ (-u) + c^{-1} \int_0^{+\infty} v^2 dF(v) \right] = \int_{-\infty}^0 u^2 dF(u) + \int_0^{+\infty} v^2 dF(v) \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 dF(x) = EX^2.
 \end{aligned}$$

Teorema 6.3:  $X_1, \dots$  iid,  $EX_1=0$ ,  $EX_1^2=1$ . Então existe uma MBP e uma seq. det.p  $T_0=0 < T_1 < T_2 < \dots$  tq

$$S_n \sim B_{T_n}; \quad (T_n - T_{n-1}) \text{ iid com } ET_1 = 1.$$

dem: Sigue do teorema da representação de Skorokhod que

$$(U_1, V_1), (U_2, V_2), \dots \stackrel{\text{iid}}{\sim} (U, V)$$

$$T_0 = 0, \quad T_n = \inf \{ t \geq T_{n-1} ; B_t - B_{T_{n-1}} \notin (U_n, V_n) \}$$

Corolário: (TLC)  $X_1, X_2, \dots$  iid  $EX_1=0$ ,  $EX_1^2=1 \Rightarrow \frac{S_n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{d} N(0,1)$ .

$$\frac{S_n}{\sqrt{n}} \sim \frac{1}{\sqrt{n}} B_{T_n} \quad \forall n \geq 1$$

$$\text{II d} \quad W_n \left( \frac{T_n}{n} \right), \text{ onde } W_n(t) = \frac{1}{\sqrt{n}} B_{nt}$$

$(W_n(t))$  é um MBP  $\forall n \geq 1$

Da LFGN,  $\frac{T_n}{n} \xrightarrow{(A)} 1$  Vamos mostrar que

$$W_n \left( \frac{T_n}{n} \right) - W_n(1) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

Sua

$$Y_n(t) = \begin{cases} \tilde{Y}_n(t), & se t = \frac{k}{n}, \forall k=0, \dots, n \\ linear em \left[\frac{k-1}{n}, \frac{k}{n}\right] & \forall k=0, \dots, n \end{cases}$$

Por uma questão de conveniência técnica vamos manter as trajetórias entre  $[0,1]$ . Dessa forma,  $Y_n \in C[0,1]$ .

Considere a métrica:  $\|w - w'\|_\infty = \sup_{t \in [0,1]} |w(t) - w'(t)|$  e

seja  $\mathcal{B}(C[0,1])$  com a métrica  $\|\cdot\|_\infty$ .

Lema 6.5.  $\mathcal{B} = \mathcal{G}[0,1] := \sigma\text{-álgebra gerada pelos cilindros em } [0,1]$

Teorema 6.5 (Teorema de Donsker) Se  $\Psi: C[0,1] \rightarrow \mathbb{R}$  contínua e Hda, então  $E(\Psi(Y_n)) \rightarrow E(\Psi(B))$ , onde  $B = (B_t)_{t \geq 0}$  é um MBP. Noutras palavras

$$Y_n \xrightarrow{d} B \text{ em } (C[0,1], \mathcal{G}[0,1])$$

Teorema 6.6  $\Rightarrow$  Teorema 6.7:  $\Psi: C[0,1] \rightarrow \mathbb{R}$  contínua

$$\text{então } \Psi(Y_n) \xrightarrow{d} \Psi(B).$$

Exemplos: 1)  $\Psi(w) = \varphi(w(1))$  TLC

2)  $\Psi(w) = \varphi(w(t_1), \dots, w(t_k))$  (TLC multidimensional)

3)  $\Psi(w) = \varphi(\max_{t \in [0,1]} w(t))$

dem: (Teo. de Donsker). Para cada  $n \geq 1$ , sejam

$$X_i^{(n)} = \frac{X_i}{\sqrt{n}} \text{ e } T_i^{(n)} = \frac{T_i}{n}. \quad \text{Vamos usar o MBP da representa-}$$

ção de Sko. para fazer as coisas de tal forma que

$$S_i^{(n)} = \sum_{j=1}^i X_j^{(n)} = B_{T_i^{(n)}}.$$

$$\text{Fato 1: } T_{[ns]}^{(n)} \xrightarrow{P} s \iff \frac{1}{[ns]} \sum_{i=1}^{[ns]} (T_i - T_{i-1})$$

$X_n \xrightarrow{P} x \Leftrightarrow$  toda subsequência  $(n')$  de  $(n)$  admite uma subsubseq.  $(n'')$  t.q.  $X_{n''} \xrightarrow{a.s.} x$ .

$$\text{mais ainda, } \sup \{ |T_{[ns]}^{(n)} - s|; s \in \mathbb{Q} \cap [0,1] \} \xrightarrow{P} 0$$

Lema 6.8:  $\| Y_n - B \|_\infty \xrightarrow{P} 0$

dem: Da continuidade das trajetórias de  $B$ ,  $\forall \epsilon > 0$

$\exists \delta > 0$  com  $\frac{1}{\delta} \in \mathbb{N}$  t.q.

$$a) P(|B_t - B_s| < \epsilon \quad \forall 0 \leq s, t \leq 1 \quad \text{e} \quad |t-s| < 2\delta) > 1-\epsilon$$

O fato 1 nos diz que,  $\forall \epsilon, \delta > 0$ ,  $\exists N_\delta$  tal que

$$b) P(|T_{[nk\delta]}^{(n)} - s\delta| < \epsilon \quad \forall k=1, \dots, \frac{1}{\delta}) > 1-\epsilon.$$

Na intersecção dos eventos em (a) + (b), temos

$$c) |S_i^{(n)} - B_{i/n}| < \epsilon$$

Sua  $t = \frac{i+\theta}{n}$ ,  $\theta \in (0,1)$ . Na intersecção dos eventos (a),

(b) + (c)

$$|Y_t^{(n)} - B_t| = |(1-\theta)S_i^{(n)} + \theta S_{i+1}^{(n)} - B_t| \leq (1-\theta)|S_i^{(n)} - B_{i/n}| +$$

$$\theta \cdot |S_{\frac{i+1}{n}}^{(n)} - B_{\frac{i+1}{n}}| + (1-\theta) \cdot |B_{i/n} - B_t| + \theta \cdot |B_{\frac{i+1}{n}} - B_t|$$

$$\leq 2\epsilon \quad \text{q.d.o.} \quad \frac{1}{n} < 2\delta.$$

$$\therefore P(\|S_i^{(n)} - B\|_\infty \geq 2\epsilon) \leq 2\epsilon \quad \forall n \geq N_\delta \vee \frac{1}{\delta}$$

(II)  $\xi$  arbitrário, satisfazendo (2).

$$h > 0 : \xi_h(t, w) = \begin{cases} \frac{1}{h} \int_{-h}^0 \xi(t + sw) dt, & \text{se } t > h \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}$$

$\xi_h$  está bem definida, é contínua, pms e satisfaz (2).

Pelo Teorema da diferenciabilidade de Lebesgue:

$$\xi_h \rightarrow \xi \text{ quando } h \downarrow 0, \forall w \in \text{Lebesgue q.t.p.}$$

do TC dominada e (I) temos (1)

(II) Para  $\xi$  arbitrário seja

$$\xi^{(m)} = (\xi \vee -m) \wedge m, m > 0. \quad \xi^{(m)} \text{ satisfaz (2) e TC dom.}$$

$$\Rightarrow E \int_0^T |\xi_t - \xi_t^{(m)}|^2 dt \rightarrow 0.$$

### Integral Estocástica (integral de Itô)

Seja  $\xi$  uma função pms, então para  $t_j \leq t \leq t_{j+1}$

$$\eta(t, w) = \int_0^t \xi(s, w) dB_s(w) := \sum_{k=0}^{j-1} \xi(t_k, w) \cdot (B_{t_{k+1}}(w) - B_{t_k}(w)) + \xi(t_j, w) \cdot (B_t(w) - B_{t_j}(w)).$$

### Propriedades

a)  $\eta_t$  é contínua — segue da continuidade do MB

b)  $\eta_t$  e  $\eta_t^2 - \int_0^t \xi_s^2 ds$  são ambos martingais —  
segue da martingalidade de  $B_t$  e  $B_t^2 - t$

## Integração Estocástica

Seja  $(\Omega, \mathcal{F}, P, (\mathcal{F}_t), (B_t))$   
 ↪ filtragem ↪ MBP

Definição 1:  $\xi: [0, +\infty) \times \Omega \rightarrow \mathbb{R}$  é dita progressivamente mensurável (pm) se  $\{(s, \omega) : s \in [0, t], \omega \in \Omega \text{ e } \xi(s, \omega) \in A\} \in \mathcal{B}[0, t] \times \mathcal{F}_t \quad \forall A \in \mathcal{B}(\mathbb{R})$

Definição 2:  $\xi$  é dita pm simples (pms) se  $\exists 0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n$  e  $\forall \omega \in \Omega \quad \xi(t, \omega) = \begin{cases} \xi(t_i, \omega), & t_i \leq t < t_{i+1} \\ \xi(t_n, \omega), & t \geq t_n. \end{cases}$

Lema 11: Se uma função pm satisfaz

$$E \int_0^T \xi^2(t, \omega) dt < \infty \quad \forall T > 0,$$

então existe  $(\xi_n)$  de funções pms tais que

$$E \int_0^T |\xi(t, \omega) - \xi_n(t, \omega)|^2 dt \rightarrow 0. \quad (1)$$

dem: Fixado  $T > 0$ . (I) Se  $\xi$  for contínua e

$$E \left( \sup_{t \in [0, T]} |\xi(t, \omega)|^2 \right) < \infty. \quad (2)$$

Então,  $\xi_n(t, \omega) = \xi(\pi_n(t), \omega) \quad \forall \omega$ , onde  $\pi_n(t) = \frac{j}{n}$  se  $\frac{j}{n} \leq t < \frac{j+1}{n}$ .

$$c) P\left(\sup_{t \in [0, T]} |\eta_t| \geq \lambda\right) \leq \frac{E\eta_T^2}{\lambda^2}, \quad \lambda > 0.$$

$$d) (i) E\eta_t = 0 \quad \text{e} \quad (ii) E\eta_t^2 = E \int_0^t \xi_s^2 ds.$$

$$e) \text{ Se } \xi = a\xi_1 + b\xi_2, \text{ então } \eta = a\eta_1 + b\eta_2 = a \int \xi_1(t) dB_t \\ + b \int \xi_2(t) dB_t.$$

$$f) \eta \text{ é pm}$$

Para  $\xi$  satis fazendo as condições do Lema 1.1 (em  $L_2([0, T] \times \Omega) \forall T < \infty$ ). Seja  $(\xi_n)$  uma seq de funções p.pms satis fazendo (1). Então

$$\eta(t, \omega) = \int_0^t \xi(s, \omega) dB_s(\omega)$$

e definida como

$$\eta_t = \lim_{n \rightarrow +\infty} \int_0^t \xi_n(s, \omega) dB_s(\omega) \text{ em } L_2(\Omega), \forall t$$

Observações: 1) o limite está bem definido

$$E(\eta_m^{(t)} - \eta_n^{(t)})^2 = E \int_0^t | \xi_m(s) - \xi_n(s) |^2 ds \xrightarrow{\text{Lema 1.1.}} 0, \text{ logo}$$

$(\eta_m^{(t)})$  é de Cauchy em  $L_2(\Omega) \Rightarrow$  converge.

2) o limite é uniforme em  $t \in [0, T]$ .

3) As propriedades (a) - (f) não preservadas no limite.

$$\begin{aligned}
 a) \quad P\left(\sup_{t \in [0, T]} |\eta_n(t) - \eta(t)| > \varepsilon\right) &\stackrel{(c)}{\leq} \frac{E\left(|\eta_n(T) - \eta(T)|^2\right)}{\varepsilon^2} \\
 d(i) \quad &= E \int_0^T |\xi_n(s) - \xi(s)|^2 ds / \varepsilon^2 \rightarrow 0.
 \end{aligned}$$

OBS: Podemos substituir  $E \int_0^T \xi^2 ds < \infty$  por  $P\left(\int_0^T \xi^2 ds < \infty\right) = 1$

$\forall T$ . Podemos estender a noção de integral (ver Karatzas - Shreve, das 2,3,4 págs 149, neste caso IE serão martingais locais).

Seja  $A \in \mathcal{F}_S$ . Como  $S \leq S_n \Rightarrow A \in \mathcal{F}_{S_n}$ . Pelo caso 1, temos

$$E_x(Y_{S_n} \circ \theta_{S_n}; A \cap \{S < \infty\}) = E_x(\varphi(B_{S_n}, S_n); A \cap \{S < \infty\}).$$

Tomando o limite com  $n \rightarrow +\infty$ , temos

$$\varphi(B_{S_n}, S_n) \rightarrow \varphi(B_S, S) \quad e$$

$$Y_{S_n} \circ \theta_{S_n} \rightarrow Y_S \circ \theta_S \quad em \quad \{S < \infty\}$$

Segue do T.C. Dominada que

$$E_x(Y_S \circ \theta_S; A \cap \{S < \infty\}) = E_x(E_{B_S} Y_S; A \cap \{S < \infty\}). \quad (*)$$

Para completar a demonstração, aplicaremos o teorema da classe monótona.

Seja  $\mathcal{H} = \{Y; (*) \text{ vale}\}$

$$i) Y, Y' \in \mathcal{H} \Rightarrow aY + bY' \in \mathcal{H}, a, b \in \mathbb{R} \quad e$$

ii)  $0 \leq Y_n \in \mathcal{H} \quad e \quad Y_n \uparrow Y \in \mathcal{H} \text{ da} \Rightarrow Y \in \mathcal{H} \quad \text{são fáceis de verificar.}$

Para verificar (iii), seja  $\mathcal{A} = \{A = G_0 \times \{\omega : \omega(s_j) \in G_j, 1 \leq j \leq \kappa\}, G_j \text{ aberto}\}$ . Tomando  $f_j^n(x) = 1 \wedge \text{nd}(x, G_j^c)$  temos que

$f_j^n(x) \uparrow 1_{G_j}$  e  $f_j^n(x)$  são contínuos. De fato que

$$Y_S^n(\omega) = f_0^n(s) \prod_{j=1}^{\kappa} f_j^n(\omega(s_j)) \in \mathcal{H} \quad e \quad (\text{ii}) \quad \text{segue que}$$

$1_A \in \mathcal{H}$ , o que conclui a demonstração.

## Propriedade Forte de Markov para MB

Teorema 3.7: Seja  $S$  um t.p. (c.r. à  $\mathcal{F}_t$ ) e  $Y: [0, \infty) \times \mathcal{G} \rightarrow \mathbb{R}$

Itda. Então  $\forall x \in \mathbb{R}$ .

$$E_x(Y_s \circ \theta_s | \mathcal{F}_s) = E_{B_s}(Y_s) \text{ em } \{S < \infty\},$$

onde  $E_{B_s}(Y_s) = E_x(Y_t) \Big|_{x=B_s, t=s}$ .

dém: Caso 1:  $S$  é v.a. discreta. Seja  $(t_n)_{n \geq 1}$  os valores finitos assumidos por  $S$ . Dado  $A \in \mathcal{F}_s$

$$E_x(Y_s \circ \theta_s ; A \cap \{S < \infty\}) = \sum_n E_x(Y_{t_n} \circ \theta_{t_n} ; \overbrace{A \cap \{S=t_n\}}^{\in \mathcal{F}_{t_n}})$$

Markov

$$= \sum_n E_x(E_{B_{t_n}} Y_{t_n} ; A \cap \{S=t_n\}) = E_x(E_{B_s} Y_s ; A \cap \{S < \infty\}).$$

Caso Geral: Seja  $s_n = (\lfloor 2^n s \rfloor + 1) 2^{-n}$ . Note que  $s_n$  é t.p. e  $n \in S_n \downarrow S$ .

Seja  $Y_b = f_0(s) \cdot \prod_{i=1}^m f_i(\omega(t_i))$ ;  $0 < t_1 < \dots < t_m$ ,  $f_i$ 's contínuas e Itdas.

Fato: Se  $f$  é contínua e Itda, então  $x \mapsto \int p_t(x, y) f(y) dy$  é contínua e Itda.

Dito, segue que

$$\Psi(x, s) = E_x Y_s = f_0(s) \int dy_1 p_{t_1}(x, y_1) f_1(y_1) \dots \int dy_n p_{t_n}(y_{n-1}, y_n) f_n(y_n)$$

é contínua e Itda.

Aplicação: 1) Zeros do MB.

Seyam  $Z = \{ t \geq 0 ; B_t = 0 \}$ ,  $R_t = \inf \{ u > t : B_u = 0 \}$ .

$T_0 = \inf \{ u > 0 : B_u = 0 \} = R_0$ . Note que  $R_t$  é t.p.

De um resultado anterior  $P_x(R_t < \infty) = 1$ .

$\therefore B_{R_t} = 0$  e pela PF Markov

$$P_x(T_0 \circ \theta_{R_t} > 0 | \mathcal{F}_{R_t}) = P_{B_{R_t}}(T_0 > 0) = P_0(T_0 > 0) = 0.$$

$$\Rightarrow P_x(T_0 \circ \theta_{R_t} > 0) = 0 \Rightarrow P_x(T_0 \circ \theta_{R_q} > 0 \ \forall q \in \mathbb{Q} \cap (0, +\infty)) = 0.$$

Se  $u \in Z$  e existe  $t < u$  tq  $(t, u) \cap Z = \emptyset \Rightarrow \forall v > u$ ,

$(u, v) \cap Z \neq \emptyset$ .  $\Rightarrow$  todos os pts de  $Z$  não são isolados.

Como  $Z$  é fechado então de é não enumerável e

$$|Z| = \int_0^\infty \mathbf{1}_{\{B_t=0\}} dt \stackrel{\text{Fubini}}{=} \int_0^\infty P_x(B_t=0) dt = 0$$

ié,  $|Z| = 0$  q.c.

Exemplo: Tempo de chegada,  $a \in \mathbb{R}$ .  $T_a = \inf \{ t \geq 0, B_t = a \}$

Teorema 4.1: Sob  $P_0$ ,  $\{T_a ; a \geq 0\}$  tem incrementos indep.

e estacionários.

dem: Se  $0 < a < b$ , então  $T_b \circ \theta_{T_a} = T_b - T_a$ , dai

$$E_0(f(T_b - T_a) | \mathcal{F}_{T_a}) = E_0(f(T_b) \circ \theta_{T_a} | \mathcal{F}_{T_a}) \stackrel{\text{PFM}}{=}$$

$$E_{B_{T_a}}(f(T_b)) = E_a(f(T_b)) = E_0(f(T_b - a)), \circ \text{ que mostra a estacionaridade}$$

Se  $0 < a_1 < \dots < a_n$ .

$$\begin{aligned} E_0\left(\prod_{i=1}^m f_i(T_{a_i} - T_{a_{i-1}})\right) &= E_0\left(E\left(\prod_{i=1}^m f_i(T_{a_i} - T_{a_{i-1}}) \mid \mathcal{F}_{T_{a_{n-1}}}\right)\right) \\ &= E_0\left(\prod_{i=1}^{m-1} f_i(T_{a_i} - T_{a_{i-1}})\right) \cdot E_0(f_m(T_{a_n} - T_{a_{n-1}}) \mid \mathcal{F}_{a_{n-1}}) \\ &\quad = E_0(f_m(T_{a_n} - T_{a_{n-1}})) \\ &= \dots = \prod_{i=1}^m E_0(f_i(T_{a_i} - T_{a_{i-1}})). \quad \therefore \text{independentes.} \end{aligned}$$

OBS.:  $(a B_t) \stackrel{d}{=} (B_{a^2 t}) \Rightarrow T_a \sim a^2 T_1$ . Disso e do

Teorema 4.1 concluímos que  $(T_a)$  é um processo estável com índice  $\frac{1}{2}$ .

Transformada de Laplace de  $T_a$ .

$$\varphi_a(\lambda) = E e^{-\lambda T_a}, \quad \lambda > 0$$

$$\varphi_{x+y}(\lambda) \stackrel{\text{indip.}}{=} \varphi_x(\lambda) \varphi_y(\lambda) \quad (4)$$

$$\underline{\text{Lema:}} \quad \varphi_a(\lambda) = e^{-a c(\lambda)} \quad (5) \quad (6)$$

dem: Defina  $c(\lambda) = -\log \varphi_1(\lambda)$ . Então para  $a = 1$ ,

$$e^{-c(\lambda)} = e^{\log \varphi_1(\lambda)} = \varphi_1(\lambda)$$

Agora, fazendo em (4)  $x=y=\bar{2}^{-m}$   $\oplus$  (6)  $\oplus$  indução, obtemos que (5) vale para  $a = \bar{2}^{-m}$ .  $\oplus$  (7)

Por último, fazendo em (4)  $x = \kappa \bar{2}^{-m}$  e  $y = \bar{2}^{-m}$   $\oplus$  (7)  $\oplus$  indução, obtemos (5) válido para todo  $a \in \mathbb{Q}_2 \cap [0, +\infty)$ .

e então, estende-se por continuidade e monotonicidade.

Note que,

$$\varphi(s, a) = E_a Y_s = E_a (\mathbb{1}\{s < t; B(t-s) > a\}) = \mathbb{1}\{s < t\} \cdot P_a(B(t-s) > a) \\ \Rightarrow \varphi(s, a) = \frac{1}{2}. \quad \text{Logo,}$$

$$P_0(T_a < t, B_t > a) = \frac{1}{2} \cdot P_0(s < \infty) = \frac{1}{2} P_0(T_a < t)$$

Usando que  $P_0(T_a < t) = 2 \cdot P_0(B_t > a)$ , temos

$$P(T_a \leq t) = 2 \cdot P_0(B_t > a) = 2 \cdot \int_a^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi t}} e^{-\frac{x^2}{2t}} dt = x = \frac{a\sqrt{t}}{\sqrt{s}}$$

$$= \int_0^t \frac{a}{\sqrt{2\pi s}} \frac{e^{-\frac{a^2}{2s}}}{s^{3/2}} ds \quad , \text{ onde } f(s) \text{ é a densidade de } T_a.$$

Observe que podemos usar  $f(s)$  para obter uma expressão para  $c(a)$ .

$$E_0(e^{aT_a}) = e^{-ac\sqrt{2}}, \text{ onde } c = \sqrt{2}.$$

Exemplo (dist. do maior zero) A dist. de  $L = \sup\{t \leq 1; B_t = 0\}$  é  
Note que  $\{L < s\} = \{T_0 > \theta_s > 1-s\}$ , então

$$P_0(L < s) = P_0(T_0 > \theta_s > 1-s) = E_0(P_0(T_0 > 1-s | \mathcal{F}_s))$$

$$\stackrel{\text{PM}}{=} E_0(P_{B_s}(T_0 > 1-s)) = \int_{\mathbb{R}} P_s(0, x) P_x(T_0 > 1-s) dx.$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \frac{1}{\sqrt{2\pi s}} e^{-\frac{x^2}{2s}} dx \int_{1-s}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi r}} r^{3/2} x e^{-\frac{x^2}{2r}} dr = \frac{1}{\pi} \int_{1-s}^{+\infty} (br^3)^{-1/2} \int_0^{+\infty} x \frac{b-r}{2\pi rs} x^2 dx$$

$$= \frac{1}{\pi} \int_{1-s}^{+\infty} (br^3)^{-1/2} \frac{rb}{r+b} dr \stackrel{t=\frac{b}{r+b}}{=} \frac{1}{\pi} \int_0^s \frac{1}{\sqrt{t(1-t)}} dr = \frac{2}{\pi} \arcsin(\sqrt{s}).$$

Para identificarmos  $c(\lambda)$ , observe que

$$\varphi_\lambda(z) = E e^{-T_\lambda} \stackrel{PBM}{=} E e^{-\lambda^2 T_1} = \varphi_1(\lambda^2)$$

$$\Rightarrow c(\lambda) = \kappa \sqrt{\lambda} \text{ sendo } \kappa \text{ cte.}$$

Exemplo: (Princípio da reflexão) Seja  $a \in \mathbb{R}_+$  e

$$T_a = \inf\{t \geq 0; B_t = a\}. \text{ Então}$$

$$P_o(T_a < t) = 2 \cdot P_o(B_t > a) \quad \forall t.$$

dem.. (Argumento intuitivo) Se  $T_a = s < t$ , sob  $P_o$ ,

$$B_t - a = B_t - B_{T_a} \mid \mathcal{F}_{T_a} \stackrel{PBM}{\sim} B_{t-s}. \text{ Então}$$

$$P_o(T_a < t, B_t > a) = \int_0^t f_{T_a}(s) P_o(B_t > a \mid T_a = s) ds = \frac{1}{2} P_o(T_a < t) \\ = P_o(B_{t-s} > a) = \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow P_o(T_a < t) = 2 \cdot P_o(T_a < \bar{t}, B_t > a) = 2 \cdot P_o(B_t > a). \quad (\Delta)$$

O argumento anterior não é rigoroso, mas note que basta verificar a validade de  $(\Delta)$ . De fato, sendo  $a, t$  fixos, sejam  $\gamma_s(\omega) = \mathbb{1}\{s < t, \omega(t-s) > a\}$  e  $s = \inf\{s < t; B_s = a\}$  ( $\inf \emptyset = +\infty$ )

$$\text{Observe que } \{s < \infty\} = \{T_a < t\}. \text{ Então } \gamma_s \circ \theta_s =$$

$$\mathbb{1}\{T_a < t; B_t > a\}. \text{ Da PBM, vem}$$

$$P_o(T_a < t, B_t > a) = E_o(\gamma_s \circ \theta_s; s < \infty) = E_o(E_o(\gamma_s \circ \theta_s \mid \mathcal{F}_s); s < \infty)$$

$$\stackrel{PBM}{=} E_o(\varphi(s, \overset{a}{\overbrace{B_s}}); s < \infty), \text{ onde } \varphi(s, y) = E_y(\gamma_s).$$

Teorema 5.4 :  $B_t^2 - t$  é um martingal.

dem : Seja  $s < t$ .

$$E_x(B_t^2 | \mathcal{F}_s) = E_x(B_{t-s}^2 \cdot \theta_s | \mathcal{F}_s) \stackrel{PM}{=} E_{B_s}(B_{t-s}^2) = E_x(B_{t-s}^2) \Big|_{z=B_s}$$

$$= B_s^2 + (t-s)$$

$$\Rightarrow E_x(B_t^2 - t | \mathcal{F}_s) = B_s^2 - t + t-s = B_s^2 - s.$$

Corolário : Seja  $T = T_a \wedge T_b$ ,  $a < 0 < b$ . Então  $E_0 T = -ab$ .

dem : Do teorema 5.1 e 5.4 temos

$$E_0(B_{T \wedge t}^2) = E_0(T \wedge t) \xrightarrow{T \leq M} E_0 T$$

$$\downarrow TCD$$

$$E_0(B_T^2)$$

Do teorema 5.3 segue o resultado.

Teorema 5.6 :  $\forall \theta \in \mathbb{R}$ ,  $\exp\{\theta B_t - \frac{\theta^2}{2}t\}$  é martingal.

dem : Seja  $s < t$ ,

$$E_x(e^{\theta B_t} | \mathcal{F}_s) = E_x(e^{\theta B_{t-s}} \cdot \theta_s | \mathcal{F}_s) \stackrel{PM}{=} E_{B_s}(e^{\theta B_{t-s}}) =$$

$$= E_x(e^{\theta B_{t-s}}) \Big|_{z=B_s} = e^{\theta B_s} e^{\frac{\theta^2}{2}(t-s)}$$

, onde

$$E_x(e^{\theta B_{t-s}}) = E_x(e^{\theta(B_{t-s}-z+z)}) = e^{\theta z} E_x(e^{\theta(B_{t-s}-z)})$$

$$= e^{\theta z} E_0(e^{\theta B_{t-s}}) = e^{\frac{\theta^2(t-s)}{2}}$$

Teorema 5.7 :  $T = T_a \wedge T_b$ . Então  $E_0(\bar{e}^{\lambda T}) = [\cosh(a\sqrt{2\lambda})]^{-1}$ .

dem : Dos teoremas 5.1 e 5.6 temos que

$$1 = E_0 \left\{ \exp \left\{ \theta B_{T \wedge T} - \frac{\theta^2}{2}(T \wedge T) \right\} \right\} \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{T \leq M} E_0 \left( e^{\theta B_T} e^{-\frac{\theta^2}{2}T} \right)$$

nb P0,  $B_T$  e  $T$  S indep.  $E_0 e^{\theta B_T} \cdot E_0 e^{-\frac{\theta^2}{2}T} = \frac{1}{2}(e^{-\theta a} + e^{\theta a}) = \cosh(\theta a) = \cosh(a\sqrt{2\lambda})$

obs : Podemos obter martingais derivando  $\exp\{\theta B_t - \frac{\theta^2}{2}t\}$  sobre  $\theta$ .

## Martingalidade do MB.

### Martingais à tempo contínuo

$(\mathcal{F}_t)_{t \geq 0}$ ,  $\mathcal{F}_s \subset \mathcal{F}_t$ ,  $s \leq t$   $(X_t)$  adaptada à  $(\mathcal{F}_t)$  é um martingal (sub, super) se  $E(X_t | \mathcal{F}_s) = X_s$ ,  $s \leq t$  ( $\geq$ ,  $\leq$ )

Teorema 5.1:  $(X_t)$  é martingal contínuo à direita adaptado à  $(\mathcal{F}_t)$ . Se  $T$  for t.p. limitado q.c., então  $E X_T = E X_0$ .

dem: Exercício:

Teorema 5.2:  $(B_t)$  é martingal c.r. à  $(\mathcal{F}_t)$  sob  $P_x$ .

dem: Da PM, temos que,  $s \leq t$

$$E_x(B_t | \mathcal{F}_s) = E_x(B_{t-s} + \theta_s | \mathcal{F}_s) \stackrel{PM}{=} E_{B_s}(B_{t-s}) = E_x(B_{t-s})|_{x=B_s}.$$

Como

$$E_x(B_{t-s} - x + x) = x + \underbrace{E_x(B_{t-s} - x)}_{=0} = x$$

temos,

$$\therefore E_x(B_{t-s})|_{x=B_s} = B_s$$

Teorema 5.3: Se  $a < x < b$ , então  $P_x(T_a < T_b) = \frac{b-x}{b-a}$ .

dem: Seja  $T = T_a \wedge T_b < \infty$ . Do teorema 5.2 e 5.1

temos que

$$E_x(B_{T \wedge t}) = E_x(B_0) = x. \text{ Observe que } B_T = \lim_{t \rightarrow +\infty} B_{T \wedge t}$$

TC Dominada

$$\Rightarrow E_x(B_T) = x .$$

$$\Downarrow$$

$$a \cdot P_x(T_a < T_b) + b \cdot P_x(T_b < T_a)$$

$$\} \Rightarrow P_x(T_a < T_b) = \frac{b-x}{b-a}.$$

De novo, seja  $t_n = \alpha^n$ ,  $\alpha > 1$ .

$$P_0(A_n) = P_0(B_{t_{n+1}} - B_{t_n} > \sqrt{t_{n+1} f(t_{n+1})}) \stackrel{\text{dividindo por } \sqrt{t_{n+1} - t_n}}{=} P_0(B_1 > \sqrt{\beta f(t_{n+1})})$$

$$\sim N(0, 1)$$

$$\stackrel{(9.4)}{\geq} \frac{c e^{-\frac{\beta}{2} f(t_{n+1})}}{2 \sqrt{\beta f(t_{n+1})}}$$

Tomando  $f(t) = \frac{2}{\beta^2} \log \log t$  e observando que  $\log \log t_n = \log n + \log \log \alpha$ , concluímos que  $\frac{-\beta f(t_{n+1})}{e^{\frac{\beta f(t_{n+1})}{2}}} \geq c_\alpha n^{-\frac{1}{\beta}}$

$\therefore \sum_{n \geq 1} P_0(A_n) \geq +\infty$  e pela indep. dos incrementos, de

B-C II segue que

$$B_{t_{n+1}} - B_{t_n} > \sqrt{\frac{2}{\beta^2} \log \log t_{n+1}} \text{ i.v.}$$

Pela cota superior para  $B_{t_n}$ , usando a simetria

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{B_{t_n}}{\sqrt{2 t_n \log \log t_n}} \geq -1 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{B_{t_{n+1}}}{\sqrt{2 t_{n+1} \log \log t_{n+1}}} \geq$$

$$\frac{1 - \frac{1}{\alpha}}{\beta} - \lim_{n \rightarrow \infty} \sqrt{\frac{t_n}{t_{n+1}} \cdot \frac{\log \log t_n}{\log \log t_{n+1}}} \stackrel{=1}{\Rightarrow} \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log t}} \geq 1 - \frac{1}{\alpha} - \sqrt{\frac{1}{\alpha}}$$

$$= \sqrt{\frac{1}{\alpha}}$$

que vale para todo  $\alpha > 1$ .  $\therefore$  segue o resultado

Lei do logaritmo iterado p/ v.a's iid: Se  $X_1, X_2, \dots$  v.a's iid com  $EX_1 = 0$ ,  $EX_1^2 = 1$  então  $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{s_n}{\sqrt{2n \log \log n}} = +1$  e

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{s_n}{\sqrt{2n \log \log n}} = -1$$

Continuando: Dados  $\varepsilon, \delta > 0$ , seja  $G_\delta = \{\omega \in C[0,1] ; \text{ se}$

$\forall \omega' \in C[0,1], \|\omega - \omega'\|_\infty < \delta \text{ então } |\Psi(\omega) - \Psi(\omega')| < \varepsilon\}$

Como  $\Psi$  é contínua, então  $\forall \varepsilon > 0 \quad G_\delta \uparrow C[0,1]$  qdó  $\delta \downarrow 0$ . Seja  $\Delta_n = \|Y^n - B\|_\infty$ , então

$$E|\Psi(Y^n) - \Psi(B)| \leq \varepsilon + P(\|Y^n - B\|_\infty > \delta) + P(G_\delta^c)$$

$\Rightarrow \overline{\lim} E|\Psi(Y^n) - \Psi(B)| \leq \varepsilon + P(G_\delta^c)$ . Como  $\varepsilon, \delta > 0$  são arbitrários e o lado esquerdo não depende de nenhum dos dois segue o resultado.

Aplicação:  $S_n$  passos aleatório simétrico simples.

$$\max_{0 \leq i \leq n} \frac{s_i}{\sqrt{n}} \xrightarrow{d} \max_{t \in [0,1]} B_t \sim |B_1|$$

Lei do Logaritmo iterado para o MB

Teorema 9.1.  $\overline{\lim} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log t}} = 1 \quad \text{e} \quad \underline{\lim} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log t}} = -1$ .

dem: Fato sabido:  $\max_{s \in [0,1]} B_s \stackrel{P}{\sim} |B_1| \quad (9.2)$

estimativas,  $\int_x^{+\infty} e^{-y^2/2} dy \leq \frac{1}{x} e^{-x^2/2}, \quad x > 0 \quad (9.3)$

$$\int_x^{+\infty} e^{-y^2/2} dy \sim \frac{1}{x} e^{-x^2/2}, \quad x \rightarrow +\infty \quad (9.4), \quad \text{onde}$$

$f(x) \sim g(x)$  significa  $\frac{f(x)}{g(x)} \xrightarrow{x \uparrow \infty} 1$

De (9.4) temos que  $f(t) \uparrow +\infty$ , então

$$P\left(\frac{1}{\sqrt{t}} B_t > \sqrt{f(t)}\right) \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi f(t)}} e^{-\frac{f(t)}{2}}$$

$$\therefore \sum_{n \geq 1} P(B_n > \sqrt{n f(n)}) \begin{cases} < +\infty, \text{ se } f(n) = (2+\varepsilon) \log n \\ = +\infty, \text{ se } f(n) = (2-\varepsilon) \log n \end{cases}$$

Por B-C,  $\lim \frac{B_n}{\sqrt{2n \log n}} \leq 1$  q.c.

Saya  $(t_n)_{n \geq 1}$ ,  $t_n = \alpha^n$ ,  $\alpha > 1$  uma seq de t.p.

$$\begin{aligned} P_0\left(\max_{s \in [t_n, t_{n+1}]} B_s > \sqrt{t_n f(t_n)}\right) &\leq P_0\left(\underbrace{\max_{s \in [t_n, t_{n+1}]} \frac{B_s}{\sqrt{t_n}}}_{d \mid B_s \mid} > \sqrt{\frac{f(t_n)}{\alpha}}\right) \\ (9.2) \quad &= P(|B_1| > \sqrt{\frac{f(t_n)}{\alpha}}) \stackrel{(9.3)}{\leq} \frac{2\alpha}{\sqrt{\frac{f(t_n)}{\alpha}}} e^{-\frac{f(t_n)}{2\alpha}} \end{aligned}$$

Tomando  $f(t) = 2\alpha^2 \log \log t$ , temos  $\log \log t_n = \log(n \log \alpha)$   
 $= \log n + \log \log \alpha$ .

$$\therefore e^{-\frac{f(t_n)}{2\alpha}} \leq C_\alpha \cdot n^{-\alpha}$$

$$\Rightarrow \sum_{n \geq 1} P_0\left(\max_{s \in [t_n, t_{n+1}]} B_s > \sqrt{t_n f(t_n)}\right) < \infty$$

$$\therefore \sum_{n \geq 1} P_0\left(\max_{s \in [t_n, t_{n+1}]} \frac{\sqrt{B_s}}{\sqrt{2n \log \log s}} > \alpha\right)$$

Por B-C,  $\lim_{t \rightarrow +\infty} \frac{B_t}{\sqrt{2t \log \log t}} \leq \alpha \quad \forall \alpha > 1$

$$\therefore \leq 1.$$

10.11

Caracterizações do MB como mart. contínuo.

Teo 3.3.16 K-S: Seja  $(X_t) \in M_c^2$  tq  $\langle X \rangle_t \equiv t$ . Então  $(X_t)$  é um MB.

dmo: Basta mostrar que  $E(e^{ia(X_t - X_s)} | \mathcal{F}_s) = e^{-\frac{\alpha^2}{2}(t-s)}$   $\forall 0 \leq s, t < \infty$  e  $a \in \mathbb{R}$ .

Vamos fixar  $a \in \mathbb{R}$ , e definir  $u(x) = e^{iax}$

Observar que  $u$  satisfaz:  $u'(x) = iau(x)$  e  $u''(x) = -a^2 u(x)$ .

Aplicando Itô: , fixado  $s$ ,

$$e^{iaX_s} = e^{iaX_s} + ia \int_s^t e^{iaX_v} dX_v - \underbrace{\frac{1}{2} a^2 \int_s^t e^{iaX_v} dw}_{M_{s,t} = \text{mörtant}}$$

$x \cdot e^{-iaX_s}$  dos 2 lados:

$$e^{ia(X_t - X_s)} = 1 + ia M_{s,t} e^{-iaX_s} - \frac{1}{2} a^2 \int_s^t e^{ia(X_v - X_s)} dv.$$

Seja  $A \in \mathcal{F}_s$  e multipl. por  $\mathbf{1}_A$  e integrando

$$E(e^{ia(X_t - X_s)} \mathbf{1}_A) = P(A) - \frac{1}{2} a^2 \int_s^t E(e^{ia(X_v - X_s)} \mathbf{1}_A) dv.$$

o que més dá uma eq. integral p/ a função  
 $t \mapsto E(e^{ia(X_t - X_s)} \mathbf{1}_A)$  cuja única solução é então

$$P(A) e^{-\frac{1}{2} a^2(t-s)}$$

Lema 8.6.2-Oks: Sejam  $\mu \in \mathcal{P}$  2 medidas de prob em  $(\Omega, \mathcal{F})$  t.q.

$$d\nu(w) = f(w) d\mu(w) \quad \forall f \in L_1(\mu)$$

$$\begin{aligned} \text{Se } X \in (\Omega, \mathcal{F}) \text{ e } E_\nu(|X|) &= \int |X|(w) d\nu(w) \\ &= \int |X|(w) f(w) d\mu(w) < \infty \end{aligned}$$

então p/toda  $H \subset \mathcal{F}$  σ-álgebra :

$$E_\nu(X|H) \cdot E_\mu(f|H) = E_\mu(fX|H).$$

dem.: Seja  $H \in \mathcal{F}$ :

$$\begin{aligned} \int_H E_\nu(X|H) E_\mu(f|H) d\mu &= \int_H E_\nu(X|H) f d\mu \\ &= \int_H X d\nu \underset{f d\mu}{=} \int_H f X d\mu \quad \square. \end{aligned}$$

Teorema de Girsanov:

Motivação: Sejam  $z_1, z_2, \dots, z_n$  v.a's iid normais padrão em  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ .

Sejam  $\mu_1, \dots, \mu_n \in \mathbb{R}$  e

$$\tilde{P}(dw) = \exp \left\{ \sum_{i=1}^n \mu_i z_i(w) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2 \right\} \cdot P(dw)$$

Então,

$$\tilde{P}(z_1 \in dz_1, \dots, z_n \in dz_n) = \exp \left\{ \sum_{i=1}^n \mu_i z_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2 \right\} \times$$

$$\underbrace{P(z_1 \in dz_1, \dots, z_n \in dz_n)}_{= e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2}} = e^{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \mu_i^2} dz_1 \dots dz_n$$

10.11:

$$= \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (z_i - \mu_i)^2 \right\} dz_1, \dots, dz_n$$

∴ Sob  $\tilde{P}$ ,  $(z_1, \dots, z_n)$  é um vetor independente,  $z_i \sim N(\mu_i, 1)$

e  $\tilde{z}_i = z_i - \mu_i$ , concluímos que sob  $\tilde{P}$ ,  $(\tilde{z}_1, \dots, \tilde{z}_n)$  é um vetor iid  $N(0, 1)$ .

Teo 8.63-Oks: (Girsanov I) Seja  $\gamma$  uma integral de Itô de forma

$$dY_t(w) = -\tilde{a}_t(w)dt + dB_t(w), \quad t \leq T$$

$$Y_0 = 0 \quad \text{e } B_t \text{ é M.B.}$$

Suponha que

$$M_t = \exp \left\{ \int_0^t a_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^t a_s^2 ds \right\}, \quad t \leq T, \in M_T^2. \quad (2)$$

Seja  $dQ(w) = M_T(w) dP(w)$ . Então, sob  $Q$ ,  $(Y_t)_{t \leq T}$  é M.B.P.

Observações: 1)  $Q$  é medida  $\gg$

$$Q(S\Omega) = E(M_T) = E(M_0) = 1.$$

2) A condição  $E \left[ \exp \left\{ c \int_0^T a_s^2 ds \right\} \right] < \infty \quad \forall \text{cte } c \geq \frac{1}{2}$

é suficiente p/<sup>(2)</sup> (para  $c^{3/8}$  suf. grande vale (2)).

3)  $c = \frac{1}{2}$  (condição de Novikov)

12.11

(1)

deu : Pela caracterização do MB como mart. cont.,  
basta verificar: sob Q

(i)  $Y_t$  é mart.

(ii)  $Y_t^2 - t$  é mart.

Para (i), seja  $K_t = M_t Y_t$ .

Se  $X_t^{(1)}$  e  $X_t^{(2)}$  forem processos de Itô, ie,

$$X_t^{(i)} = X_0^{(i)} + \int_0^t \xi_s^{(i)} dB_s + \int_0^t \lambda_s^{(i)} ds, \text{ então } X_t^{(1)} \cdot X_t^{(2)}$$

também é um processo de Itô e

$$d(X_t^{(1)} X_t^{(2)}) = X_t^{(1)} dX_t^{(2)} + Y_t dX_t^{(1)} + \xi_t^{(1)} \cdot \xi_t^{(2)} dt.$$

então, sendo  $dM_t = \alpha_t M_t dB_t$

$$\begin{aligned} dK_t &= M_t dY_t + Y_t dM_t + \alpha_t M_t dt \\ &= M_t (-\alpha_t dt + dB_t) + Y_t M_t \alpha_t dB_t + \alpha_t M_t dt \\ &= M_t (1 + \alpha_t Y_t) dB_t. \end{aligned}$$

$\therefore K_t$  é mart sobre P

Pelo Lema 2, para  $s < t \leq T$ ,

$$\begin{aligned} E_Q(Y_t | \mathcal{F}_s) &= \frac{E_p(M_T Y_t | \mathcal{F}_s)}{E_p(M_T | \mathcal{F}_s)} = \frac{E_p(M_t Y_t | \mathcal{F}_s)}{M_s} \\ &= \frac{M_s Y_s}{M_s} = Y_s. \end{aligned}$$

Aplicação: Existência de solução fraca para Eq. Dif. Est.

Teorema (Prop. 5.3.6 KS) - Considera EDE

$$(*) \quad dX_t = \mu(X_t) + dB_t, \quad 0 \leq t \leq T \text{ fixo},$$

$B_t$  MBP e  $\mu: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$  tq  $|\mu(x)| \leq K(1+|x|)$  (\*\*)

Então,  $\forall$  prob.  $\nu$  em  $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ , a eq. (\*) tem sol. fraca com dist. inicial  $\nu$ .

Uma solução fraca de (\*) é uma tripla  $\{\bar{x}, \bar{B}\}$ ,

$(\Omega, \mathcal{F}, P), \{\bar{\mathcal{F}}_t\}$

(i)  $(\Omega, \mathcal{F}, P)$  é prob.;  $(\bar{\mathcal{F}}_t)$  é filtragem;

(ii)  $(\bar{x}, \bar{B})$  é cont e adapt.

(iii)  $\mathbb{E} \int_0^T \mu^2(\bar{x}_t) dt < \infty$

(iv)  $\bar{x}_t = X_0 + \int_0^t \mu(\bar{x}_s) ds + \bar{B}_t, \quad 0 \leq t \leq T.$

dem : Vamos começar com um MBP  $\{\overset{\text{MB}}{\{\bar{x}_t, \bar{\mathcal{F}}_t, t \in \mathbb{R}_+\}}\}, (\Omega, \mathcal{F}, P\}$ . Por (\*\*) temos que

$M_t = \exp \left\{ \int_0^t \mu(\bar{x}_s) d\bar{x}_s - \frac{1}{2} \int_0^t \mu^2(\bar{x}_s) ds \right\}$  é um mart.

em  $L^2(\epsilon M_c^2)$  sob  $P$ . (Cor 3.5.16 KS).

Por Girsanov, sob Q ( $dQ = M_T dP$ ), o processo

$$W_t = X_t - X_0 - \int_0^t \mu(X_s) ds, \quad t \in [0, T] \quad \text{é um MBP} \quad (4)$$

Reescrevendo (4),

$$X_t = X_0 + \int_0^t \mu(X_s) ds + W_t$$

Logo a tripla  $\{(X, W), (\Omega, \mathcal{F}, Q), (\mathcal{F}_t)\}$  contém  
uma solução fraca p/ (\*)

$T_n \rightarrow \infty$ ,  $(X_{t \wedge T_n})$  é maut.  $\forall n \leftarrow$  martingal local



UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
INSTITUTO DE MATEMÁTICA E ESTATÍSTICA

Nome \_\_\_\_\_ Nº USP \_\_\_\_\_

Curso \_\_\_\_\_ Período \_\_\_\_\_

Disciplina \_\_\_\_\_ Código USP \_\_\_\_\_

Data \_\_\_\_ / \_\_\_\_ / \_\_\_\_\_. Nota \_\_\_\_ ( ) Pag \_\_\_\_

Fórmula de Itô

$\xi, x$  funções pm's t.p.  $E \int_0^T \xi_t^2 dt < \infty \forall T$  e

$$P\left(\int_0^T |\lambda_t| dt < \infty\right) = 1 \quad \forall T.$$

$$\text{Seja } X_t = x_0 + \int_0^t \xi_s dB_s + \int_0^t \lambda_s ds \quad (1)$$

$$\text{ou (notação) } dX_t = \xi_t dB_t + \lambda_t dt$$

$$\int_0^T [u'(x_s)]^2 \xi_s^2 ds \leq \max_{0 \leq s \leq T} (u'(x_s))^2 \int_0^T \xi_s^2 ds$$

Teo 2.1: (Regra de Itô) Seja  $u: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \in C^2$ . Então

$$u(X_t) = u(x_0) + \int_0^t u'(X_s) dX_s + \int_0^t \frac{1}{2} u''(X_s) \xi_s^2 ds \quad (2)$$

ou seja (notação)

$$d u(X_t) = u'(X_t) dX_t + \frac{1}{2} u''(X_t) \xi_t^2 dt$$

↑ regra da cadeia do Cálculo estocástico.

deu: Suficiente mostrar (2) para  $\xi, \lambda$  simples. Pela aditividade da II, basta considerar  $\xi, \lambda$  cts.

Vamos chamar  $u(\xi B_t + \lambda t) = u(X_t)$ .

Seyam  $\Pi = \{0 = t_0 < t_1 < \dots < t_n\}$  e  $\Delta_j = B_{t_j} - B_{t_{j-1}}$ ,  $j=1, \dots, n$ .  
então

$$u(X_t) - u(x_0) = \sum_{j=1}^n u(\xi B_{t_j} + \lambda t_j) - u(\xi B_{t_{j-1}} + \lambda t_{j-1})$$

é a soma de Taylor:  $u'(\xi B_{t_{j-1}} + \lambda t_{j-1})(\xi \Delta_j + \lambda(t_j - t_{j-1})) + \frac{1}{2} u''(\xi B_{t_{j-1}} + \lambda t_{j-1}) \times$   
 $\times (\xi \Delta_j + \lambda(t_j - t_{j-1}))^2 + o([(\xi \Delta_j + \lambda(t_j - t_{j-1}))^2])$ .

$$\begin{aligned}
&= \sum_{j=1}^n u'(\xi B_{t_{j-1}} + \lambda t_{j-1}) \xi \Delta_{t_j} \rightarrow \int_0^t \xi u'(x_s) dB_s \\
&+ \sum_{j=1}^n u'(\xi B_{t_{j-1}} + \lambda t_{j-1}) \cdot (t_j - t_{j-1}) \rightarrow \int_0^t \lambda u'(x_s) ds \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n u''(\xi B_{t_{j-1}} + \lambda t_{j-1}) (\xi^2 \Delta_j^2 + 2\xi \lambda \Delta_j (t_j - t_{j-1}) + \lambda^2 (t_j - t_{j-1})^2) \\
&\quad \text{as } (t_j - t_{j-1}) \rightarrow 0.
\end{aligned}$$

$\therefore I + II \rightarrow III.$

$$\begin{aligned}
(III) &= \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n u''(-) \xi^2 (t_j - t_{j-1}) \rightarrow \int_0^t \frac{1}{2} u''(x_s) \xi^2 ds \\
&+ \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n u''(\xi B_{t_{j-1}} + \lambda t_{j-1}) \xi^2 [\Delta_j^2 - (t_j - t_{j-1})] \\
&\quad \text{(IV).}
\end{aligned}$$

falta mostrar que  $(III) \xrightarrow{P} 0$

Se  $u''$  for Hdd em prob. (ie  $\forall \varepsilon > 0, \lim_{M \rightarrow \infty} P(|u''| > M) < \varepsilon$ .)

$$E(IV)^2 \leq c E \left( \sum_{j=1}^n (\Delta_j^2 - (t_j - t_{j-1}))^2 \right) \rightarrow 0.$$

concluimos na aula que vale:

$$du(x_t) = u'(x_t) dx_t + \frac{1}{2} u''(x_t) \xi^2 dt$$

Exemplo: 1)  $X_t = B_t$  e  $u = x^2$ .

$$\Rightarrow dB_t^2 = 2B_t dB_t + dt$$

$$\Rightarrow \int_0^t B_s dB_s = \frac{1}{2} \{ B_t^2 - t \}$$

$$2) \text{ Seja } Z_t = \exp \left\{ \int_0^t \xi_s dB_s - \frac{1}{2} \int_0^t \xi_s^2 ds \right\}$$

$$\stackrel{\text{Itô}}{\Rightarrow} dZ_t = Z_t \left( \xi_t dB_t - \frac{1}{2} \xi_t^2 dt \right) + \frac{1}{2} Z_t \xi_t^2 dt$$

$$= Z_t \xi_t dB_t$$

$Z_t$  faz o papel no cálculo estocástico da função  $\exp \left\{ \int_0^t \xi_s ds \right\}$  no cálculo comum.

### Exemplo: Problema de Dirichlet.

Suponha que  $u: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R} \in C^2$ .

$$\begin{cases} u''(x) = 0 & \text{em } (a, b) \\ u(a) = u_1; \quad u(b) = u_2 \end{cases}$$

Eq. de Laplace c/ condições de fronteira de Dirichlet.

Solução: Seja  $T = T_a \wedge T_b$  ( $T_x = \inf\{t \geq 0, B_t = x\}$ ).

$$\text{Então, } u(B_{t \wedge T}) = u(B_0) + \underbrace{\int_0^{t \wedge T} u'(B_s) dB_s}_{\text{martingal}}$$

Se  $x \in (a, b)$

$$E_x \{ u(B_{t \wedge T}) \} = E_x \left( u(B_0) \right) + 0, \quad \forall t$$

$\downarrow t \rightarrow \infty$

$$\begin{aligned} E_x (u(B_T)) &= u(a) P(T = T_a) + u(b) P(T = T_b) \\ &= u_1 \cdot \left( \frac{b-x}{b-a} \right) + u_2 \cdot \left( \frac{x-a}{b-a} \right) \end{aligned}$$

### Equação diferencial estocástica

Resolva:  $\begin{cases} dX_t = \sigma(X_t) dB_t + \mu(X_t) dt \\ X_0 = x_0 \end{cases} \quad (*)$

$$(*) \quad X_t = x_0 + \int_0^t \sigma(X_s) dB_s + \int_0^t \mu(X_s) ds, \quad \text{com } X_t \text{ fm.}$$

Teorema: Suponha que

$$1) \quad a) |\sigma|, |\mu| \leq A \quad b) x_0 \text{ é determinístico}$$

$$2) \quad |\sigma(x) - \sigma(y)|, |\mu(x) - \mu(y)| \leq A|x-y|$$

Então, (\*) tem uma única solução fm começando em  $x_0$ .

dem: (Iterações de Picard).

$X_t^0 = x_0$ , e  $t \geq 0$  para  $n \geq 1$ , segue

$$X_t^n = x_0 + \int_0^t \sigma(X_s^{n-1}) dB_s + \int_0^t \mu(X_s^{n-1}) ds.$$

Seja  $\Delta_t^n = X_t^n - X_t^{n-1}$ . Então

$$\begin{aligned} E\{\Delta_t^n\}^2 &\leq 2 \left\{ E\left[ \int_0^t (\sigma(X_s^{n-1}) - \sigma(X_s^{n-2})) dB_s \right]^2 + E\left[ \int_0^t (\mu(X_s^{n-1}) - \mu(X_s^{n-2})) ds \right] \right\} \\ &= 2 (I + II). \end{aligned}$$

$$I = E \int_0^t (\sigma(X_s^{n-1}) - \sigma(X_s^{n-2}))^2 ds \leq A^2 E \int_0^t (\Delta_s^{n-1})^2 ds$$

$$II \stackrel{\text{Cauchy-Schwarz}}{\leq} t E \left\{ \int_0^t (\mu(X_s^{n-1}) - \mu(X_s^{n-2}))^2 ds \right\} \leq t A^2 E \int_0^t (\Delta_s^{n-1})^2 ds.$$

Seja  $\Phi_t^n = E(\Delta_t^n)^2$

$$\Rightarrow \Phi_t^n \leq 2A^2(1+t) \int_0^t \Phi_s^{n-1} ds, \quad n \geq 2.$$

$$\begin{aligned} \Phi_t^1 &= E((X_t^1 - X_t^0)^2) = E \left[ \left\{ \int_0^t \sigma(x_s) dB_s - \int_0^t \mu(x_s) ds \right\}^2 \right] = \\ &= \left\{ \sigma(x_0)(B_t - B_0) + \mu(x_0)t \right\}^2 = t\sigma^2(x_0) + t^2\mu^2(x_0) \end{aligned}$$

$$\leq A^2 t (1+t)$$

$$\Rightarrow \Phi_t^n \leq \frac{2^{n-1} A^{2n} t^n (1+t)^n}{n!} =: \lambda_t^n$$

$$X_t^n - X_t^0 = \sum_{k=1}^n \Delta_t^k$$

Vamos mostrar que  $\sum_{k=1}^n |\Delta_t^k| \uparrow$ . Basta mostrar que  $\sum_{k=1}^{+\infty} E|\Delta_t^k| < \infty$

$$E|\Delta_t^k| \leq \sqrt{E(\Delta_t^k)^2} = \sqrt{\Phi_t^n} \leq \sqrt{\lambda_t^n} < \infty.$$

Fator + Cdomi.

$$E \int_0^t (X_s^n - X_s)^2 ds \rightarrow 0$$

∴  $(X_t)$  satisfaç  $\text{(*)}$ .

Unicid:  $X_t, Y_t$  são 2 soluções de  $\text{(*)}$ , fm's e cont's.

Seja  $\Phi_t = E(X_t - Y_t)^2$ , então

$$\Phi_t \leq 2A^2(1+t) \int_0^t \Phi_s ds$$

Iterando:  $\Phi_t \leq x_t^n \int_0^t \Phi_s ds$ ,  $\forall n \geq 1$

$$\downarrow \sim \approx$$

$$= 0$$

observações: Podemos relaxar a hip. 1) do teorema.

a)  $|\sigma(x)|, |\mu(x)| \leq A(1+|x|)$

b)  $x_0 \in L_2$

Propriedade Markoviana das soluções (Seja  $x_t$  uma sol. de  $\text{(*)}$ )

$$t_0 > 0, \xi = X_{t_0} \in \mathcal{F}_{t_0}. \text{ Seja}$$

$$Y_t = \xi + \int_{t_0}^t \sigma(Y_s) dB_s + \int_{t_0}^t \mu(Y_s) ds = \xi + Z_t.$$

Pela unicidade,  $Y_t = X_t$  se  $t \geq t_0$ .

Como  $B_t - B_{t_0} \perp \mathcal{F}_{t_0}$  (PFM do MB), se  $t \geq t_0$

$$P(X_t \in A | \mathcal{F}_{t_0}) = P(\xi + Z_t \in A | \mathcal{F}_{t_0}) = P(X_t \in A | X_{t_0})$$

homogeneidade

$$= P_{X_{t_0}}(X_{t-t_0} \in A) = p(t-t_0; X_{t_0}; A)$$

O mesmo p/ tempos de parada:  $X_t$  tem a PFM c/ prob. de transição dada por  $p(\cdot; \cdot; \cdot)$ .

Martingais contínuos em  $L_2$  ( $E X_t^2 < \infty$ ). Karatzas & Shreve.

$(X_t)$  martingal contínuo em  $L_2$ ,  $X_0 = 0$  (not.  $X = (X_t) \in \mathcal{M}_c^2$ )

Então,

$(X_t)^2$  é um submartingal

Decomposição de Doob-Meyer

$X_t^2 = M_t + A_t$ , onde  $M_t$  é um martingal e  
 $A_t$  não decrescente contínuo e adaptado.

Notação:  $\langle X \rangle_t = A_t$  ... (processo de) variação quadrática de  $X$

Obs:  $r \leq s \leq t$

$$\begin{aligned} E\{(X_t - X_s)^2 | \mathcal{F}_r\} &= E\{X_t^2 - 2X_t X_s + X_s^2 | \mathcal{F}_r\} \\ &= E(X_t^2 - 2X_s E(X_t | \mathcal{F}_s) + X_s^2 | \mathcal{F}_r) = E(X_t^2 - X_s^2 | \mathcal{F}_r) \\ &= E(\langle X \rangle_t - \langle X \rangle_s | \mathcal{F}_r) \end{aligned}$$

Lemma 1 (Teo 15.8 RS) Sejam  $X \in \mathcal{M}_c^2$ ,  $\pi = \{\alpha = t_0 < t_1 < \dots < t_n = t\}$  uma partição de  $[0, t]$  e  $V_t^2 = \sum_{i=1}^n (X_{t_i} - X_{t_{i-1}})^2$ . Então

$$V_t^2 (\pi) \xrightarrow[\|\pi\| \rightarrow 0]{P} \langle X \rangle_t.$$

Ex: Seja  $\eta_t = \int_0^t \xi_s dB_s \in \mathcal{M}_c^2$ . Mostre que  $\langle \eta \rangle_t = \int_0^t \xi_s^2 ds$  e prove o lemma 1 neste caso.

Integral estocástica: Se  $X \in \mathcal{M}_c^2$  e  $\xi(t, w)$  uma função pm

$$\int_0^T E \int \xi^2(t, w) d\langle X \rangle_t < \infty \text{ e } T$$

Lemma 2:  $\exists (\xi_n)$  pm's simples t.q.  $E \int |\xi(t, w) - \xi^n(t, w)| d\langle X \rangle_t \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$

aí define-se integral estocástica.