

Probabilidade Avançada, Aula 01

25/02/2014



- Durret

- Bilingsley

- Feller (não tanto)

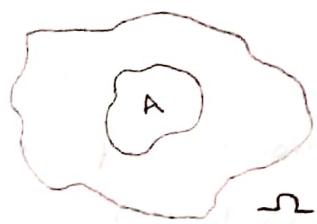
- Royden (alguma coisa)

Trio: (Ω, \mathcal{F}, P) , Ω : espaço amostral = "conj. não vazio"

\mathcal{F} : "classe de subconjuntos de Ω " "eventos"

P : "probabilidade em \mathcal{F} "

$P: \mathcal{F} \rightarrow [0,1]$



Exemplo: "lançamento de uma moeda honesta um número arbitrário de vezes". Sendo

$0 = "cara"$ e $1 = "coroa"$,

segue que $\Omega = \{0,1\}^{\mathbb{N}}$ (conjunto de funções de \mathbb{N} em $\{0,1\}$)

Obs. $A^B = \text{conjunto de funções de } B \text{ em } A.$

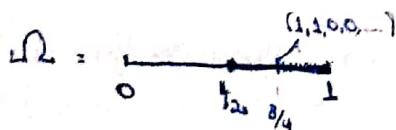
$\mathbb{N}_+^{\mathbb{R}}$ = conjunto de sequências, por exemplo.

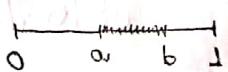
Temos Ω não-enumerável, pois $[0,1]$ não é.

Basta notar que existe uma associação entre cada $x \in [0,1]$ à mais de um elemento de Ω .

$$x_{[0,1]} = \sum_{i \in \mathbb{N}} a_i \left(\frac{1}{2}\right)^i, \quad x = \underline{1} = \begin{cases} 1, 0, 0, \dots \\ 0, 1, 0, \dots \end{cases}$$

$$x = (a_1, a_2, \dots), a_i = 1 \vee 0.$$





$$A = (a, b) \in [0, 1]$$

$$P(A) = b - a$$

Questão: Posso estender essa "medida de probabilidade" para o conjunto das partes de Ω , $P(\Omega)$.

Suponha que quero definir P em $\Omega = (0, 1]$ tal que

1. Se $A = (a, b] \in \Omega \Rightarrow P(A) = b - a$

2. Se A tem $P(A) \Rightarrow P(A \oplus \infty) = P(A)$, com

$\{A \oplus \infty\} = \{\omega \in \Omega : \omega = (y + \infty) \bmod 1, y \in A\}$, "A transladado por ∞ "

3. P está definida em $\mathcal{P}(\Omega)$ (todos os subconjuntos de Ω)

4. Se A_1, A_2, \dots são disjuntos

$$P\left(\bigcup_n A_n\right) = \sum_{n \geq 1} P(A_n)$$

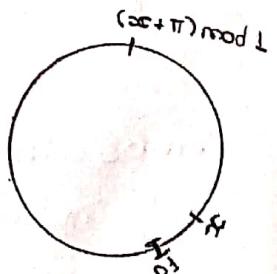
Não consigo as 4 declarações. Assim, vamos enfraquecer a condição 3, mas não de qualquer modo. Vamos tomar a maior classe possível (σ -álgebra).

Exemplo: $\Omega = [0, 1], \infty \in \Omega$

Defino "Família de ∞ " = $F(\infty) \subset \Omega$

$$F(\infty) = \{y \in \Omega : y = (\infty + n\pi) \bmod 1, n \in \mathbb{Z}\}$$

gira na circunferência de comprimento 1.



Para cada família, escolho o "chefe". Após a escolha, tenho E .

$$P(E) = ? \quad E_k \cap E_\ell = \emptyset$$

$$E \rightarrow E_k = (E \oplus k\pi) \bmod 1, k \in \mathbb{Z}$$

$$\bigcup_k E_k = (0, 1] = \Omega$$

• Axioma da Escolha

• Paradoxo de Banach-Tarski

↳ Uma massa corta-a em vários pedaços e recupera duas massas.

(Ω, \mathcal{F}, P)

Ω = "conjuntos não vazios" $\Omega = \{\text{tudo}\}$

\mathcal{F} = "classe de conjuntos de Ω tal que

1. $\Omega \in \mathcal{F}$, $\emptyset \in \mathcal{F}$ $\Omega \in \mathcal{F}$, $\emptyset \in \mathcal{F}$, A é um evento

"evento certo" "evento impossível"

2. $A \in \mathcal{F} \Rightarrow A^c \in \mathcal{F}$

3. Se A_1, A_2, \dots estão em \mathcal{F}

$\bigcup A_i$: "acontecer algum deles" está em \mathcal{F}

A_1, A_2, \dots em $\mathcal{F} \Rightarrow \bigcup A_i \in \mathcal{F}$

\mathcal{F} é σ -álgebra

Obs. Se 3 for válida apenas para uma sequência finita: álgebra.

Exemplo: $\mathcal{F} = \{\emptyset, \Omega\}$

$\mathcal{F}_1 = \{\emptyset, A, A^c, \Omega\}$

$\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega) =$ "todos os subconjuntos de Ω "

Obs. Se A é uma coleção qualquer. Definimos

$\sigma(A) =$ menor σ -álgebra contendo A

Exercício. Seja $\mathcal{F}_0, \Theta \in \mathbb{G}$. Θ um espaço de índices, σ -álgebras, então

$\mathcal{F} = \bigcap_{\theta \in \Theta} \mathcal{F}_\theta$ é σ -álgebra

Obs. Vale pl união? Não! Contra-exemplo.

$A_1 = \{(a)\}, \{b,c\}, \emptyset, \{a,b,c\}$ $A_1 \cup A_2$ não é σ -álgebra pois

$A_2 = \{(a,b)\}, \{c\}, \emptyset, \{a,b,c\}$

$\{b\} = \{b,c\} \cap \{a,b\}$ não estão em $A_1 \cup A_2$

* Obs. Se $A, B \in \mathcal{F}$,

$A \cup B \in \mathcal{F}$ e $A \cap B \in \mathcal{F}$ pois

$$(A \cap B) = (A^c \cup B^c)^c$$

$\overbrace{A^c \cup B^c}^{A \cap B}$

(Ω, \mathcal{F}, P)

\mathcal{F} - σ -álgebra

P é uma função à valores reais definida em \mathcal{F}

1. $P(\Omega) = 1; P(\emptyset) = 0$

2. $A \in \mathcal{F} \Rightarrow 0 \leq P(A) \leq 1$

3. Se A_1, A_2, \dots é uma coleção disjunta de eventos, então

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) \quad (\sigma\text{-aditividade})$$

Exercício.

• Se $A, B \in \mathcal{F}$, então

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

• Se A_1, A_2, \dots, A_n estão em \mathcal{F} ,

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) &= \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j} P(A_i \cap A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k} P(A_i \cap A_j \cap A_k) + \\ &\dots + (-1)^{n+1} P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) \end{aligned}$$

Exemplo: "Baralho embaralhado"

Baralho tem N cartas, $N \geq 1$

(Ω, \mathcal{F}, P)

$\Omega =$ conj. das permutações de N cartas =

$$= \{\omega = (a_1, a_2, \dots, a_N), a_i \neq a_j \text{ se } i \neq j, a_i \in \{1, 2, \dots, N\}\}$$

Obs. $|A| = \# \text{ de elementos de } A$

Seja $A_N =$ "nenhuma carta está na posição inicial".

Queremos $P(A_N)$. Para tal, consideremos

$A_N^c =$ "pelo menos uma carta está na posição inicial"

e

$A_i =$ "a ~~carta~~ i -ésima carta está na posição i ".

Logo,

$$A_N^c = \bigcup_{i=1}^N A_i \text{ e } P(A_N^c) = P\left(\bigcup_{i=1}^N A_i\right) \stackrel{?}{=} 1 - e^{-1}$$

Assim,

$$P(A_N) = 1 - P(A_N^c) = e^{-1}.$$

Probabilidade Avançada I, Aula 02

27/02/2014

Na aula passada,

- Espaço de probabilidade: (Ω, \mathcal{F}, P)

Ω : espaço amostral

\mathcal{F} : classe de subconjuntos de Ω (σ -álgebra)

- $\Omega, \emptyset \in \mathcal{F}$

- Se $A \in \mathcal{F} \Rightarrow A^c \in \mathcal{F}$

- Se A_1, A_2, \dots em \mathcal{F} , $\bigcup A_i \in \mathcal{F}$

P : medida de probabilidade em \mathcal{F} ($P: \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$)

- $P(\Omega) = 1 = 1 - P(\emptyset)$

- Se A_1, A_2, \dots em \mathcal{F} disjuntos ($A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j$),
então $P(\bigcup A_i) = \sum_i P(A_i)$ (σ -aditividade)

Agora,

Propriedades:

a) Monotonicidade. Se $A \subseteq B$, então $P(A) \leq P(B)$

Se $A \subseteq B$, então $A \cap B = A$. Note agora que

$$B = (A \cap B) \cup (A^c \cap B)$$

é uma forma de reescrever B como união de dois conjuntos disjuntos,
pois $(A \cap B) \cap (A^c \cap B) = (A \cap (A^c \cap B)) \cap (B \cap A^c \cap B) = \emptyset \cap (B \cap A^c) \equiv \emptyset$.

• $A \cap B = A \cap (A \cup B) = A$

Logo,

$$P(B) = P(A \cap B) + P(A^c \cap B) = P(A) + P(B \cap A^c) \iff$$

$\nexists O$

$$P(B) \geq P(A)$$

b) Sub- σ -aditividade

Se A_1, A_2, \dots estão em \mathcal{F} , então

$$P(\bigcup_i A_i) \leq \sum_i P(A_i)$$

Se $A_1 = B_1$ e $B_K = A_K \cap A_1^c \cap \dots \cap A_{K-1}^c$, então os B_K 's são disjuntos e $\bigcup_k A_k = \bigcup_k B_k$, de modo que

$$P\left(\bigcup_k A_k\right) = P\left(\bigcup_k B_k\right) = \sum_{k=1}^n P(B_k).$$

Como $P(B_k) \leq P(A_k)$ pela monotonicidade, temos que

$$P\left(\bigcup_k A_k\right) = \sum_k P(B_k) \leq \sum_k P(A_k), \text{ i.e.}$$

$$P\left(\bigcup_k A_k\right) \leq \sum_k P(A_k) \quad \square$$

c) Continuidade por sequências crescentes.

Se $A_n \uparrow A$, (i.e., $A_1 \subset A_2 \subset \dots \subset \bigcup A_i = A$)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) \rightarrow P(A)$$

Uma vez que $A_1 \subset A_2 \subset \dots$, segue que $P(A_i)$ é não-decrescente em i pela monotonicidade. Como também é limitada, então $\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$ existe.

Considerando agora, $B_1 = A_1$, $B_K = A_K \cap A_1^c \cap A_2^c \cap \dots \cap A_{K-1}^c$, temos

$$P(A) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right) = P(B_1) + P(B_2) + \dots =$$

$$= P(B_1) = P(A_1), \quad P(B_K) = P(B_K) - P(A_{K-1})$$

$$= P(A_1) + [P(A_2) - P(A_1)] + [P(A_3) - P(A_2)] + \dots,$$

Dai, pela definição de conv. de séries infinitas,

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} [P(A_1) + [P(A_2) - P(A_1)] + \dots + [P(A_n) - P(A_{n-1})]] = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n).$$

d) Continuidade por sequências decrescentes.

$$A_1 \supseteq A_2 \supseteq A_3 \supseteq \dots \quad \bigcap_{k=1}^{\infty} A_k = A, \quad P(A_k) \text{ é não-crescente}$$

Nesse caso, note que

$$A_1^c \subseteq A_2^c \subseteq A_3^c \subseteq \dots \quad \text{é uma seq. crescente com}$$

$$\bigcup_{k=1}^{\infty} A_k^c = A^c$$

Daí, pelo item (c),

$$P(A^c) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n^c) \Leftrightarrow$$

$$1 - P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} [1 - P(A_n)] \Leftrightarrow$$

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) \Rightarrow P(A_n) \downarrow P(A)$$

• Medida de Lebesgue $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ espaço mensurável

• Existência e unicidade da extensão da medida

Idéia: Quero definir μ , medida:

1. Defino μ numa classe pequena de sub. de \mathcal{B} ($\omega \mathbb{R}$)
2. Estendo μ para uma álgebra
3. Estendo para σ -álgebra

$(\mathbb{R}, \mathcal{B})$

\mathcal{B} = sigma álgebra de Borel = menor σ -álgebra contendo os intervalos abertos de \mathbb{R}

Defino: μ = "comprimento" para o intervalo $[a, b]$

$$\mu([a, b]) = b - a$$

Isto é, defino μ em

\mathcal{I} = classe de int. da forma $(a, b], a < b$ em \mathbb{R}

Definição. Uma coleção \mathcal{F} de conjuntos é dita uma semi-algebra se

1. É fechada por intersecções.

$$\text{Se } A, B \in \mathcal{F} \Rightarrow A \cap B \in \mathcal{F}$$

2. Se $A \subset \mathcal{F}$, então A^c é uma união finita de elementos de \mathcal{F} .

Seja $\mathcal{A} = \emptyset$ mais todas as uniões finitas de elementos disjuntos de \mathcal{J}

Obs: $\mathcal{A}_d = \emptyset$ mais uniões finitas de int. disjuntos em \mathbb{R}^d

$$(a_1, b_1] \times (a_2, b_2] \times \dots \times (a_d, b_d]$$

Exercício. \mathcal{A} é uma álgebra.

$$1. \Omega = \mathbb{R} \in \mathcal{A}$$

Exercício. Escreva a fórmula $\mu(\bigcup_{n=1}^{\infty} [a_n, b_n])$.

$$\xrightarrow{\quad} \xrightarrow{\quad} \mathbb{R}$$

$$A \subset \mathbb{R}$$

Seja $A_n, n \geq 1$ em \mathcal{A} tal que $A \subset \bigcup A_n$

$$\mu^*(A) = \inf_{\substack{A_n \\ \bigcup A_n \supset A}} \sum_n \mu(A_n) : \text{aproximação por cima da medida de } A.$$

"medida exterior"

No entanto, $\mu^*(\cdot)$ não satisfaz a aditividade.

Caratheodory: M : classe dos conjuntos mensuráveis.

Digo que A é mensurável se

$$\mu^*(E) = \mu^*(E \cap A) + \mu^*(E \cap A^c), \forall E \subset \mathbb{R}$$

Em M , μ^* é sub- σ -aditiva.

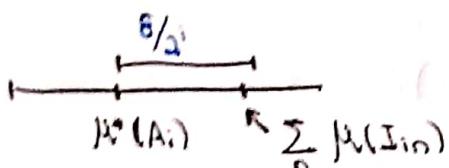
Lemma: Se A_1, A_2, \dots subconjuntos de \mathbb{R} , temos

$$\mu^*(\cup A_i) \leq \sum_i \mu^*(A_i)$$

Demonstração:

$$\mu^*(A_i) = \inf_{\{I_{in}\}_{n \in \mathbb{N}}} \sum_n \mu(I_{in})$$

A_i : cobertura $\{I_{in}\}_{n \in \mathbb{N}}$



Para cada i , existe $\{I_{in}\}_{n \in \mathbb{N}}$ tal que

$$\sum_n \mu(I_{in}) - \mu^*(A_i) \leq \frac{\epsilon}{2}$$

$$A_i \subset \bigcup_n I_{in} \Leftrightarrow \cup A_i \subset \bigcup_n \bigcup I_{in} \Leftrightarrow$$

$$\mu^*(\cup A_i) \leq \sum_i \sum_n \mu(I_{in})$$

$$\leq \sum_i \left(\mu^*(A_i) + \frac{\epsilon}{2} \right) =$$

$$\sum_i \mu^*(A_i) + \epsilon, \forall \epsilon > 0$$

Logo, $\mu^*(\cup A_i) \leq \sum_i \mu^*(A_i)$

Lema. M é uma álgebra.

1. $\Omega \in M$.

$$\mu^*(\Omega) = \mu^*(E \cap \Omega) + \mu^*(E \cap \Omega^c) =$$

$$= \mu^*(E \cap \Omega) + \mu^*(E \cap \emptyset) =$$

$$= \mu^*(E)$$

Lema. μ^* é aditiva em M .

Demonstração.

Se A, B disjuntos em M ,

$$\mu^*(A \cup B) = \mu^*(A) + \mu^*(B)$$

$A \in M$, então $A^c \in M$

$$\mu^*(E) = \mu^*(E \cap A^c) + \mu^*(E \cap A)$$

Tomando $E = A \cup B$, segue que

$$\mu^*(A \cup B) = \mu^*((A \cup B) \cap A) + \mu^*((A \cup B) \cap A^c) =$$

$$= \mu^*(A) + \mu^*(B)$$

Lema. M é o-álgebra.

μ^* é sub-o-aditiva

$$\mu^*(\bigcup A_i) \leq \sum P(A_i)$$

Exercício. Se A_1, A_2, \dots estão em M , então $\bigcup A_i \in M$.

$$\bigcup A_i \in M \Leftrightarrow \forall E \in \mathbb{R}$$

$$\mu^*(E) = \mu^*(E \cap (\bigcup A_i)) + \mu^*(E \cap (\bigcup A_i)^c)$$

Unicidade: Usamos o Teorema de Dynkin.

Definição: Uma classe de conjuntos \mathcal{P} é dita um sistema- π se for fechada por intersecções.

Definição: Uma classe \mathcal{L} de conjuntos é dita um sistema- λ se

$$1. \emptyset \in \mathcal{L}$$

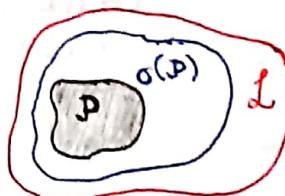
$$2. \text{Se } A \text{ e } B \text{ estão em } \mathcal{L} \text{ e } A \subseteq B, \text{ então } B - A \in \mathcal{L},$$

$$3. \text{Se } A_1 \cap A_2 \cap \dots \text{ é uma coleção de conjuntos em } \mathcal{L}, \text{ então}$$

$$\bigcup A_i \in \mathcal{L}$$

Teorema de Dynkin: Se \mathcal{P} é um sistema- π contido num sistema- λ \mathcal{L} , então

$$\mathcal{P} \subseteq \sigma(\mathcal{P}) \subseteq \mathcal{L}$$



Demonstração: \mathcal{P} : sistema- π

Def. $\sigma(\mathcal{P})$: menor sistema- λ contendo \mathcal{P}

(*) Lemma: $\sigma(\mathcal{P})$ é uma σ -álgebra $\Rightarrow \mathcal{P} \subseteq \sigma(\mathcal{P}) \subseteq \sigma(\mathcal{P})$

Logo, basta provar (*).

Lema. Se \mathcal{L} é um sistema- λ que é um sistema- π , então \mathcal{L} é uma σ -álgebra (Exercício)

Portanto, basta provar que $\sigma(\mathcal{P})$ é fechado por intersecções.

Se $A \in \sigma(\mathcal{P})$, defino $\mathcal{G}_A = \{B : A \cap B \in \mathcal{P}\}$

Lema: Se $A \in l(P)$ então \mathcal{G}_A é um sistema- λ .

Dem: a) $\sqcap \in \mathcal{G}_A$

$$\sqcap \cap A = A \Rightarrow \sqcap \in \mathcal{G}_A$$

b) Se B, C em \mathcal{G}_A e $B \supseteq C \Rightarrow B - C \in \mathcal{G}_A$

$$A \cap (B - C) = \underbrace{(A \cap B)}_{\in l(P)} - \underbrace{(A \cap C)}_{\in l(P)}$$

$\in l(P)$ pois $l(P)$ é sist- λ e
 $(A \cap B) \supseteq (A \cap C)$.

c) Se $B_n \in \mathcal{G}_A$ com $B_n \uparrow B \Rightarrow B \in \mathcal{G}_A$

$$A \cap B_n \in \mathcal{G}_A \quad \forall n$$

$$\underbrace{(A \cap B_n)}_{\in l(P)} \uparrow \underbrace{(A \cap B)}_{\in l(P)} \Rightarrow B \in \mathcal{G}_A$$

pois $l(P)$ é um sistema- λ ,

que é fechado por união

de seq. crescentes.

Agora: Se $A \subset P$ então $P \subset \mathcal{G}_A = \{B : A \cap B \in l(P)\}$

Dem: Se $C \subset P \Rightarrow A \cap C \in P \in l(P)$

$$l(P) \subset \mathcal{G}_A$$

menor sistema- λ

+ Se $A \subset P$, então $P \subset \mathcal{G}_A$ pois $A \cap P = A \in l(P) \Rightarrow P \subset \mathcal{G}_A \Rightarrow$

\mathcal{G}_A é um sistema- λ que contém P . Como $l(P)$ é o menor sistema- λ que contém P , segue que $l(P) \subset \mathcal{G}_A$.



Probabilidade Avançada I, Aula 03, 06/03/2014

(Ω, \mathcal{F}, P)

$(\mathbb{R}, \mathcal{B}, \mu)$ μ Lebesgue

1. Defino P (ou μ) numa semi-álgebra \emptyset

a) Fechada por intersecções

b) $A \in \emptyset$, então $A^c =$ união finita de elementos de \emptyset

Exemplo: $\emptyset = \emptyset$ mais intervalos $(a, b]$, $a < b$ e suas subuniões

$$\emptyset \xrightarrow{P} \mathcal{A} \xrightarrow{\sigma} \sigma(\mathcal{A}) \quad (\mathcal{A}) := \{A\} \cup \{B\}$$

álgebra gerada por \mathcal{F} : "conj. de todos os unions disjointas do elementos de \mathcal{F} ".

→ Teorema da Extensão de Caratheodory

Unicidade

Existência

Unicidade: Teorema λ - Π

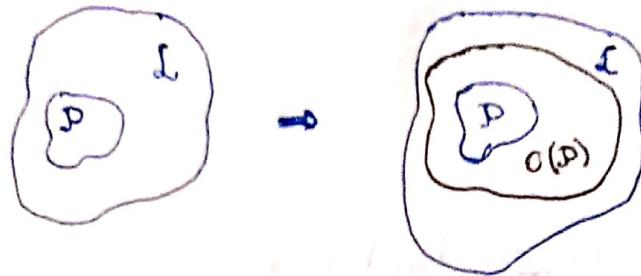
Sistema Π P fechado por intersecções

Sistema λ \mathcal{L} : a) $\emptyset \in \mathcal{L}$

b) Se $A \subset B$ em \mathcal{L} , $B - A \in \mathcal{L}$

c) Se $A_n \uparrow A$, $A_n \in \mathcal{L}$, $n \geq 1$ então $A \in \mathcal{L}$

Teorema λ - π : Se P é sistema π



L é um sistema λ com $L \supset P \Rightarrow P \subset O(P) \subset L$

Corolário. Seja P um sistema π e v_1 e v_2 duas medidas em duas σ -álgebras \mathcal{F}_1 e \mathcal{F}_2 , contendo P , que concordam em $O(P)$.

$$A \in P \Rightarrow v_1(A) = v_2(A)$$

Suponha que existe $A \in L$ tal que $v_1(A_n) < \infty, \forall n \in \mathbb{N}, n=1,2,\dots$. Então v_1 e v_2 concordam em $O(P)$.

Demonstração: Seja $A \in P$ tal que

$$v_1(A) = v_2(A) < \infty$$

$$\mathcal{G}_A = \{B \in O(P) : v_1(A \cap B) = v_2(A \cap B)\}$$

Mostro que \mathcal{G}_A é sistema λ .

1. $\emptyset \in \mathcal{G}_A$ ✓

$\omega \in O(P) \Rightarrow v_1(A \cap \omega) = v_2(A \cap \omega) = v_i(A), i=1,2$, pois $A \in P$.

2. Se $B \subseteq C$ em $\mathcal{G}_A \Rightarrow C \setminus B$ em \mathcal{G}_A ✓

$$(C \setminus B) \cap A = (C \cap A) - (B \cap A)$$

$$v_1((C \setminus B) \cap A) = v_1(C \cap A) - v_1(B \cap A) \stackrel{O(P) \in \mathcal{G}_A}{=} v_2(C \cap A) - v_2(B \cap A) = v_2((C \setminus B) \cap A)$$

3. Se $B_n \uparrow B$, $B_n \in \mathcal{G}_A \Rightarrow B \in \mathcal{G}_A$

$B_n \uparrow B$

cont. por sequências crescentes

$$v_1(A \cap B) = \lim_{n \rightarrow \infty} v_1(A \cap B_n) =$$

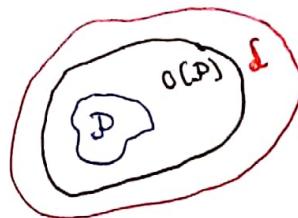
$B_n \in \mathcal{G}_A$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} v_2(A \cap B_n) = v_2(A \cap B)$$

P sistema π

$\mathcal{L} = \mathcal{G}_A$ sistema λ

Teorema $\lambda - \pi \Rightarrow \sigma(P) \subset \mathcal{G}_A$.



Então se $A \in P$ com $v_1(A) = v_2(A) < \infty$ e $B \in \sigma(P)$

$$v_1(A \cap B) = v_2(A \cap B)$$

$A \rightarrow A_n \uparrow \mathcal{L}_2$, $A_n \in P$ com $v_2(A_n) = v_2(A_n) < \infty$

* continuidade

$$\lim_{n \rightarrow \infty} v_1(A_n \cap B) = \lim_{n \rightarrow \infty} v_2(A_n \cap B) \xrightarrow{\text{continuidade}}$$

$$v_1(\mathcal{L}_2 \cap B) = v_2(\mathcal{L}_2 \cap B)$$

$$v_1(B) = v_2(B), \forall B \in \sigma(P)$$

Pergunta: \mathcal{G}_A é σ -álgebra? (?)

1. $A_n \in P$, então se $A \in \mathcal{G}_A$?

$$v_2(A \cap A_n) = v_2(A_n \cap A), A \in \mathcal{G}_A$$

$$v_1(A_n^c \cup A) = v_1(A_n^c), v_1(A) + v_1(A_n^c \cap A) = v_1(A) + v_1(A_n \cap A)$$

Contra-exemplo: $\Omega = \{1, 2, 3, 4\}$ e $\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega)$

e $C_1 = \{1, 2\}$, $C_2 = \{2, 3\}$, $C_3 = \{3, 4\}$.

$$\mathfrak{f} = \{C_1, C_2, C_3\}$$

$$r_1 \quad r_2$$

$$1. \quad 1/4 \quad 1/8$$

$$2. \quad 1/4 \quad 3/8$$

$$3. \quad 1/4 \quad 1/8$$

$$4. \quad 1/4 \quad 3/8$$

r_1 e r_2 concordam em \mathfrak{f} mas...

\mathfrak{f} não é sistemática

Existência

μ em \mathfrak{A} -álgebra

medida exterior μ^*

ACM

$$\mu^*(A) = \inf_{\substack{\text{ACM} \\ A \subseteq \bigcup A_n}} \sum \mu(A_n)$$

A_n é uma cobertura de A por conjuntos disjuntos e de medida finita.

Propriedades:

1. Monotonicidade

$$E \subseteq F \Rightarrow \mu^*(E) \leq \mu^*(F)$$

2. sub-aditividade

$$\text{Se } F = \bigcup F_i, \mu^*(F) \leq \sum \mu^*(F_i)$$

Definição: Conjuntos Mensuráveis

M conjuntos dos E t.q. para todo $F \subseteq \Omega$,

$$\mu^*(F) = \mu^*(F \cap E) + \mu^*(F \cap E^c)$$

Obs. Dado E,

$$F = F \cap E, F^c = F \cap E^c, F_i = \emptyset, i \geq 3$$

Por 2)

$$\mu^*(F) \leq \mu^*(F \cap E) + \mu^*(F \cap E^c)$$

Então a igualdade segue da desigualdade oposta.

$$UF, CF = \mu^*(UF) \leq \mu^*(F) \quad \text{por 1.}$$

Lema.

a) Se $A \in \mathcal{A}$, então

$$\mu^*(A) = \mu(A)$$

b) $A \subset M$

Todos os elementos da álgebra são mensuráveis.

Demonstração: Se $A \in \mathcal{A} \subset \bigcup A_i$, $A_i \in \mathcal{A}$

Em \mathcal{A} , μ é subaditiva.

$$\mu(A) \leq \sum \mu(A_i)$$

↓

$$\mu(A) \leq \inf_{\substack{A_i \in \mathcal{A} \\ \bigcup A_i = A}} \sum \mu(A_i) = \mu^*(A)$$

- Preciso mostrar que $\mu^*(A) \leq \mu(A)$.

$\mu^*(A) = \inf_{\substack{A_i \in \mathcal{A} \\ \bigcup A_i = A}} \sum \mu(A_i)$. Tomando $A_1 = A$, $A_2 = \emptyset$, temos que

$$\mu^*(A) \leq \mu(A). \quad \text{Dai, } \mu(A) = \mu^*(A).$$

- $\mu^*(A) \leq \sum \mu(A_i)$ para uma $\{A_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ com $A \subset \bigcup A_i$. Em particular, para $A_1 = A$, $A_2 = \emptyset$, $\mu^*(A) \leq \mu(A)$.

Agora, verifico que

$$A \in \mathcal{A} \Rightarrow \mu^*(F) \geq \mu^*(F \cap A) + \mu^*(F \cap A^c), \forall F \subset M$$

Se $\mu^*(F) = \infty$, ok.

Basta ~~considerar~~ considerar $F \subseteq \Omega$ t.q. $\mu^*(F) < \infty$.

Dado $\epsilon > 0$, $\exists \{B_i\}_{i=0}^\infty$ em \mathcal{A} t.q. $F \subseteq \bigcup B_i$

$$\mu^*(F) + \epsilon \geq \sum_i \mu(B_i) \geq \mu^*(F)$$

$$\begin{aligned}\mu^*(F) + \epsilon &\geq \sum_i [\mu(B_i \cap A) + \mu(B_i \cap A^c)] = \underbrace{\sum_i \mu(B_i \cap A)}_{\text{o-adiitivo na álgebra}} + \sum_i \mu(B_i \cap A^c) \\ &\geq \mu^*(\bigcup B_i \cap A) + \mu^*(\bigcup B_i \cap A^c) \\ &\geq \mu^*(F \cap A) + \mu^*(F \cap A^c)\end{aligned}$$

Como ϵ é arbitrário, segue (*). □

Lema. M é uma σ -álgebra.

Demonstração.

a) Se $E \in M \Rightarrow E^c \in M$ (imediatamente pela simetria)

Dado $F \subseteq \Omega$, $E \in M \Leftrightarrow$

$$\begin{aligned}\mu^*(F) &= \mu^*(F \cap E) + \mu^*(F \cap E^c) = \\ &= \mu^*(F \cap A^c) + \mu^*(F \cap A), \text{ com } A = E^c.\end{aligned}$$

Dai, $A = E^c \in M$.

* 1º. mostraremos que é álgebra.

b) E_1, E_2 em $M \Rightarrow E_1 \cup E_2 \in M$

Se $G \subseteq \Omega$,

$$\mu^*(G) = \sum_{E_i \in M} \mu^*(G \cap E_i) + \mu^*(G \cap E_i^c)$$

$$= \mu^*(G \cap E_1) + \mu^*(G \cap E_1^c \cap E_2) + \mu^*(G \cap E_1^c \cap E_2^c)$$

$$G \cap [E_1 \cup (E_2 \cap E_1^c)] = G \cap (E_1 \cup E_2)$$

$$\mu^*[G \cap (E_1 \cup E_2)] \leq \mu^*(G \cap E_1) + \mu^*(G \cap E_2 \cap E_1^c) \Rightarrow$$

$$\mu^*(G) \geq \mu^*(G \cap (E_1 \cup E_2)) + \mu^*(G \cap (E_1 \cup E_2)^c) \Rightarrow$$

$$E_1 \cup E_2 \in M$$

de (a) + Morgan, segue que se

$$E_1, E_2 \in M \Rightarrow E_1 \cap E_2 \in M$$

Quero mostrar que uniões enumeráveis de elementos de M estão em M .

c) Se $\{E_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ em M , então $\bigvee E_i \in M$

Passo a tomar $E_1 = E_1$,

$$E_2 = E_2 - E_1 = E_2 \cap E_1^c$$

$$E_n = E_n \cap \left(\bigcap_{i < n} E_i^c \right)$$

Passo assumir $\{E_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ disjuntos por (b).

Se $F_n = \bigcup_{i \leq n} E_i \in M$ por b

Mas:

d) Se $G \in M$ e E_1, E_2, \dots, E_n estão em M disjuntos

$$\mu^*(G \cap (\bigcup_{i \leq n} E_i)) = \sum \mu^*(G \cap E_i)$$

Demonstro que: $F_n = \bigcup_{i \leq n} E_i \subseteq E_n$

$$F_{n+1} \cap E_n \neq \emptyset$$

$$\mu^*(S \cap F_n) = \mu^*(G \cap F_n \cap E_n) + \mu^*(G \cap F_n \cap E_n^c) =$$

$$= \mu^*(S \cap E_n) + \mu^*(S \cap F_{n+1})$$

item (*)

$$\mu^*(S \cap (E \in M)) = \sum \mu^*(S \cap E_i)$$

Então, usando (d) na demonstração de (c),

$$\mu^*(S) = \mu^*(S \cap F_n) + \mu^*(S \cap F_n^c)$$

$$F_n^c \supset E_n^c$$

$$\geq \mu^*(G \cap F_n) + \mu^*(G \cap E_n^c)$$

$$\stackrel{(d)}{\geq} \sum_{i=1}^n \mu^*(G \cap E_i) + \mu^*(G \cap E_n^c)$$

$$\text{in } n \rightarrow \infty$$

$$\geq \sum_i \mu^*(G \cap E_i) + \mu^*(G \cap E^c)$$

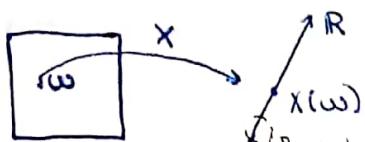
$$\geq \mu^*(\underbrace{G \cap (E \in M)}_{S \cap E}) + \mu^*(G \cap E^c) \Rightarrow E \in M$$

Aula 04 , Prob. Avançada

11/03

(Ω, \mathcal{F}) = espaço mensurável

$X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$



Qual a prob. de ocorrer alguma coisa,
tal que X assume valores em \mathcal{B} ?

$$X^{-1}(\mathcal{B}) = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in \mathcal{B}\}$$

Definição: $X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$ é dita variável aleatória se

$$X^{-1}(\mathcal{B}) \in \mathcal{F} \text{ para todo } \mathcal{B} \in \mathcal{B}$$

" X é mensurável com respeito à \mathcal{F} ". ($X \in \mathcal{F}$)

Se $X: (\Omega, \mathcal{F}, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$ é uma v.a. tenho uma medida induzida em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$.

$$\mu(\mathcal{B}) = P(X^{-1}(\mathcal{B})), \mathcal{B} \in \mathcal{B}$$

Exercício. Mostre que μ é uma medida em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$.

Obs. Verificar

$$\cdot X^{-1}(A^c) = [X^{-1}(A)]^c$$

$$\cdot X^{-1}(\bigcap A_i) = \bigcap X^{-1}(A_i)$$

$$\cdot X^{-1}(\bigcup A_i) = \bigcup X^{-1}(A_i)$$

Definição: Função distribuição de X

$$X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

$$F_X: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, F_X(x) = P(X \leq x)$$

Propriedades de F_x

1) F_x é não-decrescente

2) $\lim_{x \rightarrow -\infty} F_x(x) = 0$

$$\lim_{x \rightarrow \infty} F_x(x) = 1$$

3) F_x é contínua à direita

$$\lim_{y \rightarrow x^+} F_x(y) = F_x(x)$$

4) F_x tem limite à esquerda

$$F_x(x^-) = \lim_{y \downarrow x} F_x(y) = P(X < x)$$

5) $P(X = x) = F_x(x) - F_x(x^-)$

Exercício. Dada F satisfazendo 1), 2), 3) e 4), construir

$$X: ([0,1], \mathcal{B}_{[0,1]}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

com esta distribuição.

Exemplo: X com $F(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x \leq 0 \\ 1 - e^{-\lambda x}, & \text{se } x > 0 \end{cases}$

$$X = -\frac{1}{\lambda} \log U \quad \text{com } U \sim U(0,1)$$

(iii) Mostre que

$$X(\omega) = \sup \{y, F(y) \leq \omega\}$$

$X: (\Omega, \mathcal{F}, P) \rightarrow (S, \mathcal{P})$

No contexto um pouco mais geral, se $\Omega = S$, $\mathcal{F} = \mathcal{P}$, $P = \delta_x$

$X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (S, \mathcal{P})$

X é dito mensurável de (Ω, \mathcal{F}) em (S, \mathcal{P}) se $\forall A \in \mathcal{P}$ $X^{-1}(A) \in \mathcal{F}$

$$X^{-1}(B) \in \mathcal{F}, \forall B \in \mathcal{P}$$

Obs: Se $S = \mathbb{R}^d$, X é dito um vetor aleatório.

Lema: Se $X^{-1}(A) \in \mathcal{F}$ para todo $A \in \mathcal{P}$ tal que $\sigma(f) \cdot \mathcal{F}$, então X é uma v.a. ($X \in \mathcal{F}$).

Dem. (Exercício)

Lema: Se $X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (S, \mathcal{P})$ e $f: (S, \mathcal{P}) \rightarrow (T, \mathcal{T})$ são mensuráveis então

$$f(X): (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (T, \mathcal{T})$$

é mensurável.

Dem. (Exercício)

Lema: Se X_1, X_2, \dots, X_n são v.a. e

$$f: (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}_n) \rightarrow (R, \mathcal{B})$$

é mensurável, então $f(X_1, \dots, X_n)$

$$f: (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}_n) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

é mensurável. (é uma v.a.)

Demonstração. (Exercício).

Obs. Se X_1, X_2, \dots são v.a., então

$$\left. \begin{array}{l} \inf_n X_n \\ \sup_n X_n \\ \lim_n X_n \\ \overline{\lim}_n X_n \end{array} \right\}$$

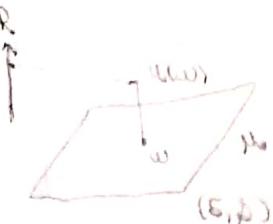
São variáveis aleatórias,

$$\lim_n X_n = \sup_n (\inf_{m \geq n} X_m)$$

Def. Seja $\Omega_0 = \{\omega \in \Omega : \overline{\lim}_n X_n = \underline{\lim}_n X_n\} = \{\omega : \lim X_n \text{ existe}\} \in \mathcal{F}$

Se $P(\Omega_0) = 1$ dizemos que $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ converge quase certamente. (q.c.)

Integração



$$\int_X f d\mu$$

Definir integral de f

Suponha μ seja uma medida σ -finita em (Ω, \mathcal{F}) , ou seja, exista $A_n \in \mathcal{F}$ tal que $\mu(A_n) < \infty \forall n$.

Se $f: (\Omega, \mathcal{F}, \mu) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}, dx)$

¹ medida de Lebesgue

Queremos definir

$$\int f d\mu$$

Obs. $\int_A f d\mu = \int f \cdot \mathbb{1}_A d\mu, A \in \mathcal{F}$ (notação)

Em 4 passos:

- 1) funções simples
- 2) funções limitadas
- 3) funções não-negativas
- 4) funções integráveis

Passo 1: φ é dita uma função simples se

$$\varphi(\omega) = \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{1}_{A_i}(\omega)$$

$a_i \in \mathbb{R}$

com A_1, A_2, \dots, A_n disjuntos e $\mu(A_i) < \infty$.

Obs: $\mathbb{1}_A: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$, $\mathbb{1}_A(w) = \begin{cases} 1, & w \in A \\ 0, & \text{o.c.} \end{cases}$

Def: $\int \varphi d\mu = \sum_{i=1}^n a_i \mu(A_i)$

Obs: verifique que não depende da representação (as A_i são necessariamente distintas)

Def: $\varphi \geq \psi$ se e somente se

$$\varphi(x) \geq \psi(x) \quad \forall x \in \Omega$$

$$\mu \{x : \varphi(x) \in \psi(x)\} = 0$$

Lema. Se φ e ψ são funções simples.

1. Se $\varphi \geq 0$ então $\int \varphi d\mu \geq 0$

2. $\int a \varphi d\mu = a \int \varphi d\mu$, $a \in \mathbb{R}$

3. $\int (\varphi + \psi) d\mu = \int \varphi d\mu + \int \psi d\mu$

Defn: 1) e 2) imediatos.

3. $\varphi = \sum_{i=1}^m a_i \mathbb{1}_{A_i}$, $A = \cup A_i$

$$\psi = \sum_{j=1}^n b_j \mathbb{1}_{B_j}, \quad B = \cup B_j$$

$$a_0 = 0 \quad \text{em } B - A = A_0$$

$$b_0 = 0 \quad \text{em } A - B = B_0$$

$$\Psi + \psi = \sum_{i=0}^m \sum_{j=0}^n (a_{ij} + b_j) \mathbb{1}_{A_i \cap B_j}$$

$A_i \cap B_j$ disjuntos)

$$\begin{aligned} \int (\Psi + \psi) d\mu &= \sum_{i=0}^m \sum_{j=0}^n (a_{ij} + b_j) \mu(A_i \cap B_j) = \\ &= \sum_{i=0}^m a_i \sum_{j=0}^n \mu(A_i \cap B_j) + \sum_{j=0}^n b_j \sum_{i=0}^m \mu(A_i \cap B_j) = \\ &= \int \Psi d\mu + \int \psi d\mu. \quad \square \end{aligned}$$

Lema. Se ①, ② e ③ são verdadeiros segue que

$$4) \Psi \leq \psi \text{ q.c. } \Rightarrow \int \Psi d\mu \leq \int \psi d\mu$$

$$5) \Psi = \psi \text{ q.c. } \Rightarrow \int \Psi d\mu = \int \psi d\mu$$

$$6) |\int \Psi d\mu| \leq \int |\Psi| d\mu$$

• Dem: $\Psi - \Psi \geq 0$ q.c.

$$\int (\Psi - \Psi) d\mu \geq 0$$

$$\Psi = \Psi + \underbrace{(\Psi - \Psi)}_{\geq 0}$$

$$③ \rightarrow \int \Psi d\mu = \int \Psi d\mu + \int (\Psi - \Psi) d\mu \geq \int \Psi d\mu \quad (4)$$

(5) Se $\Psi = \psi$, então $\Psi \geq \psi$ q.c. e $\psi \geq \Psi$ q.c. Daí, uso (4) duas vezes

$$6) |f(x)| = \max\{f(x), -f(x)\}$$

$$\psi \leq |f| \Rightarrow \int \psi d\mu \leq \int |f| d\mu$$

$$-\psi \leq |f| \Rightarrow \int (-\psi) d\mu \leq \int |f| d\mu$$

$$-\int \psi d\mu$$

$$|\int \psi d\mu| = \max \left\{ \int \psi d\mu, -\int \psi d\mu \right\} \leq \int |f| d\mu.$$

Passo 2: Funções limitadas

Seja f uma função limitada que se anular fora de um conjunto E com $\mu(E) < \infty$.

Obs: limitada quer dizer que existe M tal que $|f| \leq M$ q.c. μ .

Def:

$$\int f d\mu = \sup_{\substack{\psi \leq f \\ \psi \text{ simples}}} \int \psi d\mu \quad (1)$$

ou

$$\int f d\mu = \inf_{\substack{\psi \geq f \\ \psi \text{ simples}}} \int \psi d\mu$$

Lemma: $\int f d\mu = \int |f| d\mu$.

Tenho $\int f d\mu \leq \int |f| d\mu$ $\begin{cases} \psi \leq f \\ \psi \geq f \end{cases} \Rightarrow \psi \leq |f| \text{ q.c.}$

Basta provar a outra desigualdade

$$E_K = \left\{ x \in E : \frac{(K-1)M}{n} < f(x) \leq \frac{KM}{n} \right\}$$

$-n \leq k \leq n$, diagonais

Aproximação por cima: $\Psi_n(x) = \sum_{k=-n}^n k \frac{M}{n} \mathbb{I}_{E_k}$

$$\text{bemerkbar: } \Psi_n(x) = \sum_{k=-n}^n (k-1) M \prod_{\substack{E_k \\ n}}$$

$$\psi_n(\infty) - \phi_n(\infty) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0}$$

$$\int (\psi_n - \psi_\eta) d\mu = \lim_n \mu(E)$$

$$\psi_2 \leq f < \psi_3$$

$$\sup_{\varphi \in f} \int \varphi d\mu \leq \int \varphi_n d\mu =$$

$$\psi_n = \psi_n - \frac{m}{n} \mathbb{1}_E$$

$$= \int \psi_n d\mu - \liminf_n \int \psi_n d\mu = \liminf_n \int \psi_n d\mu = \liminf_n \int \psi d\mu = \liminf_n \mu(E) \quad (\text{segue o resultado,})$$

basta tomar n
adequado.)

Então as duas definições concordam quanto ao fato de que é lógico.

$$\int f d\mu = \sup_{\Psi \leq f} \int \Psi d\mu = \inf_{\Psi \geq f} \int \Psi d\mu$$

Ψ simple Ψ simple

Lema. Se $E \subset \mathbb{R}$ com $\mu(E) < \infty$, μ infinita

Se f, g são funções limitadas que anulam fora de E , então

$$1. f \geq 0 \text{ q.o.} \Rightarrow \int f d\mu \geq 0$$

$$2. \int af d\mu = a \int f d\mu$$

$$3. \int (f+g) d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$$

$$4. \text{ se } g \leq f \text{ q.o.} \Rightarrow \int g d\mu \leq \int f d\mu$$

$$5. \text{ se } g=f \text{ q.o.} \Rightarrow \int g d\mu = \int f d\mu$$

$$6. |\int f d\mu| \leq \int |f| d\mu$$

Dem.

1) OB

$$2) a\psi \leq af \Leftrightarrow \psi \leq f \text{ se } a \geq 0$$

$$a\psi \geq af \Leftrightarrow \psi \geq f \text{ se } a \leq 0$$

$$3) \text{ se } \psi_1 \leq f \text{ e } \psi_2 \leq g \Rightarrow \psi_1 + \psi_2 \leq f+g$$

$$\int (f+g) d\mu = \sup_{\psi \leq f+g} \int \psi d\mu$$

$$\geq \sup_{\substack{\psi_1 \leq f \\ \psi_2 \leq g}} \int (\psi_1 + \psi_2) d\mu = \int f$$

(outro lado) desigualdade oposta

$$f \rightarrow -f \quad g \rightarrow -g$$

$$\int (-f-g) d\mu \geq \int (-f) d\mu + \int (-g) d\mu$$

$$\int (f+g) d\mu \leq \int f d\mu + \int g d\mu$$

8, 13, 16, 23

Durret

Funções mensuráveis

$$f: (\Omega, \mathcal{F}, P) \rightarrow (S, \mathcal{P}, \mu)$$

mensurável se

$$f^{-1}(B) \in \mathcal{F}, \forall B \in \mathcal{P}$$

$$\{\omega : f(\omega) \in B\}$$

μ induzida por P .

$$\int f d\mu$$

Integração.

1. Funções simples
2. " limitadas
3. " não-negativas
4. " integráveis

$$1. \quad \phi = \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{1}_{A_i}, \quad A_i \text{ disjuntos}$$

$$\int \phi d\mu = \sum_{i=1}^n a_i \mu(A_i)$$

$$2. \quad \frac{\int f d\mu}{E} \quad \mu(E) < \infty \quad e \quad f(x) = 0 \text{ em } E^c$$

f limitada (q.e.d.) $\exists M : |f(x)| \leq M$

$$\int f d\mu = \sup_{\psi \leq f} \int \psi d\mu = \inf_{\psi \geq f} \int \psi d\mu$$

Lema. Se $E \in \mathcal{F}$ tal que $\mu(E) < \infty$, f e g limitadas que se anulam fora de E

1. Se $f \geq 0 \Rightarrow \int f d\mu \geq 0$

2. $\int af d\mu = a \int f d\mu$

3. $\int (f+g) d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$

4. Se $g \leq f \stackrel{\text{qc.}}{\Rightarrow} \int g d\mu \leq \int f d\mu$

5. Se $g = f \stackrel{\text{qc.}}{\Rightarrow} \int g d\mu = \int f d\mu$

6. $|\int f d\mu| \leq \int |f| d\mu$

3. Funções Não-Negativas Quaisquer

$f \geq 0,$

$$\int f d\mu = \sup \left\{ \int h d\mu ; h \geq 0 \text{ limitada com } \mu(\{w : h(w) > 0\}) < \infty \right\}$$

Lema.



Seja $E_n \uparrow E$ com $\mu(E_n) < \infty$

Notação: $a \wedge b = \min\{a, b\}$

$a \vee b = \max\{a, b\}$

$f_n = f \wedge n$



então

$$\int_{E_n} f_n d\mu = \int_{E_n} f_n \mathbb{1}_{E_n} d\mu \rightarrow \int f d\mu$$

Dem. Seq. não decrescente

$$f_n \leq f_{n+1}$$

g limitada ($\exists M, |g(x)| \leq M \forall x$) $\mu(\omega \cdot g(\omega) > 0) < \infty$

$$g = g \wedge n \leq f \wedge n$$

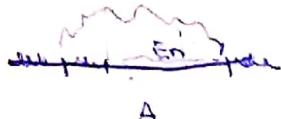
$$\int_{E_n} (f \wedge n) d\mu \geq \int_{E_n} (g \wedge n) d\mu$$

se tomo $n > M$

$$\int_{E_n} (f \wedge n) d\mu \geq \int_{E_n} (g \wedge n) d\mu \Rightarrow$$

$$\int_{E_n} (f \wedge n) d\mu \geq \int_{E_n} g d\mu = \int g d\mu - \int_{E_n^c} g d\mu$$

$$g \mathbb{1}_{E_n} = g - g \mathbb{1}_{E_n^c}$$



$$0 \leq \int g \mathbb{1}_{E_n} d\mu \leq M \mu(A \cap E_n^c) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$E_n^c \downarrow \emptyset$$

cont. por baixo de μ

$$\lim_n \int_{E_n} f \wedge n d\mu \geq \int g d\mu$$

$$a = f(g)d\mu$$

$$a \neq 0$$

$$E_n = \int_{E_n} g d\mu \rightarrow 0$$

$$a_n = \int_{E_n} f d\mu$$

$$\int f d\mu$$

$$\int f d\mu = \sup \left\{ \int h d\mu : h \text{ is non-negative measurable} \right\}$$

$$a_n = \int_{E_n} f_n d\mu \uparrow \int f d\mu$$

$$\frac{1}{n} \int_{E_n} f_n d\mu \geq \int g d\mu = \frac{1}{n} \int_{E_n} f_n d\mu \geq \int f d\mu$$

Do def.

$$\int_{E_0}^{\infty} f(x) d\mu \leq \int f d\mu$$

25/19 b

Propriedades.

- J. 2. 3. 4. 5. 6.

Dem.

- J. V

$$2. \int_a^b f(x) dx = \alpha \int_a^b f(x) dx$$

abs of \leftrightarrow bcf @ 70

77 650 (1) En contra por estamen con flor neg.)

- $$3. \int (f_1 g_2) d\mu = \sup \left\{ \int h d\mu \mid h \text{ bounded + separate func}, h \in f_1 g_2 \right\}$$

$\mathcal{M}_{\text{sup}} \left\{ \right\} (\text{max}) \text{ de } p_{\text{c}, \text{m}}, \text{ m limitados e sup. fixado} \right\},$

$$\text{Então } \int (f+g) d\mu \geq \int f d\mu + \int g d\mu$$

Des. oposta.

Obs. $(a+b)\wedge n \leq a\wedge n + b\wedge n$
(verifique!)

$$\left\{ \begin{array}{l} (a+b)\wedge n \leq a\wedge n + b\wedge n \\ (a+b)\wedge n = a\wedge n + b\wedge n = a\wedge b \wedge n \end{array} \right.$$

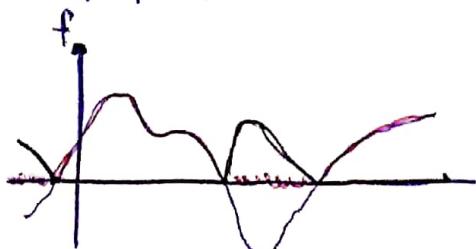
Então $\int_{E_n} (f+g) \wedge n d\mu \leq \int_{E_n} f \wedge n d\mu + \int_{E_n} g \wedge n d\mu$

lado esquerdo $\rightarrow \int (f+g) d\mu$ (lema anterior)

lado direito $\rightarrow \int f d\mu + \int g d\mu$

Passo 4: Funções Quaisquer (integráveis)

Def. Dada f qualquer



$$f^+ = \max\{0, f\} = f \vee 0$$

$$f^- = \max\{0, -f\} = (-f) \vee 0$$

$$f = f^+ - f^-$$

$$|f| = f^+ + f^-$$

Def. Se f é uma função qualquer, f é dita integrável se

$$\int |f| d\mu < \infty$$

Def. Se f é uma função integrável qualquer

$$\int f d\mu = \int f^+ d\mu - \int f^- d\mu$$

Lema. Se f e g são não-negativas com $\int f d\mu < \infty$ e $\int g d\mu < \infty$

$$\int (f-g) d\mu = \int f d\mu - \int g d\mu$$

Dem: Use

$$f^+ + (f-g)^- = g + (f-g)^+$$

$$f \geq g \rightarrow$$

$$f \leq g \rightarrow$$

Teorema. valem as 6 propriedades

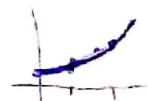
Dem: Exercícios.

Algumas Propriedades da Integral

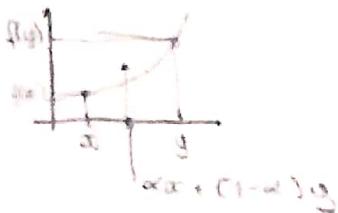
Desigualdade de Jensen

Def. Uma função Ψ é dita convexa se para todo $x \in (0,1)$

$$\Rightarrow \Psi(x\alpha + (1-\alpha)y) \geq \alpha\Psi(x) + (1-\alpha)\Psi(y)$$



Pego 2 pts da função, ~~uma~~ media ponderada delas está acima da função no intervalo de extremos da medida ponderada



Des. de Jensen: se f e $\psi(f)$ são integráveis ~~e continuas~~ e ψ convexa, então

$$\psi(\int f d\mu) \leq \int \psi(f) d\mu$$

Dem. Se $c = \int f d\mu$ temos $l(x) = ax + b$ com $l(c) = \psi(c)$

$$\begin{aligned} \psi(x) &\geq l(x) \quad \forall x \\ \int \psi(x) d\mu &\geq \int l(f) d\mu = \int af + b d\mu = \\ &= a \int f d\mu + b = l(c) = \psi(c) \end{aligned}$$

Probabilidade Avançada, Auto, 06

P1 - 22/04

www.vision.ime.usp.br

P2 - 12/06

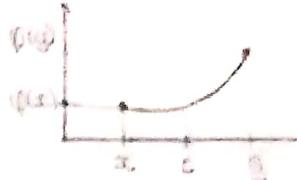
P3 - seq. ou tese, seguinte ao ponto

Estudar algumas desigualdades e propriedades de convergência.

Propriedades

Desigualdade de Jensen

f convexa, $\forall \epsilon \in (0,1)$



$$\Phi(cx + (1-c)y) \leq cf(x) + (1-c)f(y)$$

seja mais alguma conf. matemática

$$\lim_{n \rightarrow 0} \frac{\Phi(c) - \Phi(c-h)}{h} \leq \lim_{n \rightarrow 0} \frac{\Phi(c+h) - \Phi(c)}{h}, \text{ ou}$$

$$\Phi(c-h) + \Phi(c+h) \geq 2\Phi(c) \Leftrightarrow$$

$$\frac{\Phi(c+h) - \Phi(c)}{h} \geq \frac{\Phi(c) - \Phi(c-h)}{h}$$

$$\int \Phi(f) d\mu \geq \int \varphi(f) d\mu$$

$$\Phi(a) \geq \varphi(a) = \int (af + b) d\mu = a \int f d\mu + b = \varphi(a) + \Phi(b) = \Phi\left(\int f d\mu\right) \quad \square$$

$$\text{seja: } \|f\|_p = \left(\int |f|^p d\mu \right)^{\frac{1}{p}} \quad 1 \leq p < \infty \quad \text{"Norma p"}$$

Desigualdade de Hölder:

Se $p \neq q$ satisfazem $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$ e f, g são funções quaisquer

$$\int |fg| d\mu \leq \|f\|_p \|g\|_q \quad ?$$

Assumimos que
 f e g são integráveis

Obs: Caso Particular: Cauchy-Schwarz ($p=q=2$)

$$\int |fg| d\mu \leq \left(\int |f|^2 d\mu \right)^{1/2} \left(\int |g|^2 d\mu \right)^{1/2}$$

Demonstração:

Se $y > 0$ fixado, $\exists x_0$

$$\Psi(x) = \Psi_y(x) = \frac{x^p}{p} + \frac{y^q}{q} - xy$$



$$\Psi'(x) = x^{p-1} - y = 0 \Rightarrow x_0 = y^{\frac{1}{p-1}}$$

$$\Psi''(x) = (p-1)x^{p-2}$$

$$\Psi''(x_0) = \frac{y^{\frac{p}{p-1}}}{p} + \frac{y^q}{q} - y^{1+\frac{1}{p-1}} = y^q \left[\frac{1}{p} + \frac{1}{q} - 1 \right] = 0$$

$$\frac{1}{q} = 1 - \frac{1}{p} = \frac{p-1}{p} \quad , \quad q = \frac{p}{p-1}$$

$$f(x) \neq 0 \quad \frac{|f|}{p} + \frac{|g|}{q} \leq 1$$

$$f \rightarrow \bar{f} = \frac{|f|}{\|f\|_p} \quad \|\bar{f}\|_p = 1$$

$$g \rightarrow \bar{g} = \frac{|g|}{\|g\|_p} \quad \|\bar{g}\|_q = 1$$

$$\int |fg| d\mu \leq 1 \quad \text{se } \|f\|_p = \|g\|_q = 1$$

$$|fg| \leq \frac{|f|^p}{p} + \frac{|g|^q}{q}$$

$$\int |fg| d\mu \leq \int \frac{|f|^p}{p} d\mu + \int \frac{|g|^q}{q} d\mu = \frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$$

$$\|f\|_p = 1, \quad \|g\|_q = 1$$

se $f: \|f\|_p < \infty$ e fg é integrável
e $g: \|g\|_q < \infty$

Quando vale

$$f_n \rightarrow f \Rightarrow \int f_n d\mu \rightarrow \int f d\mu \quad (?)$$

Def: $f_n \rightarrow f$ q.s. μ

$$\mu(\omega: f_n(\omega) \rightarrow f) = 1$$

Def. $f_n \rightarrow f$ em medida Dado 870

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu(\{w : |f_n(w) - f(w)| > \varepsilon\}) = 0$$

Teorema da Convergência Limitada.

$f_n \rightarrow f$ em medida

tal que f_n é limitada e se anula fora de um conjunto E com $\mu(E) < \infty$.

Então: $\lim_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu = \int \lim_{n \rightarrow \infty} f_n d\mu = \int f d\mu.$

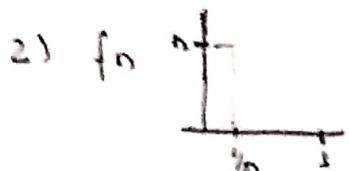
Obs: "Contrato exemplo"

1) $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, dx)$

med. de Lebesgue



$f_n \rightarrow 0$ em medida



O problema aqui é que $\mu(E)$ não é finito.

Demonstração:

$$|\int f d\mu - \int f_n d\mu| = \left| \int (f - f_n) d\mu \right| \leq \int |f - f_n| d\mu$$

Dado 870

$$\exists \delta > 0. \{x : |f_n(x) - f(x)| < \delta\}$$

$\text{En} \uparrow \text{d}_{\mu}$

f_n limitado
 $\Rightarrow \exists M$ tal que
 $|f_n| \leq M$

$$= \int_{E \cap E_n} + \int_{E_n^c \cap E} + \int_{E^c}$$

↓

$$\leq \epsilon \mu(E) + m \mu(E - E_n)$$

↓

$$0$$

Lema de Fatou Se $f_n \nearrow 0$, então

$$\liminf_n \int f_n d\mu \geq \int \liminf_n f_n d\mu$$

Demonstração: Seja $g_n = \inf_{m \geq n} f_m$. Daí

$$g_n \leq f_n \text{ e } g_n \uparrow g = \liminf_n f_n$$

↓

$$\int f_n d\mu \geq \int g_n d\mu$$

Basta mostrar agora que

$$\liminf_n \int g_n d\mu \geq \int g d\mu \quad (*)$$

pois teríamos

$$\liminf_n \int f_n d\mu \geq \int g_n d\mu \geq \liminf_n \int g_n d\mu \geq \int g d\mu = \int \liminf_n f_n d\mu$$

Seja $E_m \uparrow \cup \omega$, $\mu(E_m) < \infty$

$$(g_n \wedge m) \mathbb{1}_{E_m} \xrightarrow{\max} (g \wedge m) \mathbb{1}_{E_m}$$

$$g_n \geq (g_n \wedge m) \cdot \mathbb{1}_{E_m} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} (g \wedge m) \mathbb{1}_{E_m}$$

$$\begin{aligned} \lim_n \int g_n d\mu &\geq \lim_n \int_{E_m} (g_n \wedge m) d\mu = \\ &= \int_{E_m} (g \wedge m) d\mu \xrightarrow[m \downarrow \infty]{(*)} \int g d\mu \end{aligned}$$

(*) Use o Lema.

$$\int f d\mu = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{E_n} (f \wedge n) d\mu, \quad E_n \in \mathcal{B}, \quad (\mu(E_n) < \infty)$$

Teorema da convergência monótona

Se $f_n \nearrow 0$ e $f_n \uparrow f$ então

$$\int f_n d\mu \rightarrow \int f d\mu$$

Demonstração,

$$f_n \leq f$$

$$\int f_n d\mu \leq \int f d\mu$$

$$\overline{\lim_n} \int f_n d\mu \leq \int f d\mu$$

Desigualdade oposta: Lema de Fatou (direto).

Teorema da Convergência Dominada

$f_n \rightarrow f$ q.c. e $|f_n| \leq g$, g integrável

então

$$\int f_n d\mu \rightarrow \int f d\mu$$

Demonstração:

$$-g \leq f_n \leq g \Rightarrow f_n + g \geq 0$$

Lema de Fatou

$$\liminf \int (f_n + g) d\mu \geq \int (f + g) d\mu \Rightarrow \text{liminf da int.}$$

$$\liminf \int f_n d\mu \geq \int f d\mu$$

Por outro lado, vê-se que

$$g - f_n \geq 0$$

$$\limsup \int (-f_n + g) d\mu \leq \int (-f + g) d\mu \Leftrightarrow$$

$$\limsup \int f_n d\mu \leq \int f d\mu$$

□

Desigualdade de Chebyshov (Markov)

Se $\varphi(x) \geq 0$

$$z_\alpha = \inf \{\varphi(x), x \in A\}$$

$$\forall A, P(X \in A) \leq E(\varphi(X)/A) \leq E\varphi(X)$$

O lim de uma sequência numérica é o limsup de conjuntos com os limites das termos truncados.

Se X é uma r.v. e $a > 0$

$$P(|X| \geq a) \leq \frac{E\varphi^2}{a^2}$$

$$\text{Notação: } E[X|A] = \int X \mathbb{1}_A d\mu = \int_A X d\mu$$

$$\mathbb{1}_A \mathbb{1}_A \leq \psi(x) \mathbb{1}_{\{x \in A\}} \leq \psi(x)$$

Tomando a esperança,

$$\therefore P(X \in A) \leq E(\psi(X)|A) \leq E(\psi(X))$$

Esta tornar $\psi(x) = x^2$ e temos a desigualdade de Markov

$$\begin{aligned} & \text{Gráfico: } \psi(x) = x^2 \text{ é convexa.} \\ & a^2 P(|X| \geq a) \leq E[X^2] \Rightarrow \\ & P(|X| \geq a) \leq \frac{E[X^2]}{a^2} \end{aligned}$$

Probabilidade Avançada, Aula 07

25/03/2014

"Antes de falar de independência..."

Produto de Espaços Mensuráveis

Medidas Produto

Sejam $(\Omega_1, \mathcal{F}_1, \mu_1)$ e $(\Omega_2, \mathcal{F}_2, \mu_2)$ dois espaços de medida.

Defino o espaço produto $(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$, onde

$$1. \Omega = \Omega_1 \times \Omega_2 = \{\omega = (\omega_1, \omega_2), \omega_1 \in \Omega_1, \omega_2 \in \Omega_2\}$$

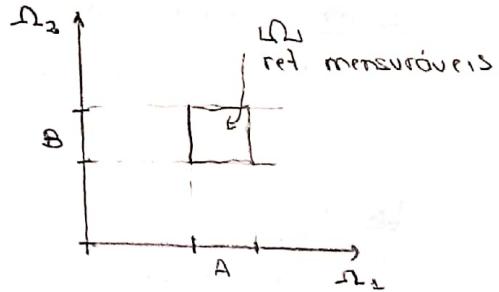
$$2. \mathcal{F} = \sigma(\phi) = \mathcal{F}_1 \times \mathcal{F}_2$$

Tomo $\phi: \{E = A \times B; A \in \mathcal{F}_1, B \in \mathcal{F}_2\}$.

ϕ é uma semi-algebra.

$$\mathcal{F} = \sigma(\phi) = \mathcal{F}_1 \times \mathcal{F}_2$$

notação \nearrow cuidado!



3. Em (Ω, \mathcal{F}) defino μ tal que

$$\mu(A \times B) = \mu_1(A) \mu_2(B)$$

μ é a extensão de μ em ϕ para \mathcal{F} .

Teorema de Fubini. $f: (\Omega, \mathcal{F}, \mu) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$

$$f: (\Omega_1 \times \Omega_2, \mathcal{F}, \mu)$$

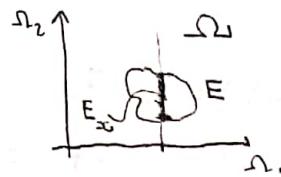
Se $f \geq 0$ ou $\int |f| d\mu < \infty$

$$\int_{\Omega} f d\mu = \int_{\Omega_1} \left(\int_{\Omega_2} f(x, y) \mu_2(dy) \right) \mu_1(dx) = \int_{\Omega_2} \left(\int_{\Omega_1} f(x, y) \mu_1(dx) \right) \mu_2(dy)$$

Questão: $h(x) = \int_{\Omega_2} f(x, y) \mu_2(dy) \in \mathcal{F}_1$?

$$h: (\Omega_1, \mathcal{F}_1) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

Lema: "fatias de $E \in \mathcal{F}$ " estão nas σ -álgebras marginais



Lema:

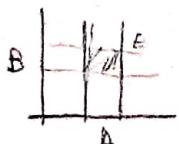
Se $E \in \mathcal{F}$,

$$E_x = \{y \in \Omega_2 : (x, y) \in E\}$$

então $E_x \in \mathcal{F}_2 \quad \forall x \in \Omega_1$

Demonstração: fixado $x \in \Omega_1$

$$g_x = \{E \in \mathcal{F} : E_x \in \mathcal{F}_2\}$$



$$E = A \times B$$

g_x contém os retângulos

$$\text{Se } E \in g_x \Rightarrow E^c \in g_x$$

• Se $E \in \mathcal{G}_\infty \Rightarrow E_x \in \mathcal{F}_2 \Rightarrow (E_x)^c \in \mathcal{F}_2 \Rightarrow (E^c)_x \in \mathcal{F}_2 \Rightarrow E^c \in \mathcal{G}_\infty$

• Se E_1, E_2, \dots em \mathcal{G}_∞ então $\cup E_i \in \mathcal{G}_\infty$

$$(\cup E_i)_x = \cup (E_i)_x$$

\mathcal{G}_∞ é uma σ -álgebra que contém os retângulos.

\mathcal{F} "a menor σ -álgebra." "

$\mathcal{G}_\infty \supset \mathcal{F}$. Logo $E \in \mathcal{F} \rightarrow E \in \mathcal{G}_\infty \Rightarrow E_x \in \mathcal{F}_2$. ■

Lema. Se $E \in \mathcal{F}$ seja

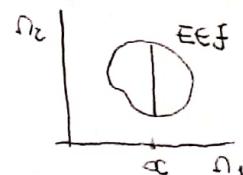
$$g(x) = \mu_2(E_x)$$

é mensurável em \mathcal{F}_2 , e

$$\int_{\Omega_2} g(x) \mu_2(dx) = \mu(E)$$

Dmo: $\mathcal{G} = \text{conj. dos } E \in \mathcal{F} \text{ tal que } *$ é verdadeiro

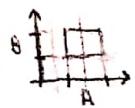
- \mathcal{G} é um sistema λ
- \mathcal{G} contém um sistema Π , pois \mathcal{G} contém retângulos (*)
- Se $A \in \mathcal{G} \Rightarrow A^c \in \mathcal{G}$



$$h(x) = \int_{\Omega_2} f(x, y) \mu_2(dy)$$

(*)

$$\text{Se } E = A \times B$$



$$g(x) = \begin{cases} \mu_2(B) & \text{se } x \in A \\ 0 & \text{o.c.} \end{cases} =$$

$$= \mu_2(B) \mathbb{1}_A \quad \text{mens. em } \mathcal{F}$$

$$\int_{\Omega_1} g(x) \mu_1(dx) = \mu_1(A) \mu_2(B) = \mu(E)$$

\mathcal{G} é sistema ->

1) $A \in \mathcal{G} \Rightarrow A^c \in \mathcal{G}$ (OK) (verifique!)

2) Se $A, B \in \mathcal{G}$, $A \supset B \Rightarrow A - B \in \mathcal{G}$



$$g_{A-B}(x) = \mu_2((A-B)_x) = \mu_2(A_x - B_x) =$$

$$= \mu_2(A_x) - \mu_2(B_x)$$

$$\int_{\Omega_1} g_{A-B}(x) \mu_1(dx) = \mu(A) - \mu(B) = \mu(A - B).$$

3. Se $A_n \uparrow A$, $A_n \in \mathcal{G} \Rightarrow A \in \mathcal{G}$

$$g_{A_n}(x) = \mu_2(A_n^x)$$

$$\int g_{A_n}(x) \mu_1(dx) = \mu(A_n)$$

Se $A_n \uparrow A \Rightarrow (A_n) \in \mathcal{A} \subset \mathcal{A}_{\infty}$ (verificar)

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int g_{A_n}(x) \mu_n(dx) = \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{\mu(A_n)}_{\mu(A)}$$

converg. monótona.

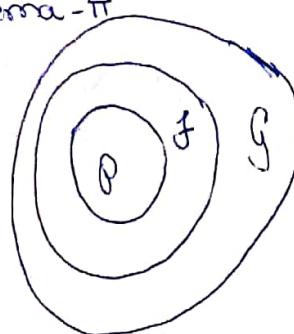
cont inviolada med.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} g_{A_n}(x) = g_A(x)$$

cont. de μ_2

\mathcal{G} é um sistema - λ

\mathcal{G} contém um sistema - Π



pelo Teorema $\lambda-\Pi$

$$\mathcal{G} \supset \mathcal{F}$$

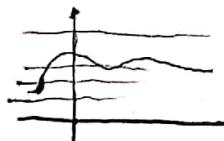
1.

Está mostrado Fubini para $f = \mathbb{1}_E$, $E \in \mathcal{F}$

$$\int f d\mu = \mu(E) = \int_{\mathbb{R}_1} \left[\int_{\mathbb{R}_2} f(x, y) \mu_2(dy) \right] \mu_1(dx) = \dots$$

2. f simples

3. $f \neq 0$



proposta Durrel. $f_n(x) = \frac{\lfloor 2^n f(x) \rfloor}{2^n} \wedge n$

4. $f = f^+ - f^-$ $|f| = f^+ + f^-$, $\int |f| d\mu < \infty$

Independência

Def. Se $\mathcal{F}_1, \mathcal{F}_2, \dots, \mathcal{F}_n$ são σ -álgebras, Dizemos que estas coleções é independente se

$$P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_n) = \prod_{i=1}^n P(A_i)$$

para todo $A_1 \in \mathcal{F}_1, \dots, A_n \in \mathcal{F}_n$.

Def. Se X_1, X_2, \dots, X_n são v.a. Estas coleções é dita independente se

$$P(X_1 \in B_1, X_2 \in B_2, \dots, X_n \in B_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \in B_i)$$

para todo $B_1 \in \mathbb{B}, B_2 \in \mathbb{B}, \dots, B_n \in \mathbb{B}$.

Def. Uma coleção de eventos A_1, A_2, \dots, A_n é dita independente se

$$P(\bigcap_{i \in I} A_i) = \prod_{i \in I} P(A_i)$$

para todo $I \subset \{1, 2, \dots, n\}$ = um círculo de índices.

Def. Uma coleção f_1, f_2, \dots, f_n de classes de conjuntos é dita ind. se

$$P(\bigcap_{i \in I} A_i) = \prod_{i \in I} P(A_i)$$

para todo $I \subset \{1, 2, \dots, n\}$ e $A_1 \subset f_1, A_2 \subset f_2, \dots, A_n \subset f_n$.

Def: Alternativa. A_1, \dots, A_n é ind. se $P(\bigcap_{i=1}^n A_i) = \prod_{i=1}^n P(A_i)$

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = \prod_{i=1}^n P(A_i)$$

$$A_i \in \mathcal{F}_i = \{\emptyset, \Omega, \omega_i, \bar{\omega}_i\}$$

Teorema: Se A_1, A_2, \dots, A_n é uma coleção de classes de conjuntos independentes e cada \mathcal{F}_i é um sistema-Π, então

$$\sigma(f_1), \dots, \sigma(f_n) \text{ é independente}$$

Exercício: Encontre um contra-exemplo.

Demo: f_1, f_2, \dots, f_n ind

↓

$\sigma(f_1), f_2, \dots, f_n$ ind.

Fixe $A_2 \in \mathcal{F}_2, \dots, A_n \in \mathcal{F}_n$ e seja $F = \bigcap_{i=2}^n A_i$

$$\mathcal{G}_F = \{A \subset \Omega : P(A \cap F) = P(A)P(F)\}$$

$\mathcal{G}_F \circ f_1$ por hipótese

\mathcal{G}_F é um sistema λ

1. $\emptyset \in \mathcal{G}_F$ ✓

2. $A, B \in \mathcal{G}_F$ com $A \subset B \Rightarrow B - A \in \mathcal{G}_F$

$$\begin{aligned} P((B-A) \cap F) &= P(B \cap F - A \cap F) = P(B \cap F) - P(A \cap F) = P(B)P(F) - P(A)P(F) \\ &= P(B-A)P(F) \end{aligned}$$

3. $B_n \in \mathcal{G}_F \Rightarrow B \in \mathcal{G}_F$

Se $B_n \in \mathcal{G}_F \Rightarrow B_n \cap F \in \mathcal{G}_F$

$$\begin{aligned} P(B_n \cap F) &= P(B_n) P(F) \\ \text{então} \quad &\downarrow \\ P(B \cap F) &= P(B) P(F) \end{aligned}$$

Então $\mathcal{G}_F \supseteq \sigma(\mathcal{F})$

Então se $A_i \in \sigma(\mathcal{F}) \Rightarrow A_i \in \mathcal{G}_F$

$$P(A_i \cap F) = P(A_i) P(F)$$

$$P(A_i \cap (\bigcap_{i=1}^n A_i)) = \prod_{i=1}^n P(A_i) \quad \forall A_i \in \sigma(\mathcal{F})$$

$A_i \in \mathcal{F}, 2 \leq i \leq n$

. Itero o argumento.

Probabilidade Avançada, Aula 08

27/08

~~Definição~~

Corolário. Se X_1, X_2, \dots, X_n são v.a. e, para todos coleções x_1, x_2, \dots, x_n em $\mathbb{R} \cup \{\infty\}$ vale

$$P(X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x_i)$$

Então X_1, X_2, \dots, X_n são independentes.

Dem. (Idéia)

• Teorema aula passada é, $A_i = (-\infty, x_i], x_i \in \mathbb{R} \cup \{\infty\}\}$

• Uso o exercício

Se f gera ϕ ($\sigma(f) = \phi$) então $X^{-1}(f)$ gera $\sigma(X)$.

$\sigma(X)$ = "só sei o valor de x "

$X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$

$\sigma(X)$ = menor σ -álgebra \mathcal{F} tal que X é mensurável.

Obs. \mathcal{F} = "informação" $E[X | \mathcal{F}]$

$\{\emptyset, \Omega\}$: "total ignorância"

$\{\emptyset, A, A^c, \Omega\}$: "só sei se A aconteceu ou não"

$\mathcal{F}(\Omega)$: "total conhecimento"

Lemas de Borel-Cantelli

Se A_1, A_2, \dots sequência de eventos

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcap_{m=1}^{\infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} A_n \quad \text{I.e.}$$

$\omega \in \liminf_{n \rightarrow \infty} A_n$ se $\omega \in A_n$ infinitas vezes

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} \bigcap_{m=n}^{\infty} A_m$$

$\omega \in \limsup_{n \rightarrow \infty} A_n$ se $\omega \in A_n$ "eventualmente"

$\omega \in A_n$ exceto por uma coligação finita de A_n

Obs:

$$\begin{aligned} \liminf_{n \rightarrow \infty} \mathbb{1}_{A_n} &= \mathbb{1}_{\liminf_{n \rightarrow \infty} A_n} \\ \limsup_{n \rightarrow \infty} \mathbb{1}_{A_n} &= \mathbb{1}_{\limsup_{n \rightarrow \infty} A_n} \end{aligned} \quad \left. \begin{array}{c} \text{verificar} \\ \hline \end{array} \right.$$

Notação: $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n = \{A_n, \text{i.o.}\}$

Primeiro Lema de Borel-Cantelli

Se A_1, A_2, \dots são tais que $\sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) < \infty$ então

$$P(\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n) = 0$$

Demo. $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{m=n}^{\infty} A_m$

Ent

$$0 \leq P(\overline{\lim} A_i) \leq P(B_n) = P\left(\bigcup_{m \geq n} A_m\right) \stackrel{\text{subad}}{\leq} \sum_{m \geq n} P(A_m) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

caso da
série $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n)$

Exemplo de Aplicação

Convergência em prob. e conv. quase certa

Lema: Se $X_n \rightarrow X$ em prob., então existe subsequência

$X_{n_k}, X_{n_{k+1}}, \dots$ tal que

$$X_{n_k} \rightarrow X \text{ q.c.}$$

$\epsilon > 0$

$$P(|X_n - X| > \epsilon) \rightarrow 0$$

$\delta_k \downarrow 0$ com $k \rightarrow \infty$

$$\{n_k\}_{k \geq 1} \quad \delta_k = \frac{1}{2^k}$$

n_1, n_2, \dots tal que

$$P(|X_{n_k} - X| > \epsilon_k) \leq \frac{1}{2^k}$$

n_2, n_3, \dots

$$P(|X_{n_k} - X| > \epsilon_{k+1}) \leq \frac{1}{2^{k+1}}$$

$$A_i = \{|X_{n_i} - X| > \epsilon_i\}, \quad \sum P(A_i) < \infty$$

$$P(A_i; i.o.) = 0$$

□

2. Versão Fraca da Lei Forte dos Grandes Números

Teorema: Se X_1, X_2, \dots , i.i.d. e $EX_i = \mu$ e $EX_i^4 < \infty$, então

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \rightarrow \mu \text{ q.c.}$$

Dem.

$X_i - \mu$ para tornar $\mu = 0$ (sem perda)

$$\text{Se } S_n = \sum_{i=1}^n X_i$$

$$ES_n^4 = E\left(\sum_{i=1}^n X_i\right)^4 = E((\cdot)(\cdot)(\cdot)(\cdot))$$

$$\text{termos } EX_i^2 X_j X_k - EX_i^2 X_l^2$$

$$EX_i X_j X_k X_l$$

$$EX_i^3 X_j$$

$$EX_i^4$$

Ora: Se X_1, \dots, X_n são v.a. ind. ($X_i \neq 0$ ou $EX_i^4 < \infty$) então

$$EX_1 X_2 \dots X_n = \prod_{i=1}^n EX_i$$

Daí

$$ES_n^4 = n EX_i^4 + 2n(n-1) (EX_i^2)^2 \leq n^2 C$$

de $C < \infty$

Logo,

$$P(|S_n| \geq n\epsilon) \leq \frac{ES_n^4}{(n\epsilon)^4} \leq \frac{C}{n^2 \epsilon^4} \quad \text{e} \quad \sum_n P(A_n) < \infty$$

Assim, se $\sum_n P(A_n) = \infty$, pelo teorema de Borel-Cantelli, temos que

$$\frac{S_n}{n} \rightarrow 0 \text{ q.o.}$$

Segundo Lema de Borel-Cantelli

(Borges, biblioteca de 1

livro de areias,

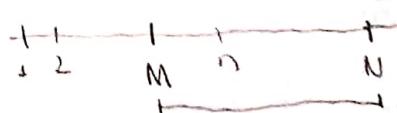
marcadas digitalmente)

Se A_1, A_2, \dots é uma sequência de eventos independentes tal que

$$\sum P(A_i) = \infty, \text{ então}$$

$$P(A_i \text{ i.o.}) = 1.$$

Demo: $\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcap_{m=M}^{\infty} \bigcup_{n=m}^{\infty} A_m$



$$\left(\bigcup_{m=M}^N A_m \right)^c = \bigcap_{m=M}^N A_m^c$$

$$P(\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n) = P\left(\bigcap_{m=M}^N A_m^c\right) = \prod_{m=M}^N P(A_m^c) =$$

$$= \prod_{m=M}^N [1 - P(A_m)] \stackrel{*}{\leq} \prod_{m=M}^N e^{-P(A_m)} = e^{-\sum_{m=M}^N P(A_m)} \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{} 0$$

* $1 - x \leq e^{-x}$

Logo $P(\overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} A_n) = 1.$

Fórmula de Mudanças de Variáveis

$$X: (\Omega, \mathcal{F}, P) \rightarrow (S, \phi)$$

μ induzida, $\mu = P \circ X^{-1}$

$$f: (S, \phi) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

$$(\Omega, \mathcal{F}, P) \xrightarrow{f(x)} (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

$$\begin{array}{ccc} x & \searrow & f \\ & (S, \phi) & \nearrow \\ & \mu & \end{array}$$

$$\int_{\Omega} f(X) dP = \int_S f(Y) \mu(dy)$$

Demonstração. Passo-a-passo.

1. $f = \mathbb{1}_E \quad E \in \phi$

$$\int f(X) dP$$

$$f(X): (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (S, \phi)$$

$$f(X)(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{se } X(\omega) \in E \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

$$f(X) = \mathbb{1}_{X^{-1}(E)}$$

$$\int f(X) dP = \int \mathbb{1}_{X^{-1}(E)} dP = P(X^{-1}(E)) = \mu(E) = \int f \, d\mu$$

2. Simples

3. $f \geq 0$

4. Inteiramente

Probabilidade Avançada, Aula 09 (10)

08/04/2013

Teorema de Kolmogorov

Dada $\{\mu_k\}_{k \geq 1}$ medida em $(\mathbb{R}^k, \mathcal{B}^k)$

$\{\mu_k\}_{k \geq 1}$ consistentes



Problema:

Estender $\{\mu_k\}_{k \geq 1} \rightarrow \mu$ em $(\mathbb{R}^{\mathbb{N}}, \mathcal{B}^{\mathbb{N}})$

Teo. Kolmogorov

$\{\mu_k\}_{k \geq 1}$ consistente $\Rightarrow \exists$ extensão unica

1) $\{\mu_k\}_{k \geq 1}$ medida em

$\mathcal{P} = \text{cilindros} = \text{semi-algebra}$

Seja $\mathcal{A} = \mathcal{A}(\mathcal{P}) = \sigma\text{-coto de uniões finitas de elementos de } \mathcal{P}$

Lema. Se $S = \bigcup_{i=1}^n S_i$, $S_i, S_j \in \mathcal{P}$, S_i disjuntos

$$\mu(S) = \sum_{i=1}^n \mu(S_i)$$

$\mu_{\text{Lebesgue}}: (\mathbb{R}^k, \mathcal{B}^k)$

$$\mu_k([(a_1, b_1] \times [a_2, b_2] \times \dots \times [a_k, b_k])] = \prod_{i=1}^k [F_{x_i}(b_i) - F_{x_i}(a_i)]$$

x_1, \dots, x_k

$\bar{\mu}_k \text{ em } (\mathbb{R}^k, \mathcal{A})$



$A(\mathcal{A})$

$\sigma(\phi)$

Lema: Se $B_n \in \mathcal{A}$, $B_n \downarrow \emptyset$, então $\mu(B_n) \downarrow 0$

Demonstração:

$$B_n = \bigcup_{k=1}^{k_n} \{w = (w_1, w_2, \dots) \in \mathbb{R}^{\mathbb{N}} : w_i \in [a_i^k, b_i^k], 1 \leq i \leq n, -\infty < a_i^k < b_i^k < \infty\}$$

$$C_n = \bigcup_{k=1}^{k_n} \{w : w_i \in [\bar{a}_i^k, \bar{b}_i^k], 1 \leq i \leq n\}$$

tal que, para $\delta > 0$

$$\mu(B_n - C_n) \leq \delta/2^{n+1}$$

$$D_n = \bigcap_{m=1}^n C_m$$

$1 \leq m \leq n$

$$B_m \supset B_n$$

$$B_n = \bigcap_{m=1}^n B_m \Rightarrow B_n \subset B_m$$

$$\mu(B_n - D_n)$$

$$B_n \cap \left(\bigcap_{m=1}^n C_m \right)^c = \bigcup_{m=1}^n (B_n \cap C_m^c)$$

$$\mu(B_n - D_n) \leq \sum_{m=1}^n \mu(B_n - C_m) \leq \sum_{m=1}^n \mu(B_m - C_m) \leq \sum_{m=1}^n \mu(B_m - C_m) \leq$$

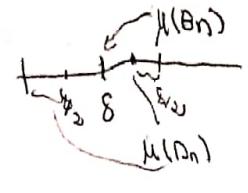
$$\sum_{m=1}^n \frac{\delta}{2^{m+1}} = \frac{\delta}{2},$$

$B_n \neq \emptyset$

Suponha, por absurdo, que

$B_n \neq \emptyset$ mas $\mu(B_n) \downarrow \delta > 0$

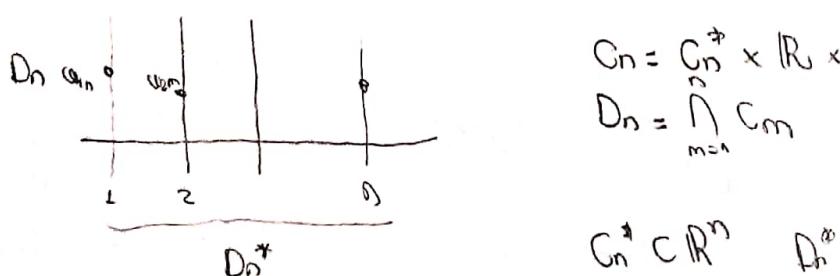
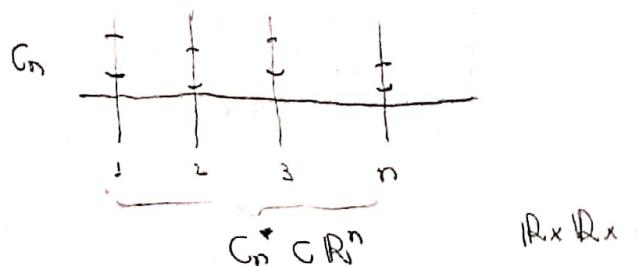
se $\mu(B_n) \rightarrow \delta > 0$ então $\liminf \mu(D_n) \geq \frac{\delta}{2}$



$B_n \neq \emptyset$

$D_n \subset B_n$

compacto



$$C_n = C_n^* \times \mathbb{R} \times \mathbb{R} \times \dots$$

$$D_n = \bigcap_{m=1}^n C_m$$

$$C_n^* \subset \mathbb{R}^n \quad D_n^*$$

$$D_n^* = C_n^* \cap (C_{n-2}^* \times \mathbb{R}) \cap (C_{n-2}^* \times \mathbb{R}^2) \cap \dots \cap (C_1^* \times \mathbb{R}^{n-1})$$

$$\mu(D_n) > \frac{\delta}{2} \quad D_n \neq \emptyset, \forall n$$

$$\mu(D_n) = \mu_n(D_n^*) \text{ , } D_n^* \neq \emptyset, \forall n$$

para cada $m \geq 1$ escolho

$$w_m \in D_m = \bigcap_{i=1}^n C_m \cap D_i, 1 \leq m$$

$$w_2 \in D_2$$

$$w_m = (w_{1m}, w_{2m}, \dots) \in \mathbb{R}^n$$

$$w_m = (w_{1m}, w_{2m}, \dots)$$

$$w_{m,j} \in D_i^*, \forall m \geq 1$$

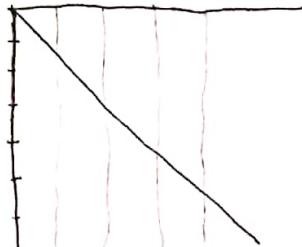
primeira
comp. D_i^* compacto

$\Rightarrow \exists$ uma subseq. convergente

$$\text{subseq. } m(1,j) \in \mathbb{N}$$

$$(w_{m(1,j)}, 1) \rightarrow \theta_1 \in D_1^*$$

$$w_{i,m} \in D_i^*, m \geq 1$$



$$\{m(1,j)\}_{j \geq 1} \text{ sub-seq de } \mathbb{N}$$

$$\{m(2,j)\}_{j \geq 1} \text{ sub-seq de } \{m(1,j)\}_{j \geq 1}$$

$$(w_{m(2,1)}, 1, w_{m(2,2)}, 2) \in D_2^*$$

$$\downarrow \quad \quad \quad \downarrow \quad \quad \quad \text{compacto de } \mathbb{R}^2$$

$$(\theta_1, \theta_2)$$

Escolho $\{m(2,j)\}_{j \geq 1}$ t.q. $w_{m(2,j), 2} \rightarrow \theta_2$

Iero, para determinar

$$w_{m(k,j),k} \xrightarrow{j \in \omega} \Theta_k \quad \{m(k,j)\}_{j \in \omega} = \text{subseq de } \{m(k-1,j)\}_{j \in \omega}$$

$$(w_{m(i,j)}, i \in \omega) \rightarrow \Theta_i, \quad i \leq k$$

$$w_{m(k,j),1} \xrightarrow{j \in \omega} \Theta_1$$

$$w_{m(1,j),1} \xrightarrow{j \in \omega} \Theta_1$$

$$\{w_m\}_{m \geq 1}$$

$$w_k = w_{m(k,k)} \quad w_k \in \mathbb{R}^n$$

$(w_k)_i$ = componente i

$$w_{k,i} \rightarrow \Theta_i$$

$$\Theta_1 \in D_1^*$$

$$(\Theta_1, \Theta_2) \in D_2^*$$

$$\bar{\Theta}_n = (\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_n) \in D_n^* \subset \mathbb{R}^n$$

$$\Theta_n = (\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_n, x_{n+1}, x_{n+2}, \dots) \in D_n \subset \mathbb{R}^{\aleph_0}$$

$$\Theta_n \rightarrow \Theta = (\Theta_1, \Theta_2, \dots) \in \mathbb{R}^{\aleph_0}$$

$$\Theta_n \in D_n \quad \forall n$$

↓

$$\Theta \in \varprojlim D_n \quad \therefore \varprojlim D_n \neq \emptyset \Rightarrow \varprojlim B_n \neq \emptyset$$



Lei Fraca em L^2

Obs:

1. Conv. em prob.

$$X_n \rightarrow X \text{ em prob.}$$

Se $\forall \epsilon > 0$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|X_n - X| > \epsilon) = 0$$

2. Converg. em L^1

$$X_n \rightarrow X \text{ em } L^1 \text{ se } \|X_n\|_1 < \infty \quad \|X\|_1 < \infty$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(|X_n - X|) = 0$$

3. Em L^2

$$X_n \xrightarrow{D} X \text{ se } X_n, X \in L^2 \quad E|X|^2 < \infty \quad E|X|^2 < \infty$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E(X_n - X)^2 = 0$$

4. Convergência em Distribuição (em L^1)

$$X_n \rightarrow X \text{ em dist.}$$

se $F_{X_n}(x) \rightarrow F_X(x)$, para todo x tal que F_X é contínua em x (exceção de contínuas da F_X)

Algumas Relações

- Conv. Quase Certa \rightarrow prob.
em Lei
- Conv. em probabilidade \rightarrow em Lei
- Conv. em L^1 \rightarrow prob. (Chebyshev)
em Lei
- Conv. em L^2 $\rightarrow L^2$, lei, prob. (Schwarz)
- Se $p > 0$ e $E|X_n|^p \rightarrow 0$ então $X_n \rightarrow 0$ em prob.

Teorema. (Lei Fraca L^2)

Se X_1, X_2, \dots não correlacionadas (isto é, $E[X_i Y_j] = EX_i EY_j$, se $i \neq j$)
e $EX_i = \mu$ e $\text{Var}(X_i) \leq C < \infty$
então

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \rightarrow \mu \quad \text{em } L^2 \text{ (em prob.)}$$

Demo:

$$E \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i - \mu \right)^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$\text{Ex. } \text{Var}(\sum X_i) = \sum \text{Var}(X_i)$$

08.04.2014

PROBABILIDADE AVANÇADA I

Aula 10

S	T	G	G	B	B	D
L	M	M	J	V	B	D

Lei fraca dos grandes números

• dramões triangulares: $X_{11}, X_{21}, X_{31}, \dots, X_{n1}$, ..., $X_{1n}, X_{2n}, \dots, X_{nn}$

$$\left. \begin{array}{l} X_{11}, X_{21}, \dots, X_{n1} \\ \vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ X_{1n}, X_{2n}, \dots, X_{nn} \end{array} \right\} X_{nk} \quad 1 \leq k \leq n$$

$$S_n = \sum_{i=1}^k X_{ni}; \quad \frac{S_n}{n} \rightarrow ?$$

Lei fraca "mais simples": $\{X_{nk}, 1 \leq k \leq n\}_{n \geq 1}$ com $\sigma_n^2 = \text{Var}(S_n)$ finita e $\mu_n = E S_n$.

Se $\sigma_n^2 / \mu_n^2 \rightarrow 0$ ($n \nearrow \infty$), então

• $\frac{S_n - \mu_n}{\sigma_n} \xrightarrow{P} 0$

Demonstração: Convergência em L^2

$$E \left(\frac{S_n - \mu_n}{\sigma_n} \right) = \frac{\text{Var}(S_n)}{\sigma_n^2} \rightarrow 0 \text{ (condigo).}$$

Então, converge em prob.

Exemplo: colecionador de figurinhas

N figurinhas $\{1, 2, \dots, N\}$

X_1, X_2, \dots iid com $X_i \sim \text{Uniforme em } \{1, 2, \dots, N\}$

T_K^n : "instante" no qual encontra a K -ésima figurinha "nova"

$T_0^n = 0$	\downarrow tomar $X_{nk} = T_k^n - T_{k-1}^n \sim \text{Geometrica}(p_k)$ (indep)
$T_1^n = 1$	
$T_2^n = 2 \dots$	

onde $p_k = \frac{1}{N} - \frac{1}{N}$

Exercício: Se $X \sim \text{Geom}(p)$, então $E X = \frac{1}{p}$ e $\text{Var}(X) = \frac{1-p}{p^2}$.

S	T	O	Q	S	S	D
L	M	M	J	V	S	D

$$\mu_n = E T_n^n = \sum_{k=1}^n \frac{N}{N-(k-1)} = N \sum_{k=1}^n \frac{1}{N-(k-1)} \sim N \log(N)$$

$O(\log(N))$

$\frac{1}{N} + \frac{1}{N-1} + \dots + \frac{1}{N-k+1} \rightarrow \infty \text{ quando } n \rightarrow \infty$

$(\text{comparar } c/\log(N))$

$$\sigma_n^2 = \text{Var}(T_n^n) \leq \sum_{k=1}^n \frac{1}{\left(1 - \frac{k-1}{N}\right)^2} = N^2 \sum_{m=1}^n \frac{1}{m^2} \leq CN^2$$

(parte no $\frac{1}{m^2}$)

Tomando $b_n = n \log(n)$: $\frac{T_n^n - N \sum_{m=1}^n \frac{1}{m}}{N \log N} \xrightarrow{P} 0$

• $\frac{N \sum_{m=1}^n \frac{1}{m}}{N \log N} \rightarrow 1$ (exercício)

• $\frac{T_n^n}{N \log N} \xrightarrow{P} L$

Lei forte da arranjo triangular

Para cada $n \geq 1$, seja $X_{n1}, X_{n2}, \dots, X_{nn}$ independentes

Se $b_n \geq 0$ com $b_n \uparrow \infty$, $\tilde{X}_{nk} = X_{nk} \mathbb{1}_{\{|X_{nk}| \leq b_n\}}$,

v.a. truncada

Suponha: 1) $\sum_{k=1}^n P(|X_{nk}| > b_n) \xrightarrow{n \uparrow \infty} 0$

2) $\frac{\sum_{k=1}^n E \tilde{X}_{nk}^2}{b_n^2} \xrightarrow{n \uparrow \infty} 0$.

Se $S_n = \sum_{k=1}^n X_{nk}$ e $a_n = \sum_{k=1}^n E \tilde{X}_{nk}$, então $\frac{S_n - a_n}{b_n} \xrightarrow{P} 0$.

S	T	Q	Q	S	S	D
<input type="checkbox"/>						
L	M	M	J	V	S	D

Demonstration: $S_n = \sum_{k=1}^n X_{nk}$ $P(A \cap \tilde{B}) \leq P(\tilde{B})$

$$\begin{aligned} P\left(\left|\frac{s_n - a_n}{b_n}\right| > \varepsilon\right) &= P(A \cap \{s_n = \tilde{s}_n\}) + \\ &\quad + P(A \cap \{s_n \neq \tilde{s}_n\}) \leq \\ &\leq P\left(\left|\frac{\tilde{s}_n - a_n}{b_n}\right| > \varepsilon\right) + P(s_n \neq \tilde{s}_n) \end{aligned}$$

$\supseteq (A \cap \tilde{S}) \subseteq (S)$

(I) (II)

$$\begin{aligned} \textcircled{I} P(S_n \neq \tilde{S}_n) &\leq P\left(\bigcup_{k=1}^{\infty} \{X_{nk} \neq \tilde{X}_{nk}\}\right) \leq \\ &\leq \sum_{k=1}^{\infty} P(X_{nk} \neq \tilde{X}_{nk}) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0 \quad \text{from part I} \end{aligned}$$

$$\text{P} \left(\frac{|\tilde{s}_n - s_n|}{b_n} > \varepsilon \right) \leq \frac{E(\tilde{s}_n - s_n)^2}{\varepsilon^2 b_n^2} \leq \frac{\text{Var}(\tilde{s}_n^2)}{\varepsilon^2 b_n^2} = \sum_{i=1}^n \frac{\text{Var}(\tilde{x}_{ni}^2)}{\varepsilon^2 b_n^2}$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} \frac{1}{\epsilon^2 b^2} \tilde{E} \tilde{X}_{nk}^2 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

$$\therefore P(A_n) \xrightarrow[n \uparrow \infty]{} 0 \Rightarrow \frac{s_n - a_n}{b_n} \xrightarrow{P} 0$$

Teorema (Lei Fraca dos Grandes Números)

Se X_1, X_2, \dots sãs v.a.s i.i.d. com $\lim_{x \rightarrow \infty} P(|X_1| > x) = 0$,

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{and} \quad \mu_n = E(X_1 \mathbf{1}_{\{X_1 \leq n\}}).$$

Então, $\lim_{n \rightarrow \infty} f_n(x) \rightarrow 0$ em prob.

S	T	Q	Q	S	S	D
L	M	M	J	V	S	

Demonstração: $X_{nk} = X_k$, e $b_n = n$

$$\text{D) } \sum_{k=1}^n P(|X_{nk}| > b_n) = nP(|X_1| > n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

X_i iid por hipótese

$$② \frac{1}{b_n^2} \sum_{k=1}^n E \tilde{X}_{nk}^2 \xrightarrow{?} 0 \Rightarrow \frac{1}{n^2} nE X_1^2 \underset{|x_1| < n}{\xrightarrow{?}} 0$$

Lema auxiliar: Seja $Y \geq 0$ e $p > 0$.

$$\bullet EY^p = \int_0^\infty py^{p-1} P(Y > y) dy$$

$$\hookrightarrow \text{Obs: } EY = \int_0^\infty P(Y > y) dy \quad (p=1)$$

$$\text{Demonstração: } \int_0^\infty P(Y > y) dy =$$

$$= \int_0^\infty py^{p-1} \left| \int_y^\infty 1_{\{Y>y\}} dP \right| dy \quad \textcircled{*}$$

$$\Rightarrow Z = \int_0^\infty py^{p-1} \underset{|y(\omega)| > y}{1_{\{Y>y\}}} dy = \int_0^{|Y(\omega)|} py^{p-1} dy = (Y(\omega))^p$$

$$\textcircled{+} = \int y^p dP = EY^p \quad \textcircled{**}$$

Voltando a ②

$$\Rightarrow E|\tilde{X}_{n1}|^2 = \int_0^\infty 2y P(|\tilde{X}_{n1}| > y) dy \leq \quad \text{provar!}$$

$$\leq \int_0^n 2y P(|X_1| > y) dy$$

$$\bullet \frac{1}{n} E|\tilde{X}_{n1}|^2 \leq \int_0^\infty \frac{2y}{n} P(\tilde{X}_{n1} > y) dy$$

$f(y)$

tilibra

S	T	Q	S	S	D
L	M	M	J	V	S

$f(y) \xrightarrow[y \uparrow \infty]{} 0$. (pois $y P(1x, 1 > y) \rightarrow 0$, por hipótese)

Seja $m = \sup_{y \in \mathbb{R}^+} \{f(y)\}$.

Dado $K > 0$, $E_K = \sup_{y \geq K} \{f(y)\}$

$$\Rightarrow \frac{1}{n} \int_0^n f(y) dy \leq \frac{m \cdot K}{n} + E_K \left(1 - \frac{K}{n}\right) \frac{E_K(n-K)}{n}$$

• $\limsup \left(\frac{1}{n} \int_0^n f(y) dy \right) \leq E_{K_j}$, $\forall j$.

Se $K_j \uparrow \infty$ com $j \uparrow \infty \Rightarrow E_{K_j} \xrightarrow[j \uparrow \infty]{} 0$.

$$Q = \left\{ A : \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\text{Var}(X_1, \dots, X_n)}{n} = 0 \right\}$$

Teoria da Probabilidade

Prob.

de A, ..., An é 2

ABA & A.O.E.

Probabilidade Avançada, Aula 11

Teo. (Lei Fraca na Forma Usual)

X_1, X_2, \dots i.i.d. com $E|X_i| < \infty$ e $EX_i = \mu$ então

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \xrightarrow{\text{prob.}} \mu$$

Dem.

$$E[|X_1| \mathbb{1}_{\{|X_1| > x\}}] \geq \alpha P(|X_1| > x)$$

$$\begin{matrix} \downarrow \\ 0 \end{matrix}$$

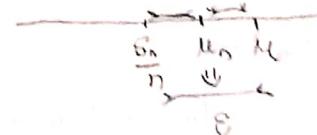
$$|X_1| \mathbb{1}_{\{|X_1| > x\}} \geq \alpha \mathbb{1}_{\{|X_1| > x\}}$$

$$\mu_n = E[X_1 \mathbb{1}_{\{|X_1| \leq n\}}] \rightarrow \mu$$

Pela lei fraca anterior ("lei fraca truncada")

$$P\left(\left|\frac{s_n}{n} - \mu_n\right| > \delta\right) \rightarrow 0 \quad \forall \delta > 0 \quad \text{e então}$$

$$P\left(\left|\frac{s_n}{n} - \mu\right| > \delta\right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$



Obs: X_1, X_2, \dots i.i.d. com $\alpha P(|X_1| > x) \xrightarrow{x \rightarrow \infty} 0$.

Tomando α tal que

$$\left\{ \left| \frac{s_n}{n} - \mu_n \right| < \frac{\epsilon}{2} \right\} \cap \left\{ |\mu - \mu_n| < \frac{\epsilon}{2} \right\} \rightarrow \left\{ \left| \frac{s_n}{n} - \mu \right| < \epsilon \right\}$$

Paradoxo de Petersburg

YN geométrica ($\frac{1}{2}$)

$$P(X = 2^i) = \frac{1}{2^i}$$

$$X = 2^Y$$

Dai, $E X = \sum_{i=1}^{\infty} 2^i \frac{1}{2^i} = \infty$. O habitual seria pagar inf. pro jogar, o que não é razoável do ponto de vista fair-play, já que o gogo event. acaba. (Mostra que $E X$ não é tão razoável)

Logo, vamos considerar a compra do número de lançamentos, no caso, n .

Usamos a lei fraca pra arranjos triangulares.

$$X_{nk}, 1 \leq k \leq n$$

$$X_{22}$$

$$X_{21} \quad X_{22}$$

:

$$X_{n2} \quad \dots \quad X_{nn}$$

ind.

$$b_n \uparrow \infty$$

$$a_n = \sum_{k=1}^n E \tilde{X}_{nk}$$

$$\tilde{X}_{nk} = X_{nk} \mathbb{1}_{\{X_{nk} \leq b_n\}}$$

Se

$$1) \sum_{k=1}^n P(|X_{nk}| > b_n) \rightarrow 0$$

$$2) \frac{1}{b_n^2} \sum_{k=1}^n E \tilde{X}_{nk}^2 \rightarrow 0$$

Então

$$\frac{\sum_{k=1}^n X_{nk} - a_n}{b_n} \rightarrow 0 \text{ em prob}$$

Tomo

$$P(X_1 > 2^m) = \sum_{k \geq m} \frac{1}{2^k} = 2^{-m} \sum_{k \geq 0} 2^k = 2^{1-m}$$

Tomo

$$b_n = 2^{m(n)} = 2^{\log(n) + k(n)} = n 2^{k(n)}, \quad k(n) \text{ com } n^{1/100}$$

Cond. 1.

$$n P(|X_1| > b_n) = n 2^{1-m(n)}$$

$$n P(|X_1| > n 2^{k(n)})$$

$$\frac{2n}{2^{m(n)}} = n \frac{2}{2^{k(n)}} = \frac{2}{2^{k(n)}} \xrightarrow{n \rightarrow 0}$$

Cond. 2.

$$\tilde{X}_{nk} = X_{nk} \mathbb{1}_{\{|X_{nk}| \leq b_n\}}$$

$$\tilde{X}_{nk}^2 = \begin{cases} X_{nk}^2 & \text{se } |X_{nk}| \leq 2^{m(n)} \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

$$E \tilde{X}_{nk}^2 = \sum_{j=1}^{m(n)} (2^j)^2 \frac{1}{2^j} = \sum_{j=1}^{m(n)} 2^j = 2^{m(n)} \left[\frac{1}{2^{m(n)-1}} + \frac{1}{2^{m(n)-2}} + \dots + \frac{1}{2} + 1 \right]$$

$$\leq 2^{m(n)+1} = 2b_n$$

$$\frac{1}{b_n^2} \sum_{k=1}^n E \tilde{X}_{nk}^2 \leq \frac{n 2b_n}{b_n^2} = \frac{2n}{b_n^2} = \frac{2n}{2^{m(n)}} = \frac{2n}{n 2^{k(n)}} \xrightarrow{n \rightarrow 0}$$

b_n OR

$$a_n = \sum_{k=1}^n E \tilde{X}_{nk} \Rightarrow a_n = nm(n)$$

$$E \tilde{X}_{nk} = \sum_{j=1}^{m(n)} 2^j \frac{1}{2^j} = m(n)$$

$$\tilde{X}_{nk} = \begin{cases} X_{nk}, & \text{se } X_{nk} \leq 2^{m(n)} \\ 0, & \text{caso contrario} \end{cases}$$

$$a_n = n m(n) = n[\log n + k(n)] = n \log n + n k(n)$$

$$b_n = n 2^{k(n)}$$

$$\frac{S_n - a_n}{b_n} \rightarrow 0 \text{ em prob.}$$

$$\frac{a_n}{b_n} = \frac{n \log n + n k(n)}{n 2^{k(n)}}$$

Tomo $k(n) \nearrow \infty$ mais lentamente que $\log n$

$$\frac{k(n)}{\log(n)} \xrightarrow{n \uparrow \infty} 0, \quad b(n) = \log \log n$$

$$\frac{S_n - a_n}{n 2^{\log \log n}} = \frac{S_n - a_n}{n \log n} \rightarrow 0 \text{ em prob.}$$

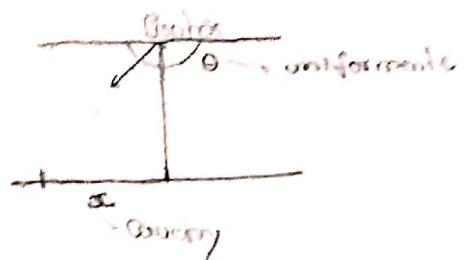
$$\frac{a_n}{n 2^{\log \log n}} = \frac{a_n}{n \log n} = \frac{n \log n + n \log \log n}{n \log n} \xrightarrow{n \uparrow \infty} 1$$

page 10 pt 100% 102%

$$\frac{S_n}{n \log n} \rightarrow 1 \text{ em prob. "Custo para jogar } n \text{ vezes é } \log n \text{ por jogada"}$$

Teorema. Sejam X_1, X_2, \dots v.a.v.i.i.d. com $E|X_1| = \infty$, então

$$P(|X_n| \geq n \text{ i.o.}) = 1$$



Corolário.

$$A = \left\{ \omega : \text{existe } \alpha \text{ com } \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{s_n(\omega)}{n} = \alpha \in \mathbb{R} \right\}, \quad P(A) = 0$$

$$E|X_1| = \infty$$

$$E|X_1| = \int_0^\infty P(|X_1| > x) dx \leq$$

$$\sum_{n=0}^{\infty} P(|X_n| > n)$$

$$P(|X_n| > x)$$



$$\text{Se } E[X_1] = \infty \Rightarrow$$

$$\sum P(|X_n| > n) = \infty \quad + \text{ Borel + Cantelli } \Rightarrow$$

$$P(|X_n| \geq n \text{ i.o.}) = 1$$

Teorema Limite Central

* Tomar médias → Padronizá-las → vari. aleatória, se em geral, $N(0, \sigma^2)$

Convergência Fraca:

Dizemos que $\{F_n\}_{n \in \mathbb{N}}$, sequência de funções distribuições, converge (fracamente) para F (notação: $F_n \Rightarrow F$), se F for distribuição e

$F_n(x) \rightarrow F(x)$ para todo ponto de continuidade de F .

Dizemos que X_1, X_2, \dots , seq. de v.a., converge fracoamente para X se as correspondentes distribuições convergirem (como no caso anterior)

$$F_n(x) = P(X_n \leq x) \in F_n \Rightarrow F$$

Obs: Seja X uma v.a.

$$X_n = X + \frac{1}{n}$$

$$F_n(x) = P(X_n \leq x) = P(X + \frac{1}{n} \leq x) = P(X \leq x - \frac{1}{n}) = F(x - \frac{1}{n})$$

$F_n(x) \rightarrow$ limite à esquerda



"Random walk, in sight"

do Livro com comentários

Obs. Se $F_n \rightarrow F$ então posso construir uma sequência $Y_n \rightarrow Y$ com
 $F_n(x) = P(Y_n \leq x)$ e $F(x) = P(Y \leq x)$.

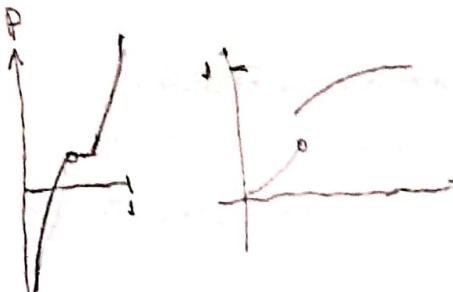
Dado $F \Rightarrow Y$ com $\Omega = (0,1)$

$$\mathcal{F} = \mathcal{B}(0,1)$$

$$F_n \approx F$$

$$P = \text{Lebesgue}$$

$$Y_n(\omega) = \sup\{y : F(y) \leq \omega\}$$



$$a_\infty = \sup\{y : F(y) \leq \infty\}$$

$$b_\infty = \inf\{y : F(y) > \infty\}$$

$$\Omega_0 = \{\omega : (a_\infty, b_\infty) = \emptyset\}$$

$\Omega - \Omega_0$ é enumerável. (Exercício completo).

$\{F_n\}_{n \geq 1}$ f. dist. de prob.

Se $F_n \rightarrow F$ pontualmente, como garantir que F é f. distribuição.

Exemplo.



I não é f. d. de prob.

tight (Não podemos deixar a massa escapar)

Definição. Dizemos que uma coleção de funções dist. $\{F_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ é "tight" se, para dado $\epsilon > 0$, existe M_ϵ tal que

$$1 - [F_n(M_\epsilon) - F_n(-M_\epsilon)] \leq \epsilon \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

Teorema. Se $\{F_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ é tight e $F_n \rightarrow F$ puntualmente com F não decrescente e continua à direita, então

F é função distribuição.

Definição: Se X é uma v.a. define

$$\psi_X(t) = E e^{itX} = E(\cos tX) + i E(\sin tX)$$



função característica de X

Obs: $e^{ix} = \cos x + i \sin x$.

Obs:

$$z \in \mathbb{C}, z = a+bi$$

complexo conjugado: $z = a+bi \Rightarrow \bar{z} = a-bi$

$$\|z\|^2 = a^2 + b^2 = z\bar{z}$$

Teorema. Propriedades de $\psi_X(t) = \psi(t)$

a) $\psi(0) = 1$

b) $\psi(t) = \overline{\psi(-t)}$

c) $|\psi(t)| = |E e^{itX}| \leq E |e^{itX}| \leq 1$.

d) $|\psi(t+h) - \psi(t)| \leq E (e^{ith} - 1)$

$$e) E e^{it(ax+b)} = e^{itb} \varphi_x(ta), \text{ i.e., } \varphi_{ax+b}(t) = e^{itb} \varphi_x(ta)$$

Demonstração.

1. Immediato

$$\begin{aligned} 2. \varphi(-t) &= E e^{-itX} = E[\cos(-tX)] + i E[\sin(-tX)]^* = \\ &= E[\cos(tX)] - i E[\sin(tX)] = \\ &= \overline{\varphi(t)} \end{aligned}$$

* cos e sen são f. ímpar e par, respectivamente.

$$3. \text{ Jensen em } \mathbb{R}^2 \text{ com a função convexa } \varphi(x,y) = \sqrt{x^2+y^2} \text{ e } |e^{it}| = \cos^2 x + \sin^2 x = 1.$$

$$\begin{aligned} 4. |\varphi(t+h) - \varphi(t)| &= |E(e^{i(t+h)X} - e^{itX})| \leq E|e^{i(t+h)X} - e^{itX}|^* = \\ &= E(e^{ihX} - 1) \end{aligned}$$

$$+ |e^{i(t+h)X} - e^{itX}| = |e^{itX}| |e^{ihX} - 1|$$

5. Immediato.

Motivação para considerar $\varphi(t)$.

Lema: Se X_1 e X_2 são v.a. independentes, então

$$\varphi_{X_1+X_2}(t) = \varphi_{X_1}(t) \varphi_{X_2}(t).$$

Demo: imediato (ex.)

Exemplos.

a) X tal que $X \in \{-1, 1\}$ com $P(X=1) = p$

$$\varphi_X(t) = E e^{itX} = e^{it} p + (1-p) e^{-it} =$$

$$= e^{it} + p(e^{it} - e^{-it}) =$$

$$= \cos t - i \sin t + p[\cos t + i \sin t - (\cos t - i \sin t)] =$$

$$= \cos t - i \sin t + 2p i \sin t =$$

$$= \cos t + (2p - 1)i \sin t,$$

Obs: se $p = 1/2$, $\varphi(t) \in \mathbb{R}$.

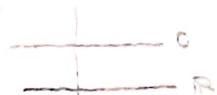
b) Poisson, $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$

$$\varphi_X(t) = E e^{itX} = \sum_{k \geq 0} e^{it k} \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!} =$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{k \geq 0} \frac{[\lambda e^{it}]^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{\lambda e^{it}} = e^{\lambda(e^{it} - 1)}$$

c) $X \sim N(0, 1)$

$$\varphi_X(t) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{itx} \frac{e^{-x^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dx = e^{-t^2/2} \quad \text{verifique!}$$



4) $X \sim U(a, b)$

$$\varphi_X(t) = \frac{e^{itb} - e^{ita}}{it(b-a)}$$

5) $X \sim \exp(\lambda)$

$$\varphi_X(t) = \frac{1}{1-it}$$

Teorema da Inversão. Seja

$$\varphi(t) = E e^{itX} = \int e^{itx} \mu(dx)$$

μ = medida que caracteriza a dist. de X .

então:

$$\mu(a, b) + \underline{\mu((a, b))} = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \varphi(t) dt$$

Dem.

Seja

$$I_T = \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \varphi(t) dt.$$

Então,

$$I_T = \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \int e^{itx} \mu(dx) dt =$$

$$= \int_{-T}^T \int \left[\frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} e^{itx} \right] \mu(dx) dt$$

$| \quad | \quad | \quad | \leq b-a$

$$\frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} = \int_a^b e^{-ity} dy \quad \text{vérifie}$$

$$| + | = | + | \leq \int_a^b |e^{-ity}| dy = b-a$$

$$I_T = \int_{-T}^T \left[\frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} e^{itx} \right] dt \mu(dx)$$

$$\int_{-T}^T \left[\frac{e^{it(x-a)} - e^{it(x-b)}}{it} \right] dt$$

$$\frac{\cos t(x-a) + i \sin t(x-a) - \cos t(x-b) - i \sin t(x-b)}{it} =$$

$$= \frac{\cos t(x-a) - \cos t(x-b)}{it} + \frac{i \sin t(x-a) - i \sin t(x-b)}{t}$$

f. impar

$$I_T = \int \left[\int_{-T}^T \underbrace{\frac{\sin t(x-a)}{t} dt}_{R(x-a, T)} - \int_{-T}^T \underbrace{\frac{\sin t(x-b)}{t} dt}_{\overline{R(x-b, T)}} \right] \mu(dx)$$

$$\text{Soit } R(\theta, T) = \int_{-T}^T \frac{\sin \theta t}{t} dt$$

$$S(T) = \int_0^T \frac{\sin x}{x} dx \xrightarrow[T \rightarrow \infty]{} \frac{\pi}{2}$$

$$R(\theta, T) = \int_{-\pi}^{\pi} \frac{\sin \theta t}{t} dt$$

$s = \theta t$ $ds = \theta dt$

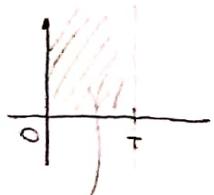
$$= \int_{-\theta T}^{\theta T} \frac{\sin s}{s} ds = \begin{cases} 2S(\theta T) \text{ se } \theta > 0 \\ -2S(-\theta T) \text{ se } \theta < 0 \end{cases}, \quad \theta \neq 0.$$

↑ função par → simetria

~~$\frac{d}{dt}$~~

Obs: $S(T) \rightarrow \frac{\pi}{2}$

Idéia:



$$f(x,y) = e^{-xy} \sin x \quad y \geq 0 \\ 0 \leq x \leq T$$

$$\int f(x,y) dx dy \quad \text{Fubini OK?}$$

$$\int_0^T \int_0^\infty e^{-xy} \sin x dy dx = \int_0^T \frac{\sin x}{x} dx$$

$$\int_0^\infty e^{-xy} \sin x dy = \left(\frac{\sin x e^{-xy}}{-x} \right) \Big|_0^\infty = \frac{\sin x}{x}$$

$$\int_0^\infty \left[\int_0^T e^{-xy} \sin x dx \right] dy$$

I

$$I = \int_0^T e^{-xy} \sin x dx = (-e^{-xy} \cos x) \Big|_0^T - \int_0^T y e^{-xy} \cos x dx$$

$$- (e^{-xy} \cos x)' = y e^{-xy} \cos x + e^{-xy} \sin x$$

$$= -e^{-Ty} \cos T + 1 - \underbrace{\int_0^T y e^{-tx} \cos x dx}_{I_2}$$

$$(y e^{-tx} \sin x) = -y^2 e^{-tx} \sin x + y e^{-tx} \cos x$$

$$\begin{aligned} I_2 &= (y e^{-tx} \sin x)|_0^T + \int_0^T y^2 e^{-tx} \sin x dx = \\ &= y e^{-Ty} \sin T + y^2 I \end{aligned}$$

$$J = 1 - e^{-Ty} \cos T - y^2 I - y e^{-Ty} \sin T$$

$$I(1+y^2) = 1 - e^{-Ty} \cos T - y e^{-Ty} \sin T$$

$$I = \frac{1}{1+y^2} - \frac{e^{-Ty} \cos T}{1+y^2} - \frac{y e^{-Ty} \sin T}{1+y^2}$$

$$\int_0^{\frac{\pi}{2}} d\theta = \int_0^{\infty} \frac{1}{1+y^2} dy \quad y = \tan \theta = \frac{\sin \theta}{\cos \theta}$$

$$dy = (1+\tan^2 \theta) d\theta = (1+y^2) d\theta$$



Aula 14 , Probabilidade Avançada I , 08/05/2014

...

Teorema de Inversão

Dado $\varphi(t) \rightarrow \mu$ (F)

Fórmula de Inversão. Se $\varphi(t) = \int e^{itx} \mu(dx)$

$$\mu(a,b) + \mu((a,b)) =$$

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-T}^T \frac{e^{-iat} - e^{ibt}}{it} \varphi(t) dt$$

- Fubini

$$I_T = \int_{-T}^T \int (\dots) dt \mu(dx)$$

- $e^{ix} = \cos x + i \sin x$ * fato de $\cos x / x$ sen impar

$$I_T = \int \left(\int_{-T}^T \frac{\sin(x-a)}{t} dt - \int_{-T}^T \frac{\sin(x-b)}{t} dt \right) \mu(dx)$$

$$R(x-a, t) \quad R(x-b, t)$$

- $R(\theta, T) \rightarrow 2 \sin(\theta) \sin(\theta/2) T$

$$S(T) = \int_0^T \frac{\sin x}{x} dx \rightarrow \frac{\pi}{2}$$

- $R(\theta, T) \rightarrow \pi \sin(\theta)$

$$I_T = \int (R(\infty-a, T) - R(\infty-b, T)) \mu(dx)$$



$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T \begin{cases} 0 & \text{se } x \notin [a, b] \\ 2\pi & \text{se } x \in (a, b) \\ \pi & \text{se } x \in [a, b] \end{cases} dt$$

Dai,

$$I_T \rightarrow 2\pi \mu(a, b) + \pi \mu([a, b])$$

$$\frac{1}{2\pi} I_T \rightarrow \mu(a, b) + \frac{1}{2} \mu([a, b])$$

Passo para tal fato para escrever $P(X \in (a, b) \cup [a, b]) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} I_T$
Enunciado com a e b para descobrir se $\mu(a, b)$ é significante.

Relação entre convergência de funções características e convergência fraca

Teorema: Sejam $\{\mu_n\}_{n \in \mathbb{N}}$, μ e μ_0 tais que $\varphi = \varphi_0$

$$\begin{array}{ccc} \mu_n & \rightarrow & \mu \\ \downarrow & & \downarrow \\ \varphi_n & \rightarrow & \varphi \end{array}$$

Problema: $\varphi_0(t) = e^{-\alpha \frac{t^2}{2}}$

Merc $\mathcal{M}(0, \sigma)$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \mu_n((-\infty, x]) \rightarrow \mu_0 \quad \forall x$$



$$\text{II} \quad 2 \int_{|x| \geq \frac{\rho}{U}} \left(1 - \frac{\sin u\alpha}{\infty}\right) \mu_n(\alpha)$$

$$\frac{\sin u\alpha}{u\alpha} \leq \frac{1}{|u\alpha|}$$

$$\text{II} \quad 2 \int_{|x| \geq \frac{\rho}{U}} \left(1 - \frac{1}{|u\alpha|}\right) \mu_n(\alpha) \geq \mu_n(x; |x| \geq \frac{\rho}{U})$$

Continuidade de $\psi(t)$ em $t=0$

$$\frac{1}{U} \int_{-U}^U (1 - \psi_n(t)) dt \rightarrow 0$$

Dado $\epsilon > 0$ escolho U tal que

$$\frac{1}{U_\epsilon} \int_{-U_\epsilon}^{U_\epsilon} (1 - \psi(t)) dt < \epsilon$$

$$\psi_n(t) \rightarrow \psi(t)$$

$$n \geq N \quad |\psi_n(t) - \psi(t)| < \epsilon + t$$

Teorema da Convergência Limitada

$$\frac{1}{U} \int_{-U}^U (1 - \psi_n(t)) dt \leq 2\epsilon \Rightarrow \text{tight}$$

$$\mu_n(x; |x| \geq \frac{\rho}{U})$$

$$\frac{\epsilon}{M_\epsilon} \quad M_\epsilon = \frac{1}{U_\epsilon}$$

1) Se $\mu_n \Rightarrow \mu$ (con. fraca) então

$$\psi_n(t) \rightarrow \psi(t)$$

2) Se $\psi_n(t) \rightarrow \psi(t)$ e $\psi(t)$ é continua no origem
então $\{\mu_n\}$ é tight e

$$\mu_n \Rightarrow \mu$$

Dem:

① imediato (exercício)

② " $t\psi_n(t) \rightarrow t\psi(t) + \text{cont. em } 0$ " $\Rightarrow \{\mu_n \Rightarrow \mu\}$ "

Dado $U > 0$

$$\begin{aligned} \int_{-U}^U (1 - e^{itx}) dt &= 2U - 2 \frac{\sin Ux}{x} \\ \int \left(\perp \int_{-U}^U () dt \right) \mu_n(dx) &= \stackrel{\text{Fubini}}{=} \\ \perp \int_U^0 1 - \psi_n(t) dt &= \\ = 2 \int \left(1 - \frac{\sin Ux}{Ux} \right) \mu_n(dx) \end{aligned}$$

$$1 - \frac{\sin Ux}{Ux} \geq 0 \quad |\sin x| \leq |x|$$

$$\left| \frac{\sin x}{x} \right| \leq 1 \quad -1 \leq \frac{\sin x}{x} \leq 1$$

TLC: Se X_1, X_2, \dots i.i.d. com $E[X_i] = \mu$ e $\text{var}(X_i) = \sigma^2 \in (0, \infty)$ então

$$P\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma} \leq x\right) \rightarrow \Phi(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds$$



$$W_n \Rightarrow W, W \sim N(0,1)$$

TLC: X_1, X_2, \dots v.a. i.i.d. com $EX_i = \mu$ e $\text{var}(X_i) = \sigma^2 \in (0, \infty)$

Então

$$\frac{\frac{1}{n} \sum X_i - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \Rightarrow N(0, 1)$$

Demonstração:

Passo tomar $\mu = 0$.

$$X_i \rightarrow X_i - \mu$$

$$\textcircled{A} \quad \Phi(t) = 1 - \frac{\sigma^2 t^2}{2} + o(t^2)$$

Dem. A:

Lema:

$$\left| e^{ix} - \sum_{m=0}^n \frac{(ix)^m}{m!} \right| \leq \min \left\{ \frac{|x|^{n+1}}{(n+1)!}, \frac{2|x|^n}{n!} \right\}$$

Dem: Lema:

$$\begin{aligned} \int_0^\infty (\infty - s)^n e^{is} ds &= I \\ \left[\frac{(\infty - s)^{n+1}}{n+1} e^{is} \right] &= -(\infty - s)^n e^{is} + i \frac{(\infty - s)^{n+1}}{n+1} e^{is} \end{aligned}$$

$$I = \frac{\infty^{n+1}}{n+1} + i \int_0^\infty \frac{(\infty - s)^{n+1}}{(n+1)} e^{is} ds$$

Para $n=0$,

$$\int_0^x e^{is} ds = x + i \int_0^x (x-s) e^{is} ds$$
$$\frac{e^{ix} - 1}{i}$$

$$e^{ix} = 1 + xi + i^2 \int_0^x (x-s) e^{is} ds$$

I termo:

$$e^{ix} - \sum_{m=0}^n \frac{(ix)^m}{m!} = \frac{i^{n+1}}{n!} \int_0^x (x-s)^n e^{is} ds$$

↑

$$I \leq \frac{1}{n!} \int_0^x (x-s)^n ds = \frac{|x|^{n+1}}{(n+1)!} \quad (\text{boa p/} \\ (\text{x1 frequente})$$

$$II = \frac{1}{n} \int_0^x (x-s)^n e^{is} ds = \frac{x^n}{n} + \int_0^x (x-s)^{n-1} e^{is} ds$$

$$\left[\frac{(x-s)^n}{n} e^{is} \right]' = - (x-s)^{n-1} e^{is} + i \frac{(x-s)^n}{n} e^{is}$$

$$\frac{x^n}{n} = \int_0^x (x-s)^{n-1} ds$$

$$II = \int_0^x (x-s)^{n-1} [1 - e^{is}] ds + \frac{x^n}{(n+1)!}$$

Então,

$$\frac{(n+1)}{n!} \int_0^x (x-s)^n e^{is} ds =$$

$$\frac{i^n}{(n-1)!} \int_0^x (x-s)^{n-1} [1 - e^{is}] ds$$

$$|1 - e^{is}| = \sqrt{(1 - e^{is})(1 + e^{is})} = \sqrt{2(1 - \cos s)} \leq 2$$

$$\left| e^{ix} - \sum_{m=0}^n \frac{(ix)^m}{m!} \right| \leq \frac{1}{(n-1)!} 2 \int_0^x (x-s)^{n-1} ds$$

$$\frac{2|x|^n}{n!}$$

Tomando o valor esperado

$$\left| E e^{itx} - \sum_{m=0}^n \frac{E(i tx)^m}{m!} \right| \stackrel{\text{Jensen}}{\leq} E \left\{ \min \left\{ \frac{|tx|^m}{(m!)}, \frac{2|tx|^m}{m!} \right\} \right\}$$

Ⓐ Lema.

Se $E|X|^2 < \infty$ então

$$\varphi(t) = 1 + itEX - \frac{t^2 EX^2}{2} + O(t^3)$$

Demo A.

$$\text{erro} \leq \frac{t^2}{2} E \left[\frac{|tx|^3}{3} \wedge 2|tx|^2 \right]$$

$$O(t^3)$$

Voltando TLC.

$$\varphi(t) = 1 - \frac{\sigma^2 t^2}{2} + o(t^2)$$

$$\varphi_{\frac{S_n}{\sigma\sqrt{n}}} (t) = E \left[e^{it \frac{S_n}{\sigma\sqrt{n}}} \right] = \left[\varphi_{X_1} \left(\frac{t}{\sigma\sqrt{n}} \right) \right]^n =$$

$$= \left[1 - \frac{\sigma^2 t^2}{2\sigma^2 n} + o \left(\frac{t^2}{\sigma^2 n} \right) \right]^n \xrightarrow{?} e^{-\frac{t^2}{2}}$$

Teo: Se $C_n \in \mathbb{C}$, $C_n \rightarrow C \in \mathbb{C}$,

$$\left(1 + \frac{C_n}{n} \right)^n \rightarrow e^c$$

Dem: Se $z_1, z_2, \dots, z_n \in \mathbb{C}$

w_1, w_2, \dots, w_n

todos com norma ≤ 0 então

$$\left| \prod_{m=1}^n z_m - \prod_{m=1}^n w_m \right| \leq \theta^{n-1} \sum_{m=1}^n |z_m - w_m| \quad \text{Indução}$$

Lema 2: $b \in \mathbb{C}$, $|b| \leq L$ então

$$|e^b - (1+b)| \leq b^2$$

↑

expando (Burret)

Lema 1 + Lema 2 \Rightarrow Teorema.

$$z_m = \left(1 + \frac{c_n}{n} \right) \quad m = 1, 2, \dots, n$$

$$w_n = e^{\frac{c_n}{n}} \quad c_n \in \mathbb{C}$$

Seja r , $r > |c|$. então, como $c_n \rightarrow c$, existe N ,

$$\left| c_n \right| \leq r, \quad n \geq N$$

$$1 + \frac{c_n}{n} \leq e^{\frac{c_n}{n}}$$

$$\begin{aligned} \left| \left(1 + \frac{c_n}{n} \right) - e^{\frac{c_n}{n}} \right| &\leq e^{\frac{r(n-1)}{n}} \cdot n \left(\frac{|c_n|}{n} \right)^2 \\ &\leq e^{\frac{r(n-1)}{n}} \cdot \frac{r^2}{n} \downarrow 0 \end{aligned}$$

Teorema Limite Central para Arranjos Triangulares

Para cada n , $X_{nm} \quad 1 \leq m \leq n$

Independentes com $E X_{nm} = 0$

X_{11}

$X_{21} \quad X_{22}$

\vdots

$$S_n = \sum_{m=1}^n X_{nm}$$

Suponha que

$$1. \sum_{m=1}^n E X_{nm}^2 \rightarrow \sigma^2 \in (0, \infty)$$

2. Para todo $\epsilon > 0$

$$\sum_{m=1}^n E [X_{nm}^2 ; |X_{nm}| > \epsilon] \rightarrow 0$$

Então

$$\frac{S_n}{\sigma} \Rightarrow N(0, 1)$$

Obs: Esse teo. é mais geral que o anterior

Se X_1, Y_2, \dots i.i.d. com $EY_i = \mu$

$$\text{Var}(Y_i) = \sigma^2$$

$$\text{tomo } X_{nm} = \frac{Y_m}{\sqrt{n}}$$

Então

$$\sum_{m=1}^n E X_{nm}^2 = \sigma^2$$

$$\sum_{m=1}^n E [X_{nm}^2 ; |X_{nm}| > \epsilon] =$$

$$= \sum_{m=1}^n \frac{1}{n} E [Y_m^2 ; |Y_m| > \epsilon \sqrt{n}] =$$

$$= E [Y_1^2 ; |Y_1| > \epsilon \sqrt{n}] \rightarrow 0$$

Demo:

$$\varphi_{n,m}(t) = E e^{itX_{nm}}$$

$$\sigma_{nm}^2 = E X_{nm}^2$$

Basta provar que

$$\prod_{m=1}^n \varphi_{n,m}(t) \rightarrow e^{-\frac{t^2 \sigma^2}{2}}$$

Notações:

$$Z_{nm} = \varphi_{n,m}(t)$$

$$W_{nm} = \left(1 - \frac{t^2 \sigma_{nm}^2}{2} \right)$$

$$|Z_{nm} - W_{nm}| \leq E [|tX_{nm}|^3 \wedge 2|tX_{nm}|^2]$$

Fixo $\epsilon > 0$

$$\leq E [|tX_{nm}|^3; |X_{nm}| \leq \epsilon] + E [2|tX_{nm}|^2; |X_{nm}| \geq \epsilon]$$

$$\leq t^3 \epsilon E [|X_{nm}|^2; |X_{nm}| \leq \epsilon] + 2t^2 E [|X_{nm}|^2; |X_{nm}| \geq \epsilon]$$

$$\sum_{m=1}^n |Z_{nm} - W_{nm}| \leq t^3 \epsilon \sum_{m=1}^n E X_{nm}^2 + 2t^2 \sum_{m=1}^n E [|X_{nm}|^2; |X_{nm}| \geq \epsilon]$$

$\overset{\sigma^2}{\downarrow}$ \downarrow

Daí,

$$0 \leq \overline{\lim}_n \sum_{m=1}^n |Z_{nm} - W_{nm}| \leq t^3 \epsilon \sigma^2 \quad \forall \epsilon > 0$$

$$\lim_n \sum_{m=1}^n |Z_{nm} - W_{nm}| = 0$$

Uso os 2 teoremas

$$\left| \prod_{m=1}^n q_{nm}(t) - \prod_{m=1}^n \left(1 - \frac{t^2 \sigma_{nm}^2}{2}\right) \right|$$

$$\sigma_{nm}^2 \leq \epsilon^2 \rightarrow E[X_{nm}^2; |X_{nm}| > \epsilon] \\ \text{pois } \sum_m a_m \geq 0$$

$$\lim_n \sigma_{nm}^2 \leq \epsilon \text{ e }$$

$$-1 \leq 1 - \frac{t^2 \sigma_{nm}^2}{2} \leq 1$$

Esperança Condicional

X

$E[X|\mathcal{F}]$ - melhor chute p/ X dada a inf. \mathcal{F}
 se X for \mathcal{F} -mensurável, temos toda a
 inf. sobre X $\Rightarrow E[X|\mathcal{F}] = X$
 - Se $\mathcal{F} = \{\emptyset, \Omega\}$, $E(X|\mathcal{F}) = E(X)$.

Seja (Ω, \mathcal{F}, P) um esp. de probabilidade e $\mathcal{F} \subset \mathcal{F}_0$ X é um rv.
 e $X \in \mathcal{F}_0$ com $E|X| < \infty$

Definimos $E[X|\mathcal{F}]$ como uma v.a. Y tal que

- 1) $Y \in \mathcal{F}$
- 2) se $A \in \mathcal{F}$ então $\int_A Y dP = \int_A X dP$

Y é dita uma versão da esperança condicional $E[X|\mathcal{F}]$.

Para provar existência, precisamos do Teorema de Randon-Nikodym

Def. Dizemos que μ é uma medida com sinal (signed measure) se

1. $\mu: \mathcal{F} \rightarrow (-\infty, +\infty]$
2. $\mu(\emptyset) = 0$
3. Se $E = \bigcup_n E_n$, E_n disjuntos

então

$$\mu(E) = \sum_n \mu(E_n)$$

se $\mu(E_n) < \infty$ série absolutamente somável

se $\mu(E) = \infty$ $\sum \mu^+(E_n) = \infty$ e $\sum \mu^-(E_n) > -\infty$

$$f: (\Omega, \mathcal{F}, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

Exemplo: Se f é uma função tal que

$$\int f dP < \infty$$

definimos $\mu(A) = \int_A f dP$.

2. Se μ_1 e μ_2 são duas medidas então

$$\mu = \mu_1 - \mu_2 \quad \text{com } \mu_2(\omega) < \infty$$

Def. Dado $(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$ μ medida com sinal.

Dizemos que $A \in \mathcal{F}$ é positivo se $\mu(A) > 0$; se $B \in \mathcal{F}$ então

$$\mu(B) \geq 0$$

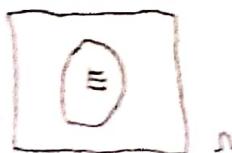
Analogamente μ negativo.

Obs.

1. Se X é positivo e $B \subseteq A$ com $B \in \mathcal{F}$ então B é positivo

2. Se A_n é uma col. de conj. positivos então $\bigcup A_n$ é positivo.

Análogo μ negativo.


$$\mu(\Xi) \leq 0$$

Lema: Se $E \in \mathcal{F}$ com $\mu(E) < 0$ então existe $F \subseteq E$, F negativo com $\mu(F) < 0$.

Dem:

Se E negativa. OK

Suponha que não.

Então existe E' com $\mu(E') > 0$.

Seja $n_1 = \text{menor inteiro positivo tal que existe } E_1 \subset E'$ tal que

$$\mu(E_1) \geq \frac{1}{n_1}$$

n_1

$$F_1 = E - E_1 = E \cap E_1^c$$

Para $k \geq 0$

$n_k = \text{menor inteiro tal que existe } E_{k+1} \subset F_k$

tal que $\mu(E_k) \geq \frac{1}{n_k}$ $F_k = E - \bigcup_{i=1}^{n_k} E_i$

E_k disjuntos

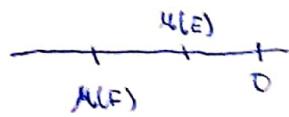
$$F = E - \underbrace{\bigcup_{A \in \mathcal{A}} E_A}_{A}$$



$$F = E - \underbrace{\bigcup_{A \in \mathcal{A}} E_A}_{A}$$

$$F \cup A = E$$

$$\mu(E) = \mu(F) + \mu(A) = \mu(F) + \sum_{i=1}^{\infty} \mu(E_{n_i}) \geq \mu(F)$$



F não tem GCF com $\mu(G) > 0$. Então F é negativo e $\mu(F) \leq 0$.

Aula 16 - Probabilidade Avançada

20/05/2014

Lema: Se $E \in \mathcal{F}$ com $\mu(E) < 0$ então existe F negativo, $F \subset E$, com $\mu(F) \leq 0$.

Dem.



E , "maior pedaço de E " com med. positiva

$$\text{menor ns: } \mu(E_1) \geq \frac{1}{n_1}$$

Então

$$F_n = E - \bigcup_{i=1}^{n_1} E_i \rightarrow F$$

Teorema: Decomposição de Hahn

Se μ é uma medida com sinal $\overset{\text{com sinal}}{\mu}$ então existem A positivo e B negativo com $\mu = A \cup B$ e $A \cap B = \emptyset$.

Dem:



$$\text{Seja } c = \inf \{ \mu(B); B \text{ negativo} \} \leq 0$$

B_n conj. negativos com $\mu(B_n) \downarrow c$

$$\text{tomo } B = \bigcup_n B_n \Rightarrow \mu(B) = c$$

$\cdot \mu(B) \geq c$, por definição.

União de neg. é negativo. como c é o inf, segue a afirmação.

$$B = \left(\bigcup_{n \in \mathbb{N}} B_n \right) \cup B;$$

$$\begin{aligned} \mu(B) &= \mu(B_i) + \mu(B \setminus B_i) \\ &\leq \mu(B_i) \quad \forall i \\ &\downarrow \\ &\text{i.e. } \mu(B) \leq \mu(B_i) \rightarrow c \end{aligned}$$

$B \cap B_i^c \neq \emptyset$ negativo

$$\therefore \mu(B) = c > -\infty.$$

- $A = B^c$ é positivo (?)

(se existe $C \subset B^c$ com medida > 0 então $B \cup C$ é mais negativa $\mu(B) + \mu(C) < c$ contradição!) \square

Definição: Duas medidas μ_1 e μ_2 em (Ω, \mathcal{F}) são ditas mutuamente singulares se existe $A \in \mathcal{F}$ tal que

$$\mu_1(A) = 0 \quad \text{e} \quad \mu_2(A^c) = 0$$

Notação: $\mu_1 \perp \mu_2$

Teo. Decomposição de Jordan

Se μ é uma medida com sinal então existem duas medidas μ_+ e μ_- com

$$\mu_+ \perp \mu_- \quad \text{e} \quad \mu = \mu_+ - \mu_-$$

Dem: Seja $A \circ B$ uma decomposição de Hahn

Se $E \in \mathcal{F}$

$$\mu_+(E) = \mu(E \cap A)$$

$$\mu_-(E) = -\mu(E \cap B)$$

Exercício: são medidas. μ_+ e μ_- são únicas.

Teorema. Decomposição de Lebesgue

Se μ e ν são duas medidas (σ -finitas) então existem medidas ν_r e ν_s tal que
regular singular

$$\nu = \nu_r + \nu_s, \quad \nu_s \perp \mu$$

e existe g tal

$$\nu_r(A) = \int_A g d\mu \quad \forall A \in \mathcal{F}$$

Dem: μ e ν finitas

$$G_\varepsilon = \{g : \nu(E) \geq \int_E g d\mu, \forall E \in \mathcal{F}\}$$

1) Se g e h estão em G_ε então

$$gh \in G_\varepsilon$$



$$g \vee h = \max\{g, h\}$$

Demo (1),

Sejam

$$A = \{g > h\}$$

$$B = \{g \leq h\}$$

$$\int_E g \vee h \, d\mu = \int_{E \cap A} g \, d\mu + \int_{E \cap B} h \, d\mu \leq \nu(E \cap A) + \nu(E \cap B) = \nu(E).$$

$$K_i = \sup_{g \in G_i} \left\{ \int_E g \, d\mu \right\} \leq \nu(E) < \infty$$

Defino $g_n, n \geq 1$, tal que

$$\int g_n \, d\mu > K_i - \frac{1}{n}$$

$$\{g_n\}_{n \geq 1}$$

$$h_n = g_1 \vee g_2 \vee \dots \vee g_n = \max\{g_1, \dots, g_n\} \in G_i \text{ por } \textcircled{1}$$

Efor $h = \lim_n h_n$, $h_n \nearrow h$ entao

$$K_i \geq \int h \, d\mu = \int \lim_n h_n \, d\mu \stackrel{\text{TCM}}{=} \lim_n \int h_n \, d\mu \geq$$

$$\lim_n \int g_n \, d\mu = K_i$$

TCM - não é uniforme, não tem.

$$v_r(A) = \int_A h d\mu$$

v_r é uma medida (exercício)

$$v_s = v - v_r$$

Preciso mostrar que v_s é singular com respeito a μ .

Para cada $\epsilon > 0$ seja

A_ϵ, B_ϵ a decomposição de Hahn para

$$\mu_\epsilon = v_s - \epsilon \mu$$

$$0 \leq \mu_\epsilon(E \cap A_\epsilon) = v_s(E \cap A_\epsilon) - \epsilon \mu(E \cap A_\epsilon)$$

$$\epsilon \mu(E \cap A_\epsilon) \leq v_s(E \cap A_\epsilon)$$

$$\int_E (h + \epsilon \mathbb{1}_{A_\epsilon}) d\mu = \int_E h d\mu + \epsilon \mu(E \cap A_\epsilon) \leq$$

$$v_r(E) + v_s(E \cap A_\epsilon) \leq v_r(E) \leq v(E)$$

Então $r = h + \epsilon \mathbb{1}_{A_\epsilon} \in \mathcal{G}$.

$$\int r d\mu \leq k$$

$$\int h d\mu + \epsilon \mu(A_\epsilon) \leq k$$

$$\downarrow \quad \quad \quad k + \epsilon \mu(A_\epsilon) \leq k \Rightarrow \mu(A_\epsilon) = 0 \text{ } \forall \epsilon > 0$$

$$G_n = H_n \setminus O$$

$$A = \bigcup_n A_{\frac{1}{n}} \quad \mu(A) = 0$$

$$v_s(A^c) =$$

$$\text{Mas se } v_s(A^c) > 0$$

$$v_s(A^c) - \delta \mu(A^c) > 0 \text{ para } \delta \text{ suf. pequeno}$$

$$\mu_c(A^c) > 0$$

Aula 17 - Probabilidade Avançada I

Tco. (Des. de Lebesgue)

μ, ν medidas

$$\nu = \nu_r + \nu_s$$

$\nu_s \perp \mu \Leftrightarrow \nu_s = \int g d\mu$ pt alguma g. m. abstrata

Dem:

\mathcal{G} = "aprox. por baixo de ν "

$\exists r$, realiza $R = \sup \{ \int g d\mu, g \in \mathcal{G} \}$

$$r = b + \varepsilon \mathbb{1}_{A_\varepsilon} \quad \int_E r d\mu \leq \nu(E)$$

$$\mu_E = \nu_s - \varepsilon \mu \Rightarrow$$
 dec. de Hahn $A_\varepsilon, B_\varepsilon$

$$r \in \mathcal{G}$$

$$\mu(A_\varepsilon) = 0 \quad \forall \varepsilon > 0 \quad . \quad \varepsilon_n = 1/n > 0$$

$$A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_{1/n} \quad \mu(A) = 0 \quad A^c \in \mathcal{B}_E \quad \forall \varepsilon > 0$$

Quero verificar que $\nu_s(A^c) = 0$

Por obs: suponha $\nu_s(A^c) \geq \delta > 0$ ent.

$$\mu_E(A^c) = \nu_s(A^c)^\delta - \varepsilon \mu(A^c) > 0 \quad \text{para } \varepsilon > 0 \text{ suf. pqr., mas } A^c \subset B_\varepsilon \Leftrightarrow \mu(A^c) = 0$$

ν, μ duas medidas

Def. ν é dita absolutamente contínua com respeito a μ (notação, $\nu \ll \mu$) se para todo $A \in \mathcal{F}$ com $\mu(A) = 0$ então $\nu(A) = 0$.

Teorema de Radon-Nikodym

Se μ e ν são medidas σ -finitas e $\nu \ll \mu$ então $\exists g \geq 0$ tal que $\nu(E) = \int_E g d\mu \quad \forall E \in \mathcal{F}$.
Se $h \perp \text{dm}$ satisfaç^o
então $h = g$ q.c. μ .

Dem:

Seja $\nu = \nu_r + \nu_s$.

seja A tal que

$$\nu_s(A^c) = 0 \text{ e } \mu(A) = 0$$

com $\nu \ll \mu$.

$$\mu(A) = 0 \Rightarrow \nu(A) = 0 = \nu_s(A) + \nu_r(A) \Rightarrow \nu_s(A) = 0.$$

Unicidade (exercício)

Sugestão: $E \in \{g \geq h, g \in \mathbb{D}\} = A_n$ se $h \leq g$ satisfazem (*)

Notação: $\nu(E) = \int_E g d\mu$

$\nu(E) = \nu_r(E) + \nu_s(E)$ " $g = \frac{d\nu}{d\mu}$ " é derivada de Radon-Nikodym

Esperança Condicional

Pelo T.R.N.. Se μ e ν são duas medidas com ~~mesma~~ $\nu \ll \mu$, existe $g = \frac{d\nu}{d\mu}$, tal que

$$\nu(E) = \int_E g d\mu$$

Existe $E[X|\mathcal{F}]$.

Def: X v.a. em (Ω, \mathcal{F}, P)

$f \in \mathcal{F}$, $E|X| < \infty$

$h = E[X|f]$ é qualquer função

Existência Segue de Radon-Nikodym

* Se $X \geq 0$ $E|X| < \infty$

$$P, \quad \nu(E) = \int_E X dP \quad \text{ex: é uma medida } \nu \ll P$$

$$RN \quad \nu(E) = \int_E g dP \quad E \in \mathcal{F} \quad g = \frac{d\nu}{dP} = E[X|\mathcal{F}]$$

$$v(E) = \int_E X dP \stackrel{R.N.}{=} \int_E \frac{dX}{dP} dP$$

$$\frac{dV}{dP} =$$

então $\frac{dV}{dP}$ é uma versão de $E[X|F]$.

Para X geral

$$X = X^+ - X^- \Rightarrow E[X|F] = E[X^+|F] - E[X^-|F]$$

seja

$$Y_1 = E[X^+|F] \text{ e } Y_2 = E[X^-|F] \text{ ok por } (X > 0)$$

$$Y_1 - Y_2 \in F$$

Prop. 2

$$\begin{aligned} \int_E X dP &= \int_E X^+ dP - \int_E X^- dP = \\ &= \int_E E[X^+|F] dP - \int_E E[X^-|F] dP \\ &= \int_E (Y_1 - Y_2) dP = \int_E E[X|F] dP \end{aligned}$$

Aula 18 - Probabilidade Avançada

27/05/2014

Teorema. Se $\mathcal{F}_1 \subset \mathcal{F}_2$

$$1. E[E[X|\mathcal{F}_1]|\mathcal{F}_2] = E[X|\mathcal{F}_1]$$

$$2. E[E[X|\mathcal{F}_2]|\mathcal{F}_1] = E[X|\mathcal{F}_1]$$

Dem: se $\mathcal{F}_1 \subset \mathcal{F}_2$ então $E[X|\mathcal{F}_1] \in \mathcal{F}_2$ e $E[X|\mathcal{F}_1] \in \mathcal{F}_1$

3. OK

$$Y \in \mathcal{F}_1, C \in \mathcal{F}_2$$

$$Y \in \mathcal{F}_2$$

2. Se $A \in \mathcal{F}_1$,

$$\int_A E[X|\mathcal{F}] dP = \int_A X dP = \int_A E[X|\mathcal{F}_2] dP$$

$\Rightarrow "E[X|\mathcal{F}_2]"$ é uma versão de $E[E[X|\mathcal{F}_2]|\mathcal{F}_1]$

Teorema. Se $X \in \mathcal{F}$, $Y: E[Y|S] \leq \infty$ e $E[XY|S] \leq \infty$

$$E[XY|\mathcal{F}] = X E[Y|\mathcal{F}]$$

Dem. 4 passos.

$$1. X = \mathbb{1}_B, B \in \mathcal{F}$$

$$A \in \mathcal{F},$$

$$\int_A X E[Y|\mathcal{F}] dP = \int_A \mathbb{1}_B E[Y|\mathcal{F}] dP = \int_{A \cap B} E[Y|\mathcal{F}] dP = \int_{A \cap B} Y dP = \int_A \mathbb{1}_B Y dP = \int_A XY dP$$

2. $X = \sum b_i \mathbb{1}_{B_i}$ "funções simples"

3. $X \geq 0$ X_n simples $\uparrow X$

4. $X = X^+ - X^-$

" $E[X|\mathcal{F}]$ é uma projeção"

$$X, (\Omega, \mathcal{G}, P) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

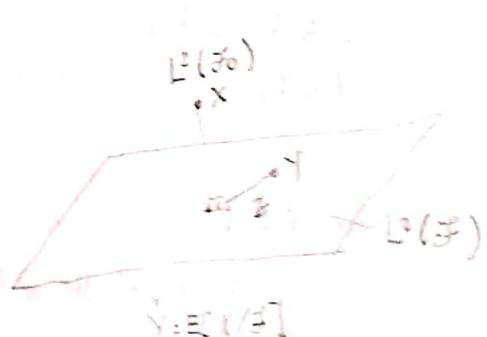
Teorema: Se $EY^2 < \infty$ então $Y = E[X|\mathcal{F}]$ é a.v.a. que minimiza $E(Y-X)^2$.

Def. $L^2(\mathcal{F}_0) = \{W \in \mathcal{F}_0 : EW^2 < \infty\}$

$$L^2(\mathcal{F}) \subset L^2(\mathcal{F}_0)$$

Seja $Z \in L^2(\mathcal{F})$

$$E[ZX|\mathcal{F}] = ZE[X|\mathcal{F}]$$



$$E[E[ZX|\mathcal{F}]] = E[Z E[X|\mathcal{F}]] = EZX$$

$$Y \in L^2(\mathcal{F})$$

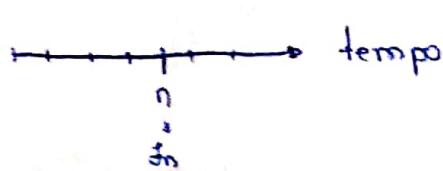
$$Z = E[X|\mathcal{F}] - Y$$

$$E[(X-Y)^2] = E[(X - E[X|\mathcal{F}] + Z)^2] = E((X - E(X|\mathcal{F}))^2) + EZ^2 + 2E[Z(X - E(X|\mathcal{F}))]$$
$$= E[X - E(ZE(X|\mathcal{F}))]$$

Mínimo para $Z=0 \Rightarrow Y = E[X|\mathcal{F}]$.

Martingais:

$\{X_n\}_{n \geq 0}$



Definição: $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$ é dita filtragem se for uma sequência não-decrescente de σ -álgebras.

Def: Dizemos que $\{X_n\}_{n \geq 1}$ é adaptada com respeito a filtragem $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$ se $X_n \in \mathcal{F}_n \quad \forall n \geq 1$.

Def: Martingal: coleção $\{X_n\}_{n \geq 1}$ adaptada com respeito (acr) $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$.

1. $E[X_n] < \infty$

2. $E[X_{n+1} | \mathcal{F}_n] = X_n$

$\xrightarrow{n \rightarrow \infty}$

jogo justo

Então $\{X_n, \mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$ é um martingal. Na verd. $\{X_n\}_{n \geq 1}$ é um martingal com resp. à $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$.

Def. Submartingal.

1. $E[X_n] < \infty$

2. $E[X_{n+1} | \mathcal{F}_n] \geq X_n$

Vai ficando maior

Análogo a uma seq. que cresce

Def. Supermartingal.

1. $E[X_n] < \infty$

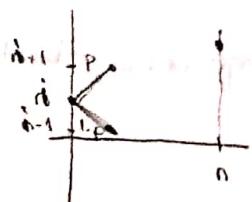
2. $E[X_{n+1} | \mathcal{F}_n] \leq X_n$

Vai ficando menor

Logo de Casino, por exemplo

* Se temos um submartingal que é limitado por cima, então ele converge q.c.

Ex: Jogo da roleta

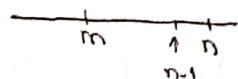


$$p = \frac{18}{38} \Rightarrow P_{\text{red}} = pP_{\text{red}} + (1-p)P_{\text{not red}}$$

Teorema: Se $\{X_n\}_{n \geq 1}$ é um supermartingal com respeito a $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$, então

$$E[X_n | \mathcal{F}_m] \leq X_m$$

Def: $E[X_n | \mathcal{F}_m] = E[E[X_0 | \mathcal{F}_{n-1}] | \mathcal{F}_m] \leq E[X_{n-1} | \mathcal{F}_m]$



Teorema: Se $\{X_n\}_{n \geq 1}$ é mart. com resp. a. $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$ e ψ é uma função convexa com $E[\psi(X_n)] \leq \infty \forall n \geq 1$ então

$\{\psi(X_n)\}_{n \geq 1}$ é um submartingal cr. a $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$.

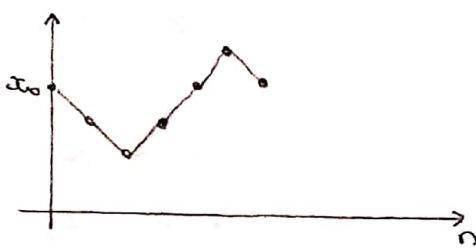
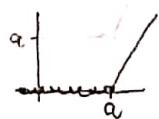
Demonstração:

$$E[\psi(X_{n+1}) | \mathcal{F}_n] \geq \psi(E[X_{n+1} | \mathcal{F}_n]) = \psi(X_n)$$

$$\text{Ex: } X_n = 1 X_n P, p > 1,$$

Teorema: Se X_n é submartingal c.r.a. $\{J_n\}$ e ψ é convexa crescente então $\{\psi(X_n)\}_n$ é submartingal.

Exemplo: $\psi(x) = (x-a)^+ = \max\{x-a, 0\}$.



$\{\xi_n\}_{n \geq 1}$ i.i.d. com $P(\xi_n = 1) = P(\xi_n = -1)$

$$X_n = X_0 + \sum_{i=1}^n \xi_i$$

Def. Dizemos que $\{H_n\}_{n \geq 1}$ é uma sequência de funções previsíveis se

$$H_n \in \mathcal{F}_{n-1}$$

Se "aposto H_n " na jogada n .

Fortuna no instante n =

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

↓ ↓
 qte dif. +1 ganhou
 apostada. -1 perdeu

Teorema. Se $\{X_n\}_{n \geq 1}$ é um supermartingal c.r.a. $\{J_n\}_{n \geq 1}$.

Se $\{H_n\}_{n \geq 1}$ previsível c.r.a. $\{J_n\}_{n \geq 1}$ e $H_n \geq 0$.

H_n limitado.

Então $\{(H \cdot X)_n\}_{n \geq 1}$ é um supermartingal.

Dem.

$$\begin{aligned} E[(H \cdot X)_{n+1} | \mathcal{F}_n] &= E[(H \cdot X)_n + H(X_{n+1} - X_n) | \mathcal{F}_n] = \\ &= (H \cdot X)_n + H_{n+1} E[X_{n+1} - X_n | \mathcal{F}_n] \\ &\stackrel{\geq 0}{\leq} \stackrel{\leq 0}{\leq} \stackrel{\leq 0}{\leq} \\ &\leq (H \cdot X)_n \end{aligned}$$

□

Ex. correspondente pl sub e martingal.

Def. $N \in \mathbb{N}$ é dita um tempo de parada crítico. \mathcal{F}_n se

$$\{N=n\} \in \mathcal{F}_n \quad \forall n \in \mathbb{N}$$

"Parar no inst. n"

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

Obs.

$$H_n = \mathbb{1}_{\{N \geq n\}}$$

é previsível

Aula 19 - Probabilidade Avançada, 3



Def. (Upcrossing) "Cruzamento para, $\{X_n\}_{n \geq 0}$ submartingal (c.r.a. (\mathcal{F}_n)_n)

Fixa $a \leq b$

Seja $N_0 = -1$

para $k \geq 1$

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

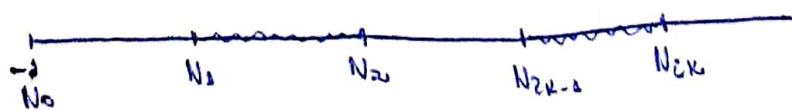
$$N_{2k} = \inf \{m \geq N_{2k-1} : X_m \geq b\}$$

Obs.

$$N_1 = \inf \{m \geq -1 : X_m \leq a\}$$

$$N_2 = \dots$$

N_k tempos de parada



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

Sequência prévisível

$$H_m = \begin{cases} 1 & \text{se } \{N_{m-1} \leq m \leq N_m\} \\ 0 & \text{o.c.} \end{cases}$$

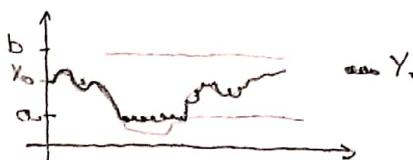
Seja: $U_n = \sup \{k : N_k \leq n\} = \# \text{ de upcrossings até } n$

$$U_n = \sup \{k : N_k \leq n\} = \# \text{ de upcrossings até } n$$

Teorema.

$$\mathbb{E} U_n \leq \frac{\mathbb{E}(X_n - a)^+ - \mathbb{E}(X_0 - a)^+}{(b-a)}$$

Demo: Seja $Y_n = a + (X_n - a)^+$



Y_n é uma f. convexa crescente de X_n . (\Rightarrow Y_n é supermartingal)
 $\therefore Y$ é submartingal

de upcrossings de Y_n é Y_n é o mesmo de X_n .

$$(b-a) U_n \leq (H \cdot Y)_n$$

$$\sum_{m=1}^n H_m (Y_m - Y_{m-1})$$

Portanto

1) cada upcrossing gera "luzo" $\geq b-a$.

2) o último, incompleto, upcrossing gera "luzo" ≥ 0 (p/ Y_n)

$$H_n = 1 - H_{n-1}$$

Obs. (Teo) Se X_n supermartingal e $\{H_n\}_{n \geq 1}$ previsível, então $\{H \cdot X\}_n$ é supermartingal

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

$$E(Y_n) \leq E(K \cdot Y)_0 = 0$$

$$E(H \cdot Y)_n \leq E(H \cdot Y)_0 + E(K \cdot Y)_n = E(Y_n - Y_0)$$

$$= E[a + (Y_0 - a)^+ - a - (X_0 - a)^+]$$

$$(b-a) E(Y_n) \leq E(Y_n - a)^+ - E(X_0 - a)^+ \quad (*)$$

Teorema de Convergência de Martingais

$\{X_n\}_{n \geq 0}$ é um submartingal com $\sup_n E X_n^+ < \infty$ então

existe X , $E|X| < \infty$ t.q. $X_n \rightarrow X$ q.c.

Usa (*) + $(X-a)^+ \leq X^+ + |a|$ (verifique)

Então

$$(b-a) E(Y_n) \leq E[X_n^+ + |a|] - E(X_0 - a)^+ \leq E[Y_n^+ + |a|]$$

$\rightarrow U_n \uparrow U$

$\Rightarrow EU < \infty \Rightarrow U < \infty$ q.e.d. para todos $a < b$

Então

$$P\left(\{\lim_{n \rightarrow \infty} X_n < a < b < \lim_{n \rightarrow \infty} X_n\}\right) = 0 \quad \forall a, b$$

\therefore

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X_n = \overline{\lim}_{n \rightarrow \infty} X_n = \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \quad \square$$

Análogo para supermartingal.

Teo. $\{X_n\}_{n \geq 0}$ supermartingal $X_n \neq 0$. Então, existe X , $X_n \rightarrow X$ q.e.d.
 $E[X] \leq E[X_0]$. (exercício)

Teorema da Decomposição de Doob.

Todo submartingal $\{X_n\}_{n \geq 0}$ pode ser de composto, de forma única,
como

$$X_n = M_n + A_n$$

onde $\{M_n\}_{n \geq 0}$ é um martingal e $\{A_n\}_{n \geq 0}$ é previsível e crescente ("Drift")

Dem: Quero $X_n = M_n + A_n$ com

$$E[M_n | \mathcal{F}_{n-1}] = M_{n-1} \text{ e } A_n \in \mathcal{F}_{n-1}$$

$$E[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] = E[M_n | \mathcal{F}_{n-1}] + E[A_n | \mathcal{F}_{n-1}] =$$

$$= M_{n-1} + A_n + \underbrace{A_{n-1} - A_{n-1}}_{=}$$

$$= X_{n-1} + (A_n - A_{n-1}) \Rightarrow$$

$$(A_n - A_{n-1}) = E[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] - X_{n-1} \text{ que é previsível}$$

$$A_0 = 0$$

A_n por indução. ($A_n \in \mathcal{F}_{n-1}$).

Urna de Polya

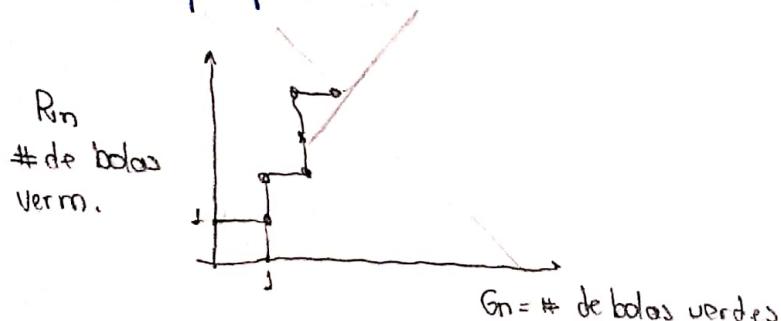
Urna com r bolas vermelhas

g " Verdes

sorteio urna, devolvo juntas com ϵ bolas da mesma cor.

Caso particular: $r = g = c = 1$

Y_n = prop. de bolas verdes



$$\text{Exercício: } P(G_n = m) = \frac{1}{n}.$$

X_n é martingal

$$E[X_n | \mathcal{F}_{n-1}] = X_{n-1} \quad X_n \geq 0$$

$$(n-1) \begin{cases} i \text{ vermelhas} \\ j \text{ verdes} \end{cases} \quad X_{n-1} = \frac{i}{i+j}$$

$i+c$ se vermelha com prob $\frac{i}{i+j}$
 j \downarrow
 $i+j+c$

i se verde \downarrow com prob. $\frac{j+c}{i+j+c}$
 $j+c$ \downarrow
 $i+j+c$

$$\frac{j+c}{i+j+c} \cdot \frac{i}{i+j} + \frac{j}{i+j+c} \cdot \frac{j+c}{i+j} = \frac{1}{i+j} \left[\frac{j+c}{i+j+c} + \frac{j}{i+j+c} \right]$$

Logo,

$$A_N^c = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_N \text{, onde}$$

$A_i =$ "a carta i está na posição i"

Assim,

$$\begin{aligned} P(A_N^c) &= \sum_{i=1}^N P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j} P(A_i \cap A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k} P(A_i \cap A_j \cap A_k) + \dots + \\ &\quad + (-1)^{N+2} P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_N) \end{aligned}$$

Mas

$$P(A_i) = \frac{(N-1)!}{N!} = \frac{1}{N}, \quad i = 1, \dots, N$$

$$P(A_i \cap A_j) = \frac{(N-2)!}{N!} = \frac{1}{N(N-1)}, \quad i, j \in \{1, \dots, N\}, i \neq j$$

⋮

$$P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_N) = \frac{1}{N!}$$

o que determina na forma

$$\sum_{i \in D} P(A_i) \text{ é } \binom{N}{|D|}$$

D = um conjunto de indices.

Dai,

$$\begin{aligned} P(A_N^c) &= \sum_{i=1}^N \frac{1}{N} - \sum_{1 \leq i < j} \frac{(N-2)!}{N!} + \sum_{1 \leq i < j < k} \frac{(N-3)!}{N!} + \dots + (-1)^{N+2} \frac{1}{N!} \\ &= \frac{N \cdot 1}{N} - \frac{(N-1)N \cdot (N-2)!}{2 \cdot 1 \cdot \dots \cdot N!} + \frac{1 \cdot (N-1) \cdot (N-2)!}{(N-2)! \cdot 3! \cdot N!} + \dots + (-1)^{N+2} \frac{1}{N!} \\ &= 1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{N+1} \frac{1}{N!} \end{aligned}$$

Assim,

$$\begin{aligned} P(A) = 1 - P(A^c) &= 1 - \left(1 - \frac{1}{2!} + \frac{1}{3!} - \dots + (-1)^{N+1} \frac{1}{N!} \right) \\ &= \frac{1}{2!} - \frac{1}{3!} + \frac{1}{4!} - \dots + (-1)^{N+1} \frac{1}{N!} \end{aligned}$$

Conforme $N \rightarrow \infty$, $P(A) \rightarrow e^{-1}$, pois $e^{-1} = 1 - \frac{1}{2!} + \frac{(-1)^2}{3!} + \frac{(-1)^3}{4!} + \dots$

Agora, qual o valor esperado de N : v.a. representando o número de cartas em suas respectivas posições.

Devemos notar que

$$N = X_1 + \dots + X_N, \quad X_i = \begin{cases} 1 & \text{se a carta está na p. } i \\ 0 & \text{, c.c.} \end{cases}$$

Pela linearidade da esperança,

$$E(N) = \sum_{i=1}^N E(X_i) = \sum_{i=1}^N \left(1 \cdot \frac{(N-1)!}{N!} \right) = \frac{N(N-1)!}{N!} = 1$$

- Axioma da Escolha
- Paradoxo
- ~~Axioma~~ de Banach-Tarski

Probabilidade Avançada I, Aula 3, Tarefas

Mostre que toda o-álgebra é uma álgebra.

Seja \mathcal{F} uma o-álgebra dada. Pelas definições, sabemos que

1. $\emptyset \in \mathcal{F}, \Omega \in \mathcal{F}$

2. Se $A \in \mathcal{F}$, então $A^c \in \mathcal{F}$

3. Se A_1, A_2, \dots estão em \mathcal{F} , então

$$\bigcup A_i \in \mathcal{F}$$

Para que \mathcal{F} seja uma álgebra, basta garantir que dados A_1, A_2, A_n em \mathcal{F} , então $\bigcap_{i=1}^n A_i \in \mathcal{F}$.

Para tal, tomamos $A_1, A_2, \dots, A_n \in \mathcal{F}$ e $A_i = \emptyset$ para $i > n$. Da propriedade 3, temos que

$$\bigcup A_i = \bigcap_{i=1}^n A_i \in \mathcal{F}$$

■

A união de o-álgébras é uma o-álgebra?

Não! Basta considerar o seguinte contra-exemplo

$$\mathcal{A}_1 = \{\{a, b, c, d\}\}$$

$$A_1^c = \{\{a, b\}, \{c, d\}, \emptyset, \{a, b, c, d\}\} \quad e \quad A_2 = \{\{a, c\}, \{b, d\}, \emptyset, \{a, b, c, d\}\}$$

Note que

$$\mathcal{F} = \mathcal{A}_1 \cup \mathcal{A}_2 = \{\{a, b\}, \{a, c\}, \{b, d\}, \{c, d\}, \emptyset, \{a, b, c, d\}\}$$

Tomemos os eventos $A_1 = \{a, b\}$, $A_2 = \{b, d\}$. Temos $A_1^c = \{c, d\}$, $A_2^c = \{a, c\}$, que continuam pertencendo a \mathcal{F} . $A_1^c \cup A_2^c = \{a, c, d\} \in \mathcal{F}$. Mas,

$$(A_1^c \cup A_2^c)^c = \{b\} \notin \mathcal{F}$$
. Logo, não é o-álgebra.

□

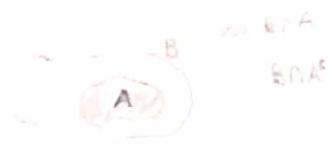
Probabilidade Avançada, Aula 2, Tarefas

Propriedades das medidas de probabilidade.

a) Monotonicidade. Se $A \subseteq B$, então $P(A) \leq P(B)$

Poderemos escrever B como a união disjunta de $(B \cap A)$ e $(B \cap A^c)$, i.e.,

$$B = (B \cap A) \cup (B \cap A^c)$$



Daí, pela aditividade da prob.,

$$\begin{aligned} P(B) &= P(B \cap A) + P(B \cap A^c) = \\ &= P(A) + P(B \cap A^c) \stackrel{\geq 0}{\Rightarrow} P(B) \geq P(A) \quad \square \end{aligned}$$

Fazendo assim

b) Sub- σ -aditividade. Se A_1, A_2, \dots estão em \mathcal{F} , então

$$P(\bigcup A_i) \leq \sum P(A_i)$$

Se $B_k = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_{k-1}$, $\forall k \in \mathbb{N}$, então os B_k são disjuntos e $\bigcup A_i = \bigcup B_k$, de modo que

$$P(\bigcup A_i) = P(\bigcup B_k) = \sum_k P(B_k)$$

Como $P(B_k) \leq P(A_k)$ pela monotonicidade, temos que

$$P(\bigcup A_i) = \sum_k P(B_k) \leq \sum_k P(A_k)$$



Dado Ω e \mathcal{F} nele,

$B_k = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_{k-1}$

$B_{k+1} = A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_k$

$\vdash B_{k+1} = B_k \cup A_k$

$A_k \cap B_k = \emptyset$

c) Continuidade por seq. crescentes. Se $A_n \uparrow A$, isto é, $A_1 \subset A_2 \subset \dots \subset A$ e $\bigcup A_i = A$

$$P(A_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} P(A)$$

Vim a vez que $A_i \subseteq A_{i+1} \subseteq \dots$, segue que $P(A_i)$ é não-decrescente em i pela monotonicidade. Como também é limitada, então $\lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n)$ existe.

Considerando agora $B_i = A_i$, $B_{k,p} = A_k \cap A_{k+p}$, temos que os B_i são disjuntos ($B_{k,p} B_l = B_{k,p} \cap B_{l,p} = A_k \cap A_{k+p} \cap A_{k+l} \cap A_{k+l+p} = A_k \cap A_{k+p+2} = \emptyset$), e $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i = \bigcup_{i=1}^{\infty} B_i$. Temos

$$\begin{aligned} P(A) &= P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} B_i\right) = P(B_1) + P(B_2) + \dots \\ &= [P(A_1) + [P(A_2) - P(A_1)] + \dots] \end{aligned}$$

Dai, pela definição de convergência de séries infinitas,

$$\begin{aligned} P(A) &= \lim_{n \rightarrow \infty} [P(A_1) + P(A_2) - P(A_1) + \dots + P(A_n) - P(A_{n-1})] = \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) \end{aligned}$$

Resolução Durret.

Seja $B_n = A_n - A_{n-1}$. Então B_n são disjuntos e tem $\bigcup_{n=1}^{\infty} B_n = A$, $\bigcup_{m=1}^n B_m = A_n$, de modo que

$$P(A) = \sum_{m=1}^{\infty} \mu(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{m=1}^n \mu(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mu(A_n)$$

↓

série converge pro limite do n-ésimo termo quando
 $n \rightarrow \infty$.

d) Continuidade por sequências decrescentes. $A_1 \supseteq A_2 \supseteq \dots \supseteq \bigcap_{k=1}^{\infty} A_k = A$, $P(A) = \lim P(A_n)$

Note que $A_1 \subseteq A_2 \subseteq \dots$, i.e., $A_n \uparrow A$. Daí, pelo item (c)

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) \Leftrightarrow$$

$$1 - P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 - P(A_n)) \Leftrightarrow$$

$$P(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} P(A_n) \Rightarrow P(A_n) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} P(A)$$

Probabilidade Avançada, Aula 02, Tarefas

Exercício: $\mathcal{P} = \emptyset$ mais todas as uniões finitas de elementos disjuntos de \mathcal{I} , onde

\mathcal{I} = classe de intervalos da forma $(a, b]$, $a < b$ em \mathbb{R} .

\mathcal{P} é uma álgebra. (Mostre)

Pela definição, \mathcal{P} será uma álgebra se satisfizer as três seguintes propriedades:

1. $\emptyset \in \mathcal{P}$, $\mathcal{P} \neq \emptyset$

2. Se $A \in \mathcal{P}$, então $A^c \in \mathcal{P}$,

3. Se $A, B \in \mathcal{P}$, então $A \cup B \in \mathcal{P}$

Antes de provar isso, vejamos que \mathcal{I} é uma semi-álgebra, pois se $(a, b] \in \mathcal{I}$ e $(c, d] \in \mathcal{I}$, então

$$(a, b] \cap (c, d] = \begin{cases} \emptyset & \text{se } a = c \\ (a, b] & \text{se } a < c \leq b \leq d \\ (c, d] & \text{se } a \leq c < d \leq b \\ (a, b] \cap (c, d] & \text{se } c \leq a \leq b \leq d \\ (a, d] & \text{se } c \leq a < d \leq b \end{cases}$$

E $(a, b]^c = (-\infty, a] \cup (b, +\infty]$. Visualmente dizem que se $A \subset B$, $A, B \in \mathcal{I}$, então $B - A$ é união finita de elementos de \mathcal{I} .

Aí, torna $A = (a, b]$ e $B = (a-p, b+q]$, $p, q > 0$

$$B - A = (a-p, a] \cup (b, b+q]$$

3. Se $A = \bigcup_{k=1}^m (a_k, b_k]$ e $B = \bigcup_{j=1}^n (c_j, d_j]$, então

$$A \cup B = \left(\bigcup_{k=1}^m (a_k, b_k] \right) \cup \left(\bigcup_{j=1}^n (c_j, d_j] \right) =$$

$$= \bigcup_{b=1}^{\min(m, n)} \left(a_1 \mathbb{1}_{\{a_1 < b\}} + c_1 \mathbb{1}_{\{c_1 < b\}}, b \mathbb{1}_{\{a_1 < b\}} + d_1 \mathbb{1}_{\{c_1 < b\}} \right)$$

que é união finita de intervalos da forma $(a, b]$, atb $\Rightarrow A \cup B \in \phi$.

2. $A = \bigcup_{i=1}^n (a_i, b_i]$, então

$$A^c = \bigcap_{i=1}^n [(-\infty, a_i] \cup [b_i, +\infty)] = (-\infty, \min(a_1, \dots, a_n)] \cup [\max(b_1, \dots, b_n), +\infty]$$

que é união disjunta de intervalos em \mathbb{I} . Logo $A^c \in \phi$.

3. Se $A \in \mathbb{B} \Rightarrow A^c \in \phi$ e, por 3, $A \cup A^c = \mathbb{I} \in \mathbb{S}$. Na verdade, podemos ter tornado $\mathbb{B} = (-\infty, \infty] = \mathbb{R}$, e $\phi = \{a, b\}$.

Mostre que M (classe dos conjuntos mensuráveis é uma σ -álgebra).

$$1. \text{ se } E \in M \text{ entao } (\mu^*(E \cap A)) + \mu^*(E \cap A^c) = \mu^*(E) + \mu^*(\emptyset) = \mu^*(E)$$

2. Se $A \in M$, então para qualquer $B \in \mathbb{B}$, temos

$$\begin{aligned} \mu^*(B) &= \mu^*(B \cap A) + \mu^*(B \cap A^c) = \\ &= \mu^*(B \cap A) + \mu^*(B \cap (A^c)^c) \end{aligned}$$

o que implica que $A^c \in M$. Assim, M é fechada pela complementação.

3. Resta provar que M é fechada sob uniones numeráveis.

Lista 1.

24/03

1.1. Feito nos exercícios da Aula 02.

1.3. Seja $\mathbb{R}^n = \{(x_1, \dots, x_n) : x_i \in \mathbb{R}\}$. $\mathcal{B}(\mathbb{R}^n)$ = os conjuntos de Borel de \mathbb{R}^n é definido como a σ -álgebra gerada pelos subconjuntos abertos de \mathbb{R}^n . Prove que esta é a mesma $\mathbb{R} \times \mathbb{R} \times \dots \times \mathbb{R} = \sigma$ -álgebra gerada pelos conjuntos da forma $A_1 \times \dots \times A_n$. Dica: Mostre que ambas coincidem com a gerada por $(a_1, b_1) \times \dots \times (a_n, b_n)$.

É suficiente mostrar que se \mathcal{F} é a σ -álgebra gerada por $(a_1, b_1) \times \dots \times (a_n, b_n)$, então \mathcal{F} contém

- os conjuntos abertos e,
- todos os conjuntos da forma $A_1 \times \dots \times A_n$, onde $A_i \in \mathcal{B}$.

Para (i), note que se G é um conjunto aberto e $x \in G$ então há um conjunto da forma $(a_1, b_1) \times \dots \times (a_n, b_n)$ com $a_i, b_i \in \mathbb{Q}$ que contém x e cai em G , de modo que qualquer conjunto aberto é uma união enumerável dos nossos conjuntos básicos.

Para (ii), fixe A_1, \dots, A_n e segue $\mathcal{G} = \{A : A \times A_2 \times \dots \times A_n \in \mathcal{F}\}$. Desde que \mathcal{F} é uma σ -álgebra, é fácil ver que se $\cup_{i \in I} A_i \in \mathcal{G}$ então \mathcal{G} é uma σ -álgebra de modo que se $f \in \mathcal{F}$ então $f^{-1}(A) \in \mathcal{G}$. Do último resultado, segue que $A_i \in \mathcal{B}$, $A_1 \times (a_1, b_1) \times \dots \times (a_n, b_n) \in \mathcal{F}$. Repetindo o último argumento mais $n-1$ vezes, provarmos (ii).

1.5 Uma σ -álgebra \mathcal{F} é dita countably generated se há uma coleção enumerável $C \subset \mathcal{F}$ de modo que $\sigma(C) = \mathcal{F}$. Mostre que \mathbb{R}^d é countably generated.

Os conjuntos da forma $(a_1, b_1) \times \dots \times (a_d, b_d)$ onde $a_i, b_i \in \mathbb{Q}$ é uma coleção enumerável que gera \mathbb{R}^d .

2.1 Mostre que se \mathcal{A} gera \mathcal{F} , então $X^{-1}(\mathcal{F}) = \{\{x \in A\}; A \in \mathcal{A}\}$ gera $\sigma(X) = \{\{x \in B\}; B \in \mathcal{F}\}$

Seja \mathcal{G} a menor σ -álgebra contendo $X^{-1}(\mathcal{F})$. Desde que $\sigma(X)$ é uma σ -álgebra contendo $X^{-1}(\mathcal{F})$, devemos ter $\mathcal{G} \subset \sigma(X)$ e portanto $\mathcal{G} = \{\{x \in B\}; B \in \mathcal{F}\}$ para algum $\mathcal{G} \subset \mathcal{F}$. No entanto, se \mathcal{G} é uma σ -álgebra então podemos assumir que \mathcal{F} é. Uma vez que \mathcal{A} gera \mathcal{F} , segue que $\mathcal{F} = \mathcal{G}$.

2.3 Mostre que se f é contínua e $X_n \rightarrow X$ q.c. então

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

Seja $\mathcal{B}_0 = \{\omega : X_n(\omega) \rightarrow X(\omega)\}$. Se $\omega \in \mathcal{B}_0$ segue da def. de continuidade que $f(X_n(\omega)) \rightarrow f(X(\omega))$. Desde que $P(\mathcal{B}_0) = 1$, o resultado desejado segue.

2.4.

- (i) Mostre que uma função contínua de $\mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ é um "map" mensurável de $(\mathbb{R}^d, \mathcal{B})$ em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$.
- (ii) Mostre que \mathcal{B}^d é a menor σ -álgebra que faz todas as funções contínuas mensuráveis.
- (i) Se G é um círculo aberto então $f^{-1}(G)$ é aberto e portanto mensurável. Agora use \mathcal{A} : a coleção de conjuntos abertos em (\mathbb{R}^d) .
- (ii) Seja G um círculo aberto e seja $f(x)$ a distância de x ao complemento de G , i.e., $\inf\{|x-y| : y \in G^c\}$. f é contínua e $\{f > 0\} = G$, assim precisamos todos os círculos abertos pra fazer todas as funções contínuas mensuráveis.

3.3 Suponha que φ é estritamente convexa, i.e., \exists vale para $\lambda \in (0,1)$. mostre que, sob as suposições de (3.2),

$$\varphi(EX) = E(\varphi(X)) \stackrel{q.c.}{\rightarrow} X = EX$$

Relembre da prova de (3.2) no apêndice. Dizemos $\ell(x) \leq \varphi(x)$ sendo uma função linear com $\ell(EX) = \varphi(EX)$ e notamos que $E\varphi(x) \geq \ell(x)$. Se a igualdade permanece entre Ex. 3.1 implica que $\varphi(X) = \ell(X)$ q.c. Quando φ é estritamente convexa temos $\varphi(x) > \ell(x)$ para $x \notin EX$ assim devemos ter $X = EX$ q.c.

3.7 Two non-existent lower bounds.

Mostra que:

$$(i) \text{ se } \delta > 0, \inf \{P(1X \geq \delta : E[X=0], \text{var}(X) < \epsilon\} = 0.$$

$$(ii) \text{ se } g \geq \frac{1}{2}, \sigma^2 \in (0, \infty), \inf \{P(1X \geq g : E[X]=1, \text{var}(X)=\sigma^2\} = 0.$$

i. Seja $P(X=n) = P(X=-n) = \frac{1}{2n^2}$, $P(X=0) = 1 - \frac{1}{n^2}$ para $n \geq 1$.

ii. Seja $P(X=1-\delta) = 1/n$ e $P(X=1+\delta) = 1/n$ para $n \geq 2$. Para termos $E[X] = 1$, $\text{var}(X) = \sigma^2$ precisamos que

$$-\delta(1/n) + \delta(1/n) = 0 \quad \delta^2(1/n) + \delta^2(1/n) = \sigma^2$$

A primeira eq. implica $\delta = b/(n-1)$. Usando esta na segunda, temos

$$\sigma^2 = b^2 \frac{1}{n(n-1)} + b^2 \frac{1}{n} = \frac{b^2}{n-1}$$

4.1.

i. Mostra que se X e Y são independentes então $\sigma(X)$ e $\sigma(Y)$ são.

ii. Inversamente, se f e g são independentes, $X \in f$ e $Y \in g$, então X e Y são independentes.

2. Se $A \in \sigma(X)$ então segue da def. de $\sigma(X)$ que $A = \{X \in C\}$ para algum $C \in \mathcal{B}$. De forma análoga, se $B \in \sigma(Y)$ então $B = \{Y \in D\}$ para algum $D \in \mathcal{B}$. Fazemos usando estes fatos e a ind. de X e Y ,

$$P(A \cap B) = P(X \in C, Y \in D) = P(X \in C)P(Y \in D) = P(A)P(B)$$

24/03

(iii) Pelo outro lado, se $X \in \mathcal{F}$, $Y \in \mathcal{G}$ e $C, D \in \mathbb{R}$ segue do def. de mensurabilidade que $\{X \in C\} \in \mathcal{F}$, $\{Y \in D\} \in \mathcal{G}$. Uma vez que \mathcal{F} e \mathcal{G} são ind., segue que $P(X \in C, Y \in D) = P(X \in C)P(Y \in D)$.

5.3. Seja X_1, X_2, \dots v.a. não-correlacionadas com $E X_i = \mu_i$ e $\text{var}(X_i)/i \rightarrow 0$ conforme $i \rightarrow \infty$. Seja $S_n = X_1 + \dots + X_n$ e $r_n = E S_n/n$ então qdo $n \rightarrow \infty$, $S_n/n - r_n \rightarrow 0$ no L^2 e em probabilidade.

Primeiro notemos que

$$\frac{\text{var}(X_m)}{m} \rightarrow 0 \Rightarrow \text{para qqer } \delta > 0 \exists A < \infty$$

de modo que $\text{var}(X_m) \leq A + \delta m$. Usando esta estimativa e o fato de que $\sum_{m=1}^n m \leq \sum_{m=1}^n 2m-1 = n^2$

$$E(S_n/n - r_n)^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{m=1}^n \text{var}(X_m) \leq A/n + \delta$$

Dado que δ é arbitrário, isto mostra a conv. em L^2 de $S_n/n - r_n$ à 0, e a conv. em prob. segue de (5.3).

5.3. Monte Carlo Integration.

(i) Seja f uma função mensurável no $[0,1]$ com $\int_0^1 |f(x)| dx < \infty$.

Seja U_1, U_2, \dots i.i.d. on $[0,1]$, e seja

$$I_n = n^{-1} (f(U_1) + \dots + f(U_n))$$

Mostre que $I_n \rightarrow I = \int_0^1 f(x) dx$ em probabilidade.

(ii) Suponha que $\int_0^1 |f(x)|^2 dx < \infty$. Use a des. de Chebyshev para estimar

$$P(|J_n - J| > \alpha/n^{1/2}).$$

i) Desde que $f(U_1), f(U_2), \dots$ são independentes e $E[f(U_i)] = 0$ segue da Lei forte dos grandes números (5.8).

ii) $P(|J_n - J| > \alpha/n^{1/2}) \leq (n/\alpha^2) \text{Var}(J_n) = \alpha^2/\alpha^2$ onde $\alpha^2 = \int f^2 - (\int f)^2$.

- 1.1.1 Interseção arbitrária de σ -álgebras é σ -álgebra. Menor σ -álgebra contém A . ✓
- 2 Mostrar que (Ω, \mathcal{F}, P) é esp. de prob., \mathcal{F} = sub. t.a. A ou A^c é contável ✓
 - 3 $\sigma(\mathcal{B}^d) = \mathbb{R}^d$ ✓ (i)
 - 4 \mathbb{R}^d é enumeravelmente gerado ✓ (i)
 - 5 Se $F_1 \subset F_2 \subset \dots \subset \mathcal{F}_n \subset \dots$, \mathcal{F}_n é álgebra. Mas não σ -álgebra - dar exemplo. ✓
 - 6 $A \in \{\mathbb{R}, \mathbb{Z}, \dots\}$ tem densidade asymptótica 0 ... ✓ (i)
- 1.2.1 $Z = X\mathbb{1}_A + Y\mathbb{1}_{A^c}$, $A \in \mathcal{F}$ é uma variável aleatória. ✓
- 3 Mostrar que uma f.d. tem no máximo um n.º de discr. enumerável. ✓
 - 4 Se $F(x) = P(X \leq x)$ é contínua, $Y = F(X) \sim \mathcal{U}(0,1)$ ✓
- 1.3.1 Se f gera ϕ , então $X^{-1}(\phi) = \{x \in A : A \in \mathcal{F}\}$ gera $\sigma(X) = \{\{x \in B\}, B \in \mathcal{B}\}$ ✓
- 3 Se f é contínua e $X_n \xrightarrow{a.s.} X$ então $f(X_n) \xrightarrow{a.s.} f(X)$ ✓
 - 4 f contínua de $\mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ é um f. mنس. de $(\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d)$ em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$. ✓ (fatto/mentira)
 - 5 \mathcal{I} de funções mنس. é a menor cont. f. simples e fechada sob limites part. ✓
 - 8 Y é mنس. com resp. a $\sigma(X) \Leftrightarrow Y = f(X)$ onde $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ é mنس. ✓
- 1.4.1 $f \geq 0$ e $\int f d\mu = 0 \Rightarrow f = 0$ a.e. ✓[†]
- 2 $f \geq 0 \in E_{m,n} = \{x \in \mathbb{R}^d / f(x) \in [m, m+1] / 2^n\}, \sum \frac{1}{2^n} \mu(E_{m,n}) \int f d\mu$
- 1.5.1 $\int |fg| d\mu \leq \|f\|_2 \|g\|_\infty$ ✓
- 2 $\|f\|_\infty = \lim_{p \geq \infty} \|f\|_p \leq \mu$ é med. de prob. ✓ (Usar liminf-limsup)
 - 3 Desigualdade de Minkowski. ✓
 - 5 $\|g\|_2 = \int g^2 d\mu^{1/2} = \sqrt{\int g^2 d\mu}$ ✓ (Usar TCM)

Soluções.

Exercício 1.

item 1. Monotonicidade

Note que $B = (B \cap A) \cup (B \cap A^c)$ é uma forma de reescrever B como união disjunta de dois conjuntos, uma vez que $(B \cap A) \cap (B \cap A^c) = \emptyset$. Daí, pela σ -aditividade de P , que implica na aditividade de P , segue que

$$P(B) = P(B \cap A) + P(B \cap A^c) \quad (1)$$

Como $A \subseteq B$, então $A \cap B = A$ e $P(B \cap A) = P(A)$. Sub. em (1), temos

$$P(B) = P(A) + P(B \cap A^c)$$

Uma vez que P é uma medida, segue $P(C) \geq P(\emptyset) = 0, \forall C \in \mathcal{F}$. Daí, temos $P(B \cap A^c) \geq 0$, o que leva à

$$P(B) \geq P(A).$$

item 2. Subaditividade

Para tal, sejam $A_k = A_k \cap A$ para todo intuito $k \in \mathbb{Z}$. Considerando agora $B_k = A_k$ e $B_K = A_K + \bigcup_{m=1}^{K-1} (A_m)$, temos que os B_k 's são disjuntos (B_K é o conjunto dos elementos que pertencem a A e A_K , mas não aos A_k 's para $k \leq K$), e sua união é o conjunto A . Logo, temos que

$$P(A) = \sum_{m=1}^{\infty} P(B_m) \leq \sum_{m=1}^{\infty} P(A_m)$$

pois $A = \bigcup_{m=1}^{\infty} B_m$ e $B_m \subseteq A_m, \forall m \in \mathbb{N}$.

3. Continuidade por baixo.

Seja $B_n = A_n - A_{n-1} = A_n \cap A_{n-1}^c$. Logo, os B_n s são disjuntos (dados n_1 e n_2 inteiros $B_{n_1} \cap B_{n_2} = A_{n_2} \cap A_{n_2-1}^c \cap A_{n_1} \cap A_{n_1-1}^c = A_{\min(n_1, n_2)} \cap A_{\min(n_1, n_2)}^c = \emptyset$) e $\bigcup_{m=1}^{\infty} B_m = A$, $\bigcup_{m=1}^{\infty} B_m^c = A^c$. Assim,

$$P(A) = \sum_{m=1}^{\infty} P(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{m=1}^n P(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_r(A_n)$$

4. Continuidade por cima.

Seja $B_n = A_1 - A_n$. Nesse caso, $B_n \uparrow A_1 - A$, i.e., $A_1 - A_n \uparrow A_1 - A$. Logo, pelo continuidade por baixo de P_r , segue que

$$P_r(A_1 - A_n) \uparrow P_r(A_1 - A)$$

Mas $A_n \subseteq A_1$ e $A \subseteq A_1$, de modo que $P(A_1 - A_n) = P_r(A_1) - P_r(A_n)$ e $P_r(A_1 - A) = P_r(A_1) - P_r(A)$. Daí

$$P_r(A_1) - P_r(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_r(A_1) - P_r(A_n) \Leftrightarrow$$

$$-P_r(A) = -\lim_{n \rightarrow \infty} P_r(A_n)$$

$$P_r(A) = \lim_{n \rightarrow \infty} P_r(A_n)$$

Como $P_r(A_n)$ decrece pela monotonicidade de P , segue que $P(A_n) \downarrow P(A)$

Questão 2.

i. Uma coleção Λ de subconjuntos de um espaço \mathbb{M} é dita uma σ -álgebra de \mathbb{M} se satisfizer as seg. condições:

1. $\mathbb{M} \in \Lambda$; $\emptyset \in \Lambda$;

2. Se $A \in \Lambda$, então $A^c \in \Lambda$;

3. Se A_1, A_2, \dots estão em Λ , então $\bigcup A_i \in \Lambda$.

Logo, basta verificar que $\bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$ satisfizer as três condições acima, onde \mathcal{F}_i é uma σ -álgebra desse para todo $i \in \mathbb{N}$.

1. $\mathbb{M} \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$, $\emptyset \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$.

Note que $\mathbb{M} \in \mathcal{F}_i$ para todo i . Logo $\mathbb{M} \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$.

Analogamente, $\emptyset \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$.

2. Se $A \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$, então $A^c \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$:

$$A \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i \Rightarrow A \in \mathcal{F}_i \text{ para todo } i \in \mathbb{N} \Rightarrow A^c \in \mathcal{F}_i \forall i \in \mathbb{N} \Rightarrow$$

$A^c \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$. Logo, essa condição também é verificada.

3. Se $A_1, A_2, \dots \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$, então $\bigcup A_i \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$:

$$A_1, A_2, \dots \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i \Rightarrow A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}_i \text{ para todo } i \in \mathbb{N} \Rightarrow$$

$$\bigcup A_i \in \mathcal{F}_i \text{ para todo } i \in \mathbb{N} \Rightarrow \bigcup A_i \in \bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i.$$

Logo $\bigcap_{i \in \mathbb{N}} \mathcal{F}_i$ é uma σ -álgebra de \mathbb{M} .

ii. Seja $F(\Lambda) = \{\mathcal{F}: \mathcal{F} \text{ é } \sigma\text{-álgebra que contém } \Lambda\}$. Logo,

$\bigcap_{\mathcal{F} \in F(\Lambda)} \mathcal{F}$ é σ -álgebra (pelo item i) e que contém Λ . Ademais

$\bigcap_{f \in F(\mathbb{R})} f^{-1}(A) = \bigcap_{f \in F(\mathbb{R})} f^{-1}(A) = \sigma$ é a menor σ-álgebra

("em termos de cardinalidade") que contém A , e que chamamos de σ-álgebra gerada por A , denotada por $\sigma(A)$.

Questão 3.

Seja $\mathbb{R}^d = \{(x_1, \dots, x_d) : x_i \in \mathbb{R}\}$ e \mathbb{R}^d o subconjunto de Borel, a σ-álgebra contendo os conjuntos abertos de \mathbb{R}^d .

Temos $\phi_d = \text{conjunto vazio mais todos os conjuntos da forma}$

$$(a_1, b_1] \times \dots \times (a_d, b_d] \subset \mathbb{R}^d \quad \text{onde } -\infty < a_i \leq b_i < \infty$$

$$i = 1, \dots, d$$

Queremos provar que $\sigma(\phi_d) = \mathbb{R}^d$. Para isso,

Como $\sigma(\phi_d)$ é a menor σ-álgebra que contém ϕ_d , para mostrar que $\sigma(\phi_d) = \mathbb{R}^d$, basta mostrar que \mathbb{R}^d contém ϕ_d , e que este é o único em $\sigma(\phi_d)$.

De fato, a notarmos que

$$(a_1, b_1] = \bigcap_{n=1}^{\infty} (a_1, b_1 + \frac{1}{n}) \quad \text{temos que}$$

$$(a_1, b_1] \times \dots \times (a_d, b_d] = \bigcap_{n=1}^{\infty} (a_1, b_1 + \frac{1}{n}) \times \dots \times \bigcap_{n=1}^{\infty} (a_d, b_d + \frac{1}{n}) =$$

$$\forall x \in A \Leftrightarrow x_i \in (a_i, b_i + \frac{1}{n}) \quad \forall n \Leftrightarrow x \in (a_1, b_1) \times \dots \times (a_d, b_d) \text{ para todos } n$$
$$\Leftrightarrow x \in \bigcap_{n=1}^{\infty} (a_1, b_1 + \frac{1}{n}) \times \dots \times (a_d, b_d + \frac{1}{n}) \in \mathbb{R}^d$$

Se $A \in \sigma(\phi_d)$, então $A = \bigcup (a_1, b_1] \times \dots \times (a_d, b_d)$

Questão 4.

Do enunciado, temos

$$P(A) = \begin{cases} 0 & \text{se } A \text{ é contável} \\ 1 & \text{se } A^c \text{ é contável} \end{cases}$$

Um espaço de probabilidade é uma tripla (Ω, \mathcal{F}, P) em que Ω é um conjunto de "realizações", \mathcal{F} é um conjunto de "eventos" e $P: \mathcal{F} \rightarrow [0,1]$ é uma função que atribui probabilidades a eventos. Supomos que \mathcal{F} é uma σ -álgebra, i.e., uma coleção não-vazia de subconjuntos de Ω que satisfaz

i) se $A \in \mathcal{F}$, então $A^c \in \mathcal{F}$; e

iii) se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma seq. contável de conjuntos, então $\bigcup A_i \in \mathcal{F}$

Vamos verificar as propriedades acima.

i) Se $A \in \mathcal{F}$, então

(*) A é contável, ou

(**) A^c é contável

Se vale (*), então $A^c \in \mathcal{F}$, pois $(A^c)^c = A$ é contável. Por outro lado, se vale (**), $A^c \in \mathcal{F}$ pois A^c é contável. Assim, (i) é válida.

iii) Se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma sequência contável de conjuntos, então

(*) todos os A_i 's são contáveis, ou

(**) pelo menos um A_i é contável

Se (*) é verdadeira, então $\bigcup A_i$ é contável e, portanto, $\bigcup A_i \in \mathcal{F}$.

Se (**) é verdadeira, $(\bigcup A_i)^c = \bigcap A_i^c$ é contável e, logo, $\bigcap A_i \in \mathcal{F}$.

Agora, vamos mostrar que $P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ é uma medida de probabilidade. Para isso, precisamos verificar que

i) $P(A) \geq P(\emptyset) = 0, \forall A \in \mathcal{F}$

ii) Se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma seq. contável de conjuntos disjuntos, então

$$P(\bigcup A_i) = \sum P(A_i)$$

iii) $P(\Omega) = 1$.

Se $A \in \mathcal{F}$, então A ou A^c é contável. No primeiro caso, $P(A) = 0$. No segundo, A não é contável e, por isso, $P(A) = 1 \geq 0$. Quanto à \emptyset , este é contável e, portanto, $P(\emptyset) = 0$. Logo, vale (i).

Se $A_i \in \mathcal{F}$ uma seq. contável de conjuntos disjuntos, podemos ter uma das duas alternativas:

1. todos os A_i 's são contáveis ou

2. um dos A_i 's não é contável (Não se pode ter mais de um

A_i não-contável - digamos que A_{i_1} e A_{i_2} - porque, nesse caso, também $A_{i_1}^c$ e $A_{i_2}^c$ seriam não-contáveis, já que, como

A_{i_1} e A_{i_2} são disjuntos, teríamos $A_{i_2}^c \supset A_{i_1}$, e, sendo A_{i_1} incontável, $A_{i_2}^c$ também precisaria sê-lo. Analogamente, temos que $A_{i_1}^c$ tbm necessariaria ser incontável. Portanto, pode existir no máximo um conjunto incontável na seq. de eventos disjuntos $A_i \in \mathcal{F}$).

Caso 1. seja verdadeira, $P(\bigcup A_i) = 0 = \sum P(A_i)$, pois a união de conj. contáveis tbm é contável.

Caso volta 2., denotemos por i^* o índice do cto incontável,

de modo que $P(\bigcup A_i) = 1 = P(A_1) + \sum_{i \neq 1} P(A_i)$
(já que $P(\emptyset) = 0$, já que \emptyset é incontável)

Portanto, de fato $P : \mathcal{F} \rightarrow [0,1]$ é uma medida de probabilidade e, juntamente com o fato de \mathcal{F} ser uma σ -álgebra de conjuntos de $\Omega = \mathbb{R}$, segue que (Ω, \mathcal{F}, P) é um espaço de probabilidade.

Questão 5.

De acordo com a definição, \mathbb{R}^d será enumeravelmente gerada se existe uma coleção enumerável $C \subset \mathbb{R}^d$ tal que $\sigma(C) = \mathbb{R}^d$.
Logo, basta exibir C tal que $\sigma(C) = \mathbb{R}^d$. Como sabemos, \mathbb{R}^d é a σ -álgebra gerada pelos conjuntos abertos do \mathbb{R}^d . Note agora que para qualquer aberto A do \mathbb{R}^d ,

$$x \in A \Leftrightarrow x \in \bigcup_{i=1}^d (q_{i1}, q_{i2}) \text{ onde } q_{i1} \text{ e } q_{i2} \text{ são racionais}$$

Logo, como cada $x \in A$ tem uma relação

4.1.5.

a) i. Se $A \in \bigcup \mathcal{J}_i$, então $A^c \in \bigcup \mathcal{J}_i$?

$A \in \bigcup \mathcal{J}_i \Leftrightarrow A \in \mathcal{J}_i$ para algum $i \Leftrightarrow A^c \in \mathcal{J}_i$ para algum i

$\Leftrightarrow A^c \in \bigcup \mathcal{J}_i$

ii. Se $A \in B \in \bigcup \mathcal{J}_i$, $A \cup B \in \bigcup \mathcal{J}_i$?

Temos:

$A \in \mathcal{J}_i$ para algum i . Suponha $A \in \mathcal{J}_{i_1}$.

$B \in \mathcal{J}_i$ para algum i . Suponha $B \in \mathcal{J}_{i_2}$.

Pelo fato de $\mathcal{J}_1 \subset \mathcal{J}_2 \subset \dots$, segue que $\mathcal{J}_{i_2} \subset \mathcal{J}_{\max(i_1, i_2)}$ e $\mathcal{J}_{i_1} \subset \mathcal{J}_{\max(i_1, i_2)}$, de modo que $A, B \in \mathcal{J}_{\max(i_1, i_2)} \Rightarrow$

$A \cup B \in \mathcal{J}_{\max(i_1, i_2)}$. Como exibimos um índice máximo, tal que $A \cup B$ está em $\mathcal{J}_{\max(i_1, i_2)}$, segue que

$A \cup B \in \bigcup_i \mathcal{J}_i$. "Na verdade, $A \cup B \in \mathcal{J}_i \forall i \leq \max(i_1, i_2)$ "

b) $A_1, A_2, \dots \in \bigcup \mathcal{J}_i \Rightarrow \bigcup A_i \in \bigcup \mathcal{J}_i$?

Suponha $A_i \in \mathcal{J}_{i+1}$, dai $\bigcup_{j=1}^n A_j \in \bigcup_{i=1}^n \mathcal{J}_i$.

Não é possível

$$\mathcal{M}_1 = \{\mathbb{J}\}_{j=1}^i$$

$$\mathcal{M}_1 = \{1\}$$

$$\{1, 0\}$$

$$\mathcal{M}_2 = \{2, 2\}$$

$$\{1, 2, \{2, 2\}, 0\}$$

Seja \mathfrak{F} uma σ -álgebra de conjuntos de \mathcal{M}_1 . Temos que $\{i\} \in \mathfrak{F}$ para todo i . Daí, $N = \bigcup \{i\} \in \bigcup \mathfrak{F} \Rightarrow N \in \mathfrak{F}$, para algum i $\Rightarrow N \subseteq \mathcal{M}_1$, o que é uma contradição.

6.

Nesse caso, $\mathcal{M}_2 = \mathbb{N}$. Daí

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{A_n(n)}{n} \right] = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n}{n} = 1$$

Se $\lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{A^c_n(n)}{n} \right] = 0$, então

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{A^c_n(n)}{n} \right] &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left[\frac{N_n(n)}{n} - \frac{|A_n(n)|}{n} \right] = \\ &= 1 - 0 \end{aligned}$$

$A^c_n \subseteq N_n$

3.1.6. Um conjunto $A \subset \{1, 2, \dots\}$ é dito to have asymptotic density θ se

$$\lim_{n \rightarrow \infty} |A \cap \{1, 2, \dots, n\}| / n = \theta$$

Seja \mathcal{A} a coleção de conjuntos para os quais a densidade assintótica existe. A é uma σ -álgebra? Uma álgebra?

Seja \mathcal{A} a coleção de conjuntos $A \subset \mathbb{N}$ para o qual a dens. assintótica

$$\theta(A) \equiv \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{|A \cap \{1, \dots, n\}|}{n}$$

existe. Seja $E = \{2n : n \geq 1\}$ o conjunto dos inteiros pares positivos e observe que $E \subset A$ e que $\theta(E) = 1/2$. Da mesma forma, seja $O = \{2n+1 : n \geq 0\}$ o conjunto dos inteiros positivos ímpares. Para cada $m \geq 1$, segue

$$K_m = \begin{cases} E \cap \{3^m, \dots, 3^{m+1}-1\} & \text{se } m \text{ é par} \\ O \cap \{3^m, \dots, 3^{m+1}-1\} & \text{se } m \text{ é ímpar} \end{cases}$$

e definir $A = \bigcup_{m \geq 0} K_m$. Então $A \in \mathcal{A}$ com $\theta(A) = 1/2$. No entanto, não é o caso de que $E \cap A \in \mathcal{A}$. Para provar esta afirmação, observe que, se $n = 3^{m+1}-1$ para m par, então $E \cap \{1, \dots, n\} = K_m$

$$\frac{1}{n} |(E \cap \{1, \dots, n\})| \approx \frac{1}{n} |K_m| \approx \frac{3^m}{3^{m+1}} = \frac{1}{3}$$

1.2.4

Se F é estritamente não-decrescente e contínua então

$$\exists F^{-1} : [0,1] \rightarrow \mathbb{R}$$

$0 \leq y \leq 1$

$$\begin{aligned} P(Y \leq y) &= P(F(X) \leq y) = P(F^{-1}(F(X)) \leq F^{-1}(y)) = \\ &= P(X \leq F^{-1}(y)) = F(F^{-1}(y)) = y \end{aligned}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} 1, & \text{se } y \in F[0,1] \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases} \quad Y = F(X) \cap [0,1]$$

1.2.5

Basta notar que para todo $B \subset \mathbb{R}$

$$\begin{aligned} \{\omega : Z(\omega) \in B\} &= (\{\omega : Z(\omega) \in B\} \cap A) \cup (\{\omega : Z(\omega) \in B\} \cap A^c) = \\ &= (\underbrace{\{\omega : X(\omega) \in B\}}_{\in \mathcal{F}} \cap \underbrace{A}_{\in \mathcal{F}}) \cup (\underbrace{\{\omega : Y(\omega) \in B\}}_{\in \mathcal{F}} \cap \underbrace{A^c}_{\in \mathcal{F}}) \end{aligned}$$

Logo Z é uma variável aleatória.

Mostra que uma função distribuição tem at most countably many discontinuities.

Solução 1:

[Baseando em math.stackexchange.com/questions/147612/discontinuity-points-of-a-distribution-function]

Solução 1

Seja D o conjunto dos pontos de descontinuidade de F . Para cada $x \in D$, temos $F(x^-) < F(x^+)$, de modo que podemos escolher um número racional q_x com $F(x^-) < q_x < F(x^+)$.

Uma vez que F é crescente, podemos verificar que se $x \neq y$ então $q_x \neq q_y$. Assim, $x \mapsto q_x$ é uma função um-para-um de D em \mathbb{Q} , e \mathbb{Q} é contável. Logo, D também o é.

Solução 2. [Teorema 3.23 de "Real Analysis" (FOLLAND), p.103]

F é crescente. Logo, os intervalos $(F(x^-), F(x^+))$, $x \in \mathbb{R}$, são mutuamente disjuntos

Para $|x| \in \mathbb{N}$, o intervalo $(F(x^-), F(x^+))$ encontra-se em $(F(-N), F(N))$. 

Os dois primeiros itens implicam que

$$\sum_{|x| \in \mathbb{N}} [F(x^+) - F(x^-)] \leq F(+\infty) - F(0) < \infty$$

Essa soma num conjunto contável é definida na p 11 (Essencialmente, é o supremo da soma sobre todas as suas somas parciais). Ser finita implica que o nº de termos $\neq 0$ da soma é contável.

• Isso implica que o círculo $D_N := \{x \in (-N, N) : F(x^-) + F(x^+) \}$ é contável.

O conjunto completo de descont. é $\bigcup_{n \in \mathbb{N}} D_n$, que é contável (uma vez que é a união contável de conjuntos contáveis)

O truque interessante aqui é que va provar a descontinuidade para uma coleção de intervalos disjuntos e então limitar o comprimento total desses intervalos. (Muito útil em geral para provar que um conjunto é contável!)

Reprodução.

1.

Seja D o círculo dos pontos de descontinuidade

$\forall x \in D$, temos $D(x^-) \subset D(x^+)$, i.e.,

$$F(x^-) \subset F(x^+)$$

Como entre dois reais sempre há um racional, podemos encontrar um racional $q_0 \in \mathbb{Q}$ t.q. $F(x^-) \subset q_0 \subset F(x^+)$.

Uma vez que F é crescente, temos que se $x < y$, $x, y \in D$ então $q_x \neq q_y$. Logo $x \mapsto q_x$ define uma função um-para-um de D em \mathbb{Q} . Como \mathbb{Q} é enumerável, segue que D também é.

2.

1.3.1. Mostre que se A gera ϕ , então $X^{-1}(A) = \{\{x \in A\} : A \in \phi\}$ gera $\sigma(X) = \{\{x \in B\} : B \in \phi\}$

Obs: $\{x \in A\}$ é uma forma abreviada de $\{\omega : X(\omega) \in A\}$

Para mostrar que se A gera ϕ , então

$$X^{-1}(A) = \{\{x \in A\} : A \in \phi\} \text{ gera } \sigma(X) = \{\{x \in B\} : B \in \phi\}$$

devemos verificar que

1. $\sigma(X)$ é uma σ -álgebra;

2. se $\{X \in A\} \in X^{-1}(A)$, então $\{X \in A\} \in \sigma(X)$;

3. $\{X \in B\} \in \sigma(X) \Rightarrow \{X \in B\} \in \sigma(X)$ ($\sigma(X)$ é σ -álgebra de subconjuntos de $X^{-1}(A)$).

1 e 2 garantem que $\sigma(X)$ é σ -álgebra e que contém $X^{-1}(\phi)$ e 3 garante que $\sigma(X)$ é a menor σ -álgebra que contém $X^{-1}(A)$.

1. Para comprovar (1), devemos mostrar que

a) se $\{X \in B\} \in \sigma(X)$, então $\{X \in B\}^c \in \sigma(X)$

b) se $\{X \in B_i\} \in \sigma(X)$ é uma colégio contável de subconjuntos, então $\bigcup \{X \in B_i\} \in \sigma(X)$

c) $\{X \in B\}^c = \{\omega : X(\omega) \in B\}^c = \{\omega : X(\omega) \notin B\} = \{X \in B^c\} \in \sigma(X)$,
pois $B^c \in \phi$, já que $B \in \phi$ e ϕ é σ -álgebra.

d) $\bigcup \{X \in B_i\} = \bigcup \{\omega : X(\omega) \in B_i\} = \{\omega : X(\omega) \in \bigcup B_i\} = \{X \in \bigcup B_i\}$,
pois $B_i \in \phi$, $\forall i$, e ϕ é σ -álgebra.

2)

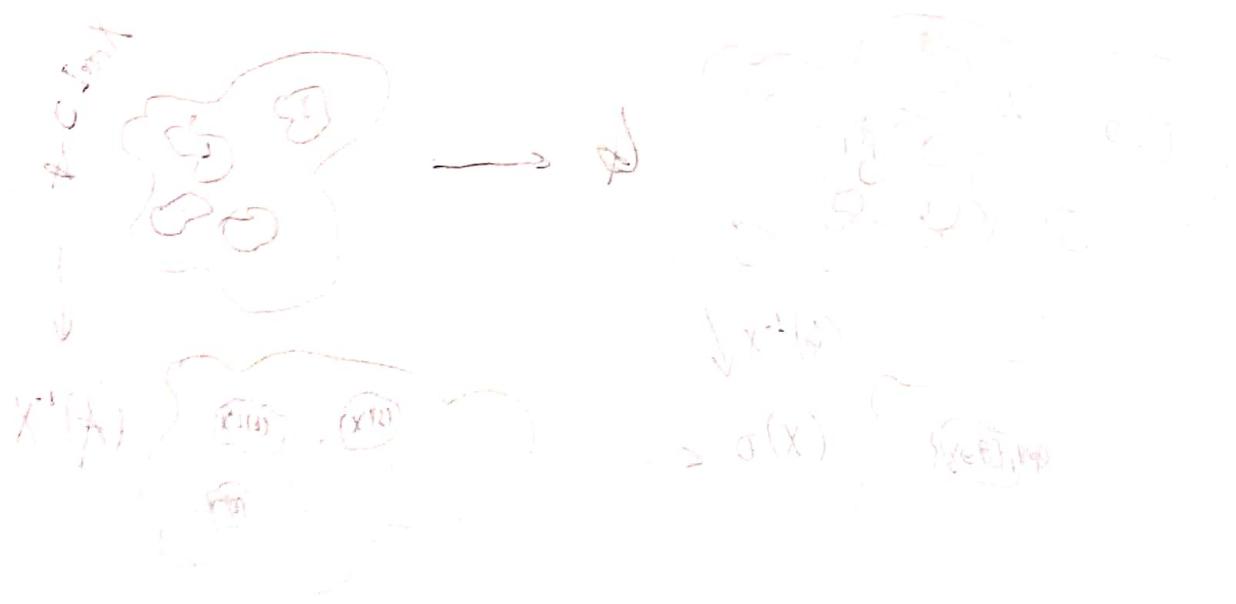
Se $\{x \in A\} \in X^{-1}(\emptyset)$ Tal subconjunto pertence a $\sigma(X)$ pois $A \in \mathcal{A} \Rightarrow A \in \mathcal{P}$ pois \mathcal{P} é σ -álgebra de subconjuntos de \mathbb{A} , e $A \neq \emptyset$.

3) Seja $\{x \in B\} \in \sigma(X)$. Como $B \in \mathcal{P}$ (pois $\{x \in B\} \in \sigma(X)$), então B pode ser escrito como a união de subconjuntos de \mathbb{A} , digamos $B = \bigcup A_i$. Assim,

$$\{x \in B\} = \{x \in \bigcup A_i\} = \bigcup \{x \in A_i\} \in \mathfrak{I}$$

pois \mathfrak{I} é uma σ -álgebra de subconjuntos de $X^{-1}(\mathcal{A})$ e $\{x \in A_i\} \in X^{-1}(\mathcal{A})$, $\forall i$.

Portanto, podemos afirmar que $X^{-1}(\mathcal{A})$ gera $\sigma(X)$.



1.3.3

Se $X_n \rightarrow X$ quase certamente, então

$\Omega_0 = \{\omega : X_n(\omega) \rightarrow X(\omega)\}$ é tal que

$$P(\Omega_0) = 1.$$

Agora, para todo $\omega \in \Omega_0$, temos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X_n(\omega) = X(\omega) \xrightarrow{*} f \text{ é continua}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} f(X_n(\omega)) = f(X(\omega))$$

de modo que se $\omega \in \Omega_0$, então $\omega \in \Omega_1$, onde $\Omega_1 = \{\omega : f(Y_n(\omega)) \rightarrow f(X(\omega))\}$
i.e., $\Omega_0 \subset \Omega_1$, e portanto

$$P(\Omega_1) \geq P(\Omega_0) = 1 \xrightarrow{P(\Omega_1) = 1, \text{ p. v. med. da prob}} f(X_n) \rightarrow f(X) \text{ quase certamente.}$$

* Teorema. Sejam f e g duas funções tais que $\text{Im } f \subset Dg$. Se
 $\lim_{x \rightarrow p} f(x) = a$ e g continua em a , então

$$\lim_{x \rightarrow p} g(f(x)) = \lim_{w \rightarrow a} g(w) = g(a)$$

Demonstr.

Sendo g continua em a , $\lim_{w \rightarrow a} g(w) = g(a)$. Prec. provar que pt todos os $\delta > 0$, existe $\epsilon > 0$ t.q.

$$0 < |x - p| < \delta \Rightarrow g(a) - \epsilon \leq g(f(x)) \leq g(a) + \epsilon$$

Como g é cont. em a , dado $\delta_2 > 0$, existe $\delta_1 > 0$ tal que

$$\textcircled{2} \quad a - \delta_1 < w < a + \delta_1 \Rightarrow g(a) - \epsilon < g(w) < g(a) + \epsilon$$

Como $\lim_{x \rightarrow p} f(x) = a$, para o $\delta_1 > 0$ acima existindo $\delta_3 > 0$ tal que

$$\textcircled{3} \quad 0 < |x - p| < \delta_3 \Rightarrow a - \delta_1 < f(x) < a + \delta_1$$

De \textcircled{2} e \textcircled{3}, segue

$$0 < |x - p| < \delta_3 \Rightarrow g(a) - \epsilon < g(f(x)) < g(a) + \epsilon$$

Obs.

O Teorema acima conta-nos que, se g for contínua em a e $\lim_{x \rightarrow p} f(x) = a$ então $\lim_{x \rightarrow p} g(f(x)) = g(a) = g(\lim_{x \rightarrow p} f(x))$, o que

nós mostra que os símbolos $\lim_{x \rightarrow p}$ e g podem ser permutados em $\lim_{x \rightarrow p} g(f(x))$.

$$\lim_{x \rightarrow p} g(f(x)) = g\left(\lim_{x \rightarrow p} f(x)\right).$$

3.4

i) Mostre que uma função contínua de $\mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ é uma função mensurável de $(\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$

Seja $f: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$ uma f contínua.

Quero mostrar que f é mensurável de $(\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$

Para isso, primeiro mostro que f é mensurável de $(\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{A})$, onde $\mathcal{A} = \{(-\infty, a] : a \in \mathbb{R}\}$

$$f^{-1}(A) = \{(x_1, \dots, x_d) : f(x_1, \dots, x_d) \in A\}, \forall A \in \mathcal{A}$$

$$f^{-1}(A) = \{(x_1, \dots, x_d) : f(x_1, \dots, x_d) \leq a\}, \forall A \in \mathcal{A}$$

Como f é contínua, a imagem inversa de um aberto é um aberto, e segue que

$$f^{-1}(A) = \{(x_1, \dots, x_d) : f(x_1, \dots, x_d) < a\} \in \mathcal{B}^d, \forall A \in \mathcal{A}$$

Pelo Teorema 3.3.1 segue que se $f^{-1}(A) \in \mathcal{B}^d, \forall A \in \mathcal{A}$ então f é mensurável em $(\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d) \rightarrow (\mathbb{R}, \sigma(\mathcal{A}))$

iii) Mostre que \mathcal{B}^d é a menor σ -álgebra que faz todas as funções contínuas mensuráveis.

Seja \mathcal{F}_0 a classe de funções $f: \mathbb{R}^d \rightarrow \mathbb{R}$. Queremos encontrar $\sigma(f)$ $\forall f \in \mathcal{F}_0$ e mostrar que $\sigma(\sigma(f)) = \mathcal{B}^d$.

Para f contínua,

$$\sigma(f) = \{\{f \in \mathcal{B}\} : B \in \mathcal{B}\}$$

Basta lembrar que

1.3.7. Uma função $\varphi: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ é dita simples se

$$\varphi(\omega) = \sum_{m=1}^{\infty} c_m \mathbb{1}_{A_m}(\omega)$$

onde c_m são valores reais e $A_m \in \mathcal{F}$. Mostre que a classe de funções \mathcal{F} -mensuráveis é a menor classe contendo as funções simples e fechada under pointwise limits.

Seja \mathcal{F}_m a classe de funções mensuráveis $f: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$. Uma vez que a função indicadora de qualquer conjunto mensurável $A \in \mathcal{F}$ é mensurável em relação à \mathcal{F} ($\{\omega : \mathbb{1}_A(\omega) \in B\} = \{\omega : \mathbb{1}_A(\omega) \in B\} = \{\omega : \text{se } \omega \in A, \text{ se } \omega \notin A\} \in \mathcal{B}$, $A \in \mathcal{F} \Rightarrow A^c \in \mathcal{F}, \text{ se } A \in \mathcal{B}, \text{ se } A^c \in \mathcal{B}, \text{ se } A \in \mathcal{B}, \text{ se } A^c \in \mathcal{B}$, $\emptyset, \text{ se nem } A \text{ nem } A^c \in \mathcal{B}$). Mostre das posturas, temos que cada função simples

$$\varphi(\omega) = \sum_{m=1}^{\infty} c_m \mathbb{1}_{A_m}(\omega)$$

é soma de mens. é mensurável

pertence a \mathcal{F}_m . Além disso, pela teoria, sabemos que \mathcal{F}_m é fechada sob limites pontuais. Para mostrar que \mathcal{F}_m é a menor classe das funções \mathcal{F} -mensuráveis que contém as funções simples e é fechada por meio de limites pontuais, é suficiente mostrar que cada função $f \in \mathcal{F}$ pode ser expressa como limite ponto de uma seq. de funções simples. Una seq. é dada pela seguinte construção. Para cada $n \geq 1$ e cada $k = -n^2, \dots, n^2$, seja

$$E_{n,k} = \left\{ \omega \in \Omega : \frac{k-1}{n} \leq f(\omega) \leq \frac{k}{n} \right\}$$

e definir

$$f_n(\omega) = \sum_{k=-n^2}^{n^2} \left(\frac{k}{n} \right) \mathbb{1}_{E_{n,k}}(\omega)$$

Uma vez que $f \in F_m$, cada conj. $E_{m,k} \in \mathcal{F}$ e assim ψ_n é uma f. simples. Além disso, uma vez que

$$|\psi_n(w) - \psi_{n+1}(w)| \leq \gamma_n$$

$\forall n \geq 1$ $|\psi_n(w)|$, ψ_n converge pontoualmente para f .

1.8.8.

(\Rightarrow) Y é mensurável com respeito a $\sigma(X)$ se
 $\forall B \subset \mathbb{R}, Y^{-1}(B) = \{w : Y(w) \in B\} \in \sigma(X)$

Isto é, se $\sigma(Y) \subset \sigma(X)$.

Queremos encontrar a função mensurável f tal que $Y = f(X)$. Para n fixado, considere o conjunto

$$A_{min} = \{w : m 2^{-n} \leq Y(w) \leq (m+1) 2^{-n}\} \text{ para } m=0, \pm 1, \dots$$

Uma vez que esse conjunto está em $\sigma(Y)$, ele também está em $\sigma(X)$, e, portanto, pode ser escrito como $\{w : X(w) \in B_{m,n}\}$ para algum subconjunto boreliano $B_{m,n}$ da reta real.

Considere a função $f_n(x) = \sum_m m 2^{-n} \mathbb{1}_{\{x \in B_{m,n}\}}$. Claramente essa função está definida de maneira que $f_n(X)$ está perto de Y , e de fato está a $1/2^n$ unidade de Y . A função que buscamos é obtida tomando o limite

$$f(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} f_n(x)$$

Exigimos dois resultados: primeiro que o limite existe, e segundo que o limite satisfaz a propriedade $f(x) = Y$.

A convenção da seqüência segue do fato de que, para todo x , a seqüência $f_n(x)$ é monotonicamente crescente.

O fato de $Y = f(X)$ segue facilmente uma vez que, para todos n , $f_n(x) \leq Y \leq f_n(x) + \frac{1}{2^n}$. Tomando limites quando $n \rightarrow \infty$, ficamos $f(x) \leq Y \leq f(x)$.

\Leftrightarrow

Suponha $Y = f(X)$. Então, para um boreliano B arbitrário,
 $[Y \in B] = [f(X) \in B] = [X \in f^{-1}(B)] = [X \in B_2]$ para todo boreliano
 $B_2 \in \mathcal{B}$. Isso mostra que $\sigma(Y) \subseteq \sigma(X)$, isto é, Y é mensurável
com respeito a $\sigma(X)$.

1.4.1 Mostre que se $f \geq 0$ e $\int f d\mu = 0$, então $f = 0$ a.e.

Suponha que $f \geq 0$ é mensurável e seja $E_0 = \{\omega : f(\omega) > 0\}$

$E_n = \{\omega : f(\omega) \in (1_{n-1}, 1_n]\}$. Então $E = \{\omega : f(\omega) > 0\}$ é igual a união disjunta $\bigcup_{n \geq 0} E_n$ e

$$\mu(E) = \sum_{n \geq 0} \mu(E_n)$$

Se $\mu(E) > 0$, então temos que ter $\mu(E_n) > 0$ para algum n , caso em que $f(\omega) \geq \phi_n(\omega) \equiv \bigwedge_{n+1}^{\infty} \mathbb{1}_{E_n(\omega)}$. Observando

que ϕ_n é uma f. simples, segue-se que

$$\int f d\mu \geq \int \phi_n d\mu = \bigwedge_{n+1}^{\infty} \mu(E_n)$$

Isto mostra que se $\int f d\mu = 0$, então $\mu(E) = 0$.

Outro sol.

Quero mostrar que $f \geq 0$ e $\int f d\mu = 0$ então $f = 0$ q.c.

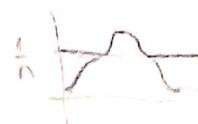
Para que $f = 0$ q.c. preciso mostrar que $\mu(\{\omega : f(\omega) > 0 \text{ ou } f(\omega) < 0\}) = 0$

Como μ é medida, temos $\mu(\{\omega : f(\omega) > 0 \text{ ou } f(\omega) < 0\}) =$

$$\text{disj.} = \mu(\{\omega : f(\omega) > 0\}) + \mu(\{\omega : f(\omega) < 0\})$$

$$f \geq 0 \text{ q.c.} = \mu(\{\omega : f(\omega) > 0\})$$

∴ basta provar que $\mu(\{\omega : f(\omega) > 0\}) = 0$



Para isso, defino $A_n = \{\omega : f(\omega) \geq \frac{1}{n}\} = \{f \geq \frac{1}{n}\}$

$$0 \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \int f d\mu \leq \int f d\mu \Rightarrow \int f d\mu = 0 \Rightarrow \int f d\mu = 0$$

Como $f \mathbb{1}_{A_n} \geq \frac{1}{n} \mathbb{1}_{A_n}$ temos que

$$0 = \int f \mathbb{1}_{A_n} d\mu \geq \int \frac{1}{n} \mathbb{1}_{A_n} d\mu = \frac{1}{n} \mu(A_n) \geq 0$$

↑
f simple
↓
por ser medida

$$\text{Logo, } \frac{1}{n} \mu(A_n) = 0 \Rightarrow \mu(A_n) = 0$$

Note que $A_n \subset A_{n+1}$, $\forall n \geq 1$ e $A = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} \{f \geq \frac{1}{n}\} = \{f > 0\}$.

Pela prop. da cont por seq. cresc. segue que

$$\mu(A_n) \rightarrow \mu(A)$$

Como $\mu(A_n) = 0$, $\forall n \geq 1$, segue que $\mu(A) = \mu(\{x : f(x) > 0\}) = 0$

Portanto $f = 0$ q.c.

1.5.1. Tome

$$\|f\|_{\infty} = \inf \{M : \mu(\{\alpha : |f(\alpha)| > M\}) = 0\}$$

Prove que

$$\int |fg| d\mu \leq \|f\|_{\infty} \|g\|_{\infty}$$

Obs: $\|g\|_{\infty} < \infty \Leftrightarrow g \text{ é limitada q.c.}$

Tome g tal que $\|g\|_{\infty} = \infty$.

Temos duas opções: $|fg|$ é integrável $\Rightarrow \int |fg| d\mu < \infty \leq \|f\|_{\infty} \|g\|_{\infty}$

$|fg|$ não é integrável $\Rightarrow \int |fg| d\mu = \infty = \|f\|_{\infty} \|g\|_{\infty}$

Logo, quando $\|g\|_{\infty} = \infty$ vale o resultado. Agora, quero provar para $\|g\|_{\infty} < \infty$. Se g é limitada, então existe M tal que $|g| \leq M$, ou seja, $\mu(\{\alpha : |g(\alpha)| > M\}) = 0$.

$$\int |fg| d\mu \leq \int |fM| d\mu = \int |f|_M d\mu = M \int |f| d\mu = M \|f\|_{\infty}$$

Como vale que $\int |fg| d\mu \leq M \|f\|_{\infty}$, para todo M tal que $|g| \leq M$ q.c. Então a desigualdade é verdadeira para o inf, ou seja

$$\int |fg| d\mu \leq \inf \{m : \mu(\{\alpha : |g| > m\}) = 0\} \|f\|_{\infty} = \|f\|_{\infty} \|g\|_{\infty}$$

$|g| \leq M$ q.c.

□

Obs. Considere a função $f(\alpha) = n \mathbb{1}_{\{\alpha = \frac{1}{n}\}}$ $(\Omega, \mathcal{B}, \mu)$

Usando de Lebesgue



Temos que

$$\|f_n\|_{\infty} = \inf \{M : \mu(\{\alpha : |f_n(\alpha)| > M\}) = 0\}$$

Obs. que $\mu(\{\alpha : |f_n(\alpha)| > 0\}) = \mu(\{\frac{1}{n}\}) = 0$, pois μ é a med de Lebesgue

Então, $\|f_n\|_{\infty} = 0$, mas f_n não é limitada

1.5.2. Mostre que

$$\|f\|_{\infty} = \lim_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p$$

Sabemos que

$$\|f\|_p = \left(\int |f|^p d\mu \right)^{1/p}, \quad 1 \leq p < \infty$$

e

$$\|f\|_{\infty} = \inf \{M > 0 : \mu\{\omega : |f(\omega)| > M\} = 0\}$$

Fixe $\delta > 0$, e $S_\delta := \{\omega : |f(\omega)| \geq \|f\|_{\infty} - \delta\}$ para $\delta < \|f\|_{\infty}$

Temos

$$\begin{aligned} \|f\|_p &\geq \left(\int_{S_\delta} (\|f\|_{\infty} - \delta)^p d\mu \right)^{1/p} = \left((\|f\|_{\infty} - \delta)^p \mu(S_\delta) \right)^{1/p} = \\ &= (\|f\|_{\infty} - \delta)^p \mu(S_\delta)^{1/p}, \quad \forall p \geq 1, \end{aligned}$$

uma vez que $\mu(S_\delta)$ é finito e positivo. Isso nos dá

$$\liminf_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p \geq \|f\|_{\infty} \quad (\text{pois } \frac{1}{p} \xrightarrow{p \rightarrow \infty} 0, \text{ e } \delta \text{ é arbitrariamente pequeno})$$

Como $|f(\omega)| \leq \|f\|_{\infty}$ para quase todo ω , temos, para $p \geq q$

$$\|f\|_p \leq \left(\int \|f\|_{\infty}^{p-q} |f(\omega)|^q d\mu \right)^{1/p} = \|f\|_{\infty}^{\frac{p-q}{p}} \|f\|_q^{\frac{q}{p}} = \|f\|_{\infty}$$

resultando a desigualdade oposta. $\left[\limsup_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p \leq \|f\|_{\infty} \right]$

Portanto, como

$$\liminf_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p \geq \|f\|_\infty \geq \limsup_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p$$

e

$$\liminf_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p \leq \limsup_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p,$$

chegamos à igualdade desejada

$$\lim_{p \rightarrow \infty} \|f\|_p = \|f\|_\infty.$$

I.S.3 Desigualdade de Minkowski

Temos que

$$\|f\|_{\infty} = \inf \{M > 0 : \mu \{x : |f(x)| > M\} = 0\}.$$

$$\|f+g\|_{\infty} = \inf \{M > 0 : \mu \{x : |f(x) + g(x)| > M\} = 0\} \leq$$

$$\inf \{M > 0 : \mu \{x : |f(x)| > M\} = 0\} \leq$$

$$\inf \{M > 0 : \mu \{x : |f(x)| > M\} = 0\} + \inf \{M > 0 : \mu \{x : |g(x)| > M\} = 0\}$$

$$= \|f\|_{\infty} + \|g\|_{\infty}$$

Logo,

$$\|f+g\|_{\infty} \leq \|f\|_{\infty} + \|g\|_{\infty}$$

1.5.5 Se $\int g^+ d\mu < \infty$ e $\int g^- d\mu < \infty$, então $\int g d\mu = \int g^+ d\mu - \int g^- d\mu$

Vamos fazer uso extensivo do Teorema da Convergência Monótona, o qual afirma que se $(f_n)_{n \in \mathbb{N}}$ é uma sequência de funções não-negativas tal que $f_n \uparrow f$, então

$$\int f_n d\mu \uparrow \int f d\mu$$

• Relembremos que $\int g d\mu = \int g^+ d\mu - \int g^- d\mu$

Notemos que a sequência $(g_n^+)_{n \in \mathbb{N}}$ satisfaz as condições do Teorema da Convergência Monótona para $f = g^+$, de modo que

$$\int g_n^+ d\mu \uparrow \int g^+ d\mu$$

Assim, resta-nos mostrar que

$$- \int g_n^- d\mu \uparrow - \int g^- d\mu$$

Para isso, consideremos a sequência $(h_n)_{n \in \mathbb{N}}$ e a função h definidas como segue

$$h_n := g_i^+ - g_n^-$$

$$h := g^+ - g^-$$

Observemos que $(h_n)_{n \in \mathbb{N}}$ satisfaz as condições do TCM para $f = h$, de maneira que

$$\int (g_i^+ - g_n^-) d\mu \uparrow \int (g^+ - g^-) d\mu$$

$\int g_i^+ d\mu - \int g_n^- d\mu$ $\int g^+ d\mu - \int g^- d\mu$

$$\Rightarrow - \int g_0^+ d\mu + \int g_0^- d\mu$$

Portanto, como $\int g_0^+ d\mu + \int g_0^- d\mu = - \int g_0^+ d\mu + \int g_0^- d\mu$,
além de que $\int g_n d\mu = \int g_n^+ d\mu - \int g_n^- d\mu$ e
 $\int g d\mu = \int g^+ d\mu - \int g^- d\mu$, concluímos que

$$\int g_n d\mu \uparrow \int g d\mu$$

Probabilidade Avançada, Aula 02, Tarefas

1º mostramos que é álgebra

- $E_1, E_2 \in M \Rightarrow E_1 \cup E_2 \in M$

Seja $G \subset M$, então

$$\mu^*(G) = \mu^*(G \cap E_1) + \mu^*(G \cap E_1^c), \text{ pois } E \in M$$

Como $G \cap E_1^c \subset G$, segue que $G \cap E_1^c \in M$. Daí, uma vez que $E_1 \in M$,

$$\mu^*(G \cap E_1^c) = \mu^*(G \cap E_1^c \cap E_2) + \mu^*(G \cap E_1^c \cap E_2^c)$$

Dai,

$$\mu^*(G) = \mu^*(G \cap E_1) + \mu^*(G \cap E_1^c \cap E_2) + \mu^*(G \cap E_1^c \cap E_2^c) \quad (1)$$

Note agora que

$$G \cap [E_1 \cup (E_2 \cap E_1^c)] = G \cap (E_1 \cup E_2)$$

Como μ^* é sub-s. aditiva,

$$\mu^*(G \cap (E_1 \cup E_2)) \leq \mu^*(G \cap E_1) + \mu^*(G \cap E_2 \cap E_1^c) \Rightarrow \quad 1$$

$$\mu^*(G \cap E_1) \geq \mu^*(G \cap (E_1 \cup E_2)) - \mu^*(G \cap E_2 \cap E_1^c) \quad (2)$$

Substituindo (2) em (1), segue que

$$\mu^*(G) \geq \mu^*(G \cap (E_1 \cup E_2)) - \mu^*(G \cap E_2 \cap E_1^c) \geq \mu^*(G \cap E_1^c \cap E_2) + \mu^*(G \cap (E_1 \cap E_2)^c) \Rightarrow$$

$$\mu^*(G) \geq \mu^*(G \cap (E_1 \cup E_2)) + \mu^*(G \cap (E_1 \cap E_2)^c), \text{ o que}$$

prova que $E_1 \cup E_2 \in M$, pois a desigualdade oposta é decorrente da sub-aditividade da medida exterior.

Agora, quero mostrar que uniones enumeráveis de elementos de M estão em M .

c) Se $\{E_i\}_{i \in \omega}$ em M , então $\bigcup E_i \in M$.

Tomando $E_1' = E_1$,

$$E_1' \subseteq E_2 \cap E_1'$$

;

$$E_n = E_n \cap E_{n-1}' \dots \cap E_1' = E_n \cap \left(\bigcap_{i=0}^{n-1} E_i' \right)$$

temos $\{E_i'\}_{i \in \omega}$ disjuntos

CAPÍTULO 2

Exercício (4 ^a edição)	Solutions M. (2 ^a edição)	Página no Solutions M.	Exercício (4 ^a edição)	Solutions M. (2 ^a edição)	Página no Solutions M.	Exercício (4 ^a edição)	Solutions M. (2 ^a edição)	Página no Solutions M.
2.1.1	4.1	7	2.2.7	5.7	13	2.4.2	7.2	19
2.1.2	4.2	7	2.2.8	5.8	13	2.4.3	7.3	19
2.1.3	4.3	8	2.2.9	5.9	14	2.4.4	7.4	20
2.1.4	4.4	8	2.3.1	6.6	16	2.5.1	8.1	20
2.1.5	4.5	8	2.3.2	6.7	16	2.5.2	8.2	20
2.1.6	4.10	10	2.3.3	6.8	16	2.5.3	8.3	21
2.1.7	4.6	8	2.3.4	6.9	16	2.5.4	8.4	21
2.1.8	4.7	9	2.3.5	6.1	15	2.5.5	8.5	21
2.1.9	4.11	10	2.3.6	6.2	15	2.5.6	8.6	21
2.1.10	4.12	10	2.3.7	6.3	15	2.5.7	8.7	21
2.1.11	4.13	11	2.3.8	6.4	15	2.5.8	8.8	22
2.1.12	4.14	11	2.3.9	6.5	16	2.5.9	8.9	22
2.1.13	4.15	11	2.3.10	6.10	17	2.5.10	8.10	22
2.1.14	4.16	11	2.3.11	6.11	17	2.5.11	8.11	22
2.1.15	4.17	11	2.3.12	6.12	17	2.5.12	8.12	23
2.1.16	4.18	12	2.3.13	6.13	17	2.6.1	9.1	24
2.1.17	4.19	12	2.3.14	6.14	17	2.6.2	9.2	24
2.1.18	4.20	12	2.3.15	6.15	17	2.6.3	9.3	24
2.2.1	5.1	12	2.3.16	6.16	18	2.6.4	9.4	24
2.2.2	5.2	12	2.3.17	6.17	18	2.6.5	9.5	24
2.2.3	5.3	13	2.3.18	6.18	18	2.6.6	9.6	24
2.2.4	5.4	13	2.3.19	6.19	18	2.6.7	9.7	25
2.2.5	5.5	13	2.3.20	6.20	19	2.6.8	9.8	25
2.2.6	5.6	13	2.4.1	7.1	19	2.6.9	9.9	25

1.6.1. If f estrict. convexa. $f(Ex) = Ef(X) \Rightarrow X = Ex$ q.c.

• 8. Método do estatístico inconsciente. (Ver na Aula 16, tópico 1)

.31 $E|X|^k < \infty \Leftrightarrow E|X|^p < \infty$, $0 \leq p \leq k$ e $E|X|^p \leq (E|X|^k)^{p/k}$

.12. Usar des. Jensen p/ mostrar que $\sum_{m=1}^n p_m y_m \geq \prod_{m=1}^n y_m^{p_m}$ com $p_m = P(Y = \log y_m)$

1.7.2. Aplicação do Teorema de Fubini

2.1. 1. X, Y ind. $\Rightarrow \sigma(X) \perp \sigma(Y)$ os são. Se g ind., $X \in \sigma(g)$ e $Y \in \sigma(g)$ também.

.2. A, B ind. $\Rightarrow A \cap B^c$ são, $A^c \cap B$ são, $A^c \cap B^c$ são. $\mathbb{I}_A \text{ e } \mathbb{I}_B$ ind. $\Leftrightarrow A \text{ e } B$ são ind.

.3. A_1, \dots, A_n ind. $\Rightarrow A_1^c, A_2, \dots, A_n$ são ind.. Ademais $\mathbb{I}_{A_1}, \mathbb{I}_{A_2}, \dots, \mathbb{I}_{A_n}$ indep.

.4. $f(x) = g_1(x_1) \dots g_m(x_m)$, g_m muns. $\mathbb{I}/\mathbb{O} \Rightarrow Y_1, \dots, Y_n$ indep.

.7. $X_n(\omega) = \sin(2\pi n\omega)$, $n=1, 2, \dots$. X_n s não correlacionadas, mas não independentes.

.10. $X, Y \sim U\{0, \dots, k-1\}$, $k \geq 3$ primo. $Z_n = X + nY \text{ mod } k$, $0 \leq n \leq k-1$. Z_0, \dots, Z_{k-1} i.i.d. em $\{0, \dots, k-1\}$.

.13. X, Y ind., $\operatorname{Im} X, \operatorname{Im} Y = \mathbb{Z} \Rightarrow P(X+Y=n) = \sum_m P(X=m)P(Y=n-m)$

.14. $X \sim \text{Poi}(\lambda)$, $Y \sim \text{Poi}(\mu)$ ind., $X+Y \sim \text{Poi}(\lambda+\mu)$

.15. $X_n \sim \text{Bin}(n, p)$, $Y_n \sim \text{Bin}(m, p)$ ind. $\Rightarrow X+Y_n \sim \text{Bin}(n+m, p)$. $S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Bin}(np)$
onde X_i s i.i.d. com dist. $\text{Bin}(1, p)$.

1.6.1. Suponha que φ é estritamente convexa*, i.e., γ é válido para todo $\lambda \in (0,1)$. Mostre que sob as hipóteses do Teorema 1.6.2, $\varphi(\mathbb{E}X) = \mathbb{E}\varphi(X)$ implica $X = \mathbb{E}X$ q.c.

Hipóteses do Teo. 1.6.2

$\rightarrow \varphi$ é convexa (no caso, estritamente convexa)

\rightarrow ambas as esperanças $\mathbb{E}(\varphi(X))$ e $\mathbb{E}(X)$ existem, i.e.,

$$\mathbb{E}|X| < \infty \text{ e } \mathbb{E}|\varphi(X)| < \infty$$

Seja $l(x) \leq \varphi(x)$ uma f. linear com $l(\mathbb{E}X) = \mathbb{E}(\varphi(X))$, e note $\varphi(x) \geq l(x) \Rightarrow \mathbb{E}\varphi(X) \geq \mathbb{E}l(X) = l(\mathbb{E}X) = \mathbb{E}(\varphi(X))$. Se $\varphi(\mathbb{E}X) = \mathbb{E}(\varphi(X))$, então a última desigualdade (*) fica substituída por uma igualdade, de modo que $\mathbb{E}\varphi(X) = \mathbb{E}l(X)$. Como $\varphi(x) \geq l(x)$, então $\mathbb{E}(\varphi(X) - l(X)) = \mathbb{E}(\varphi(X) - \mathbb{E}l(X)) = 0$. Assim, para todo $\varepsilon > 0$, pela desigualdade de Markov,

$$P(|\varphi(X) - l(X)| \geq \varepsilon) \leq \frac{\mathbb{E}|\varphi(X) - l(X)|}{\varepsilon} = 0$$

de modo que $\mathbb{E}(\varphi(X) - l(X)) = 0$ q.c.

Por outro lado, quando φ é estritamente convexa, temos que $\varphi(x) > l(x)$ para $x \neq \mathbb{E}X$.

Como φ é estritamente convexa, é da forma

$$\lambda\varphi(x) + (1-\lambda)\varphi(y) > \varphi(\lambda x + (1-\lambda)y) \quad \forall \lambda \in (0,1), x, y \in \mathbb{R}$$

Consideremos, então, um pto qq^o $y \neq \mathbb{E}X$.

Seja $z = \lambda \mathbb{E}X + (1-\lambda)y$ pt algum $\lambda \in (0,1)$.

Pela convexidade estrita de φ , temos

$$\lambda \varphi(\mathbb{E}X) + (1-\lambda) \varphi(y) \geq \varphi(\lambda \mathbb{E}X + (1-\lambda)y)$$

$$\geq \varphi(\lambda \mathbb{E}X + (1-\lambda)y) = \lambda \varphi(\mathbb{E}X) + (1-\lambda) \varphi(y)$$

$$= \lambda \varphi(\mathbb{E}X) + (1-\lambda) \varphi(y) \Leftrightarrow$$

$$(1-\lambda) \varphi(y) \geq (1-\lambda) \varphi(y) \Leftrightarrow$$

$$\varphi(y) \geq \varphi(y)$$

Logo, precisamos ter $X = \mathbb{E}X$ q.c.

1.6.8. Suponha que a medida de prob. μ tem $\mu(A) = \int_A f(x) dx$ para todo $A \in \mathbb{R}$. Use a prova técnica do Teorema 1.6.9 para mostrar que para qualquer $g \geq 0$ ou $\int |g(x)| \mu(dx) < \infty$, temos

$$\int g(x) \mu(dx) = \int g(x) f(x) dx$$

Suponha-se que μ é uma medida de probabilidade em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ e que $f: \mathbb{R} \rightarrow [0, \infty]$ é uma função Borel-mensurável tal que a identidade

$$\mu(A) = \int_A f(x) dx$$

é válida para todos os $A \in \mathcal{A}$. Queremos provar a identidade

$$(**) \quad \int g(x) \mu(dx) = \int g(x) f(x) dx$$

Vale para todas as funções g com $g \geq 0$ ou $\int |g(x)| \mu(dx) < \infty$. Isto pode ser feito usando o método de prova da monotonia das variáveis do Teorema (1.6.9). (Este método é chamado a "máquina podre" por David Williams)

Passo 1: Se $g = \mathbb{1}_A$ é a f. indicadora de um evento mensurável, então

- (a) tem por pressuposto

$$\int_{\mathbb{R}} \mathbb{1}_A(x) \mu(dx) = \mu(A) = \int_A f(x) dx = \int \mathbb{1}_A(x) f(x) dx$$

Passo 2: Se $g = \sum_{i=1}^n c_i \mathbb{1}_{A_i}$ é uma f. simples, provaremos a validade da integral.

$$\int g(x) \mu(dx) = \sum_{i=1}^n c_i \int \mathbb{1}_{A_i}(x) \mu(dx) = \sum_{i=1}^n c_i \int_{A_i} f(x) dx = \int g(x) f(x) dx$$

Caso 3: Se $g \neq 0$ e definimos

$$g_n(x) = (\lfloor 2^n g(x) \rfloor / 2^n) \wedge n, \text{ em seguida}$$

$(g_n, n \in \mathbb{N})$ é uma seq. de f. simples que convergem monotonamente até g . Como $f \neq 0$, segue-se que $g_n \neq f$ e assim o Caso 2 combinado com o Teorema da conv. Monotona implica que

$$\begin{aligned} \int g(x) \mu(dx) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int g_n(x) \mu(dx) = \lim_{n \rightarrow \infty} \left\{ g_n(x) f(x) dx \right\} \\ &= \int g(x) f(x) dx \end{aligned}$$

Caso 4. Suponha-se que g é integrável:

$$\int |g(x)| \mu(dx) < \infty. \text{ Então } \int g^+(x) \mu(dx) < \infty \text{ e } \int g^-(x) \mu(dx) < \infty$$

$$\begin{aligned} \text{assim o caso 3 implica } \int g(x) \mu(dx) &= \int g^+(x) \mu(dx) - \int g^-(x) \mu(dx) \\ &= \int g^+(x) f(x) dx - \int g^-(x) f(x) dx = \int g(x) f(x) dx \end{aligned}$$

J.6.11. Se $E|X^k| < \infty$ então para $0 \leq j \leq k$ $E|X^j| < \infty$ e além disso

$$E|X|^j \leq (E|X|^k)^{j/k}$$

Para $0 \leq j \leq k$, temos que

$$E|X|^j = \int |X|^j dP = \int_{\{|X| \leq 1\}} |X|^j dP + \int_{\{|X| > 1\}} |X|^j dP$$

$$\int_{\{|X| > 1\}} |X|^j dP \leq \int_{\{|X| > 1\}} |X|^k dP < \infty$$

$$\left. \begin{array}{l} \int_{\{|X| > 1\}} |X|^j dP = 1 \cdot P(|X| > 1) \leq 1 \\ |X|^j \leq 1 \end{array} \right\} E|X|^j < \infty$$

$$\text{Note que } E|X|^j \leq (E|X|^k)^{j/k} \Leftrightarrow (E|X|^j)^{k/j} \leq E|X|^k \quad (1)$$

Obs. Uma função f é convexa se, e só se, $f'' \geq 0$

$$\text{Seja } f(x) = |x|^{\frac{k}{j}} \quad f'(x) = \underbrace{\frac{k}{j} |x|^{\frac{k}{j}-1}}$$

(Podemos usar Jensen, pois f e $|X|^j$ são integráveis, ou seja, $\varphi(\psi) \leq E|\psi| \leq \infty$)

$$\varphi(E|X|^j) \leq E[\varphi(|X|^j)] \Rightarrow (\underbrace{E|X|^j}_{\geq 0})^{k/j} \leq E[\underbrace{|X|^j}_{\geq 0}]^{\frac{k}{j}} \Rightarrow$$

$$(E|X|^j)^{k/j} \leq E|X|^k \quad (2)$$

Por (1) e (2), segue o resultado.

1.6.12 Aplique a desigualdade de Jensen para $\psi(x) = e^x$ e
 $P(X = \log y_m) = p(m)$ para concluir que se $\sum_{m=1}^n p_m = 1$ e $p_m > 0$,
 $y_m > 0$ então

$$\sum_{m=1}^n p(m) y_m \geq \prod_{m=1}^n y_m^{p(m)}$$

Como $p(m) = \frac{1}{n}$ temos que a média aritmética é maior que a média geométrica.

$$\text{Sendo } \sum_{m=1}^n p(m) = 1 \text{ temos } EX = \sum_{m=1}^n \log y_m p(m)$$

Como $\psi(x) = e^x$ é convexa ($\psi'' > 0$) segue pela des. de Jensen,

$$E(\psi(X)) \geq \psi(EX) \quad (1)$$

$$E(\psi(X)) = \int \exp(\log y_m) p(m) = \sum_{m=1}^n y_m p(m)$$

\downarrow
 $\int \psi(x) dP$

$$\psi(EX) = e^{EX} = e^{\sum_{m=1}^n \log y_m p(m)} = \prod_{m=1}^n e^{\log y_m p(m)} = \prod_{m=1}^n e^{\log y_m^{p(m)}} = \prod_{m=1}^n y_m^{p(m)}$$

Por (1) segue que

$$\sum_{m=1}^n y_m p(m) \geq \prod_{m=1}^n y_m^{p(m)}$$

J.T.2. Seja $g \geq 0$ uma função mensurável em (X, \mathcal{A}, μ) . Use o Teorema J.T.2 para concluir que

$$\int_X g d\mu = (\mu \times \lambda)(\{(x, y) : 0 \leq y \leq g(x)\}) = \int_0^\infty \mu(\{x : g(x) \geq y\}) dy$$

Teorema J.T.2. Teo. de Fubini. Se $f \geq 0$ e $\int |f| d\mu < \infty$, então

$$\int_X \left[\int_Y f(x, y) \mu_2(dy) \right] \mu_1(dx) = \int_{X \times Y} f d\mu = \int_Y \left[\int_X f(x, y) \mu_1(dx) \right] \mu_2(dy)$$

Basta mostrar que cada um dos termos da igualdade do enunciado cumpre a um dos termos das igualdades do Teorema. Dessa forma, os termos λ como a medida de Lebesgue, $Y = [0, \infty)$ e \mathcal{B} como os boreelianos, i.e fazendo

$$f(x, y) = \mathbb{1}_{\{(x, y) : 0 \leq y \leq g(x)\}}$$

observamos

$$\int_X \left[\int_Y f(x, y) dy \right] \mu(dx) = \int_X g(x) \mu(dx)$$

$$\int f d(\mu \times \lambda) = (\mu \times \lambda)(\{(x, y) : 0 \leq y \leq g(x)\})$$

$$\int_Y \left(\int_X f(x, y) \mu(dx) \right) \mu(dy) = \int_0^\infty \mu(g^{-1}(y)) dy$$

2.4.1

- i) Mostre que se X e Y forem independentes, então $\sigma(X)$ e $\sigma(Y)$ também serão.
- ii) No sentido oposto, se f e g forem independentes, $X \in f$ e $Y \in g$, então X e Y são ind.

A primeira def. é, por sua vez, um caso especial da segunda.

iii) Se $A \in \sigma(X)$, então segue da definição de $\sigma(X)$ que $A = \{X \in C\}$ para algum $C \in \mathcal{F}$. Da mesma forma, se $B \in \sigma(Y)$, então $B = \{Y \in D\}$ para algum $D \in \mathcal{G}$. Logo, usando esses fatos e a ind. de X e Y ,

$$P(A \cap B) = P(X \in C, Y \in D) = P(X \in C)P(Y \in D) = P(A)P(B)$$

iv) Da def. de mensurabilidade, segue que $\{X \in C\} \in \mathcal{F}$, e $\{Y \in D\} \in \mathcal{G}$, para todos $C, D \in \mathbb{R}$. Uma vez que f e g são indep., segue que

$$\overbrace{P(X \in C, Y \in D)}^{\text{evento em } f \text{ e em } g} = P(X \in C)P(Y \in D) \quad \text{pela ind. de } C, D \in \mathbb{R}$$

de modo que X e Y são independentes

Ex. 3.2.

(i) Mostre que, se A e B forem independentes, então também A^c e B , A e B^c , e A^c e B^c serão.

(ii) Conclua que os eventos A e B são independentes se e somente se suas v.a.s indicadoras \mathbb{I}_A e \mathbb{I}_B forem independentes.

b)

$A \text{ e } B$ ind.

$$\bullet P(A^c \cap B) = P(B) - P(A \cap B) \stackrel{A \text{ e } B \text{ ind.}}{=} P(B) - P(A)P(B) = P(B)(1 - P(A)) = P(A^c)P(B)$$

$\therefore A^c$ e B são independentes

$$\bullet \text{Analogamente } P(B^c \cap A) = P(A) - P(A \cap B) = P(A) - P(A)P(B) = P(B^c)P(A).$$

A e B^c são ind.

A^c e B são ind.

$$\bullet P(A^c \cap B^c) = P(A^c) - P(A^c \cap B) \stackrel{A^c \text{ e } B^c \text{ ind.}}{=} P(A^c) - P(A^c)P(B) = P(A^c)P(B^c).$$

$\therefore A^c$ e B^c são ind.

(iii) Duas v.a.s X e Y são ind. se, para todo $C, D \subseteq \mathbb{R}$,

$$P(X \in C, Y \in D) = P(X \in C, Y \in D)$$

i.e., os eventos $\{X \in C\}$ e $\{Y \in D\}$ são independentes.

No nosso caso, se $C, D \subseteq \mathbb{R}$, então $\{\mathbb{I}_A \in C\} \in \{\emptyset, A, A^c, \mathbb{I}_B\}$ e $\{\mathbb{I}_B \in D\} \in \{\emptyset, B, B^c, \mathbb{I}_B\}$, de modo que há 16 casos para verificar. Quando algum dos conjuntos env. é \emptyset ou \mathbb{I}_B , a igualdade é válida.

$$P(\emptyset \cap _) = P(\emptyset)P(_) = 0$$

$$P(\emptyset \cap \mathbb{I}_B) = P(\emptyset)P(\mathbb{I}_B) = P(\emptyset)$$

$$P(_ \cap \emptyset) = P(_)P(\emptyset) = 0$$

$$P(_ \cap \mathbb{I}_B) = P(_)P(\mathbb{I}_B) = P(_)$$

$$P(\mathbb{I}_A \cap \mathbb{I}_B) = P(\mathbb{I}_A)P(\mathbb{I}_B) = 1$$

Portanto, temos:

$\{\mathbb{1}_{A \in C}\}$	$\{\mathbb{1}_{B \in D}\}$	\emptyset	B	B^c	Ω
\emptyset		v	v	v	v
A		v			v
A^c		v			v
Ω		v	v	v	v

Restam quatro coisas para analisar, e estas estão todos abrangidas pelo item i:

$$P(A \cap B) = P(A) P(B)$$

:

$$P(A^c \cap B^c) = P(A^c) P(B^c) \quad \square$$

2.3.3 Sejam A_1, A_2, \dots, A_n independentes. Mostre (i) que $A_1^c, A_2^c, \dots, A_n^c$ são ind.; (ii) $\mathbb{U}_{A_1}, \mathbb{U}_{A_2}, \dots, \mathbb{U}_{A_n}$ são independentes.

(i) Sejam $B_i = A_i^c$ e $B_i = A_i$, $2 \leq i \leq n$. Os conj. B_1, \dots, B_n serão ind. se para todo $I \subseteq \{1, \dots, n\}$,

$$P\left(\bigcap_{i \in I} B_i\right) = \prod_{i \in I} P(B_i) \quad (*)$$

Como A_1, A_2, \dots, A_n são ind., basta verificarmos (*) para $I \subseteq \{2, \dots, n\}$. Seja $J = I \setminus \{1\}$

$$\begin{aligned} P(A_1^c \cap \bigcap_{i \in J} A_i) &= P\left(\bigcap_{i \in J} A_i\right) - P(A_1 \cap \bigcap_{i \in J} A_i) = \\ &\quad \downarrow A_2, \dots, A_n \text{ são ind.} \\ &= \prod_{i \in J} P(A_i) - P(A_1) \prod_{i \in J} P(A_i) = \\ &= [1 - P(A_1)] \prod_{i \in J} P(A_i) = P(A_1^c) \prod_{i \in J} P(A_i) \end{aligned}$$

∴ A_1^c, A_2, \dots, A_n são independentes.

(ii) $\mathbb{U}_{A_1}, \dots, \mathbb{U}_{A_n}$ serão independentes se, para todo $D \subseteq \mathbb{R}$, $i = 1, \dots, n$, tivermos

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n \{\mathbb{U}_{A_i} \in D_i\}\right) = \prod_{i=1}^n P(\mathbb{U}_{A_i} \in D_i) \quad (*)$$

Mas para todos $D_i \subseteq \mathbb{R}$, $i = 2, \dots, n$, $\{\mathbb{U}_{A_i} \in D_i\} \in \{\emptyset, A_i, A_i^c, \Omega\}$. Se algum dos D_i for o conj. \emptyset , (*) segue trivialmente. Caso contrário, usaremos o item (i) uma vez que, iterando o arg. daquele item, notamos que, se $B_i \in \{A_i, A_i^c\}$, então B_1, \dots, B_n são ind., de modo que (no item (i)), se $C \in \{A_1, A_1^c, \Omega\}$, então

$$P(C, C) = \prod_i P(C)$$

2.1.4 Suponha (x_1, \dots, x_n) tem densidade $f(x_1, \dots, x_n)$, i.e.

$$P((x_1, \dots, x_n) \in A) = \int_A f(x) dx \text{ para } A \in \mathbb{R}^n$$

se $f(x)$ pode ser escrito como $g_1(x_1) \cdots g_n(x_n)$ onde os $g_m \geq 0$ são mensuráveis, então x_1, \dots, x_n são independentes. Note que as g_m não são assumidas densidades de probabilidade.

Temos que $f(x) = g_1(x_1) g_2(x_2) \cdots g_n(x_n)$, com $g_m \geq 0$ mensuráveis, $1 \leq m \leq n$. Assim

$$P((x_1, \dots, x_n) \in A) = \int_A g_1(x_1) g_2(x_2) \cdots g_n(x_n) dx_1 \cdots dx_n$$

para cada conjunto de Borel $A \subset \mathbb{R}^n$. Vamos tomar $A = \mathbb{R}^n$. Precisamos fazer uso do Teorema de Fubini e como as funções $g_m(\cdot)$ são não-negativas, então

$$1 = P((x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n) = \int_{\mathbb{R}^n} g_1(x_1) \cdots g_n(x_n) dx_1 \cdots dx_n =$$

$$= \int_{\mathbb{R}} \int_{\mathbb{R}} \cdots \int_{\mathbb{R}} g_1(x_1) g_2(x_2) \cdots g_n(x_n) dx_1 dx_2 \cdots dx_n =$$

$$= \prod_{i=1}^n \int_{\mathbb{R}} g_i(x_i) dx_i = \prod_{i=1}^n C_i \quad \text{, note que } C_i = \int_{\mathbb{R}} g_i(x_i) dx_i < \infty \\ \text{pois } g_m(\cdot) \text{ é mensurável}$$

Agora seja $B \subset \mathbb{R}$, logo podemos reescrever $A = \mathbb{R}^{n-1} \times B \subset \mathbb{R}^n$, logo

Aplicando nov. o teorema de Fubini, temos

$$P\{(x_1, \dots, x_n) \in \mathbb{R}^n\} = \int_{\mathbb{R}^{n-1}} \int_{\mathbb{R}^{n-1}} g_1(x_1) \cdots g_n(x_n) dx_1 \cdots dx_n$$

$\mathbb{R}^{n-1} \times \mathbb{R}^{n-1}$

$$\begin{aligned} & \stackrel{\text{Fubini}}{=} \int_{\mathbb{R}^{n-1}} \left(\int_{\mathbb{R}^{n-1}} \int_{\mathbb{R}^{n-1}} g_1(x_1) \cdots g_n(x_n) dx_1 \cdots dx_n \right) dx_1 = \\ & = \int_{\mathbb{R}^{n-1}} \int_{\mathbb{R}^{n-1}} \left(\int_{\mathbb{R}^{n-1}} g_1(x_1) \cdots g_n(x_n) dx_1 \cdots dx_n \right) dx_1 = \\ & = \int_{\mathbb{R}^{n-1}} \int_{\mathbb{R}^{n-1}} g_1(x_1) \cdots g_{i-1}(x_{i-1}) g_i(x_i) g_{i+1}(x_{i+1}) \cdots g_n(x_n) dx_1 \cdots dx_{i-1} dx_i dx_{i+1} \cdots dx_n \Big|_{\mathbb{R}^{n-1}} \\ & = \left[\prod_{j=1}^n \int_{\mathbb{R}} g_j(x_j) dx_j \right] \int_{\mathbb{R}} g_i(x_i) dx_i = \left[\prod_{j=1}^n c_j \right] \int_{\mathbb{R}} g_i(x_i) dx_i \\ & = \int_{\mathbb{R}} \prod_{j=1}^n c_j g_i(x_i) dx_i = \int_{\mathbb{R}} h_i(x_i) dx_i, \text{ com } h_i(x_i) = \prod_{j=1}^n c_j g_j(x_i) \end{aligned}$$

$$\text{Note que } 1 = \prod_{j=1}^n c_j \Leftrightarrow 1 = \prod_{j=1}^n c_j \cdot c_i \Leftrightarrow \prod_{j \neq i} c_j = c_i^{-1}$$

Assim, $h_i(x_i) = c_i^{-1} g_i(x_i)$, mas

$$\int_{\mathbb{R}} h_i(x_i) dx_i = 1 \text{ pois } \int_{\mathbb{R}} h_i(x_i) dx_i = \int_{\mathbb{R}} \frac{g_i(x_i)}{c_i} dx_i = \frac{\int_{\mathbb{R}} g_i(x_i) dx_i}{c_i} = \frac{1}{c_i} \int_{\mathbb{R}} g_i(x_i) dx_i = 1$$

Como $h_i(\cdot)$ é mens. (pois $g_i(\cdot)$ é tbm mensurável) então podemos dizer que h_i é a função de probabilidade de X_i então

2.3.4

$$\begin{aligned} P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) &= \int_{-\infty}^{x_1} \int_{-\infty}^{x_2} \cdots \int_{-\infty}^{x_n} g_1(y_1) \cdots g_n(y_n) dy_1 \cdots dy_n = \\ &= \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} g_i(y_i) dy_i = (\prod_{i=1}^n c_i) \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} g_i(y_i) dy_i = \\ &= (\prod_{i=1}^n c_i)^{-1} \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} g_i(y_i) dy_i = \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} c_i^{-1} g_i(y_i) dy_i = \\ &= \prod_{i=1}^n \int_{-\infty}^{x_i} h_i(y_i) dy_i = \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x_i) \end{aligned}$$

Como o resultado obtido foi considerando $(X_1, \dots, X_n) \in \mathbb{R}^n$,

$\Omega = (0,1)$, \mathcal{F} = celas de Borel, P = med. de Lebesgue. X_n correl. mas não ind.

2.3.7. Seja $\Omega = (0,1)$, \mathcal{F} = celas de Borel, P = medido de Lebesgue.

$X_n(\omega) = \sin(2\pi n\omega)$, $n=1,2,\dots$, não correlacionadas, mas não independentes.

$$E X_n = \int_0^1 \sin(2\pi n x) dx = - (2\pi n)^{-1} \cos(2\pi n x) \Big|_0^1 = 0$$

integrando por parte duas vezes,

$$E X_m X_n = \int_0^1 \sin(2\pi m x) \sin(2\pi n x) dx =$$

$$= \frac{m}{n} \int_0^1 \cos(2\pi m x) \cos(2\pi n x) dx$$

$$= \frac{m^2}{n^2} \int_0^1 \sin(2\pi m x) \sin(2\pi m x) dx$$

$$E X_m X_n = E(1-x^2) = 0 \Rightarrow E=0, \text{ e } L$$

então $X_m \neq X_n$, $E X_m X_n = 0$. Para ver que X_m e X_n não são independentes basta notar que $X_m(x) = 0$ quando $x = \frac{k}{2m}$.

$0 \leq k \leq 2m$ e neste conjunto $X_n(x)$ assume os valores $V_n = \{y_0, y_1, \dots, y_{2m-1}\}$.

Seja $[a,b] \subset [-1,1] - V_n$ com $a < b$. A continuidade das funções seno implica que se $\epsilon > 0$ suficientemente pequeno, temos que

$$P(X_m \in [0,\epsilon], X_n \in [a,b]) = 0 \leq P(X_m \in [0,\epsilon]) P(X_n \in [a,b])$$

pois quando $X_n \in [a,b]$, $X_n \notin V_n \Rightarrow X_m(x) \neq 0 \Rightarrow$ não ocorrência

Outra forma:

Se $m \neq n$, então $E[X_n X_m] = \int_0^1 \sin(2\pi n x) \sin(2\pi m x) dx = 0$

2.1.10. Seja $K \geq 3$ um número primo, e sejam X e Y variáveis aleatórias independentes uniformemente distribuídas em $\{0, 1, \dots, K-1\}$. Para $0 \leq n \leq K$, seja $Z_n = X + nY \bmod K$.

Mostre que Z_0, Z_1, \dots, Z_{K-1} são ind. duas a duas, i.e., que cada par é ind. Elas não são ind. porque, se conhecermos os valores de duas das variáveis, então saberemos os valores de todas.

Obs: $a \bmod b$ = resto da divisão inteira de a por b

$$\text{Notação: } x + ny \bmod K = (x + ny) \bmod K$$

O fato de K ser primo implica que, para todo $l \geq 0$,

$$\{bl \bmod K : 0 \leq l \leq K\} = \{0, 1, \dots, K-1\}$$

Por exemplo, para $K=5$ e $l=3$

$$3 \times 0 \bmod 5 = 0$$

$$3 \times 1 \bmod 5 = 3$$

$$3 \times 2 \bmod 5 = 1$$

$$3 \times 3 \bmod 5 = 4$$

$$3 \times 4 \bmod 5 = 2, \rightarrow \{0, 1, 2, 3, 4\}$$

Assim, ny tem dist. unif. no conjunto $\{0, 1, \dots, K\}$, da mesma forma que $X + ny \bmod K$, i.e.,

$$P(X + ny = i) = \frac{1}{K}, \text{ para } 0 \leq i \leq K$$

Se $m \leq n$ e $l = nm$, o que acabamos de constatar implica que, se $0 \leq m \leq K$, então, para todo $0 \leq i \leq K$, há exatamente

um par $0 \leq x, y \in K$ de tal modo que $x+my = i$ e $x+ny = j$.
Isso mostra que

$$P(X+my=i, X+ny=j) = 1/k^2 =$$

$$= P(X+my=i)P(X+ny=j)$$

de forma que as variáveis são ind. duas a duas

2.1.13 Mostre que se X e Y são independentes, variáveis aleatórias de valores inteiros, então

$$P(X+Y=n) = \sum_m P(X=m) P(Y=n-m)$$

X e Y v.o.s valorizadas em \mathbb{Z} . Então

$$P(X=i, Y=j) = P(X=i) P(Y=j) \quad \forall i, j \in \mathbb{Z}$$

Observando que o evento $\{X+Y=n\}$ é igual a união disjunta dos eventos $\{X=m, Y=n-m\}$, em que m varia ao longo de \mathbb{Z} , temos que

$$P(X+Y=n) = \sum_{m \in \mathbb{Z}} P(X=m, Y=n-m) = \sum_{m \in \mathbb{Z}} P(X=m) P(Y=n-m)$$

2.3.34. No exemplo 1.6.4, introduzimos a distribuição de Poisson com parâmetro λ , que é dada por

$$P(Z=k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad k=0, 1, \dots$$

Use o ex. anterior para mostrar que, se $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$ e $Y \sim \text{Poisson}(\mu)$ forem ind., então $X+Y \sim \text{Poi}(\lambda+\mu)$.

Pelo ex. anterior, se X e Y são v.a.s. ind. e que assumem valores nos inteiros (\mathbb{Z}), então

$$P(X+Y=n) = \sum_m P(X=m) P(Y=n-m)$$

Sendo $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$ e $Y \sim \text{Poisson}(\mu)$ independentes,

$$\begin{aligned} P(X+Y=n) &= \sum_{m=0}^n P(X=m) P(Y=n-m) = \\ &= \sum_{m=0}^n \frac{e^{-\lambda} \lambda^m}{m!} \frac{e^{-\mu} \mu^{n-m}}{(n-m)!} = \\ &= \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{n!} \sum_{m=0}^n \binom{n}{m} \lambda^m \mu^{n-m} = \\ &= \frac{e^{-(\lambda+\mu)}}{n!} (\lambda + \mu)^n, \quad n=0, 1, \dots \end{aligned}$$

$\therefore X+Y \sim \text{Poisson}(\lambda+\mu)$

2.1.15. $X \sim \text{Bin}(n, p)$ se

$$P(X=m) = \binom{n}{m} p^m (1-p)^{n-m}$$

i) Mostre que se $X \sim \text{Bin}(n, p)$ e $Y \sim \text{Bin}(m, p)$ ind., então $X+Y \sim \text{Bin}(n+m, p)$

ii) Olhe o exemplo 2.6.3 e use indução para concluir que a soma de n v.a. de Bernoulli (p) ind. é uma binomial (n, p).

iii)

$$\begin{aligned} P(X+Y=k) &= \sum_{l=0}^n P(X=l) P(Y=k-l) = \\ &= \sum_{l=0}^n \binom{n}{l} p^l (1-p)^{n-l} \binom{m}{k-l} p^{k-l} (1-p)^{m-(k-l)} \\ &= \binom{m+n}{k} p^k (1-p)^{m+n-k} \underbrace{\sum_{l=0}^n \frac{\binom{n}{l} \binom{m}{k-l}}{\binom{m+n}{k}}}_{\stackrel{l=0}{=} \text{Hipergeométrica}(m, n, k)} \end{aligned}$$

E

iv) $X_1 \sim \text{Bernoulli}(p)$

$$P(X_1=1) = \binom{1}{1} p^1 (1-p)^{1-1} = p$$

ou seja, $X_1 \sim \text{Bin}(1, p)$. Assim, $S_1 = X_1 \sim \text{Bin}(1, p)$.

Suponhamos, como hipótese de indução, que $S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim \text{Bin}(n, p)$, em que X_1, \dots, X_n são v.a.s i.i.d. com dist. de Ber(p). Suponhamos então Y_1, \dots, Y_{n+1} i.i.d. Ber(p) e mostre que $S_{n+1} = \sum_{i=1}^{n+1} Y_i \sim \text{Bin}(n+1, p)$. Para isto, item (i), como $S_n \sim \text{Bin}(n, p)$, e $X_{n+1} \sim \text{Bin}(1, p)$ são ind., segue o resultado. \square

para cada $A \subset \mathbb{N}$, seja $d^-(A) = \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} |A \cap \{1, \dots, n\}|$ e

$d^+(A) = \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} |A \cap \{1, \dots, n\}|$.

Note que $d^-(A)$ e $d^+(A)$ sempre existem e que
 A tem dens. natural $\Leftrightarrow d^-(A) = d^+(A) = d(A)$.

Agora, considere

$$I_0 = \{1\}$$

$$I_1 = \{2, 3\}$$

$$I_2 = \{4, 5, 6, 7\}$$

$$I_3 = \{8, \dots, 15\}$$

$$I_4 = \{16, \dots, 31\}$$

i.e., $I_n = \{2^n, 2^n + 1, \dots, 2^{n+1} - 1\}$

$$O_n = I_n \cap \{0, 1, \dots, 2^{2n+1} - 1\} \quad O = \{2^{2n+1}, n \in \mathbb{N}\}$$

$$E_n = I_n \cap \mathbb{E} \quad E = \{\text{even number}\}$$

$$C = \bigcup_n I_{2n}$$

1.6.8

$$g: (\Omega_1, \mathcal{F}_1, P_1) \rightarrow (\Omega_2, \mathcal{F}_2)$$

$$(\Omega_1, \mathcal{F}_1, P_1) \xrightarrow{g(x)} (\Omega_2, \mathcal{F}_2)$$

$$\mu(A) = P(X \in A) = P(X^{-1}(A)) = \int_A f(x) dx$$

$$(\Omega_2, \mathcal{F}_2) \mu_1$$

$$\mu = P \circ g^{-1}$$

Caso 3

$$g(y) = \mathbb{1}_A(y) = \begin{cases} 1 & \text{se } y \in A \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases}$$

$$\begin{aligned} E(g(X)) &= \int_{\Omega} \mathbb{1}_A(x) dP = P(X \in A) = \mu(A) = \int_A f(x) dx = \int \mathbb{1}_A(x) f(x) dx = \\ &= \int g(x) f(x) dx \end{aligned}$$

Caso 2

$$g(y) = \sum_{m=1}^n c_m \mathbb{1}_{A_m}(y)$$

$$\begin{aligned} E(g(x)) &= \int_{\Omega} \sum_{m=1}^n c_m \mathbb{1}_{A_m}(x) dP = \sum_{m=1}^n c_m \int_{\Omega} \mathbb{1}_{A_m}(x) dP = \\ &= \sum_{m=1}^n c_m \int_{A_m} f(x) dx = \int_{\Omega} \underbrace{\sum_{m=1}^n c_m \mathbb{1}_{A_m}(x)}_{g(x)} f(x) dx \end{aligned}$$

Caso 3 $g \geq 0$

Nesse caso, tentaremos escrever g como função simples

$$\text{Seja } g_n(x) = \min \left(\frac{[2^n g(x)]}{2^n}, n \right) = \frac{[2^n g(x)]}{2^n} \wedge n,$$

$[2^n g(x)]$ é maior ou menor que $g(x)$

Nesse caso, g_n é função simples e $g_n \nearrow g$ (≥ 0)

Então pelo TCM, segue que

$$E[g(x)] = \lim E[g_n(x)] = \lim \int_{\Omega} g_n(x) dP = \lim \int_{\Omega} [g_n(x) \wedge n] dP =$$

1.7.2.

g > 0 uma função mensurável em (X, \mathcal{A}, μ) .

$$\int_X g d\mu = (\mu \times \lambda)(\{(x,y) : 0 \leq y \leq g(x)\}) = \int_0^\infty \mu(\{(x,y) : y \geq t\}) dy$$

Teor 1.7.2. Se $f \geq 0$ ou $\int |f| d\mu < \infty$, então

$$\int_X \left(\int_Y f(x,y) \mu_2(dy) \right) \mu_1(dx) = \int_{X \times Y} f d\mu = \int_Y \left(\int_X f(x,y) \mu_1(dx) \right) \mu_2(dy)$$

Basta mostrar que cada um dos termos do enunciado corresponde a um dos termos dais, do teorema. Dessa forma,

a) termos λ como a medida de Lebesgue ($\lambda := \lambda(x)$) e
b) como os booleianos e forende

$$f(x,y) = \mathbb{I}_{\{(x,y) : 0 \leq y \leq g(x)\}}$$

Observamos

$$\int_X \left[\underbrace{\int_Y f(x,y) dy}_{g(x)} \right] \mu(dx) = \int_X g(x) \mu(dx)$$

$$\int_Y \left[\int_X f(x,y) \mu(dx) \right] \mu(dy) = \int_0^\infty \mu(\{y : y \geq s\}) dy$$

se A tem densidade assintótica Θ então A^c tem densidade assintótica $1-\Theta$. No entanto, \mathcal{A} não é fechada sob uniões.

para provar que isto note que se A tem a propriedade de

$$|\{2k-1, 2k\} \cap A| = 1 \quad \forall k \in \mathbb{N} \quad \text{então}$$

$$\Theta(A) = \frac{1}{2}$$

$$\{0, 1\}$$

$$A = \{0, 2\} \quad A = \{2n+1\}$$

$$2 \quad \{3, 4\}$$

$$3 \quad \{5, 6\}$$

1.1.6.

$$E = \{2n, n \geq 1\}$$

$$E \in A \text{ pois } \Theta(A) = \frac{1}{2}.$$

Da mesma forma

$$O = \{2n+1; n \geq 0\}, \Theta(O) = \frac{1}{2}.$$

Para cada $m \geq 1$,

$$K_m = \begin{cases} E \cap \{3^m, \dots, 3^{m+1}-1\} & \text{se } m \text{ é par} \\ E \cap \{3^m, \dots, 3^{m+1}-1\} & \text{se } m \text{ é ímpar} \end{cases}$$

2.2 Lei Fraca dos Grandes Números

$Y_n \rightarrow Y$ em probabilidade se para todo $\epsilon > 0$, $P(|Y_n - Y| > \epsilon) \rightarrow 0$ quando $n \rightarrow \infty$.

2.2.1 Leis Fraca em L^2

• Uma família de v.a. $X_i, i \in \mathbb{N}$ com $E(X_i^2) < \infty$ é dita não-correlacionada se temos $E(X_i X_j) = E(X_i)E(X_j)$ sempre que $i \neq j$.

Teorema 2.2.1. Seja X_1, \dots, X_n com $E(X_i^2) < \infty$ e não-correlacionadas. Então

$$\text{var}(X_1 + X_2 + \dots + X_n) = \text{var}(X_1) + \dots + \text{var}(X_n)$$

Lemma 2.2.2. Se $p > 0$ e $E|Z_n|^p \rightarrow 0$ então $Z_n \rightarrow 0$ em probabilidade.

Teorema 2.2.3. L^2 weak law. Se X_1, X_2, \dots são v.a. não correlacionadas com $E(X_i) = \mu$ e $\text{var}(X_i) \leq C < \infty$. Se $S_n = X_1 + \dots + X_n$, então quando $n \rightarrow \infty$,

$$\frac{S_n}{n} \xrightarrow{n} \mu \text{ em } L^2 \text{ e em probabilidade.}$$

2.2.2 Arranjos Triangulares

Teorema 2.2.4. Seja $\mu_n = E S_n$, $\sigma_n^2 = \text{var}(S_n)$. Se $\sigma_n^2 / b_n^2 \rightarrow 0$ então

$$\frac{S_n - \mu_n}{b_n} \rightarrow 0 \text{ em probabilidade.}$$

b_n

2.2.3 Truncation

Truncar uma v.a. X ao nível M significa considerar

$$\bar{X} = X \mathbb{1}_{(|X| \leq M)} = \begin{cases} X & \text{se } |X| \leq M \\ 0 & \text{se } |X| > M \end{cases}$$

Teorema 2.2.6 Lei Fraca Para Arranjos Triangulares.

Para cada n seja $X_{n,k}$, $1 \leq k \leq n$, independentes. Seja $b_n > 0$ com $b_n \rightarrow \infty$, e $\bar{X}_{n,k} = X_{n,k} \mathbb{I}_{(|X_{n,k}| \leq b_n)}$. Suponha que $n \rightarrow \infty$,

i) $\sum_{k=1}^n P(|X_{n,k}| > b_n) \rightarrow 0$ e,

ii) $b_n^{-1} \sum_{k=1}^n E\bar{X}_{n,k}^2 \rightarrow 0$

Se fizermos $S_n = Y_{n,1} + \dots + Y_{n,n}$ e coloçarmos $a_n = \sum_{k=1}^n E\bar{X}_{n,k}$, então

$$\frac{\underline{S}_n - a_n}{b_n} \rightarrow 0 \text{ em probabilidade.}$$

Teorema 2.2.7. Lei Fraca dos Grandes Números. Sejam X_1, X_2, \dots i.i.d. com

$$= P(|X_1| > x) \rightarrow 0 \text{ qdo } x \rightarrow \infty$$

Seja $S_n = X_1 + \dots + X_n$ e $\mu_n = E(X_1 | \mathcal{U}(1, n))$. Então

$$\frac{\underline{S}_n - \mu_n}{n} \rightarrow 0 \text{ em probabilidade}$$

Lema 2.2.8. Se $Y \geq 0$ e $p > 0$ então $E(Y^p) = \int_0^\infty p y^{p-1} P(Y \geq y) dy$.

Teo. 2.2.9. Sejam X_1, X_2, \dots i.i.d. com $E|X_i| < \infty$. Seja $S_n = X_1 + \dots + X_n$ e seja $\mu = EX_1$. Então $S_n/n \rightarrow \mu$ em probabilidade

2.3 Leis de Borel-Cantelli:

A_n é uma seq. de subconjuntos de Ω , fazemos

$$\limsup A_n = \lim_{m \rightarrow \infty} \bigcup_{n=m}^\infty A_n = \{w \text{ infinitas vezes}\}$$

$$\liminf A_n = \lim_{m \rightarrow \infty} \bigcap_{n=m}^\infty A_n = \{w \text{ inf. vezes, exceto num n. finito}\}$$

Teorema 2.3.1 Lema de Borel-Cantelli

Se $\sum_{n=1}^{\infty} P(A_n) < \infty$ então

$$P(A_n \text{ i.o.}) = 0$$

Teorema 2.3.2. $X_n \rightarrow X$ em prob. se e só se para toda subsequência $X_{n(m)}$ há uma outra subsequência $X_{n(m'')}$ que converge q.o. à X .

Teorema 2.3.5. Sejam X_1, X_2, \dots i.i.d. com $EX_i = \mu$ e $E|X_i|^q < \infty$. Se $S_n = X_1 + \dots + X_n$, então $\frac{S_n}{n} \rightarrow \mu$ q.o.

Teorema 2.3.6. Segundo Lema de Borel-Cantelli. Se os eventos A_n são independentes, então $\sum P(A_n) = \infty$ implica $P(A_n \text{ i.o.}) = 1$.

2.4 Lei Forte dos Grandes Números

Teo. 2.4.1. Lei Forte dos Grandes Números. Sejam X_1, X_2, \dots ind. duas a duas e ident. distribuídas com $E|X_i| < \infty$. Seja $EX_i = \mu$ e $S_n = X_1 + \dots + X_n$. Então

$$\frac{S_n}{n} \rightarrow \mu \text{ q.o. qdo } n \rightarrow \infty$$

CAPÍTULO 3

Exercício (4 ^a edição)	Solutions M. (2 ^a edição)	Página no Solutions M.	Exercício (4 ^a edição)	Solutions M. (2 ^a edição)	Página no Solutions M.	Exercício (4 ^a edição)	Solutions M. (2 ^a edição)	Página no Solutions M.
3.1.1	1.1	26	3.3.12	3.12	32	3.6.3	6.3	40
3.1.2	1.2	26	3.3.13	3.13	33	3.6.4	6.4	40
3.1.3	1.3	26	3.3.14	3.14	33	3.6.5	6.5	41
3.1.4	1.4	26	3.3.15	3.15	33	3.6.6	6.6	41
3.2.1	2.1	27	3.3.16	3.16	33	3.6.7	6.7	41
3.2.2	2.2	27	3.3.17	3.17	34	3.6.8	6.8	42
3.2.3	2.3	27	3.3.18	3.18	34	3.6.9	6.9	42
3.2.4	2.4	28	3.3.19	3.19	34	3.6.10	6.10	42
3.2.5	2.5	28	3.3.20	3.20	34	3.6.11	6.11	42
3.2.6	2.15	30	3.3.21	3.21	34	3.6.12	6.12	42
3.2.7	2.16	30	3.3.22	3.22	34	3.6.13	6.13	42
3.2.8	2.17	31	3.3.23	3.23	35	3.7.1	7.1	43
3.2.9	2.6	28	3.3.24	3.24	35	3.7.2	7.2	43
3.2.10	2.7	28	3.3.25	3.25	35	3.7.3	7.3	43
3.2.11	2.8	28	3.3.26	3.26	35	3.7.4	7.4	43
3.2.12	2.9	29	3.3.27	3.27	35	3.7.5	7.5	44
3.2.13	2.10	29	3.3.28	3.28	35	3.7.6	7.6	44
3.2.14	2.11	29	3.4.1	4.1	35	3.7.7	7.7	44
3.2.15	2.12	30	3.4.2	4.2	36	3.7.8	7.8	45
3.2.16	2.13	30	3.4.3	4.3	36	3.8.1	8.1	45
3.2.17	2.14	30	3.4.4	4.4	36	3.8.2	8.2	45
3.3.1	3.1	31	3.4.5	4.5	37	3.8.3	8.3	45
3.3.2	3.2	31	3.4.6	4.6	37	3.8.4	8.4	45
3.3.3	3.3	31	3.4.7	4.7	37	3.9.1	9.1	46
3.3.4	3.4	32	3.4.8	4.8	38	3.9.2	9.2	46
3.3.5	3.5	32	3.4.9	4.9	38	3.9.3	9.3	46
3.3.6	3.6	32	3.4.10	4.10	38	3.9.4	9.4	46
3.3.7	3.7	32	3.4.11	4.11	38	3.9.5	9.5	46
3.3.8	3.8	32	3.4.12	4.12	38	3.9.6	9.6	47
3.3.9	3.9	32	3.4.13	4.13	39	3.9.7	9.7	47
3.3.10	3.10	32	3.6.1	6.1	39	3.9.8	9.8	47
3.3.11	3.11	32	3.6.2	6.2	39			

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (2\pi)^{-1} \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \psi(t) dt = \mu(a, b) + \frac{1}{2\pi} \mu((a, b))$$

3. Teorema Límite Central

3.2 Convergência Fraca

É dito que uma sequência de funções distribuições convergem fracamente à um limite F ($F_n \Rightarrow F$) se $F_n(y) \rightarrow F(y)$ para todo y que é ponto de continuidade de F .

Diz-se que a seq. de variáveis aleatórias X_n é conv. frac. ou em dist. à um limite X_∞ ($X_n \Rightarrow X_\infty$) se suas f.d. $F_n(x) = P(X_n \leq x)$ conv. frac.

3.2.1 Exemplos

3.2.2 Teoria

Teorema 3.2.2. $F_n \Rightarrow F_\infty \Rightarrow \exists Y_n, 1 \leq n \leq \infty$, com $Y_n \sim F_n$ de modo que $Y_n \rightarrow Y_\infty$ q.c.

Teorema 3.2.7. Toda limite subsequencial é uma f.d. se e só se a seq. F_n é "tight", isto é, para todo $\epsilon > 0$ há um M_ϵ de modo que

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} 1 - [F_n(M_\epsilon) - F_n(-M_\epsilon)] \leq \epsilon$$

3.3 Funções Características

3.3.1 Definição, Fórmula da Inversão

$$\varphi(t) = E e^{itX} = E \cos tX + i \sin tX$$

Teorema 3.3.4. Teorema Fórmula da Inversão. Seja $\varphi(t) = \int e^{itx} \mu(dx)$ onde μ é uma med. de prob. Se $a < b$, então

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (\omega\pi)^{-1} \int_{-T}^T \frac{e^{-ia} - e^{-ib}}{it} \varphi(t) dt = \mu(a, b) + \frac{1}{2} \mu([a, b])$$

3.3.2 Convergência Fraca

Teo. 3.3.6. Teo. da Continuidade. Seja μ_n , $1 \leq n \leq \infty$ as med. de probabilidade com f.c.d. q_n .

i) Se $\mu_n \rightarrow \mu_{\infty}$ então $q_n^{(t)} \rightarrow q_{\infty}(t)$ $\forall t$

ii) Se $q_n(t)$ converge ponto a ponto a um limite $q(t)$ que é continua em 0, então a sequência de distribuição μ_n associada é tight e converge fricamente a uma medida μ com f.c.d. q .

3.4. Teorema Límite Central

3.4.1. Seq. i.i.d.

Teor. 3.4.1. Seja X_1, X_2, \dots i.i.d. com $E X_i = \mu$, $\text{var}(X_i) = \sigma^2 \in (0, \infty)$, Se $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$, então

$$\frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \Rightarrow \chi \sim N(0, 1)$$

3.4.2 Arr. Triangulares

Teo. 3.4.5. The Lindeberg-Feller Theorem. Para cada n , seja $X_{n,m}$, $1 \leq m \leq n$, v.a. ind. com $E X_{n,m} = 0$. Suponha

$$(i) \sum_{m=1}^n E X_{n,m}^2 \rightarrow 0$$

$$(ii) \forall \epsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{m=1}^n E(|X_{n,m}|^2; |X_{n,m}| > \epsilon) = 0$$

Então $S_n = X_{n,1} + \dots + X_{n,n} \Rightarrow \sigma \chi$ qde $n \rightarrow \infty$.

Teorema Limite Central

1. Teorema de De Moivre-Laplace

$\{X_n\}_{n \geq 1}$ i.i.d. com $P(X_1 = 1) = P(X_1 = -1) = 1/2$. $S_n = \sum_{m=1}^n X_m$.

Se $n \in \mathbb{N}$ são inteiros

$$P(S_n = 2k) = \binom{2n}{n+k} 2^{-2n}$$

• Stirling's formula.

$$n! \sim n^n e^{-n} \sqrt{2\pi n} \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

$$\binom{2n}{n+k} = \frac{(2n)!}{(n-k)!(n+k)!} \sim \frac{(2n)^{2n}}{(n+k)^{n+k} (n-k)^{n-k}} \cdot \frac{e^{2n}}{e^{n+k} e^{n-k}} \cdot \frac{\sqrt{2\pi 2n}}{\sqrt{2\pi (n+k)} \sqrt{\pi (n-k)}} =$$

$$\frac{n^{2n}}{(n+k)^{n+k} (n-k)^{n-k}} \cdot \frac{n^{1/2}}{(n+k)^{1/2} (n-k)^{1/2} \pi^{1/2}}$$

Dai,

$$P(S_n = 2k) \sim \frac{1}{\left(\frac{n+k}{n}\right)^{n+k}} \cdot \frac{1}{\left(\frac{n-k}{n}\right)^{n-k}} \cdot \frac{1}{\left(\frac{n+k}{n}\right)^{1/2} \cdot \left(\frac{n-k}{n}\right)^{1/2} \cdot n^{1/2} \pi^{1/2}} =$$

$$= \left(\frac{1+\frac{k}{n}}{n}\right)^{-n-k} \left(\frac{1-\frac{k}{n}}{n}\right)^{-n+k} \left(\frac{1+\frac{k}{n}}{n}\right)^{-1/2} \left(\frac{1-\frac{k}{n}}{n}\right)^{-1/2} (n\pi)^{-1/2}$$

$$a \cdot b = \left(\frac{1+\frac{k}{n}}{n}\right)^{-n} \left(\frac{1-\frac{k}{n}}{n}\right)^{-n} \left(\frac{1+\frac{k}{n}}{n}\right)^{-k} \left(\frac{1-\frac{k}{n}}{n}\right)^k = \left(1 - \frac{k^2}{n^2}\right)^{-n} \left(\frac{1+\frac{k}{n}}{n}\right)^{-k} \left(\frac{1+\frac{k}{n}}{n}\right)^k$$

Lemma. Se $c_j \rightarrow 0$, $a_j \rightarrow \infty$ e $a_j c_j \rightarrow \lambda$, então $(1 + c_j)^{a_j} \rightarrow e^\lambda$.

$$\lim_{x \rightarrow \infty} \frac{\log(1+x)}{x} = 1 \Rightarrow \lim_{c_j \rightarrow 0} a_j c_j \frac{\log(1+c_j)}{c_j} \rightarrow \lambda \Rightarrow \lim (a_j c_j)^{a_j} = e^\lambda.$$

Exercício 3.J.1.

Veando o lema 3.J.1, vemos que se $2K = \sqrt{2n}$, i.e., $K = \sqrt{n/2}$,

$$\left(1 - \frac{K^2}{n}\right)^{-n} = \left(1 - \frac{\pi^2}{2n}\right)^{-n} \rightarrow e^{\frac{\pi^2}{2}}$$

$$c_j = -\frac{\pi^2}{2n} \rightarrow 0 \Rightarrow a_j = n \rightarrow \infty$$

$$c_j a_j \Rightarrow -\frac{\pi^2}{2} \cdot j \rightarrow -\frac{\pi^2}{2}$$

$$\left(1 + \frac{K}{n}\right)^{-K} = \left(1 + \frac{\pi}{\sqrt{2n}}\right)^{-\frac{\pi\sqrt{2n}}{2}} \rightarrow e^{-\frac{\pi^2}{2}}$$

$$c_j = \frac{\pi}{\sqrt{2n}} \rightarrow 0 \quad a_j = \sqrt{\frac{n}{2}} \rightarrow \infty; \quad a_j c_j = \frac{\pi^2}{2}$$

$$\left(1 - \frac{K}{n}\right)^{-K} = \left(1 + \frac{\pi}{\sqrt{2n}}\right)^{\frac{\pi\sqrt{2n}}{2}} \rightarrow e^{-\frac{\pi^2}{2}}$$

Para esta escolha de K , $K/n \rightarrow 0$, de modo que

$$\left(1 + \frac{K}{n}\right)^{-\frac{1}{2n}} \left(1 - \frac{K}{n}\right)^{-\frac{1}{2n}} \rightarrow 1$$

e colocando as coisas em coto,

$$\nearrow \frac{2K-0}{\sqrt{2n}} \rightarrow 0$$

Teorema 3.J.2. Se $2K/\sqrt{2n} \rightarrow \infty$, então

$$P(S_{2n} = 2K) \sim (\pi n)^{-1/2} e^{-\frac{\pi^2}{2}}$$

Próximo passo.

$$P\left(a < \frac{S_{2n}}{\sqrt{2n}} < b\right) = P(a\sqrt{2n} < S_{2n} < b\sqrt{2n}) = \sum_{m \in [a\sqrt{2n}, b\sqrt{2n}] \cap \mathbb{Z}} P(S_{2n} = m)$$

Fazendo $m = x\sqrt{2n}$,

$$\approx \sum_{x \in [a, b] \cap (\mathbb{Z}/\sqrt{2n})} (2\pi)^{-1/2} e^{-x^2/2} \left(\frac{1}{n}\right)^{1/2} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \int_a^b (2\pi)^{-1/2} e^{-x^2/2} dx$$

Teorema 3.1.3. O Teorema de De Moivre-Laplace.

Se $a < b$ e $m \rightarrow \infty$

$$P\left(a \leq \frac{S_m}{\sqrt{m}} \leq b\right) \rightarrow \int_a^b (2\pi)^{-1/2} e^{-x^2/2} dx$$

Exercícios: 3.1.2; 3.1.3; 3.1.4

3.2. Convergência Fraca

Não se aplica. É dito que uma sequência de funções distribuições converge fracamente à um limite F ($F_n \Rightarrow F$) se $F_n(y) \rightarrow F(y)$ para todo y que é ponto de continuidade de F .

É dito que uma sequência de v.a.v. X_n converge fracamente ou converge em distribuição à um limite X_∞ ($X_n \Rightarrow X_\infty$) se suas funções distribuições $F_n(x) = P(X_n \leq x)$ convergem fracamente.

Obs: Converg. nos pts de cont. é suf. p/ identificar o limite, uma vez que F é continua à direita e os descont. de F é, no máximo, enumerável.

Exemplos.

3.2.1. $\{X_n\}_{n \geq 1}$ i.i.d. com $P(X_1=1)=P(X_1=-1)=1/2$, $S_n = \sum_{m=1}^n X_m$. Teo. 3.1.3 implica
 $F_n(y) = P(S_n \leq y) \rightarrow \int_{-\infty}^y \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx$

3.2.2. $\{X_n\}_{n \geq 1}$ i.i.d. com f.d. F . O Teor. de Glivenko-Cantelli implica que p/ quase todo ω ,

$$F_n(y) = n^{-1} \sum_{m=1}^n \mathbb{1}_{(X_m(\omega) \leq y)} \rightarrow F(y) \text{ para todo } y$$

Nos 2 últimos exemplos, a converg. ocorre p/ todo y , mesmo o segundo caso podendo ter pontos de descontinuidades.

Agora vamos, por meio de exemplos, mostrar porque a restrição de atenção aos pontos de continuidade.

Ex. 8.2.3. $X \sim F$. $Y_n = X + 1/n$ tem f.d.

$$F_n(x) = P(X + 1/n \leq x) = F(x - 1/n)$$

Quando $n \rightarrow \infty$, $F_n(x) \rightarrow F(x^-) = \lim_{y \downarrow x} F(y)$, de modo que a convergência

só ocorre nos pontos de continuidade. Note que $n \rightarrow \infty$, Y_n fica muito próximo de X ; ou seja, deveria ocorrer a conv., e ocorre, mas só nos pts de continuidade de F .

$$X_n(\omega) = X(\omega) + \frac{1}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} X(\omega) \quad Y_n \xrightarrow{q.s.} X$$

Ex. 8.2.4. $X_p = \#$ tentativas nec. para obter um sucesso numa seq. de tentativas ind. com prob. p . Então

$$P(X_p \geq n) = (1-p)^{n-1}, \text{ para } n=1, 2, 3, \dots$$

$$P(X_p \geq n) = \sum_{m=n}^{\infty} P(X_p = m) = \sum_{m=n+1}^{\infty} (1-p)^{m-1} p = (1-p)^{n-1} \sum_{m=n}^{\infty} (1-p)^{m-n} p =$$

$$= (1-p)^{n-1} p \sum_{k=0}^{\infty} (1-p)^k = (1-p)^{n-1} p \frac{1}{1-(1-p)} = (1-p)^{n-1}.$$

Segue do Lema 8.1.1 que quando $p \rightarrow 0$

$$\lim_{p \rightarrow 0} P(p X_p > x) \rightarrow e^{-\infty} \text{ para todo } x > 0$$

$$\text{e } x = \frac{n}{p}, \quad P(p X_p > x) = (1-p)^{px-1} - (1-p)^{px-1} p = (1-p)^{px-1} (1-p) = (1-p)^{px}$$

$$\rightarrow e^{-\infty}, \forall x > 0. \text{ Em palavras,}$$

p X_p converge frac. p/ um dst. exponencial.

Ex. 8.2.5. Problema do aniversário. Sejam $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ i.i.d. distribuídos uniformemente em $\{1, \dots, N\}$, e seja $T_N = \min \{n : X_n = X_m \text{ para algum } m < n\}$.

$$P(T_N \geq n) = \prod_{m=2}^n \left(1 - \frac{m-1}{N}\right)$$

$\frac{N}{N}$	$\frac{N-1}{N}$	$\frac{N-2}{N}$	$\frac{N-3}{N}$	$\frac{N-4}{N}$	$\frac{N-n}{N}$
---------------	-----------------	-----------------	-----------------	-----------------	-----------------

Qdo $N=365$, esta é a prob. de 2 pessoas em um grupo de tamanho n não terem o aniversário no mesmo dia (assumindo que todos os nasc. são igualmente prováveis). Usando o Exercício 8.1.2, é fácil ver que

$$P\left(\frac{T_N}{N^{1/2}} > \frac{n}{N^{1/2}}\right) \xrightarrow{\alpha \approx 0} e^{-\alpha^2/2}, \quad \forall \alpha \geq 0$$

* Nesse caso,

$$c_{m,n} = \frac{1-m}{N-n+1} \rightarrow 0 \text{ para } 1 \leq m \leq n \Rightarrow \max_{1 \leq m \leq n} |c_{j,n}| \rightarrow 0.$$

$$\begin{aligned} \text{Ademais, } \sum_{m=2}^n c_{m,n} &= \sum_{m=2}^n \left(\frac{1-m}{N-n+1} \right) = -\frac{1}{N} \sum_{m=2}^n (j-1) = -\frac{1}{N} \frac{\alpha N^{1/2} (\alpha N^{1/2} + 1)}{2} = \\ &= -\frac{\alpha^2}{2} - \frac{\alpha}{2} \frac{N}{N^{1/2}} \rightarrow -\frac{\alpha^2}{2}. \end{aligned}$$

Dai,

$$P\left(\frac{T_N}{N^{1/2}} > \frac{n}{N^{1/2}}\right) \xrightarrow{\alpha \approx 0} e^{-\alpha^2/2}, \quad \forall \alpha \geq 0$$

Podemos aproximar a prob $\{T_N \geq n\} = \left\{ \frac{T_N}{N^{1/2}} \geq \frac{n}{N^{1/2}} \right\}$ por $e^{-\alpha^2/2}$.

Antes do próximo ex., precisamos de um resultado.

Teorema de Scheffé. Suponha termos as densidades f_n , $1 \leq n \leq \infty$, e $f_n \rightarrow f_\infty$ pontualmente quando $n \rightarrow \infty$. Então $\forall B \subseteq \mathbb{R}$,

$$\left| \int_B f_n(x) dx - \int_B f_\infty(x) dx \right| \leq \int |f_n(x) - f_\infty(x)| dx = \\ = 2 \int (f_\infty(x) - f_n(x))^+ dx \rightarrow 0$$

pelo TGD, a igualdade segue do fato de que $f_n \geq 0$ e tem integral 1.

Sendo $g_n = f_\infty - f_n$, e seja g_n^+ a parte positiva de g_n e g_n^- a parte negativa de g_n . Note que $g_n^+ \leq f_\infty$ e $g_n^+ \rightarrow 0$ qdo $n \rightarrow \infty$ q.c. em \mathbb{R} . Uma vez que f é função densidade, ela é trivialmente integrável, então pelo TGD

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{\mathbb{R}} g_n^+ dx = \int_{\mathbb{R}} 0 dx = 0, \text{ i.e., } \int_{\mathbb{R}} g_n^+ dx \rightarrow 0 \text{ qdo } n \rightarrow \infty.$$

Mas

$$\int_{\mathbb{R}} g_n(x) d\mu = 0 \text{ de modo que } \int g_n^+(x) dx = \int g_n^-(x) dx \\ \int -1 = 0$$

Portanto

$$\int_{\mathbb{R}} |g_n| dx = 2 \int g^+ d\mu \rightarrow 0 \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

Escrivendo μ_n pelas correspondentes medidas, mostramos que a variação norma da variação total

$$\|\mu_n - \mu_\infty\| \equiv \sup_B |\mu_n(B) - \mu_\infty(B)| \rightarrow 0$$

Uma conclusão mais forte que a convergência fraca. (Tome $B = (-\infty, x]$).

O exemplo $\mu_n = n$, ponto de massa em $1/n$ (com $1/\infty = 0$) mostra que podemos ter $\mu_n \Rightarrow \mu_\infty$ com $\|\mu_n - \mu_\infty\| = 1$.



Exe. 3.2.5. Dê um exemplo de v.a. X_n com densid. fn de modo que $X_n \Rightarrow$ uma distribuição uniforme em $(0,1)$ mas $f_n(x)$ não converge à 1 para qualquer $x \in [0,1]$.

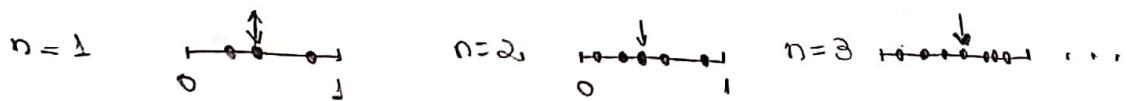
Para tal, seja

(?)

X_n : uma variável aleatória uniformemente

distribuída em $\left(\frac{m}{2^n}, \frac{m+1}{2^n}\right]$, $0 \leq m \leq 2^n$ por

Exemplo 3.2.6. Central order statistic. Coloque $(2n+1)$ pontos ao aleatório em $(0,1)$, i.e., com localizações que são independentes e uniform. distribuídas. Seja V_{n+1} o $(n+1)$ -ésimo-maior ponto.



É fácil ver que.

Escolho o de interesse, coloco os n menores

$\rightarrow (2n+1)$ modos $\Rightarrow \binom{2n+1}{n}$

$\rightarrow \frac{x^n(1-x)^n}{\binom{2n+1}{n}}$

Lema 3.2.1. V_{n+1} tem função densidade

$$f_{V_{n+1}}(x) = (2n+1) \binom{2n}{n} x^n (1-x)^n$$

Prova. Há $2n+1$ modos de escolher a observação que cai em x, dai termos que escolhemos n indices para as observações $< x$, que pode ser feito de $\binom{2n}{n}$ modos. Uma vez que decidimos sobre os indices que vão ficar $< x$ e $> x$, o prob. das corresp. v.a. fazerem o que queremos é $x^n(1-x)^n$, e a dens. de prob. de que o que resta cai em x é 1. Se não gostou da sentença prévia, computem o prob. $X_1 < x - \epsilon, \dots, X_n < x - \epsilon$, $x - \epsilon < X_{n+1} < x + \epsilon$, $X_{n+2} > x + \epsilon, \dots, X_{2n+1} > x + \epsilon$, então faça $\epsilon \rightarrow 0$.

Exercício 8.2.3. Convergência do máximo.

Os limites do ex. acima são chamados distribuições de valores extremos. O último é chamado exp. dupla ou dist. de Gumbel.

(*)

Ex. 8.2.8. . . .

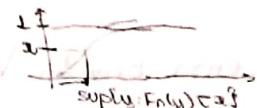
3.2.2 Teoria

Teorema. Se $F_n \Rightarrow F_\infty$ então há v.a. Y_n , $1 \leq n \leq \infty$, com distribuições de modo que $Y_n \rightarrow Y_\infty$ q.e.

Prova.

Seja $\Omega = (0,1)$, \mathcal{F} = sigma de Borel, P = medida de Lebesgue e

$$Y_n(x) = \sup \{y : F_n(y) \leq x\}$$



Pelo Teo. 3.2.2, Y_n tem dist. F_n .

Vamos mostrar agora que $Y_n(x) \rightarrow Y_\infty(x)$ para todo x , com exceção de um conjunto enumerável de x . Para fazer isso, é conveniente escrever $Y_n(x)$ como $F_n^{-1}(x)$ e retirarmos o subscrito $n=\infty$.

Comermos identificando o conjunto excepcional. Seja $a_x = \sup \{y : F(y) \leq x\}$, $b_x = \inf \{y : F(y) \geq x\}$, e $\mathbb{N}_0 = \{x : (a_x, b_x) = \emptyset\}$ onde (a_x, b_x) é o intervalo aberto com os pontos de fim. $\mathbb{N}_0 - \mathbb{N}_0$ é enumerável (uma vez que (a_x, b_x) são disj., e cada int. não vazio contém um n° racional). Se

Se $x \in \mathbb{R}$, então $F(y) \leq x$ para $y \in F^{-1}(x)$ e $F(z) \geq x$ para $z \in F^{-1}(x)$.

Para mostrar que $F_n^{-1}(x) \rightarrow F^{-1}(x)$ para $x \in \mathbb{R}$, há duas cossas para mostrar.

a. $\liminf_{n \rightarrow \infty} F_n^{-1}(x) \geq F^{-1}(x)$

Seja $y \in F^{-1}(x)$ tal que F é contínua em y . Como $x \in \mathbb{R}$, $F(y) \leq x$ e se n é suf. grande $F_n(y) \leq x$, i.e., $F_n^{-1}(x) \geq y$.

Uma vez que isto vale p/ todo y satisfazendo as restrições indicadas, o resultado segue.

b. $\limsup_{n \rightarrow \infty} F_n^{-1}(x) \leq F^{-1}(x)$

Seja $y \geq F^{-1}(x)$ tal que F é contínua em y . Uma vez $x \in \mathbb{R}$, $F(y) \geq x$ e se n é suf. grande $F_n(y) \geq x$, i.e., $F_n^{-1}(x) \leq y$.
Uma vez isto vale para todo y satisfazendo as restrições indicadas, o res. segue e completamos a prova.

Ex. 3.2.4. Teorema de Fatou. $g \geq 0$ cont. Se $X_n \rightarrow X_0$,

$$\liminf E g(X_n) \geq E(g(X_0))$$

Ex. 3.2.5. Integragão no limite. g, h cont., $g(x) \geq 0$, e $|h(x)|/g(x) \rightarrow 0$ qd $|x| \rightarrow \infty$.
 $F_n \rightarrow F$ e $\int g(x) dF_n(x) \leq C < \infty$, $\int h(x) dF_n(x) \rightarrow \int h(x) dF(x)$.

O próximo resultado demonstra a utilidade do Teorema 3.2.2 e da uma def. equivalente de conv. prof. que faz sentido em qqer espaço topológico.

Teorema 3.2.3. $x_n \rightarrow x_\infty$ se e somente se para toda função contínua limitada g , nos temos

$$Eg(x_n) \rightarrow Eg(x_\infty)$$

Prova. Seja y_n com a mesma dist. de x_n e converge q.s. Deve que g é contínua, $g(y_n) \rightarrow g(y_\infty)$ q.s. e o teorema da convergência limitada implica.

$$Eg(y_n) = Eg(y_\infty) \rightarrow Eg(y_\infty) = Eg(x_\infty)$$

para provar o inverso, seja

$$g_{x,\epsilon} = \begin{cases} 1 & y \leq x \\ 0 & y > x + \epsilon \\ \text{linear} & x \leq y \leq x + \epsilon \end{cases}$$

Uma vez $g_{x,\epsilon}(y) = 1$ para $y \leq x$, $g_{x,\epsilon}$ é contínua, e $g_{x,\epsilon}(y) = 0$ para $y > x + \epsilon$.
 $\limsup_{n \rightarrow \infty} P(x_n \leq x) \leq \limsup_{n \rightarrow \infty} Eg_{x,\epsilon}(x_n) = Eg_{x,\epsilon}(x_\infty) \leq P(x_\infty \leq x + \epsilon)$

Fazendo $\epsilon \rightarrow 0$ temos $\limsup_{n \rightarrow \infty} P(x_n \leq x) \leq P(x_\infty \leq x)$. A última conclusão é válida para qqer x pg 101

Teorema 3.2.4. Continuous mapping theorem.

S seja g uma função mensurável e $D_g = \{\alpha : g \text{ não é contínua em } \alpha\}$.

Se $X_n \Rightarrow X_\infty$ e $P(X_\infty \in D_g) = 0$, então

$$g(X_n) \Rightarrow g(X_\infty)$$

Se, em adição, g é ~~lipschitz~~ limitada, então

$$Eg(X_n) \rightarrow Eg(X_\infty)$$

O próximo res. fornece um número de def. alternativas da convergência fraca.

• Teorema 3.2.5. As seguintes declarações são equivalentes.

(i) $X_n \Rightarrow X_\infty$

(ii) Para todo aberto G, $\liminf_{n \rightarrow \infty} P(X_n \in G) \geq P(X_\infty \in G)$

(iii) Para todo fechado K, $\limsup_{n \rightarrow \infty} P(X_n \in K) \leq P(X_\infty \in K)$

(iv) Para todo conjunto A com $P(X_\infty \in \partial A) = 0$, $\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n \in A) = P(X_\infty \in A)$

↓
fronteira

• Teorema de seleção de Helly. 3.2.6. Para toda sequência F_n de funções distribuições, há uma subsequência F_{n_k} e uma função não-decrescente contínua à direita F de modo que

$$\lim_{k \rightarrow \infty} F_{n_k}(y) = F(y)$$

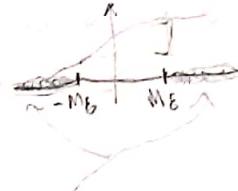
para todo ponto de continuidade y de F.

Remark: $a+b+c=1$, $F_n(x) = a \mathbb{I}_{\{x < n\}} + b \mathbb{I}_{\{n \leq x < n+1\}} + c G(x)$, G um f.d.

$F_n(x) \rightarrow F(x) = b + c G(x)$. $\lim_{n \rightarrow \infty} F(x) = b+c = 1 - a \neq 1$ que não é f.d. "Contra-Vagão"

Teorema 3.2.7. Todo limite subsequencial é a f.d. de probabilidade se e só se a sequência F_n é tight, i.e., $\forall \varepsilon > 0$ há um M_ε de modo que

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} 1 - [F_n(M_\varepsilon) - F_n(-M_\varepsilon)] \leq \varepsilon$$



\Rightarrow a massa das partículas não pode recorrer para infinito

$$P(-M_\varepsilon < X < M_\varepsilon) = \int_{-M_\varepsilon}^{M_\varepsilon} f(x) dx$$

Se $\limsup_{n \rightarrow \infty} 1 - [F_n(M_\varepsilon) - F_n(-M_\varepsilon)] > \varepsilon$

$$\Rightarrow \limsup_{n \rightarrow \infty} \int_{-M_\varepsilon}^{M_\varepsilon} f_n(x) dx > \varepsilon$$

Então existe uma subseqüência (f_{n_k}) tal que

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \int_{-M_\varepsilon}^{M_\varepsilon} f_{n_k}(x) dx = \varepsilon$$

Portanto $\lim_{k \rightarrow \infty} \int_{-M_\varepsilon}^{M_\varepsilon} f_{n_k}(x) dx = \varepsilon$

É dizer, a massa das partículas que caem no intervalo $(-M_\varepsilon, M_\varepsilon)$ é constante.

Então a massa das partículas que caem no intervalo $(-\infty, -M_\varepsilon)$ é constante.

E a massa das partículas que caem no intervalo (M_ε, ∞) é constante.

Então a massa das partículas que caem no intervalo $(-\infty, \infty)$ é constante.

Então a massa das partículas que caem no intervalo $(-\infty, \infty)$ é constante.

Então a massa das partículas que caem no intervalo $(-\infty, \infty)$ é constante.

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{n_k}(x) dx = \varepsilon$$

Então a massa das partículas que caem no intervalo $(-\infty, \infty)$ é constante.

Então a massa das partículas que caem no intervalo $(-\infty, \infty)$ é constante.

Então a massa das partículas que caem no intervalo $(-\infty, \infty)$ é constante.

3.8. Funções Características

$E[e^{itX}] = E[e^{itX}]$

Longa seção → dividida em 5 partes. As 3 primeiras obrigatórias, as 2 últimas opcionais.

No 1º parte, mostramos que $\psi(x)$ determina $F(x) = P(X \leq x)$, e damos receitas p/ computar F a partir de ψ . Na 2º, relacionamos a converg. fraca de distrib. com o comport. das ψ 's correspondentes. Na 3º parte, relacionamos o comp. de ψ em 0 com os momentos de X . Quarta parte: problema de Polya. Quinta: caracterizações da distribuição por seus momentos.

3.8.1. Definição, Fórmula da Inversão

Se X é uma v.a., definimos sua função característica por

$$\psi(t) = E[e^{itX}] = E[\cos tX + i \sin tX]$$

• Se Z é valorada nos complexos, definimos

$$E[Z] = E(\operatorname{Re} Z) + i E(\operatorname{Im} Z) \text{ onde } \operatorname{Re}(a+bi) = a \text{ é o parte real}$$

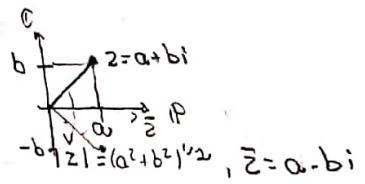
$\operatorname{Im}(a+bi) = b$ é a parte imaginária

$$\bullet Z = a+bi, |Z| = |a+bi| = (a^2+b^2)^{1/2},$$

$$\bullet Z = a+bi, \bar{Z} = a-bi$$

\downarrow
complexo conjugado

$$\bullet |Z| = (Z \cdot \bar{Z})^{1/2}$$



$$Z \bar{Z} = a^2 + b^2$$

Teorema 3.8.1. Todas as f. caract. tem as seguintes propriedades:

$$\text{a)} \psi(0) = 1$$

$$1 \cdot 0 = 0$$

$$\psi(0) = E(e^{i0X}) = \cos(0) + i \sin(0) = 1 + i \cdot 0 = 1$$

$$E(e^{i0X}) = E(e^0) = E(1) = 1.$$

b) $\varphi(-t) = \overline{\varphi(t)}$

$$\varphi(-t) = E(e^{-itX}) = E(\cos(-tX) + i \sin(-tX)) = E(\cos(tX) - i \sin(tX)) = \overline{\varphi(t)}$$

c) $|\varphi(t)| = |E e^{itX}| \leq E|e^{itX}| = 1.$

$\varphi(x, y) = (x^2 + y^2)^{1/2}$ é convexa. Daí

d) $|\varphi(t+h) - \varphi(t)| \leq E|e^{ith} - 1|$, assim $\varphi(t)$ é unif. cont. em $(-\infty, \infty)$

$$\begin{aligned} |\varphi(t+h) - \varphi(t)| &= |E(e^{i(t+h)X} - e^{itX})| \\ &\leq E|e^{i(t+h)X} - e^{itX}| = E|e^{ith} - 1| \end{aligned}$$

e) $E e^{it(x+b)} = e^{itb} \varphi(at)$

Direto.

A principal razão p/ introduzir a f.c. é a seguinte.

Teo 3.8.2. X_1, X_2 ind. com f.c. φ_1 e φ_2 , resp., então $X_1 + X_2$ tem f.c.

$$\varphi_{X_1+X_2}(t) = \varphi_{X_1}(t) \varphi_{X_2}(t).$$

Prova. Direto.

Exemplo 3.8.1. Lançamentos de moedas. $P(X=1) = P(X=-1) = 1/2$, então

$$E(e^{itX}) = \frac{(e^{it} + e^{-it})}{2} = \text{const}$$

$$E(e^{itX}) = \frac{1}{2} e^{it} + \frac{1}{2} e^{-it} = \frac{(e^{it} + e^{-it})}{2}$$

Ex. 3.8.2. Poisson.

$$\begin{aligned} \varphi(t) &= E(e^{itX}) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{e^{it\lambda} \lambda^k e^{-\lambda}}{k!} = e^{-\lambda} \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(e^{it\lambda})^k}{k!} = e^{-\lambda} e^{e^{it}\lambda} = \\ &= e^{\lambda(e^{it}-1)} \end{aligned}$$

Exemplo 3.3.3 Normal.

$$\text{Densidade} \quad \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}$$

$$\psi(t) = e^{-t^2/2}$$

Combinando este resultado com (e) do Teo 3.3.1, vemos que a dist. normal com média μ e variância σ^2 tem $\psi(t) = e^{it\mu - \frac{\sigma^2 t^2}{2}}$.

$$X \sim N(0,1) \quad Y = \frac{X-\mu}{\sigma}$$

$$\sigma^2 X + \mu \sim N(\mu, \sigma^2)$$

$$\psi_{\sigma^2 X + \mu}(t) = E(e^{it(\sigma^2 X + \mu)}) = e^{it\mu} E(e^{it\sigma^2 X}) = e^{it\mu} e^{-\frac{t^2 \sigma^2}{2}} = e^{it(\mu - \frac{t^2 \sigma^2}{2})}$$

Prova física:

$$\int e^{itx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = e^{-t^2/2} \underbrace{\int \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(x-it)^2/2} dx}_{\stackrel{\text{compl. quadrado}}{\sim} \sim N(it, 1)}$$

Prova matemática:

$$\psi(t) = \int e^{itx} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2} dx = \int \cos tx (2\pi)^{-1/2} e^{-x^2/2} dx$$

:

Teorema 3.3.4. A Fórmula da Inversão.

$\psi(t) = \int e^{itx} \mu(dx)$, μ uma medida de prob. Se $a < b$, então

$$\lim_{T \rightarrow \infty} (2\pi)^{-1} \int_{-T}^T \frac{e^{-ita} - e^{-itb}}{it} \psi(t) dt = \mu(a, b) + \frac{1}{2} \mu((a, b))$$

Exercício 8.1.1.

Generalize a última prova para concluir que se $\max_{1 \leq j \leq n} |c_{j,n}| \rightarrow 0$,

$$\sum_{j=1}^n c_{j,n} \rightarrow \lambda \text{ e } \sup_n \sum_{j=1}^n |c_{j,n}| < \infty \text{ então}$$

$$\prod_{j=1}^n (1 + c_{j,n}) \rightarrow e^\lambda$$

Uma vez que $\underset{x \rightarrow 0}{\log(1+x)} \rightarrow 1$ quando $x \rightarrow 0$, segue pela def.

de limite que dado $\varepsilon > 0$ existe $\delta > 0$ tal que

$$|\lambda - 0| < \delta \Rightarrow 1 - \varepsilon < \underset{x \rightarrow 0}{\log(1+x)} < 1 + \varepsilon \Leftrightarrow$$

$$|\lambda| < \delta \Rightarrow (1 - \varepsilon)\lambda < \log(1 + \lambda) < (1 + \varepsilon)\lambda \quad (1)$$

Agora, como $\max_{1 \leq j \leq n} |c_{j,n}| \rightarrow 0$, então $|c_{j,n}| \rightarrow 0$ para $1 \leq j \leq n$.

Daí, segue também que $c_{j,n} \rightarrow 0$ para $1 \leq j \leq n$. Por (1), temos que para $\varepsilon > 0$ fixado existe um $\delta_{j,n} > 0$ tal que

$$|c_{j,n}| < \delta_{j,n} \Rightarrow (1 - \varepsilon)c_{j,n} < \log(1 + c_{j,n}) < (1 + \varepsilon)c_{j,n}$$

Sendo agora $a_1(n) = (1 - \varepsilon)c_{j,n}$; $a_2(n) = \log(1 + c_{j,n})$; $a_3(n) = (1 + \varepsilon)c_{j,n}$, e $s_1(n)$, $s_2(n)$, $s_3(n)$ as séries associadas a estas três sequências, respectivamente, temos que

$$\text{com } s_1(n) \subset s_2(n) \subset s_3(n)$$

$$s_1(n) = \sum_{j=1}^n (1 - \varepsilon)c_{j,n} \text{ e } s_3(n) = \sum_{j=1}^n (1 + \varepsilon)c_{j,n}.$$

Daí, segue que

$$(1-\varepsilon)\lambda \leq \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=1}^n \log(1+g_{j,n}) \leq (1+\varepsilon)\lambda$$

finito pois $\sup \sum |g_{j,n}| < \infty$

Como ε é arbitrário, temos

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \log \left(\prod_{j=1}^n (1+g_{j,n}) \right) = \lambda \Rightarrow \begin{array}{l} \text{pela cont. do limite} \\ \text{por f. contínuas} \end{array}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^n (1+g_{j,n}) = e^\lambda$$

$$\prod_{j=1}^n (1+g_{j,n}) \rightarrow e^\lambda$$

3.1.2.

Se X_i tem uma distribuição Poisson com média λ , então S_n tem uma distribuição Poisson com média n , i.e.,

$$P(S_n = k) = e^{-n} \frac{n^k}{k!}$$

Use a fórmula de Stirling para mostrar que se $\frac{(k-n)}{\sqrt{n}} \rightarrow \infty$ então

$$\overline{P(S_n = k)} \rightarrow \exp(-\infty^2/2)$$

Como no caso do lançamento de moedas, segue que

$$P(a \leq (S_n - n)/\sqrt{n} \leq b) \rightarrow \int_a^b (\omega\pi)^{-1/2} e^{-x^2/2} dx$$

mas provar a última conclusão não é parte desse exercício.

CAPÍTULO 5

5

L.	Exercício (4ª edição)	Solutions M. (2ª edição)	Página no Solutions M.	Exercício (4ª edição)	Solutions M. (2ª edição)	Página no Solutions M.	Exercício (4ª edição)	Solutions M. (2ª edição)	Página no Solutions M.
5.1.1	1.1	✓	54	5.2.10	2.10	59	5.4.8	4.9	67
5.1.2	1.2	✓	54	5.2.11	2.11	59	5.4.9	4.10	67
5.1.3	1.3	✓	54	5.2.12	2.12	60	5.4.10	4.11	67
5.1.4	1.4	✓	54	5.2.13	2.13	60	5.5.1	5.1	68
5.1.5	1.5	✓	55	5.2.14	2.14	60	5.5.2	5.2	68
5.1.6	1.6	✓	55	5.3.1	3.1	60	5.5.3	5.3	68
5.1.7	1.7	✓	55	5.3.2	3.2	61	5.5.4	5.4	68
5.1.8	1.8	✓	55	5.3.3	3.3	61	5.5.5	5.5	68
5.1.9	1.9	✓	55	5.3.4	3.4	61	5.5.6	5.6	69
5.1.10	1.10	✓	56	5.3.5	3.5	61	5.5.7	5.7	69
5.1.11	1.11	✓	56	5.3.6	3.6	62	5.5.8	5.8	69
5.1.12	1.12	✓	56	5.3.7	3.7	62	5.6.1	6.1	69
5.1.13	1.13	✓	56	5.3.8	3.8	62	5.6.2	6.2	69
5.1.14	1.14	✓	57	5.3.9	3.9	62	5.6.3	6.3	70
5.1.15	1.15	✓	57	5.3.10	3.10	63	5.6.4	6.4	70
5.1.16	1.16	✓	57	5.3.11	3.11	63	5.6.5	6.5	70
5.2.1	2.1	✓	57	5.3.12	3.12	63	5.7.1	7.1	70
5.2.2	2.2	✓	57	5.3.13	3.13	64	5.7.2	7.2	70
5.2.3	2.3	✓	58	5.4.1	4.1	65	5.7.3	7.3	71
5.2.4	2.4	✓	58	5.4.2	4.2	65	5.7.4	7.4	72
5.2.5	2.5	✓	58	5.4.3	4.3	65	5.7.5	7.5	72
5.2.6	2.6	✓	58	5.4.4	4.4	65	5.7.6	7.6	73
5.2.7	2.7	✓	58	5.4.5	4.5	66	5.7.7	-	-
5.2.8	2.8	✓	58	5.4.6	4.7	66	5.7.8	7.7	73
5.2.9	2.9	✓	58	5.4.7	4.8	67	5.7.9	7.8	73

O 14 C

A

A

(G_1, G_2) \rightarrow (S_1, S_2)

Digitized by Google

卷之二

• Eventos

$$D(E | X = \infty) = \frac{D(E, X = \infty)}{P(X = \infty)} = \frac{P(E, X = \infty)}{Q(\infty)}, \quad \text{where } Q(\infty)$$

20 FOC C. DISCRETO

$$P(E, X \in A) = \sum_{x \in A} P(E, X=x) = \sum_{x \in A} g(x) P(E|X=x)$$

$$P(E, \chi_{\in A}) = \sum_{x \in a} g(x) Q(\infty, E)$$

$$\Pr_{\text{rand}}(\Theta(x), E) = \Pr(E | X=x)$$

$$\Delta = \{1, 2, 3, 4\}$$

四庫全書

卷之三

$$P(\{3,4\}, X \in \{1,4\}) = P(\overline{\{3,4\}}, X = 1) + P(\{1,4\}, X = 4) = 0$$

$$\sum_{x \in \{1,2,3\}} P(\{3,4\}, x) = \sum_{x \in \{1,2,3\}} P(x) P(\{3,4\} | x = x)$$

-1³
T

$P(E | X = \infty) = \int_{\Omega} g(x) P(E | X = x) dx$

pelos argumentos que já queríamos (monotônico) A de S,

X tem dist. contínua entre si, com tensão de 0.

Rizwan Qureshi et al.

Infelizmente não podemos simplificarmos usar prob. condic.
sól para definir de um evento E dado $\{X = x\}$, porque
o evento condicionante tem prob. 0! Tudo se
No entanto, o conceito deveria ser corretamente sentido. Se não

rodarmos um experimento, X denotará um cartão vermelho (estatística a priori), este evento ocorre com prob. zero, e certamente a informação que $X = \infty$ deveria em geral alterar as probabilidades que nós atribuímos aos eventos

Una approssimazione molto utile è usare la cosiddetta *metodologia del copione*, basata sulle cosiddette *unità di discorso*. Le cosiddette *unità di discorso* sono una delle voci che si trovano nel codice sorgente. Accanto, deponendo un esempio.

prob. condicional

$$P(E \mid X = \infty), \text{ success}$$

Martingais

5.1. Esp. Condicional

Dado um esp. (Ω, \mathcal{F}, P) , uma σ -álgebra $\mathcal{F} \subset \mathcal{F}_0$ e uma v.a. $X \in \mathcal{F}_0$ com $E|X| < \infty$, definimos a esperança condicional de X dado \mathcal{F} , $E(X|\mathcal{F})$, como aquela v.a. Y que tem

i) $Y \in \mathcal{F}$, i.e., é \mathcal{F} -measurável, e

ii) $\forall A \in \mathcal{F}, \int_A X dP = \int_A Y dP$

Integrável, Existe, Única

ν é abs. cont. com resp. a μ ($\nu << \mu$) se $\mu(A) = 0 \Rightarrow \nu(A) = 0$.

R-N Teorema. Segundo $\mu \ll \nu$ medidas σ -finitas em (Ω, \mathcal{F}) . Se $\nu \ll \mu$, há uma função $f \in \mathcal{F}$ de modo que $\forall A \in \mathcal{F}$,

$$\int_A f d\mu = \nu(A)$$

f é usual, denominada $d\nu/d\mu$ e chamada deriv. de Radon-Nikodym.

$$\begin{aligned} \text{para } \nu_i \in \mathcal{F} = \sigma(\Omega_1, \Omega_2, \dots) \\ E(X|\mathcal{F}) = \underbrace{E(X|\Omega_i)}_{\text{om } \Omega_i} \\ P(A|G) = E(1_A|G) = \bigcup_{\Omega_i \in G} P(\Omega_i) \\ E(X|\mathcal{V}) = E(X|\sigma(Y)) \end{aligned}$$

5.2 Prop

$$a \cdot E(ax + y|\mathcal{F}) = a \cdot E(x|\mathcal{F}) + E(y|\mathcal{F})$$

$$b \quad X \leq Y \text{ então } E(Y|\mathcal{F}) \geq E(X|\mathcal{F})$$

$$c \quad X_n \geq 0 \text{ e } X_n \nearrow X \text{ com } E X < \infty, \text{ então } E(X_n|\mathcal{F}) \uparrow E(X|\mathcal{F}).$$

$$d \quad f \text{ é conv. e } E(X_1, \bar{E}(f|X_1)) < \infty,$$

$$E(E(f|X_1)) \leq E(f|X_1|\mathcal{F})$$

Te. Se $F \subset \mathcal{G}$ e $E(X|G) \in \mathcal{F}$, então $E(X|\mathcal{F}) = E(X|G)$.

Te. Se $\mathcal{F}_1 \subset \mathcal{F}_2$, então

- i) $E(E(X|\mathcal{F}_1)|\mathcal{F}_2) = E(X|\mathcal{F}_1)$ o menor wins
- ii) $E(E(X|\mathcal{F}_2)|\mathcal{F}_1) = E(X|\mathcal{F}_1)$

Teor. Se $X \in \mathcal{F}$, $E|Y|, E|XY| < \infty$, então

$$E(XY|\mathcal{F}) = Y E(X|\mathcal{F})$$

Martingais

Seja \mathcal{F} uma filtragem, i.e., uma seq. crescente de σ -álgebras.

Uma seq. X_n é dita adaptada à \mathcal{F} se $X_n \in \mathcal{F}_n \forall n$.

Se X_n é seq. com

- i) $E|X_n| < \infty$
- ii) X_n é adaptada à \mathcal{F}_n ,
- iii) $E(Y_{n+1}|\mathcal{F}_n) = X_n \forall n$

então X é dita um martingal c.r.a. \mathcal{F}_n .

- iii' \mathbb{E} super
- iii'' \mathbb{E} sub

Te. X_n é um sup. então $\beta / n \gamma_m, E(X_n|\mathcal{F}_m) \leq X_m$.

Teor S.2.3. Se X_n é um mart. c.r.a. \mathcal{F}_n e Q é uma f. convexa com $|E_Q(X_n)| < \infty$ p/ todo n , então $Q(X_n)$ é um submartingal c.r.a. \mathcal{F}_n . Consequent., se $P \geq Q$ e $E|X_n|^P < \infty$ p/ todo n , $|X_n|^P$ é um submartingal c.r.a. \mathcal{F}_n .

S.2.4. Se X_n é um sub c.r.a. \mathcal{F}_n e Q é uma f. convexa crescente com $E|Q(X_n)| < \infty$ p/ todo n , então $Q(X_n)$ é um sub. c.r.a. \mathcal{F}_n

Corseq.

- i) Se V_n é sub, então $(X_n - a)^+$ é sub
- ii) Se X_n é super, então $X_n - a$ é super

Seja $\mathbb{F}_n, n \geq 0$.

$H_n, n \geq 0$ é dita uma seq preditivel se $H_n \in \mathbb{F}_{n-1}$ para todo $n \geq 1$.

Em p. o valor de H_n pode ser predito (com certeza) a partir do valor avaliado em $n-1$.

H_n é onde dinheiro apost. em n .

$$(H, Y)_n = \sum_{m=1}^n H_m (Y_m - Y_{m-1}) \text{ ganhos no tempo } n$$

$$Y_m - Y_{m-1} = \pm L.$$

Teor. S.2.5. Seja $Y_n, n \geq 0$ um super martingal. Se $H_n \geq 0$ é preditivel e cada H_n é limitada. $(H, Y_n)_n$ é um super-

Né um t. proba. $\{H_n\}_{n \geq 0} \in \mathbb{F}_n$ para todos $n \leq 0$

teor. S.2.10 Dec de Doob. Dquer sub. $X_n, n \geq 0$, pode ser escrito em um único modo como $Y_n = M_n + A_n$ donde M_n é um marti e A_n é um sequen predi crescente com $A_0 = 0$.

$$\binom{n}{m} \frac{m! (n-m)!}{(n+1)^n} \leq \frac{1}{n+1}$$

Tes 5.2.9 Se $X_n \geq 0$ é um sup, então qd $n \rightarrow \infty$, $X_n \rightarrow X$ q.c., e

$$EX \leq EX^+$$

t. 5.2.8. Teor. Conv. Mart. Se X_n é um sub. com $\sup E X_n^+ < \infty$, então qd $n \rightarrow \infty$, X_n converge q.c. a um limite X com $E X < \infty$.

Exercício 5.1.1.

Generalize o último argumento para mostrar que se $X_1 = X_2$ em $B \in \mathcal{F}$, então $E(X_1 | \mathcal{F}) = E(X_2 | \mathcal{F})$ q.o. em B .

Sejam $Y_1 = E[X_1 | \mathcal{F}]$ e $Y_2 = E[X_2 | \mathcal{F}]$ versões das esperanças condicionais de X_1 e X_2 , dado \mathcal{F} , respectivamente. Por definição, sabemos que, para $A \in \mathcal{F}$

$$\int_A Y_1 dP = \int_A X_1 dP \quad \text{e}$$

$$\int_A Y_2 dP = \int_A X_2 dP$$

Para $B \in \mathcal{F}$, em especial, temos que $X_1 = X_2$ q.o. $\Rightarrow \int_B X_1 dP = \int_B X_2 dP$.
Isto, para $B \in \mathcal{F}$

$$\int_B Y_1 dP = \int_B Y_2 dP$$

Ademais, seja $C = \{Y_1 - Y_2 \geq 0\} \cap B$. Temos que

$$0 = \int_C X_1 - X_2 dP = \int_C Y_1 - Y_2 dP \geq 0 \mu(C) \Rightarrow \mu(C) = 0$$

Dai, em B , $E[X_1 | \mathcal{F}] = E[X_2 | \mathcal{F}]$ q.o.

Exercício 5.1.2. Fórmula de Bayes.

Seja $G \in \mathcal{G}$ e mostre que

$$P(G|A) = \frac{\int_G P(A|g) dP}{\int_{\Omega} P(A|g) dP}$$

Basta notar que

$$P(G|A) = \frac{P(G \cap A)}{P(A)},$$

Mas, uma vez que $G \in \mathcal{G}$,

$$P(G \cap A) = \int_G \mathbb{1}_A dP \stackrel{*}{=} \int_G P(A|g) dP$$

* pelo fato de $P(A|g)$ ser uma versão da esperança condicional de $X = \mathbb{1}_A$ dado \mathcal{G} .

e $P(A) = P(A \cap \Omega) \stackrel{*}{=} \int_{\Omega} P(A|g) dP$

* Basta tomar $B = \Omega \in \mathcal{G}$, uma vez que ela é a álgebra

Exercício 5.1.3. Prove a Desigualdade de Chebyshen. Se $a > 0$, então

$$P(|X| \geq a) \leq a^{-2} E(X^2)$$

Para tal, sejam

$$W = a^2 \mathbb{1}_{\{|X| \geq a\}} \quad e \quad Z = X^2$$

Temos que $W \leq Z$, e portanto, para $A \in \mathcal{F}$

$$E(W) \leq$$

$$\int_A E(W) dP = \int_A a^2 \mathbb{1}_{\{|X| \geq a\}} dP \leq \int_A X^2 dP = \int_A E(Z) dP$$

Ao considerar $A = \{E(W) - E(Z) \geq \epsilon > 0\}$, temos

$$E\mu(A) \leq \int_A E(W) - E(Z) dP = \int_A a^2 \mathbb{1}_{\{|X| \geq a\}} - \epsilon^2 dP \leq 0 \Rightarrow \mu(A) \leq 0 \Rightarrow \mu(A) = 0.$$

Ou seja,

$$E(W) \leq E(Z) \text{ i.e. pela linearidade de } E(\cdot)$$

$$a^2 E(\mathbb{1}_{\{|X| \geq a\}}) \leq E(X^2) \Rightarrow \text{por } E(\mathbb{1}_A) = P(A)$$

$$P(|X| \geq a) \leq \frac{E(X^2)}{a^2}$$

Exercício 5.1.4. Suponha $X \geq 0$ e $EX = \infty$. (Não há a se provar qdo $EX = \infty$)
Mostre que existe uma única Y \mathcal{F} -mensurável com $0 \leq Y \leq \infty$ de modo que

$$\int_A X dP = \int_A Y dP \text{ para todo } A \in \mathcal{F}$$

Sugestão: Seja $X_m = X \wedge M$, $Y_m = E(X_m)$, e faça $M \rightarrow \infty$

Sejou

$$X_m = X \wedge M \quad e \quad Y_m = E[X_m | \mathcal{F}]$$

Temos que, para $A \in \mathcal{F}$,

$$\begin{aligned} \int_A Y_m dP &= \int_A X \wedge M dP = \int_{A \cap \{X \geq M\}} M dP + \int_{A \cap \{X < M\}} X dP \\ &= \int_{A \cap \{X \geq M\}} X dP + \int_{A \cap \{X < M\}} X dP = \\ &= \int_A X dP = \int_A Y dP. \end{aligned}$$

No verdade com $X_m \leq X_m$, para $M \subset M_0$, segue que
 $Y_M \uparrow$ e é limitada por Y .

$$X_m \uparrow X \rightarrow \int_X dP = \lim_{m \rightarrow \infty} \int_{X_m} dP = \lim_{m \rightarrow \infty} \int Y_m dP = \int Y dP$$

Logo Y é uma versão da esp. cond de X dado \mathcal{F} .

Teorema 5.1.3. Se φ é convexa e $E|X|, E|\varphi(X)| < \infty$, então

$$\varphi(E(X/\mathcal{F})) \leq E(\varphi(X)/\mathcal{F}) \quad (5.1.4)$$

P prova. Se φ é linear, o resultado é trivial:

$$\varphi(x) = ax + b, \forall A \in \mathbb{Z}$$

$$\int_A \varphi(x) dP = a \int_A x dP + b = \varphi(E(X/\mathcal{F})), \text{ i.e. } E(\varphi(X)/\mathcal{F}) = \varphi(E(X/\mathcal{F}))$$

Vamos então supor que φ é não-linear.

Nos faremos isso de modo que se $S = \{(a, b) : a, b \in \mathbb{Q}, ax + b \in \varphi(x) \text{ e } x \in \mathcal{F}\}$, então $\varphi(x) = \sup_{(a,b) \in S} ax + b$.

$$E(\varphi(X)/\mathcal{F}) \geq a E(X/\mathcal{F}) + b \text{ q.o.}$$

Tomando o supremo sobre $(a, b) \in S$

$$E(\varphi(X)/\mathcal{F}) \geq \varphi(E(X/\mathcal{F})) \text{ q.o.}$$

que prova o res.

Exercício 5.1.5. Imita a prova no remark após o Teo. 1.5.2 para provar a desigualdade condicional de Cauchy-Schwarz:

$$E(XY/\mathcal{G})^2 \leq E(X^2/\mathcal{G})E(Y^2/\mathcal{G})$$

Note que $(X + \theta Y)^2/\mathcal{G} \geq 0$ q.o. Portanto

$$0 \leq E((X + \theta Y)^2/\mathcal{G}) = E(X^2 + 2\theta XY + \theta^2 Y^2/\mathcal{G}) \stackrel{\text{linearidade}}{=} E(X^2/\mathcal{G}) + 2\theta E(XY/\mathcal{G}) + \theta^2 E(Y^2/\mathcal{G}),$$

$$= E(X^2/\mathcal{G}) + 2\theta E(XY/\mathcal{G}) + \theta^2 E(Y^2/\mathcal{G}),$$

uma forma quadrática em θ^2 . Pelo fato da mesma ser positiva,

devemos ter

$$[E(XY|G)]^2 \leq E(X^2|G)E(Y^2|G) \quad , \text{ i.e.}$$

$$(E(XY|G))^2 \leq E(X^2|G)E(Y^2|G)$$

* $aX^2 + bX + c \geq 0 \Leftrightarrow$

$aX^2 + bX + c > 0$

não existem raízes
 $\therefore \Delta < 0$

$aX^2 + bX + c = 0$

existe uma raiz
 $\therefore \Delta = 0$

i.e. $\Leftrightarrow b^2 - 4ac \leq 0$.

Teo. 5.1.4. Esperança condicional é uma contracção em $L^p, p \geq 1$.

Prova.

(5.1.4) $\Rightarrow |E(X|S)|^p \leq E(|X|^p|S)$. Tomando o valor esperado

$$E(|E(X|S)|^p) \leq E(E(|X|^p|S)) = E|X|^p$$

Exercício. 5.1.6 Dê um exemplo em $\Omega = \{a, b, c\}$ em que

$$E(E(X|S_1)|S_2) \neq E(E(X|S_2)|S_1)$$

Seja $X : (\Omega, \mathcal{P}(\Omega), P)$ em $(\mathbb{R}, \mathcal{B}, \mu)$ t.q.

$$X(a) = 1 \quad \text{e} \quad P\{a\} = 1/3$$

$$X(b) = 2 \quad \text{e} \quad P\{b\} = 1/3$$

$$X(c) = 3 \quad \text{e} \quad P\{c\} = 1/3$$

Ao considerarmos

$$\mathcal{F}_1 = \{\emptyset, \{a\}, \{b, c\}, \emptyset\} \text{ e}$$

$$\mathcal{F}_2 = \{\emptyset, \{b\}, \{a, c\}, \emptyset\}$$

Temos que $\mathcal{F}_1 \notin \mathcal{F}_2$ e $\mathcal{F}_2 \notin \mathcal{F}_1$.

Sejam agora $Y_1 = E(X|\mathcal{F}_1)$ e $Y_2 = E(X|\mathcal{F}_2)$

Temos que $Y_1 \in \mathcal{F}_1$ e $Y_2 \in \mathcal{F}_2$ e

	a	b	c
$E(X \mathcal{F}_1)$	1	2,5	2,5
$E(X \mathcal{F}_2)$	2	2	2

$$E(Y_1) = E(Y_2) = E(E(X|\mathcal{F}_1)) = E(E(X|\mathcal{F}_2))$$

Note agora que uma candidata para $E(E(X|\mathcal{F}_1)) = W_1$ seria tal que

$$W_1 = \begin{matrix} a & b & c \\ 1,75 & 2,5 & 1,75 \end{matrix} \Rightarrow W_1 \neq W_2 \text{ q.c}$$

$$E(Y_2) = W_2 = \begin{matrix} a & b & c \\ 2 & 2 & 2 \end{matrix}$$

$$E(E(Y_1)|\mathcal{F}_2) = \begin{matrix} a & b & c \\ 1,75 & 1,75 & 1,75 \end{matrix}$$

Do lado:

$$\mathcal{F}_2 = \{\emptyset, \{a\}, \{b, c\}, \emptyset\}, \mathcal{F}_1 = \{\emptyset, \{c\}, \{a, b\}, \emptyset\}, X(b)=1$$

Neste caso $a = b = c$ e $X(a) = X(c) = 0$

$$E(X|\mathcal{F}_1) = \begin{matrix} a & b & c \\ 0 & 1/2 & 1/2 \end{matrix}$$

$$E(E(X|\mathcal{F}_1)|\mathcal{F}_2) = \begin{matrix} a & b & c \\ 1/4 & 1/4 & 1/2 \end{matrix}$$

Por outro lado

$$E(X|\mathcal{F}_2) = \begin{matrix} a & b & c \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{matrix}$$

$$E(E(X|\mathcal{F}_2)|\mathcal{F}_1) = \begin{matrix} a & b & c \\ 1/2 & 1/4 & 1/4 \end{matrix}$$

Na vdd, basta notar que

$$E(E(X|\mathcal{F}_2)|\mathcal{F}_1) \notin \mathcal{F}_2$$

$$B = \{00, 111\}, W_1(B) = \{a, b\} \notin \mathcal{F}_1$$

Teorema 5.1.7. Se $X \in \mathbb{F}$ e $E|Y|, E|XY| < \infty$, então

$$E(XY|\mathcal{F}) = X E(Y|\mathcal{F})$$

Exercício 5.1.7. Mostre que quando $E|X|, E|Y|$, e $E|XY|$ são finitas, cada declaração implica a próxima, e de exemplos com $X, Y \in \{-1, 0, 1\}$ q.c. que mostram que a implicação reversa é falsa:

- (i) X e Y são independentes;
- (ii) $E(Y|X) = EY$,
- (iii) $E(XY) = EXEY$

(i) \Rightarrow (ii)

Sabemos que $E(Y|X) = E(Y|\sigma(X))$. Mas $\sigma(X)$ é independente de Y , e portanto, $\sigma(X)$ não traz nenhuma informação sobre Y . Logo $E(Y|X) = E(Y|\sigma(X)) = EY$

O reverso falha pelo ex. 4.2 do Cap. 1.

(ii) \Rightarrow (iii)

$$E(XY) = E \underbrace{E(XY|X)}_{XY \in \sigma(X)} = E(XE(Y|X)) = E(XEY) = EXEY$$

Para ver que o inverso é falso

$X \setminus Y$	-1	0	1	EY	$E(XY)$
-1	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2} + 2(-1)^2$
0	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$
1	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2} + 2(1)^2$

$E(XY) = -1 + 2X^2$

$\frac{1}{2} \text{ se } X \in \{-1, 1\}$
 $-1 \text{ se } X = 0$

Ex. 5.1.8. Mostre que se $f \in \mathcal{F}$ e $E(X) < \infty$, então

$$E\{(X - E(X/\mathcal{F}))^2\} + E\{(E(X/\mathcal{F}) - E(X/\mathcal{G}))^2\} = E\{(X - E(X/\mathcal{G}))^2\}$$

Seja $Z = E(X/\mathcal{F}) - E(X/\mathcal{G})$.
 ↓
 (\mathcal{G} -mensurável → \mathcal{F} -não mensurável)
 de (1.4)

$$E\{X - E(X/\mathcal{F}) + Z\}^2 = E\{X - E(X/\mathcal{F})\}^2 + E\{Z\}^2$$

Subs Z

$$E\{X - E(X/\mathcal{F}) + E(X/\mathcal{F}) - E(X/\mathcal{G})\}^2 = E\{X - E(X/\mathcal{F})\}^2 + E\{E(X/\mathcal{F}) - E(X/\mathcal{G})\}^2$$

$$E\{X - E(X/\mathcal{F})\}^2 + E\{E(X/\mathcal{F}) - E(X/\mathcal{G})\}^2 = E\{X - E(X/\mathcal{G})\}^2$$

Tirando o segundo termo do membro esquerdo da equação, temos uma desigualdade que diz geometricamente, maior o subespaço, mais próxima a projeção ($(E(X - E(X/\mathcal{F}))^2 \leq E(X - E(X/\mathcal{G}))^2$), ou estatisticamente, maior inf. significa um erro quadrado médio menor. Um caso importante ocorre quando $\mathcal{G} = \{\emptyset, \Omega\}$.

$$E\{X - E(X/\mathcal{F})\}^2 \leq E(X - EX)^2 = \text{Var}(X)$$

Ex. 1.9.

Seja $\text{var}(X/\beta) = E(X^2/\beta) - (E(X/\beta))^2$. Mostre que

$$\text{var}(X) = E(\text{var}(X/\beta)) + \text{var}(E(X/\beta))$$

$$\text{var}(X/\beta) = E(X^2/\beta) - E(X/\beta)^2 \quad \text{e} \quad E(E(X^2/\beta)) = EX^2 \quad \text{temos}$$

$$E(\text{var}(X/\beta)) = EX^2 - E(E(X/\beta)^2) \quad (1)$$

$$\text{Uma vez } E(E(X/\beta)) = EX, \text{ temos}$$

$$\text{var}(E(X/\beta)) = E(E(X/\beta)^2) - (EX)^2 \quad (2)$$

Somando (1) e (2) temos

$$E(\text{var}(X/\beta)) + \text{var}(E(X/\beta)) = EX^2 - (EX)^2 = \text{var}(X)$$

8.1.10

Sejam Y_1, Y_2, \dots i.i.d com média μ e variância σ^2 , N uma v.a. indep. valorada nos int. positivos com $E N^2 < \infty$ e $X = Y_1 + \dots + Y_N$. Mostre que $\text{var}(X) = \sigma^2 E(N) + \mu^2 \text{var}(N)$. Para entender e ajudar a entender o problema, pense sobre dois casos especiais em que N ou Y é constante.

Seja $\mathcal{F} = \sigma(N)$.

Nossa 1º passo é provar

$$E(X|N) = \mu N$$

Para tal, basta verificar que

i) $\mu N \in \mathcal{F}$.

Com $\mu N \in \mathcal{F}$, segue $\mu N \in \mathcal{F}$.

ii) $\forall A \in \mathcal{F}, \int_A X dP = \int_A \mu N dP$

Para tal é suf. considerar $A = \{N=n\}$. Mas neste caso

$$\int_{\{N=n\}} X dP = E[(Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n) \mathbb{1}_{\{N=n\}}] \stackrel{\text{ind.}}{=} n \mu P(N=n)$$

$$\begin{aligned} &= n \mu P(N=n) = \int_{\{N=n\}} N \mu dP \\ &= E[N \mu \mathbb{1}_{\{N=n\}}] = \end{aligned}$$

De modo similar, segue que

$$E(X^2|N) = \sigma^2 N + (\mu N)^2$$

Daí,

$$\text{var}(X|N) = \sigma^2 N + (\mu N)^2 - (\mu N)^2 = \sigma^2 N$$

Usando o ex. ant. $E(\text{var}(X|N)) + \text{var}(E(X|N))$

$$\text{var}(X) = \sigma^2 E(N) + \mu^2 \text{var}(N)$$

Ex. S.1.11. X, Y, v.a. com $E(Y|g) = X$ e $EY^2 = EX^2$, então $\lambda = Y$ q.c.

Ex. 1.8. com $g = \{\emptyset, \Omega\} \Rightarrow$

$$E(Y-X)^2 + E(X-EY)^2 = E(Y-EY)^2$$

$$E(EY|g)$$

como $EY = EX$, e $EX^2 = EY^2$, $E(X-EY)^2 = E(Y-EY)^2$ Daí,

também $E(X-EY)^2 = E(Y-EY)^2 \Rightarrow$

$$E(Y-X)^2 = 0 \quad (*)$$

Como $(Y-X)^2 \geq 0$, segue que que $Y-X=0$ q.c., i.e,

$$Y = X \text{ q.c.}$$

S.1.12. O result. no último ex. implica que se $EY^2 < \infty$ e $E(Y|g)$ tem a mesma distri.. que Y, então $E(Y|g) = Y$ q.c. Prove isto sob a suposição $E(Y) < \infty$.

Exercício 5.2.2. Suponha X_n é um martingal c.r.a \mathcal{G}_n e seja $\mathcal{F}_n = \sigma(X_1, \dots, X_n)$. Então $\mathcal{G}_n \subset \mathcal{F}_n$ e X_n é um martingal com re \mathcal{F}_n .

\mathcal{F}_n é a menor σ -álgebra que faz (X_1, \dots, X_n) mensurável. Mas $X_1, \dots, X_n \in \mathcal{G}_n$, de modo que $\mathcal{G}_n \subset \mathcal{F}_n$, uma vez que \mathcal{F}_n é a menor.

Vemos então que $\mathcal{G}_n \subset \mathcal{F}_n$. Daí, pelos result. de esp. condicional,

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

* \mathcal{F}_n é a menor σ -álgebra que faz X_1, X_2, \dots, X_n mensuráveis.
I.e. \mathcal{F}_n é a menor σ -álgebra t.q. $X_i \in \mathcal{F}_n, 1 \leq i \leq n$.

Como X_n é um martingal com respeito à filtragem $\{\mathcal{G}_n\}_{n \geq 1}$, segue que $X_1 \in \mathcal{F}_1, \dots, X_n \in \mathcal{F}_n$, i.e., \mathcal{G}_n é uma σ -álgebra que faz X_1, X_2, \dots, X_n mensuráveis. Uma vez que \mathcal{F}_n é a menor σ -álgebra que $\mathcal{G}_n \subset \mathcal{F}_n$. Daí,

$$E[X_{n+1} | \mathcal{F}_n] = E[E[X_{n+1} | \mathcal{G}_n] | \mathcal{F}_n] = E[X_n | \mathcal{F}_n] = X_n,$$

Ex. 5.2.3. Dé um exemplo de um submartingal X_n de modo que X_n^2 é um supermartingal.

Dica: X_n não precisa ser aleatória.

Dizemos que $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$ é um submartingal c.r.a se se

- $E(X_n) < \infty$
- X_n é adaptada à \mathcal{F}_n
- $E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) \geq X_n$

$$\text{Seja } X_n = \begin{cases} 1 & \text{se } \\ -1 & \text{se } \end{cases}$$

$$E(X_{n+1} | \mathcal{F}_n) = E\left(\frac{1-n}{n+1} \mid \mathcal{F}_n\right) = \frac{1}{n+1} - 1 \geq \frac{1}{n} - 1 = X_n$$

$$\text{mas } X_n^2 = \left(\frac{1-n}{n}\right)^2$$

$$E(X_{n+1}^2 | \mathcal{F}_n) = E\left(\left(\frac{1-n}{n}\right)^2 \mid \mathcal{F}_n\right) = \left(\frac{1-n}{n}\right)^2 \leq \left(\frac{n-1}{n}\right)^2$$

MAE 5811 - Probabilidade Avançada I- Prova I

Justifique suas respostas.

A nota máxima desta prova é 10

1. (Valor máximo 2,5)

- (a) (1,0) Sejam A_1, A_2, \dots subconjuntos de Ω . Mostre que $\limsup 1_{A_n} = 1_{\limsup A_n}$.
- (b) (1,0) Defina A_n , $n \geq 1$, sub-conjuntos da reta real, da seguinte forma: $A_n = (-1/n, 1]$ se n for ímpar e $A_n = (-1, 1/n]$ se n for par. Determine $\limsup A_n$ e $\liminf A_n$.
- (c) (1,0) Se \mathcal{F}_i é uma σ -álgebra para cada $i \in I$, onde I é um conjunto não vazio de índices, mostre que $\cap_{i \in I} \mathcal{F}_i$ é uma σ -álgebra.

2. (Valor máximo 2,5) Mostre que Convergência em L^2 implica em

- (a) (1,5) convergência em L^1 .
- (b) (1,5) convergência em Probabilidade.

3. (Extra 1,0) Seja $X : (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$, com $\Omega = \{1, 2, 3\}$ e $\mathcal{F} = \{\Omega, \emptyset, \{1, 2\}, \{3\}\}$, \mathbb{R} = números reais e \mathcal{B} a σ -álgebra de Borel, definida por $X(1) = 1$, $X(2) = 2$, $X(3) = 3$.

- (a) (0,5) (Ω, \mathcal{F}) é um espaço mensurável?
- (b) (0,5) X é uma variável aleatória?

4. (2,0) Dadas duas classes de eventos \mathcal{C}_1 e \mathcal{C}_2 independentes entre si discutimos em aula um teorema que estabelece uma condição extra sob a qual podemos concluir que $\sigma(\mathcal{C}_1)$ e $\sigma(\mathcal{C}_2)$ são independentes.

Seja $\Omega = \{1, 2, 3, 4\}$, \mathcal{F} = classe de todos os sub-conjuntos de Ω e P tal que $P(\{1\}) = P(\{2\}) = P(\{3\}) = P(\{4\})$.

- (a) (1,0) Mostre que as duas classes de eventos $\mathcal{C}_1 = \{\{1, 2\}\}$ e $\mathcal{C}_2 = \{\{2, 3\}, \{2, 4\}\}$ são independentes mas que $\sigma(\mathcal{C}_1)$ e $\sigma(\mathcal{C}_2)$ não são independentes.
- (b) (1,0) Identifique a condição extra que não é verificada neste exemplo de \mathcal{C}_1 e \mathcal{C}_2 .

5. (3,0) Seja, para cada $n \geq 1$, $X_n = \{X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}\}$ uma coleção de variáveis aleatórias tal que $X_{n,j}$ tem distribuição Bernoulli(p), com $p = \frac{1}{n}$ (ou seja, $P(X_{n,j} = 1) = 1 - P(X_{n,j} = 0) = \frac{1}{n}$) para $1 \leq j \leq n$. Considere S_n o total de sucessos nesses n experimentos Bernoulli: $S_n = \sum_{j=1}^n X_{n,j}$.

- (a) (1,0) Se $X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}$ são independentes, mostre que $P(S_n = k) \rightarrow e^{-\lambda} \frac{\lambda^k}{k!}$, quando $n \rightarrow \infty$ (distribuição de Poisson com média 1).

- (b) Construa agora $X_n = \{X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}\}$ da seguinte forma:

Para cada $n \geq 1$ Considere o espaço de probabilidade $(\Omega_n, \mathcal{F}_n, P_n)$ com $\Omega_n = \{1, 2, \dots, n\}^n$, \mathcal{F}_n = classe de todos os sub-conjuntos de Ω_n . Para definir $P_n(\omega)$, probabilidade de selecionar $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) \in \Omega$ ($\omega_j \in \{1, 2, \dots, n\}$, $1 \leq j \leq n$) temos o seguinte procedimento: com probabilidade $\frac{1}{n}$ selecione aleatoriamente em $\{(1, 1, \dots, 1), (2, 2, \dots, 2), \dots, (n, n, \dots, n)\} \subset \Omega$; com probabilidade $\frac{n-1}{n}$ selecione aleatoriamente uma das $n!$ permutações de $(1, 2, \dots, n)$.

Construa agora $X_n = \{X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}\}$, tal que $X_{n,j}(\omega) = 1$ se $\omega_j = 1$ e $X_{n,j}(\omega) = 0$ caso contrário.

- i. (0,5) Mostre que $X_{n,j}$ tem distribuição Bernoulli(p), com $p = \frac{1}{n}$.
- ii. (0,5) Mostre que $X_{n,i}$ e $X_{n,j}$ são independentes, para $i \neq j$.
- iii. (0,5) Mostre que a distribuição de $S_n = \sum_{j=1}^n X_{n,j}$ não converge para Poisson.
- iv. (0,5) Porque $S_n = \sum_{j=1}^n X_{n,j}$ não converge para Poisson mas isto era verdade no caso anterior (item a)?

6. (Extra 2,0) Entregue a resolução desta prova até a próxima segunda (28/04) as 14:00h. Esta resolução deve ser individual mas você pode consultar livros e anotações pessoais.

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

Questão 1.

a. Sejam A_1, A_2, \dots subconjuntos de Ω . Mostre que $\limsup \mathbb{1}_{A_n} = \mathbb{1}_{\limsup A_n}$.
Por definição, temos que

$$\limsup A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{m \geq n} A_m$$

ou, de forma equivalente,

$$\limsup A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n, \text{ com } B_n = \bigcup_{m \geq n} A_m \quad (1)$$

Como B_1, B_2, \dots formam uma sequência de eventos não-crescente, pois se $w \in B_{k+1}$, então $w \in \bigcup_{m \geq k+1} A_m \subset \bigcup_{m \geq k} A_m = B_k$; isto é, $B_k \supseteq B_{k+1}$ para todo $k \geq 1$ natural. Daí, segue que $B_n \downarrow \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n$, ou seja,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} B_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} \bigcup_{m \geq n} A_m = \limsup A_n \quad (2)$$

Agora, seja $\mathbb{1}_{B_n}$ denotando a variável indicadora de B_n para $n \geq 1$, e $\mathbb{1}_{\bigcap_{n=1}^{\infty} B_n} = \mathbb{1}_{\limsup A_n}$. Temos que.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{1}_{B_n} = \mathbb{1}_{\limsup A_n} \quad (3)$$

Vamos verificar que vale a identidade (3). Uma maneira rápida seria notar $\mathbb{1}_{B_n}$, $n \geq 1$ formam uma sequência de funções não-crescentes (Se $A \subseteq C$ são conjuntos, $A \subseteq C$, então $\mathbb{1}_A \leq \mathbb{1}_C$) e limitadas, de modo que para todo $w \in \Omega$, $\mathbb{1}_{B_n}(w)$ converge.

Note agora que se $w \in \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n$, então $w \in B_n$ para cada $n \geq 1$.

Neste caso, $\mathbb{1}_{B_n}(w) = 1$ para cada $n \geq 1$ e $\mathbb{1}_{\bigcap_{n=1}^{\infty} B_n} = \mathbb{1}_{\limsup A_n} = 1$.

Se $w \notin \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n$ então $w \notin B_k$ para algum k . Como os eventos são não-crescentes, $w \notin B_n$ para todos $n \geq k$. Neste caso, $\mathbb{1}_{B_n}(w) = 0$ para $n \geq k$ e $\mathbb{1}_{\bigcap_{n=1}^{\infty} B_n} = \mathbb{1}_{\limsup A_n} = 0$. Em ambos os casos,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{1}_{B_n} = \mathbb{1}_{\limsup A_n}$$

$$\text{Mas } \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{1}_{B_n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{1}_{\bigcup_{i=n}^{\infty} A_i} = \lim_{n \rightarrow \infty} \max \{ \mathbb{1}_{A_i} : i \geq n \}^{**} = \limsup \mathbb{1}_{A_n}.$$

** segue pela definição de limsup

* Seja A_1, A_2, \dots conjuntos; $\mathbb{1}_{\bigcup_{m \geq n} A_m}(w) = 1 \Leftrightarrow w \in A_i$ para algum $i \geq n \Leftrightarrow \mathbb{1}_{A_i}(w) = 1$ para algum $i \geq n \Leftrightarrow \max \{ \mathbb{1}_{A_i}(w) : i \geq n \} = 1$. Por outro lado, $\mathbb{1}_{\bigcup_{m \geq n} A_m}(w) = 0 \Leftrightarrow w \notin A_i$ para todo $i \geq n \Leftrightarrow \mathbb{1}_{A_i}(w) = 0 \forall i \geq n \Leftrightarrow \max \{ \mathbb{1}_{A_i}(w) : i \geq n \} = 0$.

b) Defina A_n , $n \geq 1$, sub-conjuntos da reta real, da seguinte forma: $A_n = (-1/n, 1]$ se n for ímpar e $A_n = (-1, 1/n]$ se n for par. Determine $\limsup A_n$ e $\liminf A_n$.

Para tal, sejam $B_n = \bigcup_{m \geq n} A_m$ e $C_n = \bigcap_{m \geq n} A_m$. Nestas condições, temos que

$$i) \limsup A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} B_n;$$

$$ii) \liminf A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} C_n.$$

Vejamos agora que, para K natural,

$n=1$	$A_1 = \left[-\frac{1}{1}, 1 \right]$	$; B_1 = \bigcup_{m \geq 1} A_m = (-1, 1]$	$; C_1 = \bigcap_{m \geq 1} A_m = [0] - \{0\}$
$n=2$	$A_2 = \left[-\frac{1}{2}, \frac{1}{2} \right]$	$; B_2 = \bigcup_{m \geq 2} A_m = (-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}]$	$; C_2 = \bigcap_{m \geq 2} A_m = \{0\}$
$n=3$	$A_3 = \left[-\frac{1}{3}, \frac{1}{3} \right]$	$; B_3 = \bigcup_{m \geq 3} A_m = (-\frac{1}{3}, \frac{1}{3}]$	$; C_3 = \bigcap_{m \geq 3} A_m = \{0\}$
$n=4$	$A_4 = \left[-\frac{1}{4}, \frac{1}{4} \right]$	$; B_4 = \bigcup_{m \geq 4} A_m = (-\frac{1}{4}, \frac{1}{4}]$	$; C_4 = \bigcap_{m \geq 4} A_m = \{0\}$
\vdots			
$n=2k$	$A_{2k} = \left[-\frac{1}{2k}, \frac{1}{2k} \right]$	$; B_{2k} = \bigcup_{m \geq 2k} A_m = (-\frac{1}{2k}, \frac{1}{2k}]$	$; C_{2k} = \bigcap_{m \geq 2k} A_m = \{0\}$
$n=2k+1$	$A_{2k+1} = \left[-\frac{1}{2k+1}, \frac{1}{2k+1} \right]$	$; B_{2k+1} = \bigcup_{m \geq 2k+1} A_m = (-\frac{1}{2k+1}, \frac{1}{2k+1})$	$; C_{2k+1} = \{0\}$

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

Com isso, segue que

$$i) \limsup A_n = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} \bigcup_{m \geq n} A_m = \bigcap_{n \in \mathbb{N}} B_n = (-3, 1] \text{ e;}$$

$$ii) \liminf A_n = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} \bigcap_{m \geq n} A_m = \bigcup_{n \in \mathbb{N}} C_n = \{0\}$$

c) Se \mathcal{F}_i é uma σ -álgebra para cada $i \in I$, onde I é um conjunto não-vazio de índices, mostre que $\bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i$ é uma σ -álgebra.

Por definição, uma coleção Φ não-vazia de subconjuntos de Ω que satisfaz

$$(1) \Omega \in \Phi, \emptyset \in \Phi;$$

$$(2) \text{Se } A \in \Phi \text{ então } A^c \in \Phi;$$

$$(3) \text{Se } A_1, A_2, \dots \text{ estão em } \Phi, \text{ então } \bigcup A_j \in \Phi.$$

* : Sendo \mathcal{F}_i uma σ -álgebra para cada $i \in I$, segue que \mathcal{F}_i satisfaz as condições (1), (2) e (3) para cada $i \in I$.

Verificar se $\bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i$ é uma σ -álgebra é equivalente a verificar se $\bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i$ satisfaz as condições (1), (2) e (3). Vamos verificá-las:

$$(1) \Omega \in \mathcal{F}; \forall i \in I \Rightarrow \Omega \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i. \text{ Logo, } \Omega \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \text{ e } \emptyset \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i.$$

$$\emptyset \in \mathcal{F}; \forall i \in I \Rightarrow \emptyset \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i;$$

$$(2) A \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \Rightarrow A \in \mathcal{F}_i; \forall i \in I \stackrel{*}{\Rightarrow} A^c \in \mathcal{F}_i; \forall i \in I \Rightarrow A^c \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i. \text{ Isto é,} \\ \text{se } A \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \text{ então } A^c \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \text{ (vale condição 2).}$$

$$(3) A_1, A_2, \dots \text{ em } \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \Rightarrow A_1, A_2, \dots \text{ em } \mathcal{F}; \forall i \in I \stackrel{*}{\Rightarrow} \bigcup A_j \in \mathcal{F}_i; \forall i \in I \Rightarrow \\ \bigcup A_j \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i, \text{ i.e., se } A_1, A_2, \dots \text{ estão em } \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i \text{ então } \bigcup A_j \in \bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i.$$

Como valem as três condições, segue que se \mathcal{F}_i é uma σ -álgebra para cada

$i \in I$, então $\bigcap_{i \in I} \mathcal{J}_i$ é uma σ -álgebra.

Questão 2. Mostre que convergência em L^3 implica em

a) Convergência em L^1 .

b) Convergência em Probabilidade

Por definição, se X_n converge à $X \in L^2$, com $E|X_n|^2 < \infty$ e $E|X|^2 < \infty$, então

$$E|X_n - X|^2 = E(X_n - X)^2 \rightarrow 0 \text{ quando } n \rightarrow \infty.$$

Obs: $EX = \int_{\Omega} X dP$

item a)

Dizemos que a sequência $\{X_n\}_{n \in \mathbb{N}}$, com $E|X_n| < \infty$ e $E|X| < \infty$, converge em L^1 se

$$E|X_n - X| \rightarrow 0 \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

Uma vez que $X_n \rightarrow X$ em L^2 , temos que

$$E|X_n|^2 = \int_{\Omega} |X_n|^2 dP < \infty. \text{ Daí,}$$

$$\begin{aligned} E|X_n| &= \int_{\Omega} |X_n| dP = \int_{\{X_n \leq 1\}} |X_n| dP + \int_{\{X_n > 1\}} |X_n| dP \leq \int_{\{X_n \leq 1\}} 1 dP + \int_{\{X_n > 1\}} |X_n|^2 dP = \\ &= P(|X| \leq 1) + E|X_n|^2 \stackrel{\substack{\sim \\ \in [0, 1]}}{\leq} 1 + E|X_n|^2 < \infty. \end{aligned}$$

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

De modo análogo, vemos que $E X^2 < \infty \Rightarrow E|X| < \infty$. Ou seja, as condições para a convergência em L^1 ocorrem.

Consideremos agora as funções

$$f = |X_n - X| \quad e \quad g = \mathbb{1}_{\Omega_n}$$

Pela Desigualdade de Cauchy-Schwarz (caso particular da Desigualdade de Hölder quando $p=q=2$), temos que

$$\int_{\Omega} |X_n - X| \mathbb{1}_{\Omega_n} dP \leq \left(\int_{\Omega} |X_n - X|^2 dP \right)^{1/2} \left(\int_{\Omega} |\mathbb{1}_{\Omega_n}|^2 dP \right)^{1/2}, \text{ i.e.,}$$

$$\begin{aligned} \int_{\Omega} |X_n - X| dP &\leq \left(\int_{\Omega} |X_n - X|^2 dP \right)^{1/2} \left(\int_{\Omega} \underbrace{dP}_{P(\Omega)=1} \right)^{1/2} = \\ &= (E(X_n - X)^2)^{1/2}. \end{aligned}$$

para cada n . Note agora que $|X_n - X| \geq 0$, e portanto, $\int_{\Omega} |X_n - X| dP \geq 0$.

Daí,

$$0 \leq \int_{\Omega} |X_n - X| dP \leq (E(X_n - X)^2)^{1/2} \quad \text{para cada } n. \quad (1)$$

Como $|X_n - X|^2 \geq 0$, segue também que $\int_{\Omega} |X_n - X|^2 dP \geq 0$, para todo n . Ademais, como $f(y) = \sqrt{y}$ é uma função contínua de \mathbb{R}_+ em \mathbb{R}_+ , segue que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sqrt{\underbrace{E|X_n - X|^2}_{\in \mathbb{R}_+}} = \sqrt{\lim_{n \rightarrow \infty} E|X_n - X|^2} = \sqrt{0} = 0.$$

Ou seja, uma vez que $E|X_n - X|^2 \rightarrow 0$ quando $n \rightarrow \infty$, $(E|X_n - X|^2)^{1/2}$ também

Assim, quando $n \rightarrow \infty$, temos pela equação (1) que

$$0 \leq \int_{\Omega} |X_n - X| dP = E|X_n - X| \leq 0, \text{ i.e.}$$

$$E|X_n - X| \rightarrow 0 \text{ quando } n \rightarrow \infty.$$

Logo, provamos que se $X_n \rightarrow X$ em L^2 , então $X_n \rightarrow X$ em L^1 .

item b)

É dito que a sequência $\{X_n\}_{n \geq 1}$ converge à X em probabilidade se $\forall \varepsilon > 0$, temos

$$P(|X_n - X| > \varepsilon) \rightarrow 0 \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

Aqui, basta notar pela Desigualdade de Chebychev que, $\forall \varepsilon > 0$ fixado,

$$0 \leq P(|X_n - X| > \varepsilon) = P(|X_n - X|^2 > \varepsilon^2) \leq \frac{E(|X_n - X|^2)}{\varepsilon^2} \rightarrow 0$$

quando $n \rightarrow \infty$, pois decorre da convergência em L^2 que $E|X_n - X|^2 \rightarrow 0$ quando $n \rightarrow \infty$.

Daí, provamos que a convergência em L^2 implica a convergência em probabilidade.

Questão 3. Se $X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$, com $\Omega = \{1, 2, 3\}$ e $\mathcal{F} = \{\emptyset, \Omega, \{1, 2\}, \{3\}\}$, \mathbb{R} = números reais e \mathcal{B} a álgebra de Borel, definida por $X(1) = 1$, $X(2) = 2$, $X(3) = 3$.

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

a) (Ω, \mathcal{F}) é um espaço mensurável?

Por definição, o par (Ω, \mathcal{F}) será dito um espaço mensurável se \mathcal{F} for uma σ -álgebra de subconjuntos de Ω , i.e., uma coleção não-vazia de subconjuntos de Ω satisfazendo as seguintes condições:

1. $\Omega \in \mathcal{F}$ e $\emptyset \in \mathcal{F}$

Nesse caso, $\mathcal{F} = \{\Omega, \emptyset, \{1, 2\}, \{3\}\}$, de modo que $\Omega \in \mathcal{F}$ e $\emptyset \in \mathcal{F}$.

Logo, vale a condição 1.

2. Se $A \in \mathcal{F}$ então $A^c \in \mathcal{F}$.

No caso, se $A \in \mathcal{F}$, então

$$A = \Omega \Rightarrow A^c = \emptyset \in \mathcal{F} \text{ ou}$$

$$A = \emptyset \Rightarrow A^c = \Omega \in \mathcal{F} \text{ ou}$$

$$A = \{3\} \Rightarrow A^c = \{1, 2\} \in \mathcal{F} \text{ ou}$$

$$A = \{1, 2\} \Rightarrow A^c = \{3\} \in \mathcal{F}.$$

Logo, vale a condição 2.

3. Se A_1, A_2, \dots estão em \mathcal{F} , então $\bigcup A_i \in \mathcal{F}$.

Aqui, basta notar que para este caso,

- $\bigcup A_i = \emptyset \in \mathcal{F}$, quando $A_i = \emptyset$ para $i \geq 1$; ou

- $\bigcup A_i = \Omega \in \mathcal{F}$, quando pelo menos um dos A_i 's é Ω ; ou quando há ao menos dois A_i 's iguais a Ω , digamos A_1 e A_{12} - com os outros iguais a $\{1, 2\}$ e o outro a $\{3\}$; ou

- $\bigcup A_i = \{3\} \in \mathcal{F}$, quando ao menos um dos A_i 's é igual a $\{3\}$, e o restante todos iguais ao \emptyset ; ou

- $\bigcup A_i = \{1, 2\} \in \mathcal{F}$, quando ao menos um dos A_i 's é $\{1, 2\}$ e os demais são todos iguais a \emptyset .

OU seja, vale a condição 3. $\therefore \mathcal{F}$ é uma σ -álgebra de subconjuntos de Ω .

Logo, (Ω, \mathcal{F}) é um espaço mensurável.

b) X é uma variável aleatória?

Por definição, uma variável aleatória, definida em (Ω, \mathcal{F}) é uma função mensurável de (Ω, \mathcal{F}) à $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$.

Logo, verificar se X dada é uma variável aleatória é equivalente a verificar se para todo $B \in \mathcal{B}$, temos

$$X^{-1}(B) = \{\omega : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F};$$

Ou seja, se X é mensurável de (Ω, \mathcal{F}) à $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$.

Como visto no enunciado, temos que $X(\omega) = \omega$ e $\omega \in \Omega = \{1, 2, 3\}$.
Dai, ao considerarmos $B = (0, 3/2] \in \mathcal{B}$, teremos que

$$X^{-1}(B) = \{\omega : X(\omega) \in (0, 3/2]\} = \{1\} \notin \{\emptyset, \{1, 2, 3\}\} = \mathcal{F}$$

Logo, como conseguimos exibir um $B \in \mathcal{B}$ tal que $X^{-1}(B)$ não está em nossa $\mathcal{F} = \{\emptyset, \{1, 2, 3\}\}$, concluímos que X não é mensurável de (Ω, \mathcal{F}) à $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ e, portanto, não é uma variável aleatória.

Questão 4. Dadas duas classes de eventos \mathcal{C}_1 e \mathcal{C}_2 independentes entre si discutimos em aula um teorema que estabelece uma condição extra sob a qual podemos concluir que $\sigma(\mathcal{C}_1)$ e $\sigma(\mathcal{C}_2)$ são independentes.

Seja $\Omega = \{1, 2, 3, 4\}$, \mathcal{F} classe de todos os subconjuntos de Ω e P tal que $P(\{1\}) = P(\{2\}) = P(\{3\}) = P(\{4\})$.

a) Mostre que as duas classes de eventos $\mathcal{C}_1 = \{\{1, 2\}\}$ e $\mathcal{C}_2 = \{\{2, 3\}, \{2, 4\}\}$ são independentes mas que $\sigma(\mathcal{C}_1)$ e $\sigma(\mathcal{C}_2)$ não são independentes.

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

Para falar da independência entre as classes C_1 e C_2 e das não-independências entre $\sigma(C_1)$ e $\sigma(C_2)$, precisamos definir as probabilidades dos eventos que estarão envolvidos nas constatações.

Do enunciado, sabemos que

$$\Omega = \{1, 2, 3, 4\} = \bigcup_{i=1}^4 \{\omega_i\} \text{ e que} \quad (1)$$

P - a medida de probabilidade definida em $\mathcal{F} = \mathcal{P}(\Omega)$ - é tal que

$$P(\{\omega_1\}) = P(\{\omega_2\}) = P(\{\omega_3\}) = P(\{\omega_4\}) = \alpha \quad (2)$$

Como (1) nos mostra uma representação de Ω como uma união disjunta de evento, segue pela aditividade de P (decorrente da sua σ -aditividade) e de (2) que

$$P(\Omega) = \sum_{i=1}^4 P(\{\omega_i\}) = \sum_{i=1}^4 \alpha = 4\alpha$$

Como $P(\Omega) = 1$, temos que $\alpha = P(\{\omega_i\}) = 1/4$, para $i = 1, 2, 3, 4$.

Dai, temos que se

- $A \in \mathcal{F}$ é tal que $A = \{\omega_i\}$, $i \neq j$, $i, j \in \{1, 2, 3, 4\}$,
 $P(A) = 1/4 + 1/4 = 1/2$; e
- $A \in \mathcal{F}$ é tal que $A = \{\omega_i, \omega_j, \omega_k\}$, $i \neq j \neq k$, $i, j, k \in \{1, 2, 3, 4\}$,
 $P(A) = 1/4 + 1/4 + 1/4 = 3/4$.

Com isso, podemos seguir para a resolução do item a).

Por definição C_1 e C_2 serão independentes se

$$P(A_1 \cap A_2) = P(A_1) P(A_2) \quad (3)$$

para todo $A_1 \in C_1$ e $A_2 \in C_2$.

Como $C_1 = \{\{1,2\}\}$ e $C_2 = \{\{2,3\}, \{2,4\}\}$, temos apenas duas situações para verificar. Quando

- $A_1 = \{1,2\}$, $A_2 = \{2,3\}$;

$$P(A_1 \cap A_2) = P(\{2\}) = \frac{1}{4} \quad \therefore P(A_1 \cap A_2) = P(A_1)P(A_2)$$

$$P(A_1) \cdot P(A_2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$$

- $A_1 = \{1,2\}$, $A_2 = \{2,4\}$;

$$P(A_1 \cap A_2) = P(\{2\}) = \frac{1}{4} \quad \therefore P(A_1 \cap A_2) = P(A_1)P(A_2)$$

$$P(A_1) \cdot P(A_2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4}$$

Logo, como vale (a) para todo $A_1 \in C_1$ e $A_2 \in C_2$, segue que as classes de eventos C_1 e C_2 são independentes.

Agora seguem $\sigma(C_1)$ e $\sigma(C_2)$ as menores σ -algebras contendo C_1 e C_2 , respectivamente. Então

$$\sigma(C_1) = \{\emptyset, \Omega, \{1,2\}, \{3,4\}\} \text{ e}$$

$$\sigma(C_2) = \{\emptyset, \Omega, \{2,3\}, \{3,4\}, \{2,4\}, \{1,3\}, \{1,2,3\}, \{4\}, \{1,3,4\}, \{2\}, \{2,3,4\}, \{1\}, \{1,2,4\}, \{3\}, \{1,2\}, \{3,4\}\} = \mathcal{P}(\Omega)$$

Teremos que $\sigma(C_1)$ e $\sigma(C_2)$ seriam independentes se

$$P(A_1 \cap A_2) = P(A_1)P(A_2) \quad (*)$$

para todo $A_1 \in \sigma(C_1)$ e $A_2 \in \sigma(C_2)$. Mas note que a tomarmos

$$A_1 = \{1,2\} \quad \text{e} \quad A_2 = \{2\},$$

$$P(A_1 \cap A_2) = P(\{2\}) = \frac{1}{4}, \quad \text{i.e. } P(A_1 \cap A_2) \neq P(A_1)P(A_2)$$

$$P(A_1) \cdot P(A_2) = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{4} = \frac{1}{8}$$

Como ^(*) não vale para todos, segue que $\sigma(C_1)$ e $\sigma(C_2)$ não são independentes.

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

- b) Identifique a condição extra que não é verificada neste exemplo de G_1 e G_2 .

O Teorema visto em aula era o seguinte:

Se $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n$ é uma coleção de classes de conjuntos independentes e cada ϕ_i é um sistema- Π^* , então

$\sigma(\phi_1), \dots, \sigma(\phi_n)$ é independente

- * Uma classe de conjuntos P é dita um sistema- Π se for fechada por intersecções.

A condição extra é a de que G_1 e G_2 devem ser sistemas- Π , i.e., classes de conjuntos fechadas por intersecções. Mas isso não ocorre com G_2 pois dados $\{2,3\}$ e $\{2,4\}$ em G_2 , $\{2,3\} \cap \{2,4\}$ não está em G_2 , o que mostra que tal classe não é um sistema- Π , o que implica na não validade da condição extra: de que ambas sejam sistemas- Π .

Questão 5.

Seja, para cada $n \geq 1$, $X_n = \{X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}\}$ uma coleção de variáveis aleatórias tal que $X_{n,j}$ tem distribuição Bernoulli(p), com $p = 1/n$ (ou seja, $P(X_{n,j}=1) = 1 - P(X_{n,j}=0) = 1/n$) para $1 \leq j \leq n$. Considere S_n o total de sucessos nesses n experimentos Bernoulli: $S_n = \sum_{j=1}^n X_{n,j}$.

a) Se $X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}$ são independentes, mostre que

$$P(S_n=k) \rightarrow \frac{e^{-\lambda}}{k!} \quad (\text{distribuição de Poisson com média } \lambda).$$

Como $X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}$ são independentes e identicamente distribuídas com distribuição Bernoulli (λ/n), segue que

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_{n,i} \sim \text{Binomial}(n, \lambda/n) \quad (1)$$

Isto é,

$$P(S_n=k) = \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1-\frac{\lambda}{n}\right)^{n-k}, \quad k=0,1,\dots,n$$

Como (1) vale para cada n , segue que quando $n \rightarrow \infty$,

$$\begin{aligned} P(S_n=k) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \binom{n}{k} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1-\frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} = \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot \frac{1}{n^k} \cdot \left(\frac{\lambda}{n-1}\right)^k \left(1-\frac{\lambda}{n}\right)^n = \\ &= \frac{1}{k!} \left[\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n \cdot (n-1) \cdots (n-k+1)}{n \cdot n \cdots n} \cdot \frac{(n-k)!}{(n-k)!} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{\lambda}{n-1}\right)^k \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1-\frac{\lambda}{n}\right)^n \right] = \\ &= \frac{1}{k!} \left[1 \cdot 1 \cdot e^{-\lambda} \right] = \underset{\text{intermediária}}{=} \\ &= \frac{e^{-\lambda}}{k!}, \quad \text{pois} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n \cdot (n-1) \cdots (n-k+1)}{n^k} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{(n-1)}{n} \cdot \frac{(n-2)}{n} \cdots \frac{(n-k+1)}{n} = \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right) \cdots \lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^k = 1 \cdot 1 \cdots 1 = 1 \end{aligned}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{\lambda}{n-1}\right)^k = \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k = e^{-\lambda}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n = e^{-\lambda} \quad (\text{limite fundamental do cálculo})$$

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

Ou seja

$$P(S_n = k) \rightarrow \frac{e^{-\lambda}}{k!}, \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

PS: Demonstração da validade de (1).

Sejam X_1, X_2, \dots variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas com distribuição Bernoulli (p). Então $Y_n = \sum_{k=1}^n X_k$ é uma binomial com parâmetros n e p .

Vamos averiguar isso por indução. Note que para $n=1$, $Y_1 = X_1$ e,

$$P(Y_1 = k) = P(X_1 = k) = p^k (1-p)^{1-k} = \binom{1}{k} p^k (1-p)^{1-k}, k=0,1.$$

Ou seja, $Y_1 \sim \text{Binomial}(1, p)$. (Vale $p/1=1$)

Suponhamos agora que vale $Y_n \sim \text{Binomial}(n, p)$. Vamos averiguar para $k=n+1$. Como $Y_{n+1} = Y_n + X_{n+1}$, temos que Y_{n+1} é a soma de duas binomiais independentes — $Y_n \sim \text{Binomial}(n, p)$ e $X_{n+1} \sim \text{Binomial}(1, p)$. Daí, segue que $Y_{n+1} \sim \text{Binomial}(n+1, p)$. Com isso provamos que a soma de bernoullis i.i.d. é uma binomial.

O único problema é que usamos o fato de que se $X \sim \text{Binomial}(n, p)$ e $Y \sim \text{Binomial}(m, p)$ são independentes então $X+Y \sim \text{Binomial}(n+m, p)$ na passagem "se vale para $k=n$ então vale para $k=n+1$ " no parágrafo anterior. Para resolvê-lo, vamos mostrar a validade de tal resultado. Basta notar que

$$\{X+Y=z\} = \bigcup_{k=0}^m \{X=k, Y=z-k\} \quad (\text{união de eventos disjuntos})$$

onde $n+m = \min(n, m)$. Daí,

$$P(X+Y=z) = \sum_{k=0}^{\min(n, m)} P(X=k, Y=z-k) = \sum_{k=0}^{\min(n, m)} P(X=k) P(Y=z-k) =$$

$$\begin{aligned}
 &= \sum_{k=0}^{n+m} \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n+k} \binom{m}{z-k} p^{z-k} (1-p)^{m-z+k} = \\
 &= p^z (1-p)^{n+m-z} \sum_{k=0}^{n+m} \binom{n}{k} \binom{m}{z-k}
 \end{aligned}$$

Mas dos resultados de combinatoria, temos que

$$\sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \binom{m}{z-k} = \sum_{k=0}^m \binom{n}{k} \binom{m}{z-k} = \binom{n+m}{z}$$

Daí,

$$P(X+Y=z) = \binom{n+m}{z} p^z (1-p)^{n+m-z}, z = 0, 1, 2, \dots, n+m.$$

ou seja, $X+Y \sim \text{Binomial}(n+m, p)$.

b) Construa agora $X_n = \{X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}\}$ da seguinte forma:

Para cada $n \geq 1$ considere o espaço de probabilidade $(\Omega_n, \mathcal{F}_n, P_n)$ com $\Omega_n = \{1, 2, \dots, n\}^n$, \mathcal{F}_n = classe de todos os subconjuntos de Ω_n . Para definir $P_n(\omega)$, probabilidade de selecionar $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n) \in \Omega_n$ ($\omega_j \in \{1, 2, \dots, n\}, 1 \leq j \leq n$) temos o seguinte procedimento: com probabilidade $1/n$ seleciono aleatoriamente em $\{(1, 1, \dots, 1), (2, 2, \dots, 2), \dots, (n, n, \dots, n)\} \subset \Omega_n$; com probabilidade $\frac{n-1}{n}$ seleciono aleatoriamente uma das $n!$ permutações de $(1, 2, \dots, n)$.

Construa agora $X_n = \{X_{n,1}, X_{n,2}, \dots, X_{n,n}\}$, tal que

$$X_{n,j}(\omega) = \begin{cases} 1 & \text{se } \omega_j = 1 \\ 0 & \text{c.o.} \end{cases}$$

Maicon Aparecido Pinheiro - 8637401

i) Mostre que $X_{n,j}$ tem distribuição Bernoulli (p), com $p = 1/n$

Como visto no enunciado, para cada n , Ω_n é o espaço contendo todos os vetores de dimensão n , com cada uma de suas componentes tomando valores em $\{1, 2, 3, \dots, n\}^n$, i.e., $\Omega_n = \{1, 2, \dots, n\}^n$; \mathcal{I}_n é a classe de subconjuntos de Ω_n e P_n é tal que

$$P(\mathcal{I}_n) = \frac{1}{n}, \quad P(D_n) = \frac{n-1}{n}, \quad P(R_n) = 0, \text{ onde}$$

$\mathcal{I}_n = \{(1, 1, \dots, 1), (2, 2, \dots, 2), \dots, (n, \dots, n)\} = \text{conjunto dos vetores que possuem valores idênticos nas componentes}$

$D_n = \text{conjunto com todas as } n! \text{ vetores que tem todas as componentes assumindo valores } \underline{\text{distintos}} \text{ um das outras: } (1, 2, \dots, n); (2, 1, \dots, n),$

$R_n = \Omega_n - (\mathcal{I}_n \cup D_n) = \text{o restante dos vetores.}$

Dai, dado esse espaço de probabilidade $(\Omega_n, \mathcal{I}_n, P_n)$, a variável aleatória

$$X_{n,j}(w) = \begin{cases} 1, & \text{se } w_j = 1 \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}$$

e, em palavras, uma variável aleatória que indica o fato da j -ésima componente do vetor w ser 1 ou diferente do mesmo. Daí, segue que

$$\begin{aligned} P(X_{n,j} = 1) &= P(\{w : X_{n,j}(w) = 1\}) = \\ &= P(\{w : X_{n,j}(w) = 1\} \cap \mathcal{I}_n) \cup \{w : X_{n,j}(w) = 1\} \cap D_n \cup \{w : X_{n,j}(w) = 1\} \cap R_n \end{aligned}$$

se os eventos de juntar os vetores em \mathbb{R}_n não são selecionados

$$= P(\{\omega : X_{n,j}(\omega) = 1\} \cap J_n) + P(\{\omega : X_{n,j}(\omega) = 1\} \cap D_n) =$$

seleção dentro de J_n e D_n é feita de forma aleatória

$$= \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n} + \frac{(n-1)!}{n!} \frac{(n-1)}{n} = \frac{1}{n^2} + \frac{n-1}{n^2} = \frac{n}{n^2} = \frac{1}{n}$$

Como $P(X_{n,j} = 0) = 1 - P(X_{n,j} = 1)$, segue $P(X_{n,j} = 0) = 1 - \frac{1}{n}$.

Ou seja, em termos gerais

$$P(X_{n,j} = k) = \left(\frac{1}{n}\right)^k \left(1 - \frac{1}{n}\right)^{n-k}, \quad k=0,1,\dots$$

isto é, $X_{n,j} \sim \text{Bernoulli}(\frac{1}{n})$ para cada n .

ii) Mostre que $X_{n,j}$ e $X_{n,i}$ são independentes, para $i \neq j$

Pelo item anterior, podemos constatar que

$X_{n,j} \sim \text{Bernoulli}(\frac{1}{n})$ e $X_{n,i} \sim \text{Bernoulli}(\frac{1}{n})$, $i \neq j$.

Nesse caso, mostrar que $E[X_{n,j} X_{n,i}] = E[X_{n,j}]E[X_{n,i}]$, implica que $X_{n,j}$ e $X_{n,i}$ são independentes.

Da lado esquerdo, temos que

$$E[X_{n,j}]E[X_{n,i}] = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n^2}$$

Agora, por outro lado, devemos notar que

$$X_{n,j} X_{n,i} = \begin{cases} 1, & \text{se } \omega_j = \omega_i = 1 \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}$$

Daí, resumindo

$$\begin{aligned} P(X_{n,j} X_{n,i} = 1) &= P(\{\omega : X_{n,j} X_{n,i}(\omega) = 1\} \cap J_n) + P(\{\omega : X_{n,j} X_{n,i}(\omega) = 1\} \cap D_n) \\ &= \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n^2} \end{aligned}$$

o que em \mathbb{R}_n não exixem vetores formando um mesmo vetor

Maicon Aparecido Pinheiro - 8687401

em mais de uma componente. Logo,

$$X_{n,j} X_{n,i} \sim \text{Bernoulli}\left(\frac{1}{n^2}\right), \quad i \neq j$$

Dai, $E[X_{n,j} X_{n,i}] = \frac{1}{n^2} = E[X_{n,j}] E[X_{n,i}]$; ou seja,
 $X_{n,j}$ e $X_{n,i}$, para $i \neq j$, são independentes.

Nota:

Seja $X_n \sim \text{Bernoulli}(p)$ e $Y_n \sim \text{Bernoulli}(p)$. Note que
 $P(X=1, Y=1) = P(X=1) P(Y=1) \Leftrightarrow$
 $E(XY) = E(X)E(Y)$

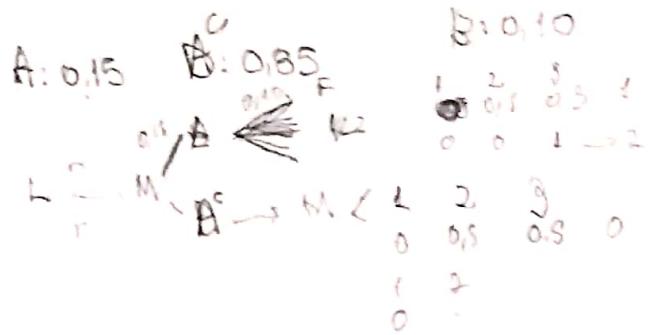
Dai, com $P(X=1, Y=1) = P(X=1) P(Y=1)$, é fácil obter por complementação
que todas as demais probabilidades conjuntas podem ser fatoradas
no produto das marginais envolvidas.

iii) Mostre que a distribuição de $S_n = \sum_{j=1}^n X_{n,j}$ não converge
para o Poisson.

Para cada $w \in I_n$, podemos entender $S_n(w)$ como o
número de componentes de w que assumem o valor 1.
Como só há probabilidade positiva de se selecionar vetores
em I_n ou em D_n , segue que $S_n(w)$ assumirá o
valor n se $w \in I_n$ e $w = (1, 1, \dots, 1)$; o valor 0 se
 $w \in I_n$ e $w \neq (1, 1, \dots, 1)$; e o valor 1 se $w \in D_n$, uma
vez que só uma das componentes de w em D_n é necessariamente
igual à 1. Isto é,

$$S_n(w) = \begin{cases} 0, & \text{se } w \in I_n \text{ e } w \neq (1, \dots, 1); \\ 1, & \text{se } w \in D_n; \\ n, & \text{se } w \in I_n \text{ e } w = (1, \dots, 1). \end{cases}$$

A A'



Dai, segue que

$$P(S_n=0) = \frac{1}{n} \cdot \frac{(n-1)}{n} = \frac{(n-1)}{n^2} \rightarrow 0 \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

$$P(S_n=1) = \frac{(n-1)}{n} \rightarrow 1 \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

$$P(S_n=n) = \frac{1}{n} \cdot \frac{1}{n} = \frac{1}{n^2} \rightarrow 0 \text{ quando } n \rightarrow \infty$$

Isto é, S_n converge para uma variável aleatória degenerada, que toma o valor 1 com probabilidade 1, o que não é o caso da Poisson.

iv) Porque $S_n = \sum_{j=1}^n X_{n,j}$ não converge para a Poisson mas isto era verdade no caso anterior (item a)?

No item a), para que S_n convergisse para a Poisson, era suposto que $X_{n,1}, \dots, X_{n,n}$ fossem independentes. No caso do item b), não temos isso. No item b), elas são independentes duas a duas, mas não temos a independência entre todas as variáveis envolvidas na soma que compõe S_n .

Note que para $j \neq j+k$,

$$P(X_{n,j}=1, X_{n,j+k}=1, X_{n,k}=1) = \frac{1}{n^4} \quad (\text{so ocorre se } w=(1,1,\dots,1))$$

enquanto que $P(X_{n,j}=1)P(X_{n,j+k}=1)P(X_{n,k}=1) = \frac{1}{n^3}$. $X_{n,j}, X_{n,j+k}$, $X_{n,k}$ não são independentes! Essa é a razão!

MAE 5811 - Probabilidade Avançada I- Prova II
Justifique suas respostas.

1. (a) (1,0) Considere a coleção de variáveis aleatórias $\{X_n\}_{n \geq 0}$ com $P(X_n = 1 - \frac{1}{n}) = P(X_n = 1 + \frac{1}{n}) = \frac{1}{2}$. X_n converge em distribuição para alguma v.a.? Qual?
- (b) (1,5) Sejam X_1, X_2, \dots variáveis aleatórias i.i.d. com $E(X_i) = 0$ e $\text{var}(X_i) \in (0, \infty)$. Se $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$, determine $P(\limsup \frac{S_n}{\sqrt{n}} < \infty)$. Justifique (claro).
- (c) (2,0) Seja $\{\mathcal{F}_n\}_{n \geq 1}$ uma filtragem e $X_n = \sum_{m \leq n} 1_{B_m}$, com $B_n \in \mathcal{F}_n$, $n \geq 1$. Mostre que $\{X_n, \mathcal{F}_n\}$ é um submartingal e determine a *Decomposição de Doob* correspondente.

2. (2,5) Seja $\{Z_n\}_{n \geq 1}$ uma coleção de variáveis aleatórias independentes com $P(Z_n = 0) = 1 - \frac{1}{n}$ e $P(Z_n = 1) = P(Z_n = -1) = \frac{1}{2n}$. Defina agora $\{X_n\}_{n \geq 1}$ tal que $X_1 = Z_1$ e, para $n \geq 2$,

$$X_n = \begin{cases} Z_n & \text{se } X_{n-1} = 0 \\ nX_{n-1}|Z_n| & \text{se } X_{n-1} \neq 0 \end{cases}$$

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

- (a) (1,0) Mostre que $\{X_n, \mathcal{F}_n\}$ é um martingal.
 - (b) (0,5) Valem as condições do teorema de convergência de martingais vista em aula?
 - (c) (0,5) X_n converge em probabilidade para alguma v.a.? Qual?
 - (d) (0,5) X_n converge quase certamente para alguma v.a.? Qual?
3. (1,5) Se ξ_1, ξ_2, \dots são variáveis aleatórias i.i.d. com $P(\xi_i = 1) = P(\xi_i = -1) = \frac{1}{2}$ defina $S_0 = 1$, $S_n = S_0 + \sum_{k=1}^n \xi_k$, $n \geq 1$, e $\mathcal{F}_n = \sigma(\xi_1, \dots, \xi_n)$. Se $N = \inf\{n : S_n = 0\}$ e $X_n = S_{n \wedge N}$, X_n converge em L^1 ? X_n converge quase certamente?
 4. (1,5) Sejam X_1, \dots, X_n variáveis aleatórias com distribuições de probabilidade F_1, \dots, F_n e funções características ψ_1, \dots, ψ_n , respectivamente. Seja também Z uma variável aleatória assumindo valores em $\{1, \dots, n\}$ com $P(Z = i) = \lambda_i$. Assuma independência entre todas estas variáveis aleatórias.
 - (a) (0,5) Usando $\{X_i\}_{i=1}^n$ e Z , construa uma variável aleatória Y com função distribuição $\sum_{i=1}^n \lambda_i F_i$.
 - (b) (1,0) Determine a função característica de uma variável aleatória com distribuição $\sum_{i=1}^n \lambda_i F_i$ em função de $\{\psi_i\}$.

Teoria da medida , Durret

(Ω, \mathcal{F}, P) : espaço de probabilidade

Ω : conjunto dos resultados

\mathcal{F} : conjunto dos eventos

$P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$ uma função que associa probabilidade aos eventos

Assumimos que \mathcal{F} é uma σ -álgebra, i.e., uma coleção não-vazia de subconjuntos de Ω que satisfaz:

(i) Se $A \in \mathcal{F}$, então $A^c \in \mathcal{F}$, e

(ii) Se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma seqüência enumerável de conjuntos, então $\bigcup A_i \in \mathcal{F}$.

* Como $\bigcap A_i = (\bigcup A_i)^c$, segue que uma σ -álgebra é fechada por intersecções enumeráveis.

(Ω, \mathcal{F}) é chamado espaço mensurável, i.e., um espaço onde podemos colocar uma medida. Uma medida é uma função set não-negativa σ -aditiva, i.e., uma função $\mu: \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$ com

(i) $\mu(A) \geq 0$, $\mu(\emptyset) = 0$ para todo $A \in \mathcal{F}$, e

(ii) Se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma seq. enumerável de conj. disjuntos, então

$$\mu(\bigcup A_i) = \sum \mu(A_i)$$

Se $\mu(\Omega) = 1$, μ é uma medida de probabilidade, que denotaremos por P .

Algumas consequências do def. de medida.

Teorema 1.1.1. Seja μ um medida em (Ω, \mathcal{F})

i. Monotonicidade. Se $A \subseteq B$ então $\mu(A) \leq \mu(B)$

Seja $B - A = B \cap A^c$ a diferença dos dois conjuntos. Usando + para denotar união disjunta, $B = A + (B - A)$. Assim

$$\mu(B) \stackrel{(i)}{=} \mu(A) + \mu(B - A) \stackrel{(ii)}{\geq} \mu(A)$$

ii. Subaditividade. Se $A \subseteq \bigcup_{m=1}^{\infty} A_m$ então $\mu(A) \leq \sum_{m=1}^{\infty} \mu(A_m)$

Seja $A_n = A_n \cap A$, $B_i = A_i$ e $\forall i \geq 1$, $B_n = A_n - \bigcup_{m=1}^{n-1} (A_m)^c$. Como os B_i 's são disjuntos e têm união A , temos, usando (i) da def. de medida, $B_m \subseteq A_m$, re (i) desse teorema

$$\mu(A) = \sum_{m=1}^{\infty} \mu(B_m) \stackrel{(i)}{\leq} \sum_{m=1}^{\infty} \mu(A_m)$$

iii. Continuidade por baixo. Se $A_1 \uparrow A$ (i.e., $A_1 \supseteq A_2 \supseteq \dots$ e $\bigcap A_i = A$), com $\mu(A_i) < \infty$ então $\mu(A_i) \uparrow \mu(A)$.

$B_n = A_n - A_{n-1}$. B_n são disjuntos e $\bigcup_{m=1}^{\infty} B_m = A$, $\bigcup_{m=1}^n B_m = A_n$.

Logo,

$$\mu(A) = \sum_{m=1}^{\infty} \mu(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{m=1}^n \mu(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mu(A_n)$$

iv. Continuidade por cima. Se $A_1 \downarrow A$ (i.e., $A_1 \supseteq A_2 \supseteq \dots$ e $\bigcap A_i = A$), com $\mu(A_i) < \infty$ então $\mu(A_i) \downarrow \mu(A)$

$A_1 - A_n \uparrow A_1 - A$. Daí, (iii) implica $\mu(A_1 - A_n) \uparrow \mu(A_1 - A)$. Como $A_1 \supseteq B$, $\mu(A_1 - B) = \mu(A_1) - \mu(B) \Rightarrow$ segue que $\mu(A_n) \downarrow \mu(A)$.

Exemplo J.J.1. Espaços de probabilidade discretos. Seja um conjunto enumerável Ω o conjunto de todos os subconjuntos de Ω . Seja

$$P(A) = \sum_{\omega \in A} p(\omega) \text{ onde } p(\omega) \geq 0 \text{ e } \sum_{\omega \in \Omega} p(\omega) = 1$$

É a medida mais geral neste espaço. Em muitos casos quando Ω é finito, temos $p(\omega) = 1/l_{\Omega}$ onde l_{Ω} é o nº de pontos em Ω .

Exemplo Concreto. Astragali, dado feito de osso do tornozelo de uma ovelha usado no antigo Egípto. Poderia sair 4, 3, 6 ou 1 pontas. Logo, precisaríamos de p_1, p_2, p_3 e p_6 para caracterizar P .

Exercício J.J.1. Intersecção de σ -álgebras é σ -álgebra. $\sigma(A)$ é a menor σ -álgebra contendo A (ou σ -álgebra gerada por A), onde A é coleção de subconjuntos de Ω .

Cons. \mathbb{R}^d e \mathbb{R}^d os conjuntos de Borel, a menor σ -álgebra contendo os conjuntos abertos. Qdo $d=1$, omitimos o sobreescrito.

Exemplo J.J.2. Medida na reta real. Medidas em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ são def. by giving probability or Stieltjes measure function com as seg. propriedades:

- (i) F é não-decrescente.
- (ii) F é continua à direita, i.e., $\lim_{y \rightarrow x} F(y) = F(x)$.

Qdo $F(\infty) = \infty$ a medida resultante é chamada medida de Lebesgue.

Teorema J.J.2. Associado com cada função medida de Stieltjes F há uma única medida μ em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ com $\mu((a, b]) = F(b) - F(a)$

$$\mu((a, b]) = F(b) - F(a) \quad (J.J.1)$$

A escolha do int. "fechado à direita" em $(a, b]$ é ditada pelo fato de que se $b \in \mathbb{N}$, então

$$\cap_{n \in \mathbb{N}} (a, b_n] = (a, b]$$

A próx. def. explicará a escolha do "aberto à esquerda".

Uma coleção \mathcal{P} de conjuntos é dita uma semi-álgebra se

(i) é fechada sob intersecção, i.e., $S, T \in \mathcal{P} \Rightarrow S \cap T \in \mathcal{P}$, e

(ii) se $S \in \mathcal{P}$, então S^c é uma união finita de conjuntos disjuntos em \mathcal{P} .

Um importante exemplo de semi-álgebra é:

\mathcal{P}_d = cto vazio mais todos os conjuntos da forma

$$(a_1, b_1] \times \dots \times (a_d, b_d] \subset \mathbb{R}^d \text{ onde } -\infty \leq a_i < b_i \leq \infty$$

A def. em (i, ii, iii) dá os valores de μ na semi-álgebra \mathcal{P}_d . Para ir de uma semi-álgebra à uma σ -álgebra, usamos um passo intermediário. Uma coleção \mathcal{A} de subconjuntos de Ω é dita uma álgebra se $A, B \in \mathcal{A} \Rightarrow A^c \in \mathcal{A}$ e $A \cup B$ estão em \mathcal{A} . Como $A \cap B = (A^c \cup B^c)^c$, segue que $A \cap B \in \mathcal{A}$. É óbvio que uma σ -álgebra é uma álgebra.

Um exemplo de que o contrário é falso.

$\Omega = \mathbb{Z}$. μ = coleção dos $A \subset \mathbb{Z}$ de modo que A ou A^c é finito é uma álgebra.
 . $A \in \mathcal{A}$ então $\begin{cases} A \text{ é finito} \Rightarrow (A^c)^c = A \text{ é finito} \Rightarrow A^c \in \mathcal{A} \\ A^c \text{ não é finito} \Rightarrow A^c \notin \mathcal{A} \end{cases}$

. Se $A, B \in \mathcal{A}$, então

$A \cup B$ é finito; A e B finitos $\Rightarrow A \cup B \in \mathcal{A}$

A^c ou B^c é finito $\Rightarrow (A^c \cap B^c)$ é finito $\Rightarrow (A \cup B)^c$ é finito $\Rightarrow A \cup B \in \mathcal{A}$

$A \cap B$ não podem ser infinitos, a não ser que sejam idênticos.

1.2 Distribuições

Espaços de probabilidade se tornam ainda mais interessantes quando definimos uma variável aleatória nos mesmos.

Uma função real X definida em Ω é dita uma variável aleatória se para todo $B \subset \mathbb{R}$, temos

$$X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F}$$

Quando for necessário enfatizar a σ -álgebra, dizemos que X é \mathcal{F} -mensurável ou escrevemos $X \in \mathcal{F}$.

- Um exemplo trivial, mas útil, de v.a. é a função indicadora de um conjunto $A \in \mathcal{F}$:

$$\mathbb{1}_A = \begin{cases} 1 & \omega \in A \\ 0 & \omega \notin A \end{cases}$$

Se X é uma variável aleatória, então X induz uma medida em \mathbb{R} chamada sua distribuição ao declarar $\mu(A) = P(X \in A)$ para conjuntos de Borel A . Usando a notação introduzida acima, o lado direito pode ser escrito como $P(X^{-1}(A))$. Em palavras, we pull $A \in \mathbb{R}$ back to $X^{-1}(A) \in \mathcal{F}$ and then take P of that set.

Para verificar que μ é uma medida de probabilidade observamos que se os A_i são disjuntos, então usando a def. de μ ; o fato de que X está na união se e só se está em um dos A_i ; o fato de que se

$\forall A_i \in \mathcal{R}$ são disjuntos então os eventos $\{X \in A_i\}$ são disjuntos; e

à def. de μ outra vez, temos:

$$\mu(U; A_i) \stackrel{1}{=} P(X \in U; A_i) \stackrel{2}{=} P(U; \{X \in A_i\}) \stackrel{3}{=} \sum_i P(X \in A_i) \stackrel{4}{=} \sum_i \mu(A_i)$$

1. Definição de $\mu(\cdot)$

2.

Note que

$$\begin{aligned} w \in X^{-1}(U; A_i) &\Leftrightarrow X(w) \in \bigcup_i A_i \Leftrightarrow X(w) \in A_i \text{ para algum } i \\ &\Leftrightarrow w \in X^{-1}(A_i) \text{ para algum } i \Leftrightarrow w \in \bigcup_i X^{-1}(A_i) \Leftrightarrow \\ &w \in U; \{X \in A_i\}. \text{ Ou seja,} \end{aligned}$$

$$X^{-1}\left(\bigcup_i A_i\right) = \bigcup_i X^{-1}(A_i)$$

Logo,

$$P(X^{-1}\left(\bigcup_i A_i\right)) = P(X \in \bigcup_i A_i) = P\left(\bigcup_i X^{-1}(A_i)\right) = P\left(\bigcup_i \{X \in A_i\}\right)$$

3. Dados A_{i_1} e A_{i_2} , em \mathcal{R} disjuntos,

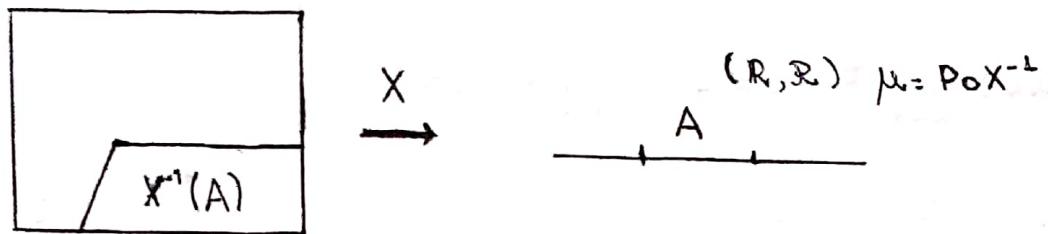
$$\{X \in A_{i_1}\} = \{w \in \Omega : X(w) \in A_{i_1}\} \text{ e } \{X \in A_{i_2}\} = \{w \in \Omega : X(w) \in A_{i_2}\}$$

Se $\{X \in A_{i_1}\} \cap \{X \in A_{i_2}\} \neq \emptyset$, então existiria w^* pertencendo a ambos os conjuntos, fazendo com que $X(w^*)$ tome-se valores em A_{i_1} e A_{i_2} . Como $A_{i_1} \cap A_{i_2} = \emptyset$, isto é equivalente a $X(w^*)$ tomar dois valores distintos, o que é um absurdo, pois $X(\cdot)$ é uma função. Logo, pela propriedade aditiva de P ,

$$P\left(\bigcup_i \{X \in A_i\}\right) = \sum_i P(X \in A_i)$$

4. Def. de μ . Para $A \in \mathcal{R}$, $\mu(A) = P(X \in A)$

(Ω, \mathcal{F}, P)



$$P: \mathcal{F} \rightarrow [0, 1]$$

Assim

$$X^{-1}: \mathbb{R} \rightarrow \mathcal{F}$$

$$\mathbb{R} \xrightarrow{X^{-1}} \mathcal{F} \xrightarrow{P} [0, 1]$$

$\mu = P \circ X^{-1}$

A distribuição de uma v.a. X é usualmente descrita dando-se sua função distribuição; $F(x) = P(X \leq x) = P(X \in (-\infty, x])$

Teorema 1.2.1. Qualquer função distribuição tem as seguintes propriedades:

i) F é não-decrescente

De fato, para $x \leq y$, x, y reais,

$$F(x) = P\{X \leq x\} \subset \{X \leq y\} = F(y) \quad (\text{se } x \leq y)$$

pois se $w \in \{X \leq x\}$, então $X(w) \leq x \Rightarrow X(w) \leq y \Rightarrow w \in \{X \leq y\}$. Logo, vale (J).

Dai, pela monotonicidade da medida P , segue que

$$P(X \leq x) \leq P(X \leq y), \quad x \leq y.$$

$$iii) \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1, \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0.$$

$$\cdot \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1.$$

Se $x \uparrow \infty$, então $\{X \leq x\} \uparrow \Omega$. Como sabemos

$$\{X \leq x\} = \{\omega \in \Omega; X(\omega) \leq x\}.$$

Quando $x \uparrow \infty$, $\forall \omega \in \Omega$, temos $X(\omega) \leq x$, e como $\{X \leq x\}$ é uma seq. crescente de eventos quando x cresce, segue

$$\{X \leq x\} \uparrow \Omega$$

Analogamente, segue que $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = P(\emptyset) = 0$.

iii) ~~F é contínua à direita~~ F é continua à direita, isto é,
 $\lim_{y \rightarrow x} F(y) = F(x)$.

Para ver que quando $y \downarrow x$, $\{X \leq y\} \downarrow \{X \leq x\}$.

Daí, pela cont. da prob. por seq. decrescentes, segue que

$$\lim_{y \rightarrow x} P(\{X \leq y\}) = P(\lim_{y \rightarrow x} \{X \leq y\}) \Leftrightarrow$$

$$\lim_{y \rightarrow x} F(y) = P(X \leq x)$$

(iv) Se $F(\infty-) = \lim_{y \rightarrow \infty} F(y)$ então $F(\infty-) = P(X < \infty)$

Quando $y \uparrow \infty$, temos

$$\{X \leq y\} \cap \{X < \infty\}$$

Pois $X(\omega) \leq \lim_{y \rightarrow \infty} y \Leftrightarrow X(\omega) < \infty$

(v) $P(X = \infty) = F(\infty) - F(\infty-)$

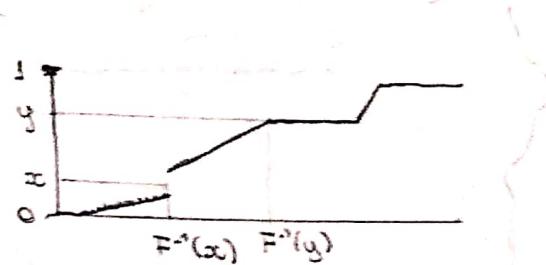
Note que $P(X = \infty) = P(X \leq \infty) - P(X < \infty)$.

Teorema 1.2.2. Se F satisfaz (i), (ii) e (iii) no Teorema 1.2.1, então esta é a função distribuição de alguma variável aleatória.

Prova. Seja $\Omega = (0,1)$, \mathcal{F} os conjuntos de Borel, μ a medida de Lebesgue. Se $\omega \in (0,1)$, seja

$$X(\omega) = \sup \{y : F(y) \leq \omega\}$$

Uma vez que mostrarmos que



$$\{\omega : X(\omega) \leq x\} = \{\omega : \omega \leq F(x)\} \quad (*)$$

o resultado desejado segue imediatamente uma vez que

$$P(\omega : \omega \leq F(x)) = F(x) \quad (\mu \text{ é a m}\ddot{\text{e}}\text{tria de Lebesgue})$$

Para checar (*), devemos querer $\omega \leq F(x)$ então $X(\omega) \leq x$, já que

$x \notin \{y : F(y) < w\}$. Por outro lado, se $w > F(x)$, então uma vez que F é cont. à direita, há um $\epsilon > 0$ de modo que $F(x+\epsilon) < w$ e $X(w) \geq x+\epsilon > x$.

■

Repetindo. Basta mostrar que $\{\omega : X(\omega) \leq x\} = \{\omega : \omega \in F(x)\}$

Se $\omega \in F(x)$ então $X(\omega) \leq x$ pois $x \notin \sup\{y : F(y) < \omega\}$.

Se $w > F(x)$; por F ser continua à direita; $\exists \epsilon > 0$ t.q.

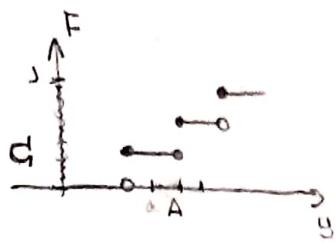
$$F(x+\epsilon) < w \text{ e } X(w) \geq x+\epsilon > x.$$

Isto é, \exists um cara maior que x e próximo o suficiente com ω F nele sendo a F em $\omega \Rightarrow F(x+\epsilon) = F(x) < w$. Mas nesses condições $X(w) \geq x+\epsilon > x$.

Logo, se $\omega \in F(x)$, $X(\omega) \leq x$. $\Rightarrow \{\omega : X(\omega) \leq x\} = \{\omega : \omega \in F(x)\}$, se $w > F(x)$, $X(w) > x$.

Mesmo que F possa não ser um-a-um.

Visão geométrica.



F satisfaz i, ii e iii.

Tomando $\omega_1 = (0, 1)$, \mathcal{F} : conjuntos de Borel

P : medida de Leb.

$$X(\omega) = \sup_{y \in [0, \omega]} \{y : F(y) < \omega\}, \quad y \in \text{supp}(F)$$

$$X'(A) = \{\omega \in [0, 1] : X(\omega) \in A\} = (\omega_1, 1) \text{ tal que}$$

que $\omega_1 > \max(F(X(\omega)))$
 $X(\omega) \in A$

Embora F possa não ser um-a-um e sobrejetora, chamarímos X de a inversa de F e denotaremos-a por F^{-1} . O esquema na prova do Teorema 1.2.2 é útil em gerar variáveis aleatórias em um computador.

Se X e Y induzem a mesma distribuição μ em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$, dizemos que X e Y são iguais em distribuição. Em vista do Teorema 1.1.2, isto vale se e somente se X e Y tem a mesma função distribuição, isto é, $P(X \leq x) = P(Y \leq x)$ para todo x . Quando X e Y tem a mesma distribuição, escrevemos

$$X \stackrel{d}{=} Y$$

Quando a função distribuição $F(x) = P(X \leq x)$ tem a forma

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(y) dy \quad (1.2.1)$$

dizemos que X tem função densidade f . É frequentemente útil pensar em $f(x)$ como $P(X=x)$ embora

$$P(X=x) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \int_{x-\delta}^{x+\delta} f(y) dy = 0$$

- Dada f , determinamos F
- Alguns exemplos úteis: uniforme, exponencial, normal padrão
- Distribuição Uniforme no conjunto de Cantor
- Uma medida de prob. P é dita discreta se há um conjunto enumerável S tal que $P(S^c) = 0$. (ou sua f.d. associada)

• Exemplo de f.d. discreta.

• Degenerada em 0

• Descontinuidades densas Se q_1, q_2, \dots uma enumeração dos racionais.

Seja $\alpha_i > 0$ tendo $\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i = 1$ e seja

$$F(x) = \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_i \mathbb{I}_{[q_i, \infty)}$$

Legal: A F é como uma escada que ganha um degrau de altura α_i em q_i

1.3. Variáveis Aleatórias

- Desenvolver alguns resultados que nos ajudarão depois a provar que qtdes que definimos são v.a., i.e., são mensuráveis.

First we need a definition. Uma função $X: \Omega \rightarrow S$ é dita uma função mensurável de (Ω, \mathcal{F}) à (S, \mathcal{P}) se

$$X^{-1}(B) = \{\omega : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F} \text{ para todo } B \in \mathcal{P}$$

- Se $(S, \mathcal{P}) = (\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d)$ e $d \geq 1$, então X é chamado vetor aleatório. Claro, se $d=1$, X é dita uma variável aleatória, ou v.a. por sigla.

O próximo resultado é útil para provar que "mapas" são mensuráveis.

Teorema 1.3.1. Se $\{\omega : X(\omega) \in A\} \in \mathcal{F}$ para todo $A \in \mathcal{A}$ gera \mathcal{P} (i.e., \mathcal{P} é a menor σ -álgebra que contém \mathcal{A}), então X é mensurável.

Prova. Escrevendo $\{X \in B\}$ para $\{\omega : X(\omega) \in B\}$, temos

$$\{X \in \bigcup_i B_i\} = \bigcup_i \{X \in B_i\}$$

$$\{X \in B^c\} = \{X \in B\}^c$$

de modo que a classe $\mathcal{B} = \{B : \{X \in B\} \in \mathcal{F}\}$ é uma σ -álgebra. Vou ver que $\mathcal{B} \supset \mathcal{A}$ gera \mathcal{P} , $\mathcal{B} \supset \mathcal{P}$.

Idéia: 1. Pego uma geral, de interesse, $B = \{B : \{X \in B\} \in \mathcal{F}\}$

2. Mostro que B é σ -álgebra

3. Mostro que $\mathcal{A} \subset B \Rightarrow \mathcal{P} = \sigma(\mathcal{A}) \subset B$

Segue das duas eq. dispostas anteriormente na prova que se \mathcal{A} é uma σ -álgebra, então $\{\{X \in \Omega\} : B \in \mathcal{A}\}$ é uma σ -álgebra. Esta é a menor σ -álgebra em Ω que faz X uma função mensurável. É chamada a σ -álgebra gerada por X e é denotada por $\sigma(X)$. Para referências futuras, notemos que

$$\sigma(X) = \{\{X \in \Omega\} : B \in \mathcal{A}\}$$

Exemplo 1.3.1. Se $(S, \mathcal{A}) = (\mathbb{R}, \mathcal{B})$, então as possíveis escolhas de \mathcal{A} no Teo. 1.3.1 são $\{(-\infty, x] : x \in \mathbb{R}\}$ ou $\{(-\infty, x), x \in \mathbb{Q}\}$.

Exemplo 1.3.2. Se $(S, \mathcal{A}) = (\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d)$, uma escolha útil de \mathcal{A} é

$$\{(a_1, b_1) \times \dots \times (a_d, b_d) : -\infty < a_i < b_i < \infty\}$$

ou ocasionalmente a maior coleção de conjuntos abertos.

Teorema 1.3.2. Se $X : (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (S, \mathcal{A})$ e $f : (S, \mathcal{A}) \rightarrow (T, \mathcal{G})$, são mapas mensuráveis, então $f(X)$ é um mapa mensurável de (Ω, \mathcal{F}) à (T, \mathcal{G}) .

Prova.

Seja $B \in \mathcal{G}$. $\{\omega : f(X(\omega)) \in B\} = \{\omega : X(\omega) \in f^{-1}(B)\} \in \mathcal{F}$, uma vez que por suposição $f^{-1}(B) \in \mathcal{A}$.

Do Teo. 1.3.2 segue imediat. que se X é uma v.a. então $cX + c \in \mathbb{R}$, X^2 , $\sin(X)$, também o são.

Teorema 1.3.3. Se X_1, \dots, X_n são v.a. e $f: (\mathbb{R}^n, \mathcal{B}^n) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$ é mensurável, então $f(X_1, \dots, X_n)$ é uma variável aleatória.

Prova. Em vista do Teorema 1.3.2, é suficiente mostrar que (X_1, X_n) é um vetor aleatório. Para isto, observamos que A_1, \dots, A_n são conjuntos de Borel então

$$\{(x_1, \dots, x_n) \in A_1 \times \dots \times A_n\} = \cap_i \{X_i \in A_i\} \in \mathcal{F}$$

Uma vez que os conjuntos $A_1 \times \dots \times A_n$ geram \mathcal{B}^n , o resultado desejado segue do Teorema 1.3.1.

Teorema 1.3.4. Se X_1, \dots, X_n são variáveis aleatórias então $X_1 + X_2 + \dots + X_n$ é uma variável aleatória.

Prova. Pelo Teo. 1.2.3, é suf. mostrar que $f(x_1, \dots, x_n) = x_1 + \dots + x_n$ é mensurável. Para tal, usamos o exemplo 1.2.1 e notamos que $\{x: x_1 + \dots + x_n \leq a\}$ é um conjunto aberto e portanto está em \mathcal{B}^n .

Teorema 1.3.5. Se X_1, X_2, \dots são v.a. então também o são

$$\inf_n X_n, \sup_n X_n, \limsup_n X_n, \liminf_n X_n$$

Prova. Uma vez que o infimo de uma sequência é menor que a se e somente se alguns termos são menores que a (se todos são maiores que a, então tbm será o infimo), temos

$$\{\inf_n X_n \leq a\} = \bigcup_n \{X_n \leq a\} \in \mathcal{F}$$

Um argumento similar mostra que $\{\sup_n X_n > a\} = \bigcup_n \{X_n > a\} \in \mathcal{F}$.

Para os dois últimos, observamos

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n = \sup_n (\inf_{m \geq n} X_m)$$

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} X_n = \inf_n (\sup_{m \leq n} X_m)$$

Para completar a prova no primeira, note que $Y_n = \inf_{m \geq n} X_m$

é uma variável aleatória para cada n , assim $\sup_n Y_n$ também é.

Do Teorema 1.3.5, vemos que

$$\Omega_0 = \{\omega : \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ existe}\} = \{\omega : \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n - \liminf_{n \rightarrow \infty} X_n = 0\}$$

é um conjunto mensurável. (Aqui \equiv indica que a primeira igualdade é uma definição.) Se $P(\Omega_0) = 1$, dizemos que X_n converge quase certamente, ou a.s. (q.c.). Este tipo de conv. é chamada quase todo lugar em teoria da medida. Para ter um limite def. no espaço inteiro, é conveniente deixar

$$X_\infty = \limsup_{n \rightarrow \infty} X_n$$

mas esta variável aleatória pode tomar valores $+\infty$ ou $-\infty$. Para acomodar esta e outras dores de cabeça, generalizamos a def. de v.a.

Uma função cujo domínio é um conjunto $D \in \mathcal{F}$ e cuja imagem é $\mathbb{R}^* \equiv [-\infty, \infty]$ é dita uma **variável aleatória** se para todo $B \in \mathbb{R}^*$ temos $X^{-1}(B) = \{\omega : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F}$. Aqui, $\mathbb{R}^* =$ os conj. de Borel de \mathbb{R}^* com \mathbb{R}^* dada a topologia usual, isto é, aquela gerada por int. da forma $[-\infty, a)$, (a, b) e $(b, \infty]$ onde $a, b \in \mathbb{R}$. Deve-se notar que a **reta real estendida** $(\mathbb{R}^*, \mathbb{R}^*)$ é um espaço mensurável, de modo que todos os resultados anteriores generalizam imediatamente.

1.4 Integração

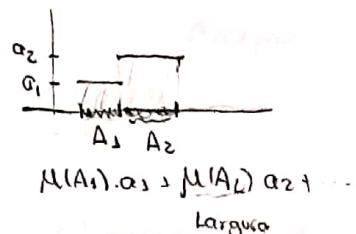
- μ uma medida σ -finita em (Ω, \mathcal{F})
- Primeiro interesse: qdo μ é uma med. de prob., mas alg. vezes será necessário integrar com resp. à uma medida infinita, então é difícil desenvolver os res. em geral.

Nesta seção vamos definir $\int f d\mu$ para uma classe de funções mensuráveis. Isto é um procedimento de quatro passos:

1. Funções Simples
2. Funções Limitadas
3. Funções Não-negativas
4. Funções gerais

Passo 1. ψ é dita uma função simples se $\psi(\omega) = \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{1}_{A_i}$ e A_i são conjuntos disjuntos com $\mu(A_i) < \infty$. Se ψ é uma função simples, temos

$$\int \psi d\mu = \sum_{i=1}^n a_i \mu(A_i)$$



- A rep. de ψ não é única, uma vez que não supomos a_i 's diferentes. No entanto, é fácil ver que a última def. não contradiz a si mesma.

- $\varphi \geq \psi$ μ -quase em todo lugar (ou $\varphi \geq \psi$ μ -a.e.) significa que $\mu(\{\omega : (\varphi(\omega) > \psi(\omega))\}) = 0$. Qdo não há dúvida sobre a medida, retiramos μ .

Lema 1.4.1. Seja φ e ψ funções simples.

i) Se $\varphi \geq 0$ a.e. então $\int \varphi d\mu \geq 0$.

Pela def. temos

$$\begin{aligned}\int \varphi d\mu &= \sum_{i=1}^n a_i \mu(A_i) = \sum_{i \in I_1} a_i \mu(A_i) + \sum_{i \in I_2} a_i \mu(A_i) = \\ &= \sum_{i \in I_1} a_i \mu(A_i) \geq 0\end{aligned}$$

ii) Para qualquer $a \in \mathbb{R}$, $\int a\varphi d\mu = a \int \varphi d\mu$.

$$\int a\varphi d\mu = \sum_{i=1}^n a a_i \mu(A_i) = a \sum_{i=1}^n a_i \mu(A_i) = a \int \varphi d\mu.$$

iii) $\int \varphi + \psi d\mu = \int \varphi d\mu + \int \psi d\mu$.

Suponha

$$\varphi = \sum_{i=1}^m a_i \mathbb{1}_{A_i} \text{ e } \psi = \sum_{j=1}^n b_j \mathbb{1}_{B_j}$$

Para tornar o suporte das duas funções o mesmo, tomamos

$A_0 = \cup_i B_i - \cup_i A_i$, $B_0 = \cup_i A_i - \cup_i B_i$, e $a_0 = b_0 = 0$. Agora

$$\varphi + \psi = \sum_{i=0}^m \sum_{j=0}^n (a_i + b_j) \mathbb{1}_{(A_i \cap B_j)}$$

e os $A_i \cap B_j$ são disjuntos dois a dois, assim

$$\int (\varphi + \psi) d\mu = \sum_{i=0}^m \sum_{j=0}^n (a_i + b_j) \mu(A_i \cap B_j) =$$

$$= \sum_{i=0}^m \sum_{j=0}^n a_i \mu(A_i \cap B_j) + \sum_{j=0}^n \sum_{i=0}^m b_j \mu(A_i \cap B_j) = \\ = \sum_{i=0}^m a_i \mu(A_i) + \sum_{j=0}^n b_j \mu(B_j) = \int \varphi d\mu + \int \psi d\mu$$

pois $A_i = \bigcup_j (A_i \cap B_j)$ e $B_j = \bigcup_i (A_i \cap B_j)$.

• Provaremos (i) - (iii) mas três vezes conf. generalizamos nossa integral.
Como cons. de (ii) - (iii), temos mais três prop. úteis.

Lema: Se (ii) e (iii) valem então temos:

iv) Se $\varphi \leq \psi$ a.e. então $\int \varphi d\mu \leq \int \psi d\mu$

v) Se $\varphi = \psi$ a.e. então $\int \varphi d\mu = \int \psi d\mu$

Se, em adição, (ii) vale $a=-1$ temos

vi) $|\int \varphi d\mu| \leq \int |\varphi| d\mu$

Prova.

Por (iii), $\int \psi d\mu = \int \varphi d\mu + \int (\psi - \varphi) d\mu$ e a segunda integral é ≥ 0 por (i), de modo que (iv) vale. $\varphi = \psi$ a.e. implica $\varphi \leq \psi$ e $\psi \leq \varphi$ a.e., assim (v) segue de duas aplicações de (iv). Para provar (vi), note que $\varphi \leq |\varphi|$, assim (iv) implica $\int \varphi d\mu \leq \int |\varphi| d\mu$. $-\varphi \leq |\varphi|$, assim (iv) e (ii) implicam $-\int \varphi d\mu \leq \int |\varphi| d\mu$. Uma vez que $|y| = \max(y, -y)$, o resultado segue.

D.2 /

Passo 2. É um conjunto com $\mu(E) < \infty$ e seja f uma função limitada que se anula em E^c . Para definir a integral de f , observaremos que se φ, ψ são simples tal que $\varphi \leq f \leq \psi$, então queremos ter

$$\int \varphi d\mu \leq \int f d\mu \leq \int \psi d\mu$$

assim temos

$$\int f d\mu = \sup_{\varphi \leq f} \int \varphi d\mu = \inf_{\psi \geq f} \int \psi d\mu \quad (3.4.3)$$

Aqui e no resto do Passo 2, assumimos que \varPhi e Ψ anulam-se em E^c . Para justificar a definição, temos que provar que o sup e inf são iguais. Isto segue de (iv) no Lema 3.4.2. que

$$\sup_{\varphi \leq f} \int \varphi d\mu \leq \inf_{\psi \geq f} \int \psi d\mu$$

Para provar a outra desigualdade, suponha $|f| \leq M$ e seja

$$E_n = \left\{ x \in E : \frac{KM}{n} \geq f(x) \geq \frac{(K-1)M}{n} \right\} \text{ para } -n \leq K \leq n$$

$$\Psi_n(x) = \sum_{k=-n}^n \frac{KM}{n} \mathbb{1}_{E_k} \quad \varPhi_n(x) = \sum_{k=-n}^n \frac{(K-1)M}{n} \mathbb{1}_{E_k}$$

Por definição, $\Psi_n(x) - \varPhi_n(x) = (M/n) \mathbb{1}_E$, assim

$$\int \Psi_n(x) - \varPhi_n(x) d\mu = \frac{M}{n} \mu(E)$$

Uma vez que $\varPhi_n(x) \leq f(x) \leq \Psi_n(x)$, segue de (iii) no Lema 3.4.1. que

$$\sup_{\varphi \leq f} \int \varphi d\mu \geq \int \varPhi_n d\mu = -\frac{M}{n} \mu(E) + \int \Psi_n d\mu \geq -\frac{M}{n} \mu(E) + \inf_{\psi \geq f} \int \psi d\mu$$

A última des. vale para todo n , assim a prova está completa.

Lema 1.4.3. Seja E um conjunto com $\mu(E) < \infty$. Se f e g são funções limitadas que se anulam em E^c então

- i) Se $f \geq 0$ a.e. então $\int f d\mu \geq 0$
- ii) Para qualquer $a \in \mathbb{R}$, $\int af d\mu = a \int f d\mu$.
- iii) $\int f+g d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$
- iv) Se $g \leq f$ a.e. então $\int g d\mu \leq \int f d\mu$
- v) Se $g = f$ a.e. então $\int g d\mu = \int f d\mu$
- vi) $|\int f d\mu| \leq \int |f| d\mu$.

Prova. Vira vez que podemos tomar $\phi \equiv 0$, (i) é clara da definição.

Para provar (ii), observamos que se $a > 0$, então $a\phi \leq af$ se e só se $\phi \leq f$, assim

$$\int af d\mu = \sup_{\phi \leq f} \int a\phi d\mu = \sup_{\phi \leq f} a \int \phi d\mu = a \sup_{\phi \leq f} \int \phi d\mu = a \int f d\mu$$

Para $a \leq 0$, observe que $a\phi \leq af \Leftrightarrow \phi \geq f$, assim

$$\int af d\mu = \sup_{\phi \geq f} \int a\phi d\mu = \sup_{\phi \geq f} a \int \phi d\mu = a \inf_{\phi \geq f} \int \phi d\mu = a \int f d\mu$$

Para provar (iii), observe que se $\psi_1 \leq f \leq \psi_2$ e $\eta \leq g$, então $\psi_1 + \psi_2 \leq f + g$, assim

$$\inf_{\psi \leq f+g} \int \psi d\mu \leq \inf_{\psi_1 \leq f, \psi_2 \leq g} \int \psi_1 + \psi_2 d\mu$$

usando a linearidade para f. simples, segue que

$$\begin{aligned}\int fg d\mu &= \inf_{\psi \geq fg} \int \psi d\mu \leq \inf_{\psi_1, \psi_2 \geq fg} \left\{ \int \psi_1 d\mu + \int \psi_2 d\mu \right\} = \\ &= \int f d\mu + \int g d\mu\end{aligned}$$

Para provar a outra des., observe que a última conclusão aplicada à $-f - g$ e (ii) implicam

$$-\int fg d\mu \leq -\int f d\mu - \int g d\mu$$

(iv)-(vii) seguem de (i)-(iii) pelo Lema 1.4.2.

Notações.

Usando a linearidade para funções simples, segue que

$$\int f+g \, d\mu = \inf_{\psi \in \mathcal{F}_{f+g}} \int \psi \, d\mu$$

$$\leq \inf_{\psi_1, \psi_2 \in \mathcal{F}_f} \int \psi_1 \, d\mu + \int \psi_2 \, d\mu = \int f \, d\mu + \int g \, d\mu$$

Para provar a outra desigualdade, observe que a última conclusão aplicadas a $-f$ e $-g$ e (ii) implicam que

$$-\int f+g \, d\mu \leq -\int f \, d\mu - \int g \, d\mu$$

(iv)-(vii) seguem de (i)-(iii) pelo Lema 1.4.2.

Notação. Definimos a integral de f sobre um conjunto E .

$$\int_E f \, d\mu \equiv \int f \cdot \mathbb{1}_E \, d\mu$$

Passo 3. Se $f \neq 0$, então seja

$$\int f \, d\mu = \sup \left\{ \int h \, d\mu : 0 \leq h \leq f, h \text{ limitada e } \mu(\{x : h(x) > 0\}) < \infty \right\}$$

A última def. é boa uma vez que é claro que esta é bem definida.

O próximo resultado nos ajudará a calcular os val. desta integral.

Lema 1.4.4. Seja $E_n \uparrow \Omega$ com $\mu(E_n) < \infty$ e seja $a \wedge b = \min(a, b)$. Então

$$\int_{E_n} f \wedge n d\mu \uparrow \int f d\mu \text{ qdo } n \uparrow \infty$$

Prova.

É claro, de (iv) no Lema 1.4.3, que o lado esquerdo cresce conforme n cresce. Uma vez que

$$h = (f \wedge n) \mathbb{1}_{E_n} \quad (\text{h é o mínimo entre } f \text{ e } n \text{ restrito a } E_n)$$

é uma possibilidade no sup, cada termo é menor que a integral à direita. Para provar que o limite é $\int f d\mu$, observe que se $0 \leq h \leq f$, $h \leq M$, e $\mu(\{x : h(x) > 0\}) < \infty$, então para $n \geq M$ usando $h \leq M$, (ii), e (iii)

$$(h \leq M, h = (f \wedge n) \mathbb{1}_{E_n} \leq M \leq f \wedge M)$$

$$\int_{E_n} f \wedge n d\mu \geq \int_{E_n} h d\mu = \int h d\mu - \int_{E_n^c} h d\mu$$

~~para $n \geq M$~~
até $n \geq M$
liminf

$$\text{Agora, } 0 \leq \int_{E_n^c} h d\mu \leq M \mu(E_n^c \cap \{x : h(x) > 0\}) \rightarrow 0 \text{ qdo } n \rightarrow \infty,$$

\downarrow
 $\text{Então } \int_{E_n^c} h d\mu \leq \mu(E_n^c) \cdot 0$

assim

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \int_{E_n} f \wedge n d\mu \geq \int h d\mu - \int f d\mu$$

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \int_{E_n} f \wedge n d\mu \leq \int f d\mu \text{ por def.}$$

e que prova o resultado desejado uma vez que h é um membro arbitrário da classe que define a integral de f .

Lema 1.4.5. Suponha $f, g \geq 0$.

i) $\int f d\mu \geq 0$

ii) Se $a \geq 0$ então $\int af d\mu = a \int f d\mu$.

iii) $\int f+g d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$

iv) Se $0 \leq g \leq f$ q.e. então $\int g d\mu \leq \int f d\mu$

v) Se $0 \leq g = f$ q.e. então $\int g d\mu = \int f d\mu$

■ Aqui, discutimos vi pois é trivial para $f \geq 0$. $\left| \int f d\mu \right| \leq \int |f| d\mu$

i) Por definição

$$\int f d\mu = \sup \left\{ \int h d\mu : 0 \leq h \leq f \text{ com } \mu(\{x : h(x) > 0\}) < \infty \right\}$$

limitadas

Ou seja, h é limitada em $E = \{x : h(x) > 0\}$, e é nula em E^c , com $\mu(E) < \infty$. Como $h \geq 0$, segue do Lema 1.4.3 que $\int h d\mu \geq 0$. Daí, $\int f d\mu \geq 0$.

ii)

Passo 4. Dizemos que f é integrável se

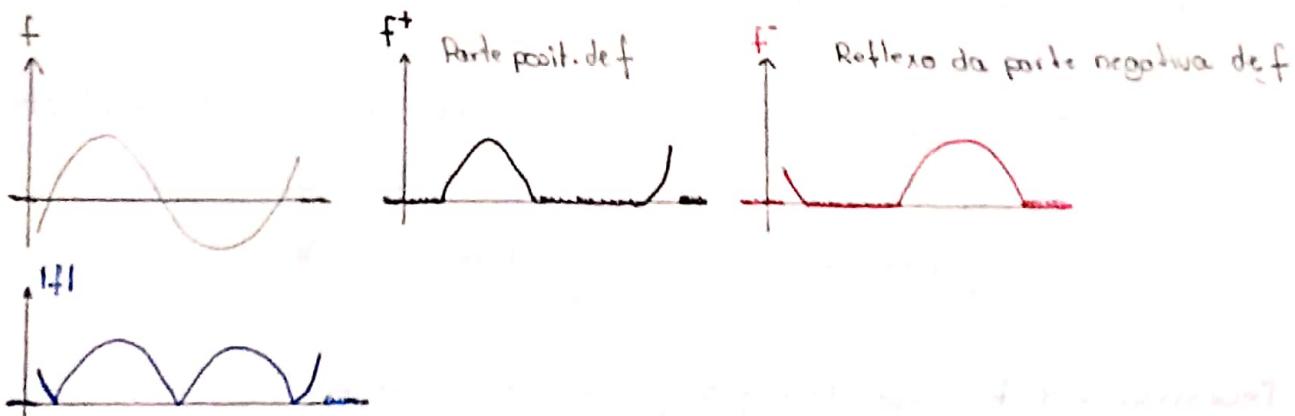
$$\int |f| d\mu < \infty.$$

Seja

$$f^+(x) = f(x) \vee 0 \quad e \quad f^-(x) = (-f(x)) \vee 0$$

onde $a \vee b = \max(a, b)$. Claramente,

$$f(x) = f^+(x) - f^-(x) \quad e \quad |f(x)| = f^+(x) + f^-(x)$$



Definimos a integral de f por

$$\int f d\mu = \int f^+ d\mu - \int f^- d\mu$$

O lado direito está bem definido já que $f^+, f^- \leq |f|$, f^+ e f^- não-neg.

$$\Rightarrow \int f^+ d\mu \leq \int |f| d\mu < \infty \quad e \quad \int f^- d\mu \leq \int |f| d\mu < \infty.$$

Terma. Se $f = f_1 - f_2$ onde $f_1, f_2 \geq 0$ e $\int f_1 d\mu < \infty$ então

$$\int f d\mu = \int f_1 d\mu - \int f_2 d\mu$$

Sabemos que

$$f = f^+ - f^-$$

e, por outro lado,

$$f = f_1 - f_2$$

Logo,

$$f^+ - f^- = f_1 - f_2 \Leftrightarrow f^+ + f_2 = f^- + f_1$$

Todas são funções não-negativas. Logo, por (iii) do Lema 1.4.5,

$$\int f^+ d\mu + \int f_2 d\mu = \int f^- d\mu + \int f_1 d\mu \Leftrightarrow$$

$$\int f^+ d\mu - \int f^- d\mu = \int f_1 d\mu - \int f_2 d\mu \Leftrightarrow$$

$$\int f d\mu = \int f_1 d\mu - \int f_2 d\mu \quad \text{III}$$

Teorema 1.4.7. Suponha f e g são integráveis.

i. Se $f \geq 0$ q.c. então $\int f d\mu \geq 0$.

ii. Para todo $a \in \mathbb{R}$, $\int af d\mu = a \int f d\mu$

iii. $\int f+g d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$

iv. Se $g \leq f$ q.c. então $\int g d\mu \leq \int f d\mu$

v. Se $g = f$ q.c. então $\int g d\mu = \int f d\mu$

vi. $|\int f d\mu| \leq \int |f| d\mu$

i. trivial. Se $f \geq 0$, então f é positiva e portanto do Lema 1.4.5, segue.

ii. Se $a \geq 0$, $(af^+) = a(f^+) \text{ e } (af^-) = a(f^-) \Rightarrow \int af d\mu = a \int f d\mu$.

Se $a < 0$, $(af^+) = a(f^-) \text{ e } (af^-) = a(f^+) \Rightarrow \int af d\mu = a \int f d\mu$

iii. Observe que $f+g = (f^+ + g^+) - (f^- + g^-)$, assim pela Lemmas 1.4.6 e 1.4.5,

$$\int f+g d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$$

(iv) - (vi) seguem de (i) - (iii) e Lema 1.4.2.

Notação para casos especiais.

a) Quando $(\Omega, \mathcal{F}, \mu) = (\mathbb{R}^d, \mathcal{B}^d, \lambda)$, escrevemos

$$\int f(x) dx \text{ para } \int f d\lambda$$

b) Qdo $(\Omega, \mathcal{F}, \mu) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}, \lambda)$ e $E = [a, b]$, escrevemos

$$\int_a^b f(x) dx \text{ para } \int_E f d\lambda$$

c) Qdo $(\Omega, \mathcal{F}, \mu) = (\mathbb{R}, \mathcal{B}, \mu)$ com $\mu((a, b]) = G(b) - G(a)$, escrevemos
 $\int f(x) dG(x)$ para $\int f d\mu$

d) Qdo Ω é enumerável, \mathcal{F} = todos os subconjuntos de Ω , e μ uma
medida de contagem, escrevemos

$$\sum_{i \in \Omega} f(i) \text{ para } \int f d\mu$$

1.5 Propriedades da Integral

Teorema 1.5.1. Desigualdade de Jensen. Suponha φ convexa, isto é,

$$\lambda\varphi(x) + (1-\lambda)\varphi(y) \geq \varphi(\lambda x + (1-\lambda)y)$$

para todos $\lambda \in (0,1)$ e $x,y \in \mathbb{R}$. Se μ é uma medida de probabilidade, e f e $\varphi(f)$ são integráveis então

$$\varphi\left(\int f d\mu\right) \leq \int \varphi(f) d\mu$$

Prova. Seja $c = \int f d\mu$ e $l(x) = ax + b$ uma função linear que tem $l(c) = \varphi(c)$ e $\varphi(x) \geq l(x)$. Para ver que tal função existe, lembre que a convexidade implica

$$\lim_{h \rightarrow 0} \frac{\varphi(c) - \varphi(c-h)}{h} \leq \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\varphi(c+h) - \varphi(c)}{h}$$

(O limite existe uma vez que as sequências são monótonas). Se a como um número qualquer entre os dois limites e fazer

↑ Ver Apêndice

$$l(x) = a(x-c) + \varphi(c),$$

então l tem as propriedades desejadas. Com a existência de l estabelecida, o resto é fácil. (iv) no Teorema 1.4.7 implica $\int \varphi(f) d\mu \geq \int af + b d\mu \neq af d\mu + b = \varphi\left(\int f d\mu\right)$

$$c = \int fd\mu, \quad l(c) = \varphi(c).$$

Seja $\|f\|_p = \left(\int |f|^p d\mu \right)^{1/p}$ para $1 \leq p < \infty$, e note que $\|cf\|_p = |c| \|f\|_p$ para qualquer c real.

De fato,

$$\|cf\|_p = \left(\int |cf|^p d\mu \right)^{1/p} = \left(\int |c|^p |f|^p d\mu \right)^{1/p} = |c| \left(\int |f|^p d\mu \right)^{1/p} = |c| \|f\|_p$$

Teorema. Desigualdade de Hölder. Se $p, q \in (1, \infty)$ com $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$, então

$$\int |fg| d\mu \leq \|f\|_p \|g\|_q$$

Prova.

Se $\|f\|_p$ ou $\|g\|_q = 0$, então $|fg| = 0$ q.o.

$$\|f\|_p = \left(\int |f|^p d\mu \right)^{1/p} = 0 \Leftrightarrow \int |f|^p d\mu = 0 \Leftrightarrow |f|^p = 0 \text{ q.o.} \Leftrightarrow |f| = 0 \text{ q.o.} \Leftrightarrow f = 0 \text{ q.o.}$$

$$\text{Daí, } f \cdot g = 0 \text{ q.o.} \Leftrightarrow |fg| = 0 \text{ q.o.}$$

assim, basta provar o resultado quando $\|f\|_p$ e $\|g\|_q > 0$ ou dividindo ambos os ...

Fixe y e seja

$$\psi(x) = \frac{x^p}{p} + \frac{y^q}{q} - xy \quad \text{para } x \neq 0$$

$$\psi'(x) = x^{p-1} - y \quad \text{e} \quad \psi''(x) = (p-1)x^{p-2} > 0 \quad \forall$$

assim ψ tem mínimo em $x_0 = y^{\frac{1}{p-1}}$. $q = p/(p-1)$ e $x_0^p = y^q$, assim

$$\psi(x_0) = y^q \left(\frac{1}{p} + \frac{1}{q} \right) - y^{\frac{p}{p-1}} y = 0$$

Uma vez que x_0 é ómínimo, segue que a diferença entre $\frac{x^p}{p} + \frac{y^q}{q}$ e xy

e sempre positiva, isto é

$$xy \leq \frac{x^p}{p} + \frac{y^q}{q}$$

Facendo $x = |\tilde{f}|$ e $y = |\tilde{g}|$ e integrando temos

$$\int |fg| d\mu \leq \|f\|_p \|g\|_q$$

com $\tilde{f} = \frac{|f|}{\|f\|_p}$, $\tilde{g} = \frac{|g|}{\|g\|_q}$, $x = \tilde{f}$ é maior que zero

Veja que

$$\|\tilde{f}\|_p = \left(\int \frac{|\tilde{f}|^p}{(\int |\tilde{f}|^p d\mu)^{1/p}} d\mu \right)^{1/p} = 1^{1/p} = 1$$

Dai,

$$|\tilde{f}\tilde{g}| \leq \frac{1}{p} |\tilde{f}|^p + \frac{1}{q} |\tilde{g}|^q \Rightarrow$$

$$\int |\tilde{f}\tilde{g}| d\mu \leq \frac{1}{p} \int |\tilde{f}|^p d\mu + \frac{1}{q} \int |\tilde{g}|^q d\mu = 1 \Rightarrow$$

$$\int |fg| d\mu \leq \|f\|_p \|g\|_q$$

Remark. O caso especial $p=q=2$ é chamado desigualdade de Cauchy-

Schwarz. Pode-se ter uma prova direta observando que

$$0 \leq \int (f+g)^2 d\mu = \int f^2 d\mu + \theta (2 \int fg d\mu) + \theta^2 (\int g^2 d\mu)$$

Novo próximo objetivo é dar as condições para garantir que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu = \int (\lim_{n \rightarrow \infty} f_n) d\mu$$

primeiro, precisamos de uma definição.

Dizemos que

$$f_n \rightarrow f \text{ em medida}$$

i.e., para todo $\epsilon > 0$, $\mu(\{\omega : |f_n(\omega) - f(\omega)| > \epsilon\}) \rightarrow 0$ quando $n \rightarrow \infty$.

Em um espaço de medida finita, esta é uma suposição mais fraca que $f_n \rightarrow f$ q.c., mas o próximo resultado é mais fácil de provar na maior generalidade.

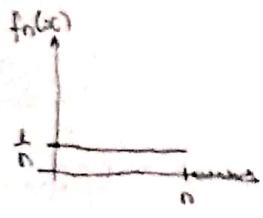
Teorema 1.5.3. Teorema da Convergência Limitada. Seja E um conjunto com $\mu(E) < \infty$. Suponha que f_n se anula em E^c , $|f_n(x)| \leq M$, e $f_n \rightarrow f$ em medida. Então

$$\int f d\mu = \lim_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu$$

Exemplo 1.5.1. Considere a reta real \mathbb{R} equipada com os conjuntos de Borel \mathcal{B} e a medida de Lebesgue λ . As funções $f_n(x) = 1/n$ em $[0, n]$ e 0 c.c. mostram que a conclusão do Teorema 1.5.3. não vale quando $\mu(E) = \infty$.

De fato,

$$f_n(x) = \begin{cases} 1/n & \text{se } x \in [0, n] \\ 0 & \text{c.c.} \end{cases} \quad f_1 = \begin{cases} 1, & \text{se } x \in [0, 1] \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}$$



$$f_n \rightarrow 0 \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\lambda = 0$$

$$f_1 = \begin{cases} 1/2, & \text{se } x \in [0, 1] \\ 0, & \text{c.c.} \end{cases}$$

$$\text{mas } \int f_1 d\lambda = 0/\lambda(E^c) + \frac{1}{2}\lambda([0, 1]) = \frac{1}{2} \Rightarrow \lim_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\lambda \neq 0$$

Prova. Seja $\epsilon > 0$, $G_n = \{x : |f_n(x) - f(x)| < \epsilon\}$ e $B_n = E - G_n$. Usando (iii) e (vi) do Teorema 1.4.7,

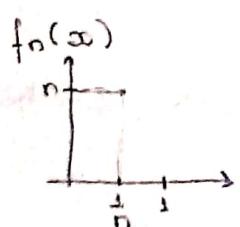
$$\begin{aligned} \left| \int f d\mu - \int f_n d\mu \right| &= \left| \int f - f_n d\mu \right| \leq \int |f - f_n| d\mu \\ &= \int_{G_n} |f - f_n| d\mu + \int_{B_n} |f - f_n| d\mu \quad \begin{array}{l} |f_n| \leq M \Rightarrow |f| \leq M \\ |f_n - f| \leq |f_n| + |f| \leq 2M \end{array} \\ &\leq \epsilon \mu(G_n) + 2M \mu(B_n) \end{aligned}$$

$f_n \rightarrow f$ em medida $\Rightarrow \mu(B_n) \rightarrow 0$. $\epsilon > 0$ é arbitrário e $\mu(E) < \infty$, de modo que a prova está completa.

Teorema 1.5.4. Lema de Fatou. Se $f_n \geq 0$ então

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu \geq \int (\liminf_{n \rightarrow \infty} f_n) d\mu$$

Exemplo 1.5.2. Exemplo 1.5.1 mostra que podemos ter a desigualdade estrita (\Rightarrow) no Teorema 1.5.4. As funções $f_n = n \mathbb{1}_{[0, 1/n]}(\infty)$ em $(0, 1)$ equipada com os conjuntos de Borel e a medida de Lebesgue mostraram que isso pode acontecer em um espaço de medida finita.



$$f_n(x) \rightarrow f(x) = \begin{cases} +\infty, & \text{se } x = 0 \\ 0, & \text{c. o.} \end{cases}$$

$$\int f_n d\mu = 1 \Rightarrow \liminf_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu = 1$$

$$\begin{aligned} \int \liminf_{n \rightarrow \infty} f_n d\mu &= \int f d\mu = +\infty \mu(\{0\}) + 0 \mu((0, 1)) = \\ &= 0 \end{aligned}$$

Prova.

Seja

$$g_n(x) = \inf_{m \geq n} f_m(x).$$

$f_n(x) \geq g_n(x)$ e conforme $n \uparrow \infty$,

$$g_n(x) \uparrow g(x) = \liminf_{n \rightarrow \infty} f_n(x) = \sup_{n \geq 0} \inf_{m \geq n} f_m(x) = \lim_{n \rightarrow \infty} (\inf_{m \geq n} f_m)$$

Uma vez que $\int f_n d\mu \geq \int g_n d\mu$, basta provar que

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \int g_n d\mu \geq \int g d\mu$$

Seja $E_m \subset \Omega$ conjuntos de medida finita. Desde que $g_n \geq 0$ é para m fixado

$$(g_n \mathbf{1}_m) \cdot \mathbb{1}_{E_m} \rightarrow (g \mathbf{1}_m) \mathbb{1}_{E_m} \text{ q.o.}$$

o teorema da Convergência Limitada, I.S.3, implica

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \int_{E_m} g_n d\mu \geq \int_{E_m} g \mathbf{1}_m d\mu$$

Tomando o sup sobre m e usando Teorema I.4.4, temos o resultado desejado.

I.5.6.

Teorema da Convergência Dominada. Se $f_n \rightarrow f$ q.o., $|f_n| \leq g$ para todo n , e g é integrável, então $\int f_n d\mu \rightarrow \int f d\mu$

Provar. $f_n + g \geq 0$, assim, pelo Lema de Fatou,

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \int f_n + g d\mu \geq \int f + g d\mu$$

subtraindo $\int g d\mu$ de ambos os lados na eq. anterior,

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu \geq \int f d\mu$$

Aplicando o último resultado à $-f_n$ ($-f_n + g \geq 0$), temos

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu \leq \int f d\mu$$

e a prova está completa.

1.5.5 Teorema da Convergência Monotona. Se $f_n \nearrow 0$ e $f_n \uparrow f$ então

$$\int f_n d\mu \uparrow \int f d\mu$$

Prova. Lema de Fatou, Teorema 1.5.4, implicam que $\liminf \int f_n d\mu \geq \int f d\mu$.
Por outro lado, $f_n \leq f \Rightarrow \limsup \int f_n d\mu \leq \int f d\mu$.

1.6 Valor Esperado

Agora especializamos a integração com resp. a medida de probabilidade P . Se $X \geq 0$ é uma v.a. em (Ω, \mathcal{F}, P) então definimos o seu valor esperado como

$$EX = \int_{\Omega} X dP$$

que sempre faz sentido, mas pode ser ∞ . Para reduzir o caso geral ao caso não-negativo, seja $x^+ = \max\{x, 0\}$ a parte positiva e $x^- = \max\{-x, 0\}$ a parte negativa de x . Declaramos que EX existe e def. $EX = EX^+ - EX^-$ sempre que a subtração faz sentido, isto é, $EX^+ < \infty$ ou $EX^- < \infty$.

EX é freq. chamada a média de X e é denotada por μ . EX é definida integrando X , assim ela tem todas as propriedade da integração. Dos Teoremas 1.4.5 e 1.4.7 e da obs. trivial que $E(b) = b$ para qualquer b real, temos o seguinte:

Teorema 1.6.1 Suponha $X, Y \geq 0$ ou $|E|X|, |E|Y| < \infty$:

a) $E(X+Y) = E(X) + E(Y)$

b) $E(aX+b) = aE(X) + b$ para qualquer num. real a, b .

c) Se $X \geq Y$ então $EX \geq EY$.

1.6.2 Desigualdades

Para medidas de prob., Teorema 1.5.1 se torna:

Teorema 1.6.2. Desigualdade de Jensen. Suponha que Q é convexa, i.e.,

$$\lambda \varphi(x) + (1-\lambda)\varphi(y) \geq \varphi(\lambda x + (1-\lambda)y)$$

para todo $\lambda \in (0, 1)$ e $x, y \in \mathbb{R}^n$. Então

$$E(\varphi(X)) \geq \varphi(E(X))$$

provided que ambas as esperanças existem, i.e., $E(X) \in E(\varphi(X)) = \varnothing$.

$$\text{Dois casos especiais. } E(X^2) \leq E(X)$$

$$(E(X))^2 \leq E(X^2)$$

Teorema 1.6.3. Desigualdade de Hölder. Se $p, q \in [1, \infty]$ com $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$, então

$$E|XY| \leq \|X\|_p \|Y\|_q$$

Aqui, $\|X\|_r = (E|X|^r)^{1/r}$ para $r \in [1, \infty)$; $\|X\|_\infty = \inf \{M : P(|X| \geq M) = 0\}$.

$$E(X; A) = \int_A X dP$$

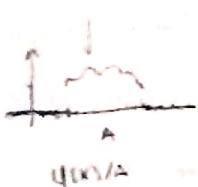
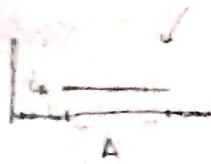
Teorema 1.6.4. Desigualdade de Chebyshov. Suponha $\varphi : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ com $\varphi \geq 0$, seja $A \in \mathbb{R}$ e $i_A = \inf \{\varphi(y) ; y \in A\}$.

$$i_A P(X \in A) \leq E(\varphi(X); X \in A) \leq E\varphi(X).$$

Prova.

A def. de i_A e o fato de que $\varphi \geq 0$ implicam que

$$i_A \mathbb{I}_{(X \in A)} \leq \varphi(X) \mathbb{I}_{(X \in A)} \leq \varphi(X)$$



Dai, tomando o valor esperado e usando a parte c do Teorema 1.6.2, temos o resultado.

Remark. Alguns autores chamam este res. de Desigualdade de Markov e usam o nome Des. de Chebyshev para o caso especial em que $\phi(x) = x^2$ e $A = \{x : |x| \geq a\}$.

$$\frac{1}{a^2}$$

$$a^2 P(X \geq a) \leq E X^2 \Rightarrow P(X \geq a) \leq \frac{E X^2}{a^2}$$

3.6.2 Integração Para o Limite

Teorema 3.6.5. Lema de Fatou. Se $X_n \geq 0$ então

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} E X_n \geq E(\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n)$$

Teorema 3.6.6. Teorema da Convergência Monótona. ~~Sejam $X_1, X_2, \dots, X_n, \dots$ uma sequência de variáveis aleatórias não negativas tais que $X_1 \leq X_2 \leq \dots \leq X_n \leq \dots$. Se $0 \leq X_n \uparrow X$ então $E X_n \uparrow E X$.~~

~~Exemplo~~

Teorema 3.6.7. Teorema da Convergência Dominada. Se $X_n \rightarrow X$ q.c., $|X_n| \leq Y$ para todo n , e $EY < \infty$, então $E X_n \rightarrow E X$.

O caso especial de Teorema 3.6.7 em que Y é constante é chamado teorema da convergência limitada.

Teorema 3.6.8. Suponha $X_n \rightarrow X$ q.c.. Seja g, h funções contínuas com

- (i) $g \geq 0$ e $g(x) \rightarrow \infty$ quando $|x| \rightarrow \infty$
- (ii) $|h(x)|/g(x) \rightarrow 0$ quando $|x| \rightarrow \infty$, e $Eh(X_n) \rightarrow Eh(X)$
- (iii) $Eg(X_n) \leq K < \infty \forall n$.

Prova. Seja $\{x_n\}$ uma sequência de números reais que converge para x .

Subtraindo umas etas de n , podemos supor com perda de generalidade $h(0) = 0$. Escolha M grande t.q. $P(\{X\} \geq M) = 0$ e q.d. qd. $|x| \geq M$.

Dada a var. Y , seja $\tilde{Y} = Y \mathbb{1}_{\{|X| \leq M\}}$. Vamos ver $P(\{X\} \geq M) = 0$, $X_n \rightarrow \tilde{X}$ q.o.. Vamos ver $h(\tilde{x}_n)$ é limitada e contínua, segue do teorema da conv. uniforme que

$$Eh(\tilde{x}_n) \rightarrow E h(\tilde{x}) \quad (a)$$

;

1.7 Medidas Produto, Teorema de Fubini

Sejam (X, \mathcal{A}, μ_1) e (Y, \mathcal{B}, μ_2) dois espaços de medida σ -finita.

Seja

$$\Omega = X \times Y = \{(x, y) : x \in X, y \in Y\}$$

$$\phi = \{A \times B : A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{B}\}$$

Conjuntos em ϕ são chamados retângulos. É fácil ver que ϕ é uma semi-algebra:

$$(A \times B) \cap (C \times D) = (A \cap C) \times (B \cap D)$$

$$(A \times B)^c = (A^c \times B) \cup (A \times B^c) \cup (A^c \times B^c)$$

Seja $\mathcal{F} = \mathcal{A} \times \mathcal{B}$ a σ -álgebra gerada por ϕ .

Teorema 1.7.1. Há uma única medida μ em \mathcal{F} com

$$\mu(A \times B) = \mu_1(A) \mu_2(B)$$

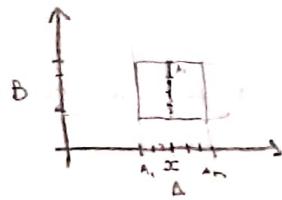
Notação. μ é frequentemente denotada por $\mu_1 \times \mu_2$.

Prova. Pelo Teorema 1.1.4 é suficiente mostrar que se $A \times B = \bigcup_i (A_i \times B_i)$ é uma união disjunta finita ou contável, então

$$\mu(A \times B) = \sum_i \mu(A_i \times B_i)$$

Para cada $x \in A$, seja $I(x) = \{i : x \in A_i\}$. $B = \bigcup_{i \in I(x)} B_i$, assim

$$\mathbb{1}_A(x) \mu_2(B) = \sum_i \mathbb{1}_{A_i}(x) \mu_2(B_i)$$



Integrando com respeito a μ_1 e usando o Ex. 1.5.6, temos

$$\mu_1(A) \mu_2(B) = \sum_i \mu_1(A_i) \mu_2(B_i)$$

o que prova o resultado.

Usando 1.7.1 e indução, segue que se $(\Omega_i, \mathcal{F}_i, \mu_i)$, $i = 1, \dots, n$, são ~~medidas espaciais~~ espacos de medidas o-finitas e $\Omega = \Omega_1 \times \dots \times \Omega_n$, há uma única medida μ na σ -álgebra \mathcal{F} gerada por conjuntos da forma $A_1 \times \dots \times A_n$, $A_i \in \mathcal{F}_i$, que tem

$$\mu(A_1 \times \dots \times A_n) = \prod_{m=1}^n \mu_m(A_m)$$

$(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$ é o prod. de dois esp. mensuráveis (X, \mathcal{A}, μ) e (Y, \mathcal{B}, ν)

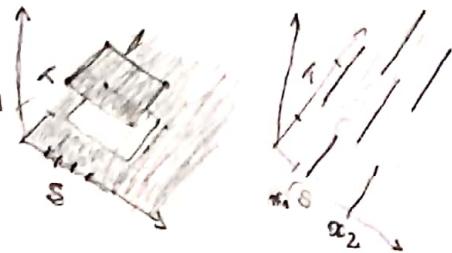
Teorema 1.7.2. Teorema de Fubini. Se $f \geq 0$ ou $\int |f| d\mu < \infty$, então

$$(*) \quad \int_X \int_Y f(x, y) \mu_2(dy) \mu_1(dx) = \int_{X \times Y} f d\mu = \int_Y \int_X f(x, y) \mu_1(dx) \mu_2(dy)$$

Prova. Vamos provar apenas a 1ª igualdade, uma vez que a outra segue por simetria.

Seja $S \times T = \bigcup_i S_i \times T_i$, $s, s_i, \alpha_i \in \mathbb{P}_1$ e $t, t_i, \beta_i \in \mathbb{P}_2$.
 Temos que a função

$$\mathbb{1}_{S \times T} = \sum_{i,j} \mathbb{1}_{S_i \times T_j : \Omega_1 \times \Omega_2 \rightarrow [0, \infty]}$$



Mas $(x, y) \in S \times T \Leftrightarrow x \in S \wedge y \in T$, i.e.

$$\mathbb{1}_{S \times T}(x, y) = \mathbb{1}_S(x) \mathbb{1}_T(y)$$

Dai,

$$\mathbb{1}_S(x) \mathbb{1}_T(y) = \sum_{i,j} \mathbb{1}_{S_i}(x) \mathbb{1}_{T_j}(y) \quad (2)$$

Se fixarmos x e deixar y livre em (2) temos uma função de Ω_2 , em $[0, \infty]$, isto é,

$$\mathbb{1}_S(x) \mathbb{1}_T = \sum_{i,j} \mathbb{1}_{S_i}(x) \mathbb{1}_{T_j} : \Omega_2 \rightarrow [0, \infty]$$

Integrando em y

$$\int \mathbb{1}_S(x) \mathbb{1}_T d\mu_{\Omega_2}(y) = \sum_{i,j} \int \mathbb{1}_{S_i} \mathbb{1}_{T_j} d\mu_{\Omega_2}(y) \Leftrightarrow$$

$$\mathbb{1}_S(x) \mu_{\Omega_2}(T) = \sum_{i,j} \mathbb{1}_{S_i}(x) \mu_2(T_j)$$

Int. em x ,

$$\mu_1(S) \mu_2(T) = \sum_{i,j} \mu_1(S_i) \mu_2(T_j) \quad \square$$

Teorema de Fubini.

Se $f \geq 0$ e $\int |f| < \infty$ para $f: (\Omega_1, \mathcal{F}_1, \mu_1) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$, $\Omega_2 = \Omega_1 \times \Omega_2$

$$\underbrace{\int_{\Omega_1} \int_{\Omega_2} f(x, y) \mu_2(dy) \mu_1(dx)}_{h: (\Omega_1, \mathcal{F}_1) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})} = \int_{\Omega_1} f d\mu = \int_{\Omega_2} \int_{\Omega_1} f(x, y) \mu_1(dx) \mu_2(dy)$$

→ $h \in \mathcal{F}_1$

→ Para cada $E \in \mathcal{F}$ e $x \in \Omega_1$, $E_x = \{y \in \Omega_2 : (x, y) \in E\} \in \mathcal{F}_2$.

Fixa $x \in \Omega_1$ e declara

$$g_x = \{E \in \mathcal{F} : E_x \in \mathcal{F}_2\}$$

g_x contém os retângulos poss. $E_x = (a, b) \in \mathcal{F}_2$.

• Se $E \in g_x$, $E^c \in g_x$

$$E_x \in \mathcal{F}_2 \Rightarrow (E_x)^c \in \mathcal{F}_2 \Rightarrow (E^c)_x \in \mathcal{F}_2 \Rightarrow E^c \in g_x$$

• Se E_1, E_2, \dots em g_x então $\cup E_i \in g_x$

$$(\cup E_i)_x = \cup (E_i)_x$$

g_x é vno alg. que contém os ret. $\Rightarrow g_x \supset \mathcal{F}$. Logo, $E \in \mathcal{F} \Rightarrow E \in g_x$
 $E_x \in \mathcal{F}_2$.

→ $g \in \mathcal{F}$ seja

$$g(x) = \mu_2(E_x)$$

lema

é mensurável em \mathcal{F}_1 , e

$$\int_{\Omega_1} g(x) \mu_1(dx) = \mu(E)$$

• $g = \text{cto}$ dos E t.q. (*) é verdadeiro

• g é um sst. λ

• g cont. um sst. π , por g contém os ret. • ($E = A \times B \in \mathcal{F}_2$, $g(x) = \mathbb{1}_A(x) \mu_2(B) \in \mathcal{F}_1$)

Se $A \in g \Rightarrow A^c \in g$

Teorema de Fubini.

$$f: (\Omega_1, \mathcal{F}, \mu_1) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B})$$

$$f: (\Omega_1 \times \Omega_2, \mathcal{F}_1 \otimes \mathcal{F}_2, \mu_1 \otimes \mu_2)$$

Se $f \geq 0$ ou $\|f\| < \infty$

$$\int_{\Omega_1} \int_{\Omega_2} f(x, y) \mu_2(dy) \mu_1(dx) = \int_{\Omega_1} f d\mu_1 = \int_{\Omega_1} \int_{\Omega_2} f(x, y) \mu_1(dx) \mu_2(dy)$$

Um lado

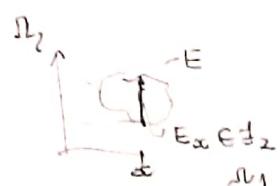
$$\cdot h(w) = \int_{\Omega_2} f(x, y) \mu_2(dy) \in \mathcal{F}_1?$$

$$h: (\Omega_1, \mathcal{F}_1) \rightarrow (\mathbb{R}, \mathcal{B}) \quad h \in \mathcal{F}_1 \Leftrightarrow A \in \mathcal{B}, h^{-1}(A) = \{w : h(w) \in A\} \in \mathcal{F}_1$$

Lema: "fatias de $E \in \mathcal{F}$ são mas o-álgебras marginais"

Lemma: Se $E \in \mathcal{F}$,

$$E_x = \{y \in \Omega_2 : (x, y) \in E\}$$



então $E_x \in \mathcal{F}_2 \forall x \in \Omega_1$

Demo:



Estudo do Livro Probability and Measure , by Patrick Billingsley

Capítulo 1 . Probabilidade

04/03/14

1.1 Borel's Normal Number Theorem

Apesar de suficiente para muitos tópicos, a teoria de espaços de probabilidade discretos (Feller, Vol. I) não fornece um tratamento rigoroso à dois tipos de problemas: os que envolvem uma operação repetida infinitamente, como uma sequência infinita de lançamentos de moedas, e aqueles envolvendo uma "infinitely fine operation", como a escolha aleatória de um ponto de um segmento.

O Intervalo Unitário

O objetivo é construir, ao mesmo tempo, um modelo para os dois problemas citados acima.

Seja $\mathbb{U} = [0,1]$; pra ser definido, tome int. abertos à esquerda e fechado à direita. Seja w um ponto genérico de \mathbb{U} . Denote o comprimento de um intervalo $I = (a,b)$ por $|I|$:

$$|I| = |(a,b)| = b-a \quad (1.1)$$

Se

$$A = \bigcup_{i=1}^n I_i = \bigcup_{i=1}^n (a_i, b_i], \quad (1.2)$$

onde os intervalos $I_i(a_i, b_i]$ são disjuntos e ~~partem~~ contidos em \mathbb{U} ,

atribuimos a A a probabilidade

$$P(A) = \sum_{i=1}^n |I_i| = \sum_{i=1}^n (b_i - a_i) \quad (1.3)$$

É importante entender que nesta seção $P(A)$ é definida apenas se A é uma união finita de subintervalos disjuntos de $(0,1]$ - nunca para conjuntos A de qualquer outro tipo.

Se A e B são da forma acima, e A e B são disjuntos, então $A \cup B$ é uma união finita de intervalos disjuntos e

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) \quad (1.4)$$

Esta relação, que é certamente óbvia intuitivamente, é consequência da aditividade da integral de Riemann:

$$\int_0^1 (f(\omega) + g(\omega)) d\omega = \int_0^1 f(\omega) d\omega + \int_0^1 g(\omega) d\omega \quad (1.5)$$

onde

$$\begin{aligned} f(\omega) &= I_A(\omega) \quad \text{e} \\ g(\omega) &= I_B(\omega) \end{aligned}$$

Se $f(\omega)$ é uma função step tomando valor c_j no intervalo $(x_{j-1}, x_j]$, onde $0 = x_0 < x_1 < \dots < x_n = 1$, então sua integral de Riemann tem valor:

$$\int_0^1 f(\omega) d\omega = \sum_{j=1}^n c_j (x_j - x_{j-1}) \quad (1.6)$$

Como dito, sendo $f(\omega) = I_A(\omega)$ e $g(\omega) = I_B(\omega)$, (1.4) segue de (1.5) e (1.6), observando que A e B são disjuntos. Isto mostra tbm que a def. (1.3)

não é ambígua - note que A terá muitas representações da forma (1.2) pois $(a, b] \cup (b, c] = (a, c]$. Mais tarde, estes fatos serão derivados outra vez a partir da teoria geral da integração de Lebesgue.

De acordo com os modelos usuais, se uma substância radioativa emitiu uma única partícula-a durante um intervalo unitário de tempo, ou se uma única chamada de telefone chegou a uma estação durante um intervalo unitário de tempo, então o instante no qual a emissão ou a chegada ocorreu é aleatório no sentido que cai em (1.2) com probabilidade (1.3). Assim, (1.3) é o ponto inicial para a descrição da seleção de um ponto ao aleatório de um intervalo unitário: Ω é considerado como um espaço amostral, e o conjunto (1.2) é identificado com o evento que o ponto aleatório cai nele.

A def. (1.3) é também o ponto inicial para a representação matemática de uma sequência infinita de lançamentos de uma moeda. A cada ω associamos sua "nonterminating dyadic expansion

$$\omega = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{d_n(\omega)}{2^n} = .d_1(\omega)d_2(\omega)\dots, \quad (1.7)$$

onde $d_n(\omega)$ sendo o ou 1 [A3]: parágrafo 81 do apêndice do livro]. Assim,

$$(d_1(\omega), d_2(\omega), \dots) \quad (1.8)$$

é a sequência de dígitos binários na expansão de ω . For definité, nesse, um ponto como $\frac{1}{2} = .1000\dots = .0111\dots$, que tem duas expansões; I forma a expansão $.111\dots$,



Gráfico de $d_1(w)$

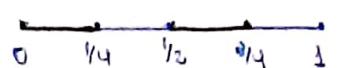
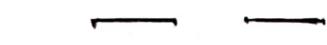


Gráfico de $d_2(w)$

Imagine agora uma moeda com faces nomeadas $\$$ e \circ ao invés da usual cara e coroa. Se w é escolhido aleatoriamente, então (1.8) se comporta como se fosse o resultado de uma sequência infinita de lançamentos de uma moeda. Para ver isto, considere primeiro o conjunto de w para o qual $d_i(w)=w_i$, para $i=1, \dots, n$, onde w_1, \dots, w_n é a seq. de $\$$'s e \circ 's. Tais w satisfazem

$$\sum_{i=1}^n \frac{w_i}{2^i} \leq w \leq \sum_{i=1}^n \frac{w_i}{2^i} + \frac{1}{2^n},$$

onde os valores extremos de w correspondem ao caso $d_i(w)=\circ$ para $i > n$ e ao caso $d_i(w)=\$$ para $i > n$. O segundo caso pode ser alcançado, mas desde que a expansão binária representada pelos $d_i(w)$ é nonterminating - não termina em \circ 's - o primeiro não pode, e w deve, na verdade, exceder $\sum_{i=1}^n w_i/2^i$. Deste modo

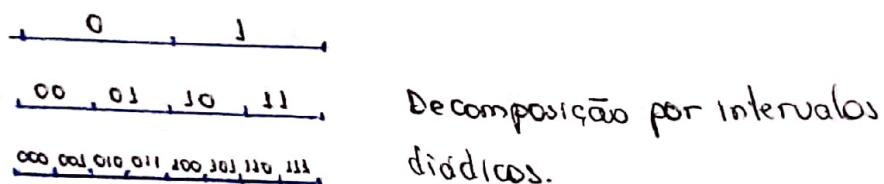
$$[w : d_i(w)=w_i, i=1, \dots, n] = \left(\sum_{i=1}^n \frac{w_i}{2^i}, \underbrace{\sum_{i=1}^n \frac{w_i}{2^i} + \frac{1}{2^n}}_{\frac{1}{1-\frac{1}{2^n}} - \frac{(1-\frac{1}{2^n})^{n+1}}{1-\frac{1}{2^n}}} \right) \quad (1.9)$$

O intervalo aqui é aberto à esquerda e fechado à direita, precisamente por causa da exp. (1.7) ser nonterminating one. No modelo

No modelo para o lançamento de uma moeda, o conjunto (1.9) representa o evento em que os primeiros n lançamentos deram as saídas w_1, \dots, w_n em sequência. Por (1.3) e (1.9),

$$P[w_i : d_i(w) = w_i, i=1, \dots, n] = \frac{1}{2^n} \quad (1.10)$$

que é o que a intuição probabilística requer.



Os intervalos (1.9) são chamados intervalos diadiços, os pontos finais sendo "racionais diadiços adjacentes" $k/2^n$ e $(k+1)/2^n$ com o mesmo denominador, e n é o rank ou a ordem do intervalo. Para cada n os 2^n intervalos diadiços decompõem ou particionam o intervalo unitário. Na passagem da partição para n para aquela para $n+1$, cada intervalo (1.9) é dividido em duas partes de igual comprimento: uma metade esquerda em que $d_{n+1}(w) = 0$ e uma metade à direita em que $d_{n+1}(w) = 1$. Para ~~essa~~ $w=0$ e $w=1$, o conjunto $\{w : d_{n+1}(w) = w\}$ é deste modo a união disjointa de 2^n intervalos de comp. $1/2^{n+1}$ e portanto tem probabilidade $1/2$: $P[w : d_n(w) = w] = 1/2$ para todo n .

Note que $d_i(w)$ é constante sobre cada intervalo diadiço de rank i e que para $n \neq i$ cada intervalo diadiço de rank n é inteiramente contido em um único intervalo diadiço de rank i . Portanto, $d_i(w)$ é constante sobre cada intervalo diadiço de rank n se $i \neq n$.

As prob. dos vários eventos familiares pode ser escritas daí de imediatamente. A soma $\sum_{i=1}^n d_i(w)$ é o número de 1's entre $d_1(w), \dots, d_n(w)$, a ser pensado como o número de caras em n lançamentos de uma moeda justa. A fórmula binomial usual é

$$P\left[w: \sum_{i=1}^n d_i(w) = k\right] = \binom{n}{k} \frac{1}{2^n}, \quad 0 \leq k \leq n, \quad (3.33)$$

Isto segue diretamente da definição. O conjunto à esquerda em (3.33) é umão daqueles intervalos (3.9) correspondente as sequências w_1, \dots, w_n contendo k 1's e $n-k$ 0's. O cada um destes intervalos tem comprimento $1/2^n$ por (2.10) e há $\binom{n}{k}$ deles, e assim (3.33) segue de (3.3).

As funções $d_n(w)$ podem ser vistos de dois modos. Fixando n e deixando w variar temos uma função real $d_n = d_n(\cdot)$ no intervalo unitário. Fixando w e variando n , temos a sequência (3.8) de 0's e 1's. As prob. (2.10) e (3.33) envolvem apenas "infinitely many" das componentes $d_i(w)$. O interesse aqui, no entanto, será indicar principalmente as propriedades de sequências inteiros (3.8). Será visto que as propriedades matemáticas desta sequência espelham as propriedades esperadas de um parâmetro de lançamentos de uma moeda que continua para sempre.

Como a expansão (3.7) é a "nonterminating one", há o defeito de que para nenhum w é (3.8), por exemplo, a sequência $(1, 0, 0, \dots)$. Parece óbvio que a chance de uma moeda levar a cara no primeiro lançamento é cocas para sempre depois disto é igual a 0, de modo que a ausência de $(1, 0, 0, 0, \dots)$ - ou de qualquer outra sequência única (isolada) - não deveria importar.

A Lei Fraca dos Grandes Números

No estudo da conexão com o lançamento de uma moeda é instrutivo começar com um resultado que pode, de fato, ser tratado dentro do quadro de prob. discreta, isto é, a lei fraca dos grandes números

Teorema 1.1. Para cada ϵ ,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P\left[w: \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i(w) - \frac{1}{2} \right| \geq \epsilon\right] = 0 \quad (1.12)$$

Interpretado probabilisticamente, (1.12) diz que se n é grande, então há prob. pequena de que a fração ou freq. relativa de caras em n lançamentos se desvie muito de $1/2$, uma ideia que encontra-se na base da concepção frequentista de probabilidade. Como uma declaração sobre a estrutura dos números reais, (1.12) é também interessante aritmeticamente.

Desde que $d_i(w)$ é cte sobre cada intervalo binário de rank n se $i \leq n$, a soma $\sum_{i=1}^n d_i(w)$ é também constante sobre cada intervalo binário de rank n . O conjunto em (1.12) é portanto a união de determinados intervalos (1.9), e assim sua probabilidade está bem definida por (1.3).

Com a int. do Riemann no papel de valor esperado, a aplicação usual da desigualdade de Chevyshev leva à prova de (1.12). O argumento se torna mais simples se o $d_n(w)$ são substituídos pelas funções de Rademacher.

$$r_n(w) = 2d_n(w) - 1 = \begin{cases} +1 & \text{se } d_n(w) = 1, \\ -1 & \text{se } d_n(w) = 0. \end{cases} \quad (1.13)$$

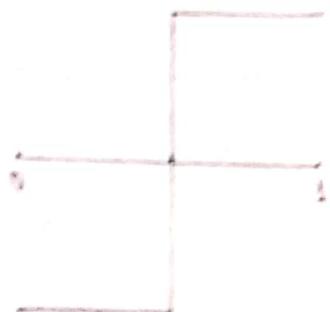


Gráfico de $r_i(w)$

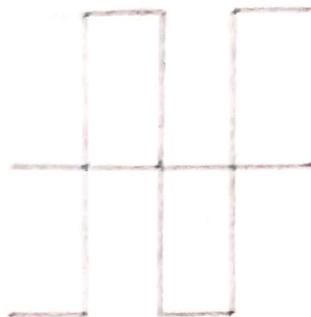


Gráfico de $r_i(w)$

Considera a soma parcial

$$s_n(w) = \sum_{i=1}^n r_i(w) \quad (1.14)$$

Desde que $\sum_{i=1}^n d_i(w) = (s_n(w) + n)/2$, [Indicar: $I(d_i(w), i) \rightarrow$
 $I(s_n(w), n) = s_n(w) + n \rightarrow I(s_n(w), n) = 2s_n(w)$]

(1.12) com $\delta/2$ no lugar de δ é a mesma coisa que

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P \left[w : \left| \frac{1}{n} s_n(w) \right| \geq \delta \right] = 0. \quad (1.15)$$

Estas são formas em que o teorema será provado.

As funções de Rademacher têm elas próprias a significado probabilístico direto. Se uma moeda é lançada sucessivamente, e se uma partícula começando da origem performa um caminho aleatório na reta real movendo uma unidade na direção positiva ou negativa conforme a moeda cai cara ou coroa, então $r_i(w)$ representa a distância que ele percorre no i -ésimo passo e $s_n(w)$ representa sua posição depois de n passos. Há também interpretação de jogo: se um jogador aposta 1 dólar e, em cada lançamento,

mento da moeda, $r_i(w)$ representar seu ganho ou perda na i -esima jogada e $s_n(w)$ representar seu ganho ou perda em n rodadas.

Cada intervalo diadico de rank $i-1$ divide em dois intervalos diadicos de rank i ; $r_i(w)$ tem o valor -1 em um destes e $+1$ no outro. Desta modo $r_i(w) = -1$ em um conjunto de intervalos de comprimento total $1/2$ e $+1$ em um conjunto de comprimento total $1/2$. Portanto $\int_0^1 r_i(w) dw = 0$ por (1.6), e

$$\int_0^1 s_n(w) dw = 0 \quad (3.16)$$

por (1.5). Se a integral é vista como um valor esperado, então (3.16) diz que a posição média depois de n passos de um caminho aleatório é 0.

Suponha que $i \neq j$. Em um intervalo diadico do rank $j-1$, $r_i(w)$ é constante e $r_j(w)$ tem valor -1 na metade à esquerda e $+1$ na outra metade à direita. O produto $r_i(w)r_j(w)$ portanto integra 0 sobre cada dos int. diadicos de rank $j-1$, e assim

$$\int_0^1 r_i(w)r_j(w) dw = 0, \quad i \neq j \quad (3.17)$$

Isto corresponde ao fato de que variáveis aleatórias independentes são não-correlacionadas. Deve que $r_i(w)=1$, expandindo o quadrado da soma (1.14), temos

$$\int_0^1 s_n^2(w) dw = n. \quad (3.18)$$

Isto corresponde ao fato de que a variâncias de v.a. independentes são somadas. Claro (3.16), (3.17), e (3.18) permanecem parcialmente, de modo algum dependendo de alguma interpretação probabilística.

Aplicando a Desigualdade de Chebyshhev em um modo formal para a probabilidade em (1.15) temos

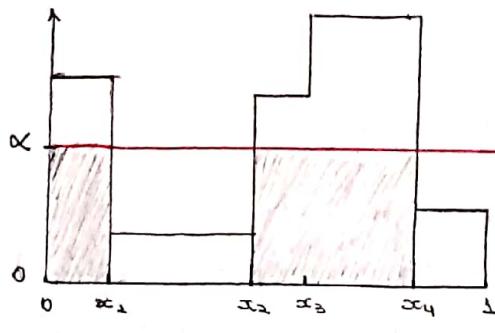
$$P[\omega : |S_n(\omega)| \geq n\epsilon] \leq \frac{1}{n^2 \epsilon^2} \int_0^1 S_n^2(\omega) d\omega = \frac{1}{n \epsilon^2} \quad (1.19)$$

O seguinte lema justifica a desigualdade.

Seja f uma função step como em (1.6): $f(\omega) = c_j$ para $\omega \in (x_{j-1}, x_j]$, onde $0 \leq x_0 < x_1 < \dots < x_k = 1$.

Lema. Se f é uma função step não-negativa, então $[\omega : f(\omega) \geq \alpha]$ é para $\alpha > 0$ uma união finita de intervalos e

$$P[\omega : f(\omega) \geq \alpha] \leq \frac{1}{\alpha} \int_0^1 f(\omega) d\omega \quad (1.20)$$



A região sombreada tem área

$$\alpha P[\omega : f(\omega) \geq \alpha] = \alpha [x_1 + (x_2 - x_1)]$$

Prova. O conjunto em questão é a união de intervalos $(x_{j-1}, x_j]$, para o qual $c_j \geq \alpha$. Se Σ denota a soma sobre tais j satisfazendo $c_j \geq \alpha$, então $P[\omega : f(\omega) \geq \alpha] = \Sigma (x_j - x_{j-1})$ pela definição (1.8). Por outro lado, ~~por hipótese~~ como c_j são todos não-negativos por hipótese, (1.6) nos dá

$$\begin{aligned} \int_0^1 f(\omega) d\omega &= \sum_{j=1}^k c_j (x_j - x_{j-1}) \geq \sum c_j (x_j - x_{j-1}) \\ &\geq \sum_{j=1}^k \alpha (x_j - x_{j-1}). \end{aligned}$$

Dai, segue (1.20).

Tomando $\omega = n^{\frac{1}{2}} e^{2j}$ e $f(\omega) = \delta_n^2(\omega)$ em (1.20) temos (1.19). Claramente, (1.19) implica (1.15), e como já observado, isto volta a implicar (1.12).

A Lei Forte dos Grandes Números

É possível com um mínimo de aparato técnico provar um resultado mais forte que pode até mesmo não ser formulado na teoria de probabilidade discreta. Considera o conjunto

$$N = \left\{ \omega : \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_i(\omega) = \frac{1}{2} \right\} \quad (1.23)$$

constituindo daqueles ω para os quais a frequência relativa assintótica de 1's na sequência (1.8) é $1/2$.

Axioma da Escolha

Seja $\{A_s\}_{s \in I}$ uma família de conjuntos não-vazios, onde I é um conjunto arbitrário (não-vazio) de índices. Então podemos construir um conjunto A tomando ("escolhendo") um elemento a_s de cada conjunto A_s . Em termos mais técnicos, o axioma diz que há funções $F: I \rightarrow \bigcup_{s \in I} A_s$ tais que $F(s) \in A_s$ para todos $s \in I$.

Como discutiremos, o Axioma da Escolha afirma que o produto cartesiano $\prod_{s \in I} A_s$ é não-vazio.

A primeira vista desse axioma parece ser uma obviedade. Sucedem, porém, que, sobretudo pelo fato de o conjunto I de índices ser arbitrário (podendo até ser um conjunto infinito e não-contável), a afirmativa que o mesmo contém não pode ser derivada de princípios mais básicos. O axioma faz uma afirmação de existência (de uma função como a F , ou de um conjunto como A formado por elementos escolhidos de A_s) que, geralmente, não pode ser demonstrada construtivamente, ou seja, por exibição explícita de uma tal função ou de um conjunto A .

Relações de Equivalência

Uma relação $E \subseteq A \times A$ é dita ser uma relação de equivalência em um conjunto não-vazio A se os seguintes quesitos forem satisfeitos:

1. Reflexividade: $(a, a) \in E$ para todo $a \in A$

2. Simetria: $(a, b) \in E \Rightarrow (b, a) \in E$

3. Transitividade: se $(a, b) \in E$ e $(b, c) \in E$, então $(a, c) \in E$

$a \sim b$: a e b são equivalentes segundo E , isto é, $(a, b) \in E$.

Ex: $W = \{(x, y) \in \mathbb{R} \times \mathbb{R} \text{ tal que } x - y \in \mathbb{Q}\}$ é uma relação de equivalência

Relações

João Borata

Seja $A \times B$ conjuntos e seja o produto cartesiano $A \times B$. Um subconjunto de $A \times B$ é dito ser uma relação binária, ou simplesmente relação entre A e B .

Dada uma relação $G \subseteq A \times B$ há duas noções importantes associadas a de domínio da relação e a de imagem da relação. Define-se por domínio de G o conjunto

$$\text{Dom}(G) := \{a \in A \text{ tal que } (a, b) \in G \text{ para algum } b \in B\}$$

Define-se por imagem de G o conjunto

$$\text{Im}(G) := \{b \in B \text{ tal que } (a, b) \in G \text{ para algum } a \in A\}$$

Note que $\text{Dom}(G) \subseteq A$ e $\text{Im}(G) \subseteq B$.

Funções

Este é talvez o mais importante exemplo de relação. Sejam A e B conjuntos e F uma relação entre A e B . Então a relação F é dita ser uma função de A em B se $\text{Dom}(F) = A$ e se $(a, b) \in F$ e $(a, b') \in F$ só for possível caso $b = b'$. Em outras, a cada elemento a de A a função associa um e apenas um elemento b de B que faz o papel de segundo elemento do par ordenado (a, b) . Este segundo elemento associado pela função F ao elemento a , é mais conveniente denotá-lo por $F(a)$. Assim, uma função é o conjunto de pares $\{(a, F(a)) \in A \times B, a \in A\}$. Freq. denotamos uma função F de A em B por $F: A \rightarrow B$.

* Definição por meio do gráfico.

Rick Durrett, Apêndice A , Measure Theory Details

A.1. Caratheodory's Extension Theorem

Teorema A.1.1. Seja \mathcal{S} uma semiálgebra, e seja μ definida em \mathcal{S} com $\mu(\emptyset) = 0$. Suponha

- (i) se $S \in \mathcal{S}$ é uma união disjunta de $S_i \in \mathcal{S}$, então $\mu(S) = \sum \mu(S_i)$ e,
- (ii) se $S, S' \in \mathcal{S}$ com $S = \bigcup_{i=1}^n S_i$ então $\mu(S) \leq \sum_i \mu(S_i)$.

Então μ tem uma única extensão $\tilde{\mu}$ que é uma medida em $\bar{\mathcal{S}}$, a álgebra gerada por \mathcal{S} . Se a extensão é σ -finita, então há uma única extensão ν que é uma medida em $\sigma(\mathcal{S})$.

Definição

Lema 1.1.3. Se \mathcal{S} é uma semiálgebra, então $\bar{\mathcal{S}} = \{\text{uniões disjuntas finitas de conjuntos em } \mathcal{S}\}$ é um álgebra, chamada a álgebra gerada por \mathcal{S} .

Uma coleção \mathcal{P} de conjuntos é dita uma semiálgebra se

- (i) É fechada pela intersecção, i.e., se $S, T \in \mathcal{P}$, então $S \cap T \in \mathcal{P}$, e
- (ii) se $S \in \mathcal{P}$, então S^c é união finita de conjuntos de \mathcal{P} .

Um importante exemplo de semiálgebra é:

Exemplo 1.1.8. $\mathcal{P}_d = \sigma$ conjunto vazio mais todos os conjuntos da forma $(a_1, b_1] \times \dots \times (a_d, b_d] \subset \mathbb{R}^d$ onde $-\infty < a_i \leq b_i < \infty$

A definição em 1.1.1 dá os valores de μ na semiálgebra \mathcal{P}_1 .

. Measure on the real line. Medidas em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ são definidas by giving probability a Stieltjes measure function com as seguintes propriedades.

i) F é non-decreasing

ii) F é continua à direita, i.e., $\lim_{y \downarrow x} F(y) = F(x)$

A Teorema 1.1.2. Associado com cada Stieltjes measure function F há uma única medida em $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ com $\mu((a, b]) = F(b) - F(a)$

$$\mu((a, b]) = F(b) - F(a) \quad (1.1.1)$$

Quando $F(x) = \infty$, a medida resultante é chamada medida de Lebesgue.



com $\mu(A_i) < \infty$ então $\mu(A_i) \downarrow \mu(A)$.

- $A_1 - A_n \uparrow A_1 - A$, assim por (iii)

$$\mu(A_1 - A_n) \uparrow \mu(A_1 - A).$$

Uma vez que $A_1 \cap B$, $\mu(A_1 - B) = \mu(A_1) - \mu(B)$, i.e.

$$\begin{aligned} \mu(A_1) - \mu(A_n) &\uparrow \mu(A_1) - \mu(A) \Leftrightarrow \\ \mu(A_n) &\downarrow \mu(A) \end{aligned}$$

Exemplo 1.1.1. Espaços de probabilidade discretos. Se ω é um conjunto enumerável, i.e., finito ou infinito enumerável. Seja \mathcal{F} o conjunto das partes de ω . Seja

$$P(A) = \sum_{\omega \in A} p(\omega) \quad \text{onde } p(\omega) \geq 0 \text{ e } \sum_{\omega \in \omega} p(\omega) = 1$$

é a mais geral medida de prob. neste espaço. Em muitos casos quando ω é um cjo. finito, temos $p(\omega) = 1 / |\omega|$.

Um exemplo: Astrogali, dados usado no antigo Egito feito de ossos do tornozelo de ovelha.

- Se \mathcal{F}_i , $i \in I$ são σ -álgebras, então $\bigcap_{i \in I} \mathcal{F}_i$ também é. Aqui, $I \neq \emptyset$
- Dado \mathcal{A} uma coleção de subconjuntos de ω ,

$$\sigma(\mathcal{A}) = \bigcap_{\mathcal{F} \in \mathcal{F}_A} \mathcal{F}, \quad \text{com } \mathcal{F}_A \text{ o conjunto de todas as } \sigma\text{-álgebras que contém } \mathcal{A}.$$

Em todos os casos a seguir, assumimos que os conjuntos estão em \mathcal{F} .

Teorema 1.1.1. Seja μ uma medida em (Ω, \mathcal{F})

(i) **Monotonicidade.** Se $A \subseteq B$, então $\mu(A) \leq \mu(B)$

• Seja $B - A = B \cap A^c$ a diferença dos dois conjuntos. Usando + para denotar a união disjunta, $B = A + (B - A)$ de modo que

$$\mu(B) = \mu(A) + \underbrace{\mu(B - A)}_{= 0} \geq \mu(A)$$

(ii) **Subaditividade.** Se $A \subseteq \bigcup_{m=1}^n A_m$, então $\mu(A) \leq \sum_{m=1}^n \mu(A_m)$.

• Seja $A_n' = A_n \cap A$, $B_1 = A_1'$ e para $n \geq 2$, $B_n = A_n' - \bigcup_{m=1}^{n-1} (A_m')$.
Desde que os B_n são disjuntos e tem união A , temos por (i) da def. de medida, $B_m \subseteq A_m$, e (ii) deste teorema,

$$\mu(A) = \sum_{m=1}^n \mu(B_m) \leq \sum_{m=1}^n \mu(A_m)$$

(iii) **Continuidade por cima.** Se $A_i \uparrow A$ (i.e., $A_1 \subset A_2 \subset A_3 \subset \dots$ e $\bigcup A_i = A$), então $\mu(A_i) \uparrow \mu(A)$.

• Seja $B_n = A_n - A_{n-2}$. Então os B_n são disjuntos e tem $\bigcup_{m=1}^n B_m = A$, $\bigcup_{m=1}^n B_m = A_n$. assim

$$\mu(A) = \sum_{m=1}^n \mu(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{m=1}^n \mu(B_m) = \lim_{n \rightarrow \infty} \mu(A_n)$$

(iv) **Continuidade por baixo.** Se $A_i \downarrow A$ (i.e., $A_1 \supset A_2 \supset A_3 \supset \dots$ e $\bigcap A_i = A$),

Rick Durrett Probability: Theory and Examples

1. Measure Theory

1.1 Espaços de Probabilidade

Um espaço de probabilidade é uma tripla (Ω, \mathcal{F}, P) , onde Ω é o conjunto dos "resultados possíveis", \mathcal{F} é um conjunto de "eventos" e $P: \mathcal{F} \rightarrow [0,1]$ é uma função que associa probabilidade à eventos. Assumimos de \mathcal{F} é uma σ -álgebra, que é uma coleção não-vazia de subconjuntos de Ω que satisfaz:

(i) Se $A \in \mathcal{F}$, então $A^c \in \mathcal{F}$, e

(ii) Se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma sequência enumerável de conjuntos, então $\bigcup A_i \in \mathcal{F}$

Aqui e adiante, contável significa finito ou infinito enumerável. Uma vez que $\cap A_i = (\bigcup A_i)^c$, segue que uma σ -álgebra é fechada por intersecções enumeráveis.

Sem P , (Ω, \mathcal{F}) é chamado um espaço mensurável, i.e., é um espaço onde podemos colocar uma medida. Uma medida é função não-negativa, contavelmente aditiva; i.e. uma função $\mu: \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$ com

i) $\mu(A) \geq \mu(\emptyset) = 0$ para todo $A \in \mathcal{F}$ e

ii) Se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma seq. enumerável de conj. disjuntos, então

$$\mu(\bigcup A_i) = \sum_i \mu(A_i)$$

Se $\mu(\Omega) = 1$, chamamos μ de uma medida de probabilidade, denotada aqui por P .

$$A^c = \tilde{A} = \{x \in X : x \notin A\}$$

3. Uniões, Intersecções e Complementos

$X, \mathcal{P}(X)$ é um conjunto com todos os subconjuntos de X

- $\emptyset^c = X, X^c = \emptyset$
- $(A^c)^c = A, A \cup A^c = X, A \cap A^c = \emptyset$
- $A \cup B \Leftrightarrow B^c \subset A^c$.

$$A \cap B = \{x : x \in A \text{ e } x \in B\}$$

$$\Rightarrow A \cap B = B \cap A$$

$$\Rightarrow A \cap B \subseteq A \Leftrightarrow A \subseteq B$$

$$\Rightarrow (A \cap B) \cap C = A \cap (B \cap C) = A \cap B \cap C$$

$$A \cup B = \{x : x \in A \text{ ou } x \in B\}$$

$$A \cup B = B \cup A$$

$$A \cup (B \cup C) = (A \cup B) \cup C = A \cup B \cup C$$

$$A \subseteq A \cup B$$

$$A = A \cup B \Leftrightarrow B \subseteq A$$

Leis Distributivas

$$A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C)$$

$$A \cup (B \cap C) = (A \cup B) \cap (A \cup C)$$

- Se $A \cap B = \emptyset$, $A \cup B$ são disjuntos.

Leis de De Morgan

$$(A \cup B)^c = A^c \cap B^c$$

$$(A \cap B)^c = A^c \cup B^c$$

Diferença dos conjuntos $B - A$.

$$B - A = \{x : x \in B \text{ e } x \notin A\} = B \cap A^c$$

Diferença simétrica de $A - B$:

$$A \Delta B = (A - B) \cup (B - A) =$$

$$= \{x : x \in B, x \in A, x \notin A \cap B\}$$

$$A \cap (B \cup C) = (A \cap B) \cup (A \cap C)$$

$$A \cup (B \cap C) = (A \cup B) \cap (A \cup C)$$

- $A \cup \emptyset = A, A \cap \emptyset = \emptyset$

$$A \cup X = X, A \cap X = A$$

- Uma coleção \mathbb{P} de conjuntos é dita uma coleção disjunta se os conjuntos da coleção de conjuntos disjuntos dois a dois se quaisquer dois conjuntos em \mathbb{P} são disjuntos.

$f: X \rightarrow Y$, $A \subset X$, $g: A \rightarrow Y$, $g(x) = f(x)$ para $x \in A$.

g é chamada restrição de f à A ($f|_A$).

g tem imagens distintas, e as imagens mesmas por g são distintas das por f.

- Pares ordenados podem ser definidos em termos da noção de um função. Um par ordenado é uma função cujo domínio cujo domínio é $\{1, 2\}$. De modo similar, uma sequência finita, ou n-ária, é uma função cujo domínio é a primos n números naturais, i.e., o conjunto $\{1, 2, \dots, n\}$.
- Ainda usando o mesmo raciocínio, uma sequência infinita é uma função cujo domínio é \mathbb{N} . Chamamos "sequência" para uma seq. finita ou infinita.
- Se a imagem da sequência está em um conjunto, podemos dizer que é uma seq. de (ou em) X ou de uma seq. de elementos de X . O valor da função em $i \in \mathbb{N}$ é o i -ésimo elemento da sequência. Freq. denotaremos n-árias ordenadas por $\langle x_1, x_2, \dots, x_n \rangle$ e seq. infinitas por $\langle x_i \rangle_{i \in \mathbb{N}}$. A imagem de $\langle x_i \rangle$ será denotada por $\text{Im}(\langle x_i \rangle)$.

A é enumerável se é imagem de alguma sequência finita, se é imagem de alguma sequência finita.

Um conjunto que não é finito é infinito. Osmos o termo "countably infinite" para conjuntos infinitos enumeráveis.

Princípio da Definição Recursiva: Seja f uma função de um conjunto X à si mesmo, e seja a um elemento de X . Então há uma única seq. infinita $\langle x_i \rangle$ de X de modo que $x_1 = a$ e $x_{i+1} = f(x_i)$ para cada i .

A existência dessa seq. é intuitivamente clara: De finimos $x_1 = a$, $x_2 = f(a)$, $x_3 = f(f(a))$, e assim por diante. Uma prova mais formal pode ser dada como segue:

Primeiro provamos por indução em n que para cada n natural n há uma única seq. finita

$$x_1^{(n)}, x_2^{(n)}, \dots, x_n^{(n)}$$

de modo que

$$x_1^{(n)} = a \text{ e } x_{i+1}^{(n)} = f(x_i^{(n)}) \text{ para } 1 \leq i < n.$$

• É conveniente considerar um ciclo permanente membros.

Uma vez que um ciclo é determinado por seus ele-

mentos, há apenas um ciclo, que chamamos de

conjunto vazio e denominamos por \emptyset .

Se A é um conjunto qualquer, então cada membro de A (não nenhum) é um membro de A, e assim

$\emptyset \subset A$. Logo, \emptyset é subconjunto de todo conjunto.

• O conjunto $\{x\}$ (só tem o elemento x) é chamado

unit set, ou o singleton de x. Devemos distinguir cuidadosamente x e $\{x\}$. Por exemplo, sempre temos $x \in \{x\}$, enquanto que raramente temos $x \in x$.

$(x,y) = \{x,y\}$ é um par não-ordenado. Freq. iútil

considerar o par ordenado $(x,y) = \{y,x\} \Leftrightarrow x=y$.

Podemos estender à idéia: $(x,y,z) = \{x,y,z\}, (x,y,z,w,\dots)$.

• Produto Cartesiano (Produto direto) entre

dois conjuntos X e Y é o conjunto $\{(x,y)\}$ de

todos os pares ordenados cuja primeira compo-

nente pertence à X e a segunda à Y. Similar-

mente, $X \times Y \times Z$ é o conjunto $\{(x,y,z)\}$ de

todos os triplas ordenadas, com $x \in X, y \in Y$ e $z \in Z$.

$$X = \mathbb{R}, X \times X = \mathbb{R} \times \mathbb{R} = \mathbb{R}^2 \text{ pontos no plano}$$

$$\times \times \times \dots \times \times = \mathbb{R}^n$$

Problemas

1. $\{x : x \neq x\} = \emptyset$

Suponha que $y \in \{x : x \neq x\}$. Daí terímos que

$y \neq y$, o que é um absurdo.

$$\text{Logo } \{x : x \neq x\} \text{ não possui elementos, } \{x : x \neq x\} = \emptyset.$$

2. Funções

Por uma função f de um conjunto X em um conjunto

Y entendemos uma regra que associa a cada x em X um único elemento em Y. A coleção G de pares da

forma $\langle x, f(x) \rangle$ em $X \times Y$ é chamada gráfico

da função f. Um subconjunto G de $X \times Y$ é o gra-

fico de uma função de X se, e só se, para cada

$x \in X$ há um único par em G cujo primeiro elemento

é x. Uma vez que uma função é determinada

por seu gráfico, muitas vezes é útil definir uma

função como seu gráfico.

A palavra "mapping" é freq. usada como versão

bíoma para "função". Expressamos o fato de que f

é uma função de X em Y escrevendo

$$f : X \rightarrow Y$$

Rayden

máximo.

- X : domínio (ou domínio de definição) de f
- Y : contradomínio de f

$$\text{Im}(f) = \{y \in Y : y = f(x), x \in X\} \subset Y : \text{imagem de } f$$

Se $\text{Im}(f) = Y$, dissemos que f é sobre Y .

A $\in X$, denotarmos por $\text{imagem de } A$ pela função f o subconjunto $f[A]$ formado pelos valores $f(x)$ que fazem parte nos pontos $x \in A$.

$$f[A] = \{f(x) ; x \in A\} = \{y \in Y : y = f(x), x \in A\}$$

$$\text{Logo, } \text{Im}(f) = f[X]. \text{ Daí, } f \text{ é sobre } Y \text{ se } Y = f[X].$$

Mais importante que a noção de imagem de um

conjunto por f é a noção de imagem inversa. Se

B é um subconjunto de Y , definimos a imagem inversa ($f^{-1}(B)$) de B pela função f como o

conjunto dasquelas $x \in X$ para as quais $f(x) \in B$.

$$f^{-1}[B] = \{x \in X : f(x) \in B\}$$

Deve ser notado que f é sobre Y se, e só se, a ima-

gem inversa de cada subconjunto não-vazio de Y é

• $f : X \rightarrow Y$ é dada uma-um (ou unividente,

ou injetiva) se $f(x_1) = f(x_2)$ apenas

quando $x_1 = x_2$

Funções que são um-um de X para Y são chamadas

correspondências um-um de X a Y . (São chamadas também de bijetivas). Neste caso, há uma função $g : Y \rightarrow X$ de modo que para todo $y \in g$

temos $g(f(x)) = x = f(g(y)) = y$. A função g é chamada a inversa de f e é algumas vezes denotada por f^{-1} .

• Deve ser notado que se denotarmos g por f^{-1} , então

$f^{-1}[E]$ pode ser considerado a imagem inversa de E por f ou a imagem de E por f^{-1} . Naturalmente para nossa notação, são os mesmos

conjunto dasquelas $x \in X$ para as quais $f(x) \in E$.

• $f : X \rightarrow Y$ e $g : Y \rightarrow Z$, definimos $h : X \rightarrow Z$ como

de $h(x) = g(f(x))$. A função h é chamada

a composição de g com f e é denotada por gof .

É conveniente considerar um ciclo de não-têm membros.

Uma vez que um ciclo é determinado por seus ele-

mentos, há apenas um ciclo, que chamamos de

conjunto vazio e denominamos por \emptyset .

Se A é um ciclo qualquer, então cada membro de A (não-natural) é um membro de A, e assim

\emptyset é subconjunto de todo conjunto.

O conjunto $\{x\}$ (só tem elemento x) é chamado

unit set, ou o singleton de x. Devemos distinguir cuidadosamente x e $\{x\}$. Por exemplo, sempre temos $x \in x$, enquanto que raramente temos $x \in \{x\}$.

$(x,y) = (y,x)$ é um par não-ordenado. Freq. é útil considerar o par ordenado $(x,y) = (y,x) \neq xy$. Podemos calendar à italia: (x,y,z) , (x,y,z,w,\dots) .

Produto Cartesiano (Produto direto) entre dois conjuntos X e Y é o conjunto $\{(x,y)\}$ de todos os pares ordenados cuja primeira componente pertence à X e a segunda à Y. Similarmente, $X \times Y \times Z$ é o conjunto $\{(x,y,z)\}$ de todos os triplas ordenados, com $x \in X$, $y \in Y$ e $z \in Z$.

$X = \mathbb{R}$, $X \times X = \mathbb{R} \times \mathbb{R} = \mathbb{R}^2$ pontas no plano

$X \times X \times \dots \times X = X^n$

Problemas

$$1. \{x : x \neq x\} = \emptyset$$

Suponha que $y \in \{x : x \neq x\}$. Daí teríamos que

$y \neq y$, o que é um absurdo

Logo $\{x : x \neq x\}$ não possui elementos, $\{x : x \neq x\} = \emptyset$.

2. Funções

Por uma função f de um conjunto X em um conjunto Y entendemos uma regra que associa a cada x em X um único elemento em Y. A coleção G de pares da forma $\langle x, f(x) \rangle$ em $X \times Y$ é chamada gráfico da função f. Um subconjunto G de $X \times Y$ é o gráfico de uma função de X se, e só se, para cada $x \in X$ há um único par em G cujo primeiro elemento é x. Uma vez que uma função é determinada por seu gráfico, muitos gostam de definir uma função como seu gráfico.

A palavra "mapping" é freq. usada como um sinônimo para "função". Expressamos o fato de que f é uma função de X em Y escrevendo

$$f : X \rightarrow Y$$

Ex 2. Mostre que a correspondência $\alpha \mapsto \alpha_n(\alpha)$ definida em (1.1) é um aplicação de $[0,1]$ em $\{0,1\}$

- Fixado n , α_n é de fato uma função de α , pois,
- Para $\alpha \in [0,1]$, $\exists y \in \{0,1\}$ tal que $y = \alpha_n(\alpha)$, que segue de (1.1), pois $\alpha_n(\alpha) = \begin{cases} 0, & \dots \\ 1, & \dots \end{cases} \forall \alpha \in [0,1]$.
- Seja $y_1 = \alpha_n(\alpha)$ e $y_2 = \alpha_n(\bar{\alpha})$.
Se $y_1 \neq y_2$, então, por um lado, $\alpha \in [\frac{2p}{2^n}, \frac{2p+1}{2^n}]$, $p=0,1,\dots,n$
e por outro lado, $\alpha \in [\frac{2p+1}{2^n}, \frac{2p+2}{2^n}]$, $p=0,1,\dots,n$
o que é suficiente para dizer que $\alpha \neq \bar{\alpha} \Rightarrow \Leftarrow$. Logo $y_1 = y_2$.

A questão que podemos colocar agora é a de saber até que ponto é que a sucessão $(\alpha_n)_{n \in \mathbb{N}^*}$, em que $\alpha_n \in \{0,1\}$, permite localizar sem qualquer ambigüidade o ponto α . Uma primeira ideia natural é a que decorre da observação que o ponto α pertence a uma sucessão de intervalos encaixados, $(I_n(\alpha))_{n \in \mathbb{N}^*}$ que foram sendo construídos pelas etapas descritas acima e que tem as seguintes propriedades.

1. $\forall n \in \mathbb{N}^*, \alpha \in I_n(\alpha)$
 2. $\forall n \in \mathbb{N}^*, \exists m \in \{0, \dots, 2^n - 1\}, I_n(\alpha) = [\frac{m}{2^n}, \frac{m+1}{2^n}]$
 3. $\forall n \in \mathbb{N}^*, I_n(\alpha) = [\frac{m}{2^n}, \frac{m+1}{2^n}] \Rightarrow I_{n+1}(\alpha) = [\frac{2m+1}{2^{n+1}}, \frac{2m+2}{2^{n+1}}] \vee I_{n+1}(\alpha) = [\frac{2m+2}{2^{n+1}}, \frac{2m+3}{2^{n+1}}]$
- $$I_{n+1}(\alpha) = \begin{cases} [\frac{2m+1}{2^{n+1}}, \frac{2m+2}{2^{n+1}}], \\ [\frac{2m+2}{2^{n+1}}, \frac{2m+3}{2^{n+1}}]. \end{cases}$$

Na segunda possibilidade, consideramos a partição:

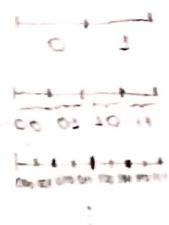
$$[\frac{1}{2}, 1] = [\frac{1}{2}; \frac{3}{2}] \cup [\frac{3}{2}; 1]$$

E claro está, o código correspondente para esta segunda possibilidade:

$$\alpha_2 = \alpha_2(x) := \begin{cases} 0, & \text{se } x \in [\frac{1}{2}; \frac{3}{2}] \\ 1, & \text{se } x \in [\frac{3}{2}; 1] \end{cases}$$

Ou seja, em resumo para as duas possibilidades da segunda etapa

$$\alpha_2 = \alpha_2(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x \in [0, \frac{1}{2}] \cup [\frac{2}{2}; \frac{3}{2}] \\ 1, & \text{se } x \in [\frac{1}{2}; \frac{2}{2}] \cup [\frac{3}{2}; 1] \end{cases}$$



$$\alpha_n = \alpha_n(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x \in \bigcup_{p=0}^{2^n-1} [\frac{2p}{2^n}, \frac{2p+1}{2^n}] \\ 1, & \text{se } x \in \bigcup_{p=0}^{2^n-1} [\frac{2p+1}{2^n}, \frac{2p+2}{2^n}] \end{cases}$$

Poderemos aceitar agora que é válido o seguinte resultado.

Proposição 1. Dado $x \in [0, 1]$ existe uma sucessão $(\alpha_n)_{n \in \mathbb{N}}$ tal que:

$$\alpha_n = \alpha_n(x) := \begin{cases} 0 & \text{se } x \in [\frac{2p}{2^n}, \frac{2p+1}{2^n}], p=0, \dots, 2^{n-1}-1 \\ 1 & \text{se } x \in [\frac{2p+1}{2^n}, \frac{2p+2}{2^n}], p=0, \dots, 2^{n-1}-1 \end{cases} \quad (1.1)$$

Dem. Lembrai, pelo método da indução, p.e.

Obs. Note que para cada $n \in \mathbb{N}^*$ fica assim definida uma correspondência, que a cada $x \in [0, 1]$ associa $\alpha_n(x) \in \{0, 1\}$.

26/02/2014



1. A Teoria da Probabilidade, segundo Borel, para sucessões de Bernoulli

1.1 A Representação Binária dos Números de $[0,1]$

Consideremos o seguinte problema: como localizar um dado número x do intervalo $[0,1]$? Uma ideia inspirada no algoritmo da caçava ao leão no deserto do Saara é a seguinte. Na primeira etapa, consideramos uma partição do intervalo $[0,1]$ em dois int. de igual comprimento:

$$[0,1] = [0, \frac{1}{2}] \cup [\frac{1}{2}, 1]$$

Seja α_1 o código para o resultado da primeira etapa, definido da seguinte forma:

$$\alpha_1 = \alpha_1(x) := \begin{cases} 0 & \text{se } x \in [0, \frac{1}{2}] \\ 1 & \text{se } x \in [\frac{1}{2}, 1] \end{cases}$$

Na segunda etapa consideramos duas possibilidades e a ambas aplicamos o processo aplicado na primeira etapa. Na primeira possibilidade supomos que $x \in [0, \frac{1}{2}]$ e consideramos uma nova partição

$$[0, \frac{1}{2}] = [0, \frac{1}{2^2}] \cup [\frac{1}{2^2}, \frac{1}{2}],$$

dando origem a um código α_2 para o resultado da primeira possibilidade da segunda etapa definida por:

$$\alpha_2(x) = \begin{cases} 0, & \text{se } x \in [0, \frac{1}{2^2}] \\ 1, & \text{se } x \in [\frac{1}{2^2}, \frac{1}{2}] \end{cases}$$

- O sistema binário ou de base 2 é um sistema de numeração posicional em que todas as quantidades se representam com base em dois números ou seja, zero e um.

$$11001 = 2^4 + 2^3 + 0 \cdot 2^2 + 0 \cdot 2^1 + 1 \cdot 2^0 = 25$$

$$0,101 = 0 \cdot 2^0 + 1 \cdot 2^{-1} + 0 \cdot 2^{-2} + 1 \cdot 2^{-3} = \frac{1}{2} + \frac{1}{8} = \frac{5}{8}$$

$$\begin{array}{r} 25 \quad | 2 \\ \hline 12 \quad | 2 \\ \hline 6 \quad | 2 \\ \hline 3 \quad | 2 \\ \hline 1 \quad | 2 \\ \hline 0 \end{array}$$

1

**

Classe de Equivalência

Seja A um cjto e $E \subseteq A \times A$ uma relação de equivalência em A . Para cada $a \in A$ podemos definir o conjunto

$$E(a) := \{x \in A \text{ tal que } (a, x) \in E\}.$$

Esse conjunto é chamado classe de equivalência de a (pela relação de equivalência E). Na literatura, encontra-se também frequentemente a notação $[a]$ para denotar a classe de equivalência do elemento a .

E.19. Exercício Importante Prove que se A é um cjto e $E \subseteq A \times A$ é uma relação de equivalência em A , então A é a união disjunta de classes de equivalência de seus elementos.

Se $A = \{a_1, a_2, \dots, a_n\}$, então

$$E \subseteq \{(a, b); a, b \in A\} \text{ de modo que}$$

- $(a, a) \in E \Rightarrow \{(a_i, a_i), i=1, \dots, n\} \subseteq E$
- $(a, b) \in E \Rightarrow (b, a) \in E$
- $(a, b) \in E, (b, c) \in E$, então $(a, c) \in E$

Relações de Equivalência Minimal e Maximal

$$E_{\min} := \{(x, x); x \in X\}, E_{\max} := \{(x, y); x, y \in X\} = X \times X$$

Um cjto A é dito ter n elementos (para um número natural n) se for equivalente ao conjunto $\{1, \dots, n\}$.

O conj. \mathbb{Q}_+ dos n. racionais pos. é enumerável. \mathbb{Q} e \mathbb{Z} o são!

• O conjunto dos números reais não é contável

• Provar que $\mathbb{C} \setminus \mathbb{R}$ não o é;

• $U = \{x \in [0,1] \text{ tal que zeros os n}^{\circ} \text{ de } x \text{ aparecem em sua representação decimal}\} \subset \mathbb{C} \setminus \mathbb{R}$

$$U_n = \sum_{n=1}^{10^n} \frac{d_n(x)}{10^n}, \quad U_n = 0 \text{ ou } 1$$

Se U é contável, então há $f: \mathbb{N} \rightarrow U$ cuja imagem é U . segue:

$$a = \sum_{n=1}^{10^n} \frac{1 - d_n(f(n))}{10^n} \quad \begin{array}{l} \text{- complementar} \\ \text{de todos} \end{array}$$

Como $1 - d_n(f(n))$ é 0 ou 1, segue que $a \in U$.

Mas $a \notin \text{Im}(f)$. Se $a \in \text{Im}(f)$, $\exists m \text{ tq. } f(m) = a$. Mas isso significaria então que o m -ésimo dígito de a seria $d_m(a) = d_m(f(m))$. Mas pela def. da a , seu m -ésimo dígito é $1 - d_m(f(m))$. Assim, teríamos $d_m(f(m)) = 1 - d_m(f(m))$, o que não é possível.

Prec. defi \mathbb{P} em conjuntos contáveis, em infinitos ou não contável conj.

(em 2.11) Dado def. num col. menor e estab. condições de consistência para extender a medida.

π -sistema: dado um conjunto \mathcal{S}

σ -álgebra é π -sistema -n

σ -álgebra: é sistema -n mas o inverso não precisa acontecer

Uma classe que tanto $\mathcal{S} \subseteq \mathcal{A}$ quanto $\mathcal{S} \subseteq \mathcal{A}'$ é σ -álgebra

Teor. (Dink): Se \mathcal{A} é um sistema de eventos, \mathcal{A} , então $\mathcal{F}(\mathcal{A}) = \sigma(\mathcal{A})$

1. Começar com uma semi-álgebra \mathcal{S}

2. Matrizar extensão única para uma álgebra $A(\mathcal{B})$ gerada por \mathcal{B}

3. $A(\mathcal{B}) = \{A \subseteq \Omega : A = \bigcup_{i=1}^n A_i \text{ com } A_i \in \mathcal{B}, n \in \mathbb{N}\}$ e $\sigma(A(\mathcal{B})) = \sigma(\mathcal{B})$

• \mathcal{A} é semi-álgebra de $\Omega \times P$ ($\Delta \subseteq [0,1]$) e é aditiva em $\mathbb{P} \in \sigma(P(\Delta)) = \Sigma$.

• Existe uma única extensão P' de P à $A(\mathcal{B})$ def por

$$P'(S_1) = \sum_i P(S_i)$$

• P em \mathcal{A} tem uma única extensão P' em $\sigma(\mathcal{A})$

• Definir a extensão

$$P''(A) = \inf_{\substack{\text{ACUA}_j \\ A \subseteq \bigcup_j A_j}} \sum_j P(A_j)$$

• P'' é cont subaditiva. $\forall A \in \mathcal{A}, P''(A) = P(A)$

• Checando mensurabilidade da extensão (conjuntos m-as)

E menor se $P''(A) \geq P''(A \cap E) + P''(A \cap E')$ $\mathcal{M} = \sigma(\mathcal{A})$ é σ -álgebra

• $A \in \mathcal{M} \Rightarrow \sigma(A) \subseteq \mathcal{M} \Rightarrow P''$ extende de A a $\sigma(A)$

• Unicidade:

Espaços de Probabilidade

• (Ω, \mathcal{F}, P) : espaço de probabilidade

Ω : conjunto dos resultados

\mathcal{F} : conjunto dos eventos (σ -álgebra)

$P: \mathcal{F} \rightarrow [0,1]$ uma função que associa prob. aos eventos (medida)

• σ -álgebra: coleção não-vazia de subconjuntos de Ω : i) $A \in \mathcal{F}, A^c \in \mathcal{F}$, ii) $A_1, \dots, A_n \in \mathcal{F}$, $\bigcup A_i \in \mathcal{F}$.

(Ω, \mathcal{F}) : espaço mensurável

medida: Uma função de conjuntos não-negativa, σ -aditiva, i.e., uma função $\mu: \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$

i) $\mu(A) \geq \mu(\emptyset) = 0 \quad \forall A \in \mathcal{F}$,

ii) Se $A_i \in \mathcal{F}$ é uma seq. enumerável de conjuntos disjuntos, $\mu(\bigcup A_i) = \sum \mu(A_i)$

iii) $\mu(\Omega) = 1$, $(\Omega, \mathcal{F}, \mu)$ é um esp. probabilidade.

Propriedades de μ :

1. Monotonicidade: $A \subseteq B, \mu(A) \leq \mu(B)$

2. Subaditividade: $A \subseteq \bigcup_{m=1}^{\infty} A_m \Rightarrow \mu(A) \leq \sum_{m=1}^{\infty} \mu(A_m)$

3. Cont. por baixo. $A_1 \supseteq A_2 \supseteq \dots, A_1 \in \mathcal{F}$, então, com $\mu(A_i) < \infty$, $\mu(A_i) \downarrow \mu(A)$

4. Cont. por cima. $A_n \downarrow A$ ($A_1 \subseteq A_2 \subseteq \dots \subseteq A$) com $\mu(A_n) < \infty$, $\mu(A_n) \uparrow \mu(A)$.

• $\bigcap_{f \in F} \mathcal{F} = \sigma(\mathcal{F}), F = \{f, \text{ t.q. } f \subset \mathcal{F}\}$

\mathcal{F} é dita uma semi-álgebra. (i) fechada por intersecção, i.e., $S, T \in \mathcal{F}, S \cap T \in \mathcal{F}$

(ii) Se $\mathcal{F} \subseteq S$ é uma união finita de conjuntos disjuntos de S

Resumo de Estudo , 07/04/2014

- $(\mathbb{N}, \mathcal{F}, P)$
- O que é uma σ -álgebra?
- O que é uma medida?
- Propriedades das medidas: monotonicidade, subaditividade, continuidade por baixo; continuidade por cima.
- Espaço de probabilidade discreto. (Exemplo do Astrogal!)
- Se \mathcal{F}_i , $i \in I$ são σ -álgebras, então $\bigcap \mathcal{F}_i$ também é. Aqui, $I \neq \emptyset$ é um conjunto de índices arbitrário (i.e., possivelmente não enumerável). Dada uma coleção \mathcal{F} de subconjuntos de \mathbb{N} , existe uma menor σ -álgebra contendo \mathcal{F} : $\sigma(\mathcal{F})$.
- \mathcal{B}^d os conjuntos de Borel: a menor σ -álgebra contendo as celas abertas
- Medida na reta: Stieltjes measure function F . A cada F há uma única μ com $\mu((a,b]) = F(b) - F(a)$. Se $F(x) = x$, temos a medida de Lebesgue.
- O que é uma semi-álgebra.

Distribuições

- (Ω, \mathcal{F}, P) é interessante qto def. uma via. no espaço
- Uma f. X def. em Ω é uma via. se $\forall B \in \mathcal{B}$, temos

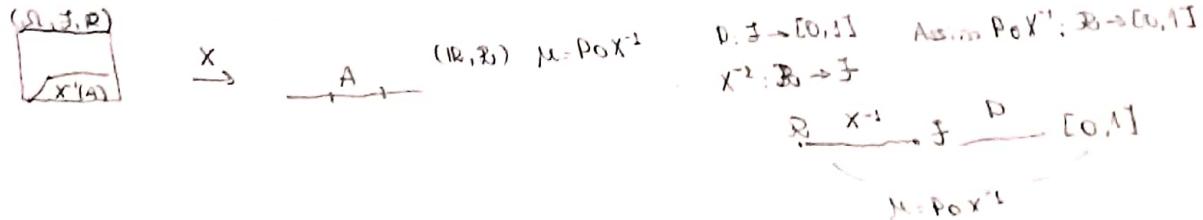
$$X^{-1}(B) = \{\omega \in \Omega : X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F}. X \text{ é } \mathcal{F}\text{-mensurável} (X \in \mathcal{F})$$

- Exemplo trivial $X = \mathbb{1}_A$, $A \in \mathcal{F}$

- X induz medida em \mathbb{R} chamada sua distribuição: $\mu(A) = P(X \in A) = P(X^{-1}(A))$.

μ é prob.: $\mu(A) = P(X \in A) = P(X^{-1}(A)) \geq P(\emptyset) = 0$

$$\cdot \mu(\bigcup_i A_i) \stackrel{\text{def}}{=} P(X \in \bigcup_i A_i) = P(\bigcup_i \{X \in A_i\}) = \sum_i P(X \in A_i) = \sum_i \mu(A_i)$$



- A dist. de X é descrita dando sua f.d. $F(x) = P(X \leq x)$

- Dizer f.d. tem as seg. prop.: i) F é não-decrescente

$$\text{i)} \lim_{x \rightarrow \infty} F(x) = 1, \lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$$

$$\text{ii)} F \text{ é cont. acima, daí } \lim_{y \downarrow x} F(y) = F(x)$$

$$\text{iii)} \text{ Se } F(x-) = \lim_{y \downarrow x} F(y) \Rightarrow F(x-) = P(X \leq x)$$

$$\text{iv)} P(X=x) = F(x) - F(x-)$$

- Se F satisfaz i-iii, esta é f.d. de alg. via.,: $X(\omega) = \sup \{y : F(y) \leq \omega\}$. X

- $X \stackrel{d}{=} Y \Leftrightarrow P(X \leq x) = P(Y \leq x) \ \forall x$

- Se $F(x) = \int_{-\infty}^x f(y) dy$, f é a f.d. de X . Dada f , determina F .

Variáveis Aleatórias

- $X: \Omega \rightarrow S$ é dita uma função mensurável de (Ω, \mathcal{F}) a (S, \mathcal{A}) se $X^{-1}(B) = \{\omega: X(\omega) \in B\} \in \mathcal{F} \quad \forall B \in \mathcal{A}$
- Se $\{\omega: X(\omega) \in A\} \in \mathcal{F} \quad \forall A \in \mathcal{A}$ o gera $\sigma(A) = \mathcal{A}$, então X é mensurável.
- $\emptyset \longrightarrow \emptyset$
 \downarrow
 $X^{-1}(A) \in \mathcal{F} \longrightarrow X^{-1}(B) \in \mathcal{F}$
- 1. Dado um geral $B = \{B_i : i \in \mathbb{N}\} \in \mathcal{F}$
- 2. Mostro que B é σ -álgebra e contém \emptyset
- 3. $B \subseteq \sigma(\mathcal{A}) = \Delta \subseteq \mathcal{F}$
- Se \mathcal{A} é uma σ -álgebra, $\{\{x \in B^c : B \in \mathcal{A}\}\}$ é uma σ -álgebra: σ -álgebra gerada por $X: \Omega \rightarrow X$
- $\sigma(X) = \{\{x \in B^c : B \in \mathcal{A}\}\}$
- $X: (\Omega, \mathcal{F}) \rightarrow (S, \mathcal{A})$ e $f: (S, \mathcal{A}) \rightarrow (T, \mathcal{J})$, se f mensurável, então $f(X)$ é mensurável de (Ω, \mathcal{F}) a (T, \mathcal{J}) .
- X_1, \dots, X_n v.o.s. $\Rightarrow Y_1 + Y_2 + \dots + Y_n$ é v.o.s.
- $\inf_n X_n, \sup_n X_n, \limsup_n X_n, \liminf_n X_n$ são v.o.s.
- $\{w_0 = \{\omega : \lim_{n \rightarrow \infty} X_n \text{ existe}\} = \{\omega : \lim_{n \rightarrow \infty} \sup X_n - \lim_{n \rightarrow \infty} \inf X_n = 0\}, P(w_0) = 1 \Rightarrow X_n \xrightarrow{a.s.} X_\infty$

Integração

1. Funções Simples
2. Funções Limitadas
3. Funções Não-Negativas
4. Funções Integráveis

Propriedades

1. Se $f \geq 0$ a.c. $\int f d\mu \geq 0$
2. $\forall \alpha \in \mathbb{R}$, $\int \alpha f d\mu = \alpha \int f d\mu$
3. $\int f(g)d\mu = \int f d\mu + \int g d\mu$
4. Se $g \leq f$ a.c. $\int g d\mu \leq \int f d\mu$
5. Se $g = f$ a.c. $\int g d\mu = \int f d\mu$
6. $|\int f d\mu| \leq \int |f| d\mu$.

1. ψ é simples: $\psi(\omega) = \sum_{i=1}^n a_i \mathbb{1}_{A_i} \in \text{Ardisg. com } \mu(A_i) < \infty$: $\int \psi d\mu = \sum_{i=1}^n a_i \mu(A_i)$

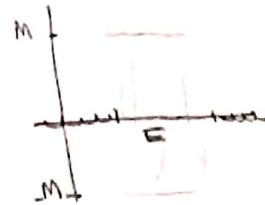
$\psi \geq \psi'$ a.c. significa $\mu(\{\omega : f(\omega) \leq \psi(\omega)\}) = 0$

2. Em um círculo com $\mu(E) < \infty$ e seja f uma função limitada que se anula em E^c . Para definir a integral de f , observamos que ψ, Ψ são f. simples tal que $\psi \leq f \leq \Psi$, então queremos ter

$$\int \psi d\mu \leq \int f d\mu \leq \int \Psi d\mu.$$

Dai,

$$\boxed{\int f d\mu = \sup_{\psi \leq f} \int \psi d\mu = \inf_{\Psi \geq f} \int \Psi d\mu}$$



mostrar que $A = B$, $\sup_{\psi \leq f} \int \psi d\mu = \int f d\mu \Rightarrow \sup_{\psi \leq f} \int \psi d\mu = \inf_{\Psi \geq f} \int \Psi d\mu$

$B \subseteq A$ se $1 \leq m$ e seja $E_m = \{x \in E : \frac{k_m}{n} \leq f(x) < \frac{(k+1)m}{n}\}$, $-n \leq k \leq n$

$$\Psi_n(x) = \sum_{k=-n}^n \frac{k_m}{n} \mathbb{1}_{E_k}, \quad \Psi_n(x) = \sum_{k=-n}^n \frac{(k-1)m}{n} \mathbb{1}_{E_k} \Rightarrow \Psi_n(x) - \Psi_n(x) = \frac{m}{n} \mathbb{1}_E$$

$$\sup_{\psi \leq f} \int \psi d\mu \geq \int f d\mu = -\frac{m}{n} \mu(E) + \int \psi d\mu \geq -\frac{m}{n} \mu(E), \quad \inf_{\Psi \geq f} \int \Psi d\mu \leq \frac{m}{n} \mu(E)$$

$$\int_E f d\mu = \int f \mathbb{1}_E d\mu.$$

3. $f \geq 0$

$$\int f d\mu = \sup \left\{ \int h d\mu : 0 \leq h \leq f, h \text{ limitada e } \mu \{x : h(x) > 0\} < \infty \right\}$$

• $E_n \subset \Omega$ com $\mu(E_n) < \infty$

$$\int_{E_n} f \wedge n d\mu \uparrow \int f d\mu \text{ quando } n \uparrow \infty$$

4. f é integrável se $\int |f| d\mu < \infty$

$$\int f d\mu = \int f^+ d\mu - \int f^- d\mu \quad , \quad f^+ = f \vee 0 \\ f^- = -f \wedge 0$$

Propriedades da Integral

- Des. de Jensen: Suponha Ψ convexa, f e μ é uma med. de prob. e $f \in \mathcal{L}(\mathcal{F})$ são integráveis então

$$\Psi\left(\int f d\mu\right) \leq \int \Psi(f) d\mu$$

$$\|f\|_p = \left(\int |f|^p d\mu \right)^{1/p}, \quad 1 \leq p < \infty$$

- Des. de Holder: $p, q \in (1, \infty)$ com $\frac{1}{p} + \frac{1}{q} = 1$, então

$$\int |fg| d\mu \leq \|f\|_p + \|g\|_q$$

- $p = q = 2 \Rightarrow$ Des. de Cauchy

- $f_n \rightarrow f$ em medida, $\forall \epsilon > 0$, $\mu\{\omega : |f_n(\omega) - f(\omega)| > \epsilon\} \rightarrow 0$, quando $n \rightarrow \infty$

- Converg. Limitada. E tq $\mu(E) < \infty$. $f_n = 0$ em E^c , $|f_n(\omega)| \leq M$ e $f_n \rightarrow f$ em medida. Então

$$\int f d\mu = \lim_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu.$$

- Lema de Fatou. Se $f_n \geq 0$ então

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \int f_n d\mu \geq \int (\liminf_{n \rightarrow \infty} f_n) d\mu$$

- Teo. Convergência Dominada. $f_n \rightarrow f$ q.c., $|f_n| \leq g \forall n$, e g é integrável, então $\int f_n d\mu \rightarrow \int f d\mu$.

- Teo. Conv. Monótona. $f_n \nearrow 0$ e $f_n \uparrow f$ então

$$\int f_n d\mu \uparrow \int f d\mu$$

Valor Esperado

$$E(X) = \int_{\Omega} X dP$$

• Teor. $X, Y \geq 0, E|X|, E|Y| < \infty$

a) $E(X+Y) = EX + EY$

b) $E(aX+b) = aEX + b \quad \forall a, b \in \mathbb{R}$

c) $X \geq Y \Rightarrow EX \geq EY$

• Desigualdades:

- Sensen: $E(\varphi(X)) \geq \varphi(EX), \quad E|X| \leq E|\varphi(X)| < \infty$

Hölder: $E|XY| \leq \|X\|_p \|Y\|_q, \|X\|_r = (E|X|^r)^{1/r}, r \in [1, \infty)$

Chebyshew: $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}, \varphi \geq 0$

$$\begin{aligned} P(X \in A) &\leq E(\varphi(X)), \quad X \in A \leq E\varphi(X) \\ &\leq \inf \{\varphi(y); y \in A\} \end{aligned}$$

• Integridades plómitas:

Lataw: $X_n \geq 0 \Rightarrow \liminf_{n \rightarrow \infty} EX_n \geq E(\liminf_{n \rightarrow \infty} X_n)$

Conv. Monótona: $0 \leq X_n \uparrow X \Rightarrow EX_n \uparrow EX$

" Dominada: $X_n \rightarrow X$ q.c., $|X_n| \leq Y \quad \forall n \quad EY < \infty \Rightarrow EX_n \rightarrow EX$

Medidas Produto, Teorema de Fubini

$(X, \mathcal{A}, \mu_1), (Y, \mathcal{B}, \mu_2)$ de med. σ -finitas

$$\Omega = X \times Y = \{(x, y) : x \in X, y \in Y\}$$

$$\mathcal{P} = \{A \times B : A \in \mathcal{A}, B \in \mathcal{B}\}$$

• \mathcal{P} conjunto dos "retângulos". \mathcal{P} é semi-algebra. $\mathcal{F} = \sigma(\mathcal{P}) = \tilde{\mathcal{A}} \times \tilde{\mathcal{B}}$

• Teor. Há uma única med. μ em \mathcal{F} com

$$\mu(A \times B) = \mu_1(A)\mu_2(B) \quad \cdot \mu = \mu_1 \times \mu_2$$

• teor. Fubini: $f \geq 0$ e $\int |f| d\mu < \infty$, então

$$\int_X \int_Y f(x, y) \mu_2(dy) \mu_1(dx) = \int_{X \times Y} f d\mu = \int_Y \int_X f(x, y) \mu_1(dx) \mu_2(dy)$$

Independência

Def. $\exists_{i_1, \dots, i_n} \in \text{o-álg.}$. Dizemos que esta coleção é ind. se $P(A_{i_1} \cap A_{i_2} \cap \dots \cap A_{i_n}) = \prod_{i=1}^n P(A_i)$
 $\forall A_{i_1} \in \mathcal{A}_{i_1}, \dots, A_{i_n} \in \mathcal{A}_{i_n}$

Def. X_1, \dots, X_n são v.a.. Esta col. é dita ind. se $P(X_1 \in B_1, \dots, X_n \in B_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \in B_i)$
 $\forall B_1 \in \mathbb{B}_1, B_2 \in \mathbb{B}_2, \dots, B_n \in \mathbb{B}_n$

Def. Uma coleção de eventos A_1, \dots, A_n é dita independentes se

$$P(\bigcap_{i \in I} A_i) = \prod_{i \in I} P(A_i) \quad \forall I \subseteq \{1, 2, \dots, n\} = \text{conjunto de índices}$$

Def: Uma coleção ϕ_1, \dots, ϕ_n de classes de conjuntos é dita indep. se $P(\bigcap_{i \in I} A_i) = \prod_{i \in I} P(A_i)$
 $\forall A_i \in \phi_1, \dots, A_n \in \phi_n$.

Def Alt. ϕ_1, \dots, ϕ_n é ind. se

$$P(\bigcap_{i=1}^n A_i) = \prod_{i=1}^n P(A_i) \quad A_i \in \bar{\phi}_i = A_i \cup \{\emptyset\}$$

Teorema: Se A_1, \dots, A_n é uma col. de classes de conjuntos independentes e
cada ϕ_i é um sistema \mathcal{F}_i , então
 $\sigma(\phi_1), \dots, \sigma(\phi_n)$ é independente.

Corolário. X_1, \dots, X_n v.a. e, para toda coleção $x_1, x_2, \dots, x_n \in \mathbb{R} \cup \{\infty\}$, vale

$$P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x_i)$$

2.1.1. Condições Suficientes para Independência

O principal resultado é o Teorema 2.1.3.

Colégios de conjuntos $\phi_1, \dots, \phi_n \in \mathcal{F}$ são independentes se sempre que $A_i \in \phi_i$ e $I \subseteq \{1, \dots, n\}$ temos

$$P(\bigcap_{i \in I} A_i) = \prod_{i \in I} P(A_i)$$

Se cada colégio é singular ($\phi_i = \{A_i\}$) a def. se reduz aquela para conjuntos.

Lema 2.1.1. Sem perda de generalidade podemos supor cada A_i contendo Ω . Neste caso a condição é equivalente à

$$P(\bigcap_{i \in I} A_i) = \prod_{i \in I} P(A_i) \text{ sempre que } A_i \in \phi_i.$$

Uma vez que podemos fixar $A_i = \Omega$ para $i \notin I$.

Prova. Se ϕ_1, \dots, ϕ_n são indep. e $\bar{\phi}_1 = \phi_1 \cup \{\Omega\}$ então $\bar{\phi}_1, \dots, \bar{\phi}_n$ são independentes, uma vez que se $A_i \in \bar{\phi}_i$ e $I = \{j : A_j = \Omega\}$

Teorema 2.1.2 . π - λ theorem. Se \mathcal{P} é um sistema π e \mathcal{L} é um sistema λ que contém \mathcal{P} , então $\sigma(\mathcal{P}) \subseteq \mathcal{L}$

Teorema 2.1.3. Suponha $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n$ são independentes e cada ϕ_i é um sistema π . Então $\sigma(\phi_1), \sigma(\phi_2), \dots, \sigma(\phi_n)$ são independentes.

Prova. A_1, \dots, A_n c/los com $A_i \in \phi_i$, seja $F = A_1 \cap \dots \cap A_n$ e seja $\mathcal{L} = \{A : P(ANF) = P(A)P(F)\}$.

$$\forall B \in \mathcal{L} : P(B \cap NF) = P(B)P(F).$$

$$\forall A, B \in \mathcal{L}, ACB, (B-A) \cap F = (BNF) \cap (ANF) \Rightarrow P((B-A) \cap F) = P(B)P(F) - P(A)P(F) = P(B-A)P(F)$$

$$\forall B \in \mathcal{L}, B \subseteq F. \text{ Note } (B \cap NF) \cap (ANF) = (BNF) = \lim_x P(B_x \cap NF) = \lim_x P(B_x)P(F) = P(B)P(F)$$

Aplicando o teorema anterior temos $\mathcal{L} \subset \sigma(\mathcal{A})$. Segue que se $A_i \in \sigma(\mathcal{A})$ e $A_i \in \mathcal{A}$, $1 \leq i \leq n$, então

$$P\left(\bigcap_{i=1}^n A_i\right) = P(A_1)P\left(\bigcap_{i=2}^n A_i\right) = \prod_{i=1}^n P(A_i)$$

Dai se A_1, \dots, A_n são ind., $\sigma(A_1), A_2, \dots, A_n$ tbm são.

Itero o argumento!

Teorema 2.1.4. Em ordem para X_1, \dots, X_n ser independentes, é suficiente que para todos $x_1, \dots, x_n \in (-\infty, \infty]$

$$P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x_i)$$

Prova. Seja \mathcal{F}_1 o gero do forma $\{X_i \leq x_i\}$. Uma vez que

$$\{X_i \leq x_i\} \cap \{X_j \leq y_j\} = \{X_i \leq x_i \wedge y_j\},$$

\mathcal{F}_1 é um sistema π . Uma vez que permitimos $x_i = \infty$, $i \in I$.

Ex. 1.3.1 implica $\sigma(A_i) = \sigma(X_i)$, de modo que o resultado segue do Teorema 2.1.3.

Ex. 1.3.3 Se \mathcal{A} gera \mathcal{F} então $\mathcal{F}^{-1}(\mathcal{A}) = \{\{x \in A\}, A \in \mathcal{A}\}$ gera $\sigma(X) = \{\{x \in B\}, B \in \mathcal{B}\}$ para mostrá-lo, temos que mostrar que

- $\sigma(X)$ é σ -álgebra ($\cup B \in \mathcal{B}$, pois $B \in \mathcal{A}$)
- $\sigma(X) \subset \mathcal{F}^{-1}(\mathcal{A})$
- $\sigma(X)$ é a menor que contém $\mathcal{F}^{-1}(\mathcal{A})$

- Coleções ϕ_1, \dots, ϕ_n em \mathcal{F} são independentes se sempre que $A_i \in \phi_i$, e $i \in \{1, \dots, n\}$, então

$$P(\bigcap_{i \in I} A_i) = \prod_{i \in I} P(A_i).$$

- Se ϕ_1, \dots, ϕ_n são independentes, então $\sigma(\phi_1), \dots, \sigma(\phi_n)$ também o são.

Prova. Se A_1, \dots, A_n com $A_i \in \phi_i$. Seja $F = \bigcap_{i=1}^n A_i$ e

$$\mathcal{L} = \{\emptyset : P(B \cap F) = P(B)P(F)\}$$

Note que $\mathcal{L} \subset \sigma(\phi_1)$.

Ademais:

- $\emptyset \in \mathcal{L}$

- Se $A, B \in \mathcal{L}$, $A \subseteq B$, $B - A \in \mathcal{L}$

- Se $B \in \mathcal{L}$, $B \in \mathcal{L}$, $B \in \mathcal{L}$

Logo, $\mathcal{L} \subset \sigma(\phi_1)$.

Itero o argumento!

- Para que X_1, \dots, X_n sejam independentes, é suficiente que para todo $x_1, \dots, x_n \in (-\infty, \infty]$,

$$P(X_1 \leq x_1, \dots, X_n \leq x_n) = \prod_{i=1}^n P(X_i \leq x_i)$$

Prova. Tomo ϕ_i conjuntos da forma $\{X_i \leq x_i\}$.

ϕ_i é um sistema π

Se ϕ_i indep. $\xrightarrow{\text{Teo Ant.}}$ $\sigma(A_1), \dots, \sigma(A_n)$ indep.

Mas $\sigma(\phi_i) = \sigma(X_i) = \{\{X \in B\}, B \in \mathcal{F}\}$

- Suponha $F_{i,j}$, $1 \leq i \leq n$, $1 \leq j \leq m(i)$ independentes e sejam

$g_i = \sigma(\cup_j F_{i,j})$. Então g_1, \dots, g_n são independentes.

Prova. Seja A_i uma adição de celas da forma $\bigcup_j A_{i,j}$ onde $A_{i,j} \in F_{i,j}$. A_i é um sistema π que contém $\cup_k A_{k,i} \in \cup_j F_{j,i}$, assim Teo. 2.1.3 implica que $\sigma(A_i) = g_i$ são independentes.

Independência, Distribuição e Esperança

Teorema 2.1.7. X_1, \dots, X_n variáveis independentes e X_i tem dist. μ_i .
Então (X_1, \dots, X_n) tem distribuição $\mu_{(X_1, \dots, X_n)}$

$$P((X_1, \dots, X_n) \in A_1 \times A_2 \times \dots \times A_n) = D(X_1 \in A_1, X_2 \in A_2, \dots, X_n \in A_n) =$$

$$P(X_1 \in A_1) \dots P(X_n \in A_n) = \mu_1(A_1) \dots \mu_n(A_n) = \mu_{(X_1, \dots, X_n)}(A_1 \times \dots \times A_n)$$

A última fórmula mostra que a distribuição de (X_1, \dots, X_n) e a medida $\mu_{(X_1, \dots, X_n)}$ concordam em conjuntos da forma $A_1 \times \dots \times A_n$, um sistema π que gera \mathbb{R}^n . Daí, pelo Teorema 2.1.2 segue que devem concordar.

Teorema 1.6.9. Fórmula da Mudança de Variáveis.

Seja X um elemento aleatório de (S, \mathcal{A}) com distribuição μ , i.e.,

$$P(X \in A) = \mu(A)$$

Se f é uma função mensurável de (S, \mathcal{A}) à $(\mathbb{R}, \mathcal{B})$ de modo que $f \geq 0$ e $\omega \in |f(x)| < \infty$, então

$$\mathbb{E} f(X) = \int_S f(y) \mu(dy)$$

$$\star \int_{\Omega} f(\eta(\omega)) dP = \int_S f(y) d(P\eta^{-1})$$

Prova.

Caso 1: Funções Indicadoras

Se $B \in \mathcal{A}$ e $f = \mathbb{1}_B$, então

$$\mathbb{E} \mathbb{1}_B(X) = P(X \in B) = \mu(B) = \int_S \mathbb{1}_B(y) \mu(dy)$$

Exercício 1. Seja \mathcal{J}_θ , $\theta \in \Theta$, Θ um espaço de índices, σ -álgebras, então

$$\mathcal{J} = \bigcap_{\theta \in \Theta} \mathcal{J}_\theta \text{ é } \sigma\text{-álgebra.}$$

Sabemos que \mathcal{J} é σ -álgebra em Ω se

$$1. \Omega \in \mathcal{J}, \emptyset \in \mathcal{J}$$

Como $\Omega, \emptyset \in \mathcal{J}_\theta \forall \theta \in \Theta$, segue que $\Omega, \emptyset \in \bigcap_{\theta \in \Theta} \mathcal{J}_\theta$

$$2. A \in \mathcal{J} \Rightarrow A^c \in \mathcal{J}$$

$A \in \mathcal{J} \Rightarrow A \in \mathcal{J}_\theta \forall \theta \in \Theta \Rightarrow A^c \in \mathcal{J}_\theta \forall \theta \in \Theta \Rightarrow A^c \in \bigcap_{\theta \in \Theta} \mathcal{J}_\theta = \mathcal{J} \Rightarrow A^c \in \mathcal{J}$.

$$3. \text{ Se } A_1, A_2, \dots \text{ estão em } \mathcal{J}, \text{ então } \bigcup A_i \in \mathcal{J}$$

A_1, A_2, \dots estão em $\mathcal{J} \Rightarrow A_1, A_2, \dots$ estão em $\mathcal{J}_\theta \forall \theta \in \Theta \Rightarrow$

$\bigcup A_i \in \mathcal{J}_\theta \forall \theta \in \Theta \Rightarrow \bigcup A_i \in \bigcap_{\theta \in \Theta} \mathcal{J}_\theta = \mathcal{J}$.

Exercício. Se $A, B \in \mathcal{J} \Rightarrow P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$

Pela definição de $P(\cdot)$, sabemos que se $C_1, C_2 \in \mathcal{J}$ são tais que $C_1 \cap C_2 = \emptyset$, então $P(C_1 \cup C_2) = P(C_1) + P(C_2)$.

A ideia aqui é rescrever $A \cup B$, $A, B \in \mathcal{J}$, como união de conjuntos disjuntos. Basta notar que

$$A \cup B = A \cup (B \cap A^c) \Rightarrow$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B \cap A^c)$$

$$\text{Mas } B = (B \cap A^c) \cup (B \cap A) \Rightarrow P(B) = P(B \cap A^c) + P(B \cap A) \Rightarrow \\ P(B \cap A^c) = P(B) - P(A \cap B).$$

$$\therefore P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

Generalizações. Se A_1, A_2, \dots, A_n estão em \mathcal{F} ,

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^n A_i\right) &= \sum_{i=1}^n P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq n} P(A_i \cap A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k \leq n} P(A_i \cap A_j \cap A_k) + \\ &\quad + \dots + (-1)^{n+1} P(A_1 \cap \dots \cap A_n) \end{aligned}$$

Demonstração. Vimos do anterior que a fórmula acima vale para $n=2$. ($P(A_1 \cup A_2) = P(A_1) + P(A_2) - P(A_1 \cap A_2)$). Vamos supor que vale para $n=k$, vejamos se vale para $n=k+1$.

$$\begin{aligned} P\left(\bigcup_{i=1}^{k+1} A_i\right) &= P\left[\left(\bigcup_{i=1}^k A_i\right) \cup A_{k+1}\right] = P\left(\bigcup_{i=1}^k A_i\right) + P(A_{k+1}) - P\left(\bigcap_{i=1}^k A_i \cap A_{k+1}\right) = \\ &= \sum_{i=1}^k P(A_i) + P(A_{k+1}) - \sum_{1 \leq i < j \leq k} P(A_i \cap A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k} P(A_i \cap A_j \cap A_{k+1}) + \\ &\quad \dots + (-1)^k P(A_1 \cap A_2 \cap \dots \cap A_k) - P\left(\bigcup_{i=1}^k (A_i \cap A_{k+1})\right) = \\ &= \sum_{i=1}^k P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq k} P(A_i \cap A_j) + \dots + (-1)^k P(A_1 \cap \dots \cap A_k) - \\ &\quad \left[\sum_{i=1}^k P(A_i \cap A_{k+1}) - \sum_{1 \leq i < j \leq k} P(A_i \cap A_j \cap A_{k+1}) - \dots + (-1)^k P(A_1 \cap \dots \cap A_k) \right] = \\ &= \sum_{i=1}^k P(A_i) - \sum_{1 \leq i < j \leq k} P(A_i \cap A_j) + \sum_{1 \leq i < j < k} P(A_i \cap A_j \cap A_{k+1}) + \dots + (-1)^{k+1} P(A_1 \cap \dots \cap A_k) \end{aligned}$$

Exercício. "Baralho embrulhado". N cartas, $N \neq 1$.

(n, 3, D) $\Omega =$ ciclo das permutações de N cartas = $\{\sigma = (\sigma_1, \dots, \sigma_N), \sigma_i \neq i, \forall i \in \{1, \dots, N\}\}$

$A_N =$ "nenhuma carta está na posição inicial"

$P(A_N) = 1 - P(A_N^c)$, $A_N^c =$ "pelo menos uma carta está na posição inicial".

2. Seja $\{Z_n\}_{n \geq 1}$ uma coleção de variáveis aleatórias independentes com $P(Z_n=0) = 1 - 1/n$ e $P(Z_n=1) = P(Z_n=-1) = 1/2n$. Defina agora $\{X_n\}_{n \geq 1}$ tal que $X_1 = Z_1$ e, para $n \geq 2$

$$X_n = \begin{cases} Z_n & \text{se } X_{n-1} = 0, \\ nX_{n-1}|Z_n| & \text{se } X_{n-1} \neq 0 \end{cases}$$

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

- a) Mostre que $\{X_n, \mathcal{F}_n\}$ é um martingal
- b) Valem as condições do teorema de convergência de martingais vista em aula?
- c) X_n converge em probabilidade para alguma v.a.? Qual?
- d) X_n converge quase certamente para alguma v.a.? Qual?

a)

Seja $\mathbf{1}_{K_1} = \mathbb{1}_{\{X_K=0\}}$. Temos

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

pois $E(Z_n) = 0$ e $E|Z_n| = \frac{1}{n}$. Também $E|X_n| \leq E\{|Z_n|(1 + n|\mathbf{1}_{n-1}|)\} \leq E|Z_n| + \infty$, de onde $E|X_n| < \infty$. Portanto, $\{X_n, \mathcal{F}_n\}$ é um martingal.

b) c) d)

Agora, $X_n = 0 \Leftrightarrow Z_n = 0$. Portanto, $P(X_n = 0) = P(Z_n = 0) = 1 - 1/n \rightarrow 1$ quando $n \rightarrow \infty$, implicando que $X_n \xrightarrow{P} 0$. Por outro lado, $\sum_n P(Z_n \neq 0) = \infty$, e portanto $P(X_n \neq 0 \text{ i.v.}) = 1$ pelo seg. Lema B-C. No entanto, X_n toma

apenas valores inteiros e portanto X_n não converge à 0 q.c.

O teorema da convergência de martingais é inaplicável uma vez que $\sup_n E|Y_n| = \infty$.