

Mat2248 Probabilidade I

2

Prof. Lorí Viali, Dr.

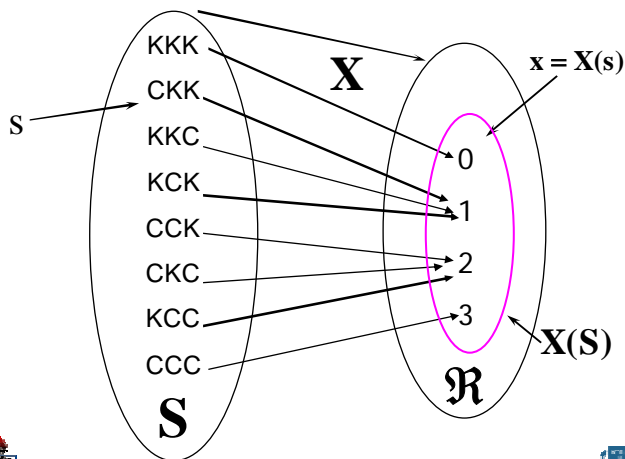
viali@mat.ufrgs.br

<http://www.mat.ufrgs.br/~viali/>

Variável Aleatória e VAD



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Variável Aleatória

Uma função X que associa a cada elemento de S ($s \in S$) um número real $x = X(s)$ é denominada **variável aleatória**.



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Conjunto de valores

O conjunto formado por todos os valores “ x ”, isto é, a imagem da variável aleatória X , é denominado de conjunto de valores de X .

$$X(S) = \{ x \in \mathcal{R} / X(s) = x \}$$



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Tipos de variáveis

Conforme o conjunto de valores – $X(S)$ – uma variável aleatória poderá ser discreta ou contínua.



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Variável Discreta (VAD)

Se o conjunto de valores for **finito** ou então **infinito enumerável** a variável é dita discreta.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Variável Contínua (VAC)

Se o conjunto de valores for **infinito não enumerável** então a variável é dita contínua.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Variável Aleatória Discreta



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A função de probabilidade

A função de probabilidade (fp) de uma VAD é a função que associa a cada $x_i \in X(S)$ o número $f(x_i) = P(X = x_i)$ que satisfaz as seguintes propriedades:

$$f(x_i) \geq 0, \text{ para todo "i"}$$

$$\sum f(x_i) = 1$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A distribuição de probabilidade

A coleção dos pares $[x_i, f(x_i)]$ para $i = 1, 2, 3, \dots$ é denominada de distribuição de probabilidade da VAD X .



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



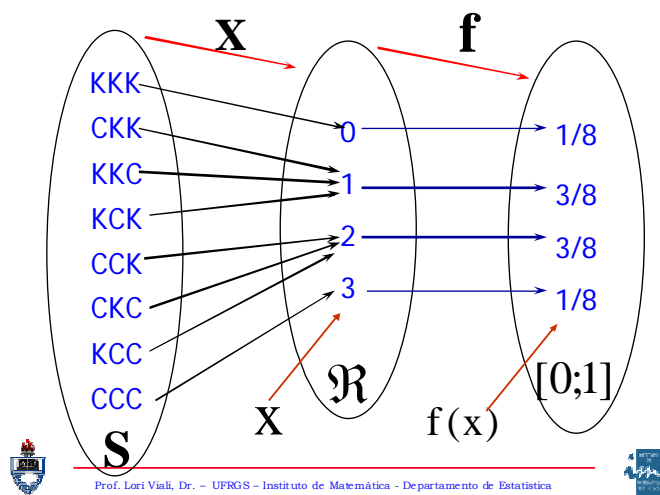
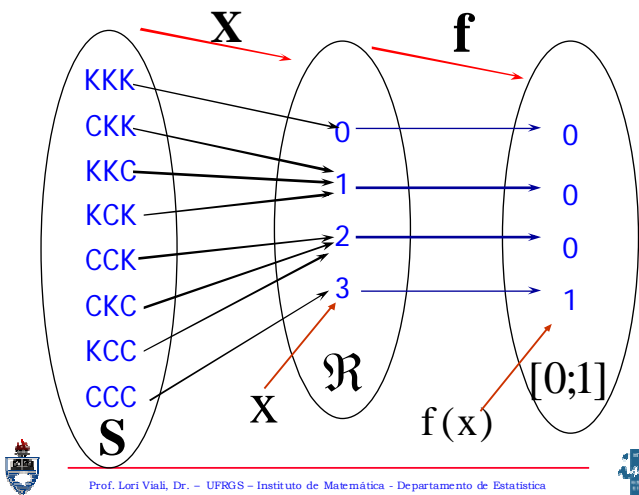
Exemplo

Suponha que uma moeda equilibrada é lançada três vezes. Seja $X =$ “número de caras”. Então a distribuição de probabilidade de X é:



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística





Exemplo

Suponha que um par de dados é lançado. Então $X = \text{“soma do par”}$ é uma variável aleatória discreta com o seguinte conjunto de valores:

Como $X((a, b)) = a + b$, o conjunto de valores de X é dado por:

$$X(S) = \{2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12\}$$

A função de probabilidade $f(x) = P(X = x)$, associa a cada $x \in X(S)$, um número no intervalo $[0; 1]$ dado por:

$$f(x) = P(X = x) = P(X(s) = x) = P(\{s \in X(S) / X(s) = x\})$$

Desta forma:

$$f(2) = P(X = 2) = P\{(1,1)\} = 1/36$$

$$f(3) = P(X = 3) = P\{(1,2), (2, 1)\} = 2/36$$

.....

$$f(11) = P(X=11) = P\{(6, 5), (5, 6)\} = 2/36$$

$$f(12) = P(X = 12) = P\{(6, 6)\} = 1/36$$

A distribuição de probabilidade será:

Representação de uma Distribuição de Probabilidade

A distribuição de probabilidade de X será então:

x	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	Σ
f(x)	$\frac{1}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{6}{36}$	$\frac{5}{36}$	$\frac{4}{36}$	$\frac{3}{36}$	$\frac{2}{36}$	$\frac{1}{36}$	1

Através de:

- uma tabela
- uma expressão analítica (fórmula)
- um diagrama



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Tabela

Seja X = “número de caras”, obtidas no lançamento de 4 moedas honestas. Então a distribuição de X é a da tabela ao lado.

x	f(x)
0	1/16
1	4/16
2	6/16
3	4/16
4	1/16
Σ	1

Expressão Analítica

Considere X = “soma do par”, no lançamento de dois dados equilibrados, então:

$$f : X(S) \rightarrow \mathfrak{R}$$

$$x \rightarrow \begin{cases} (x - 1)/36 & \text{se } x \leq 7 \\ (12 - x + 1)/36 & \text{se } x > 7 \end{cases}$$



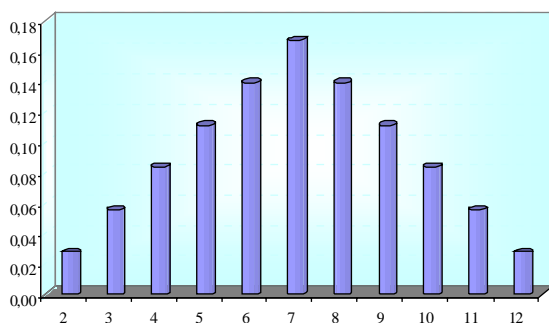
Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Diagrama



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



VAD - Caracterização

(a) Expectância, valor esperado

(Expectation)

$$\mu = E(X) = \sum x \cdot f(x) = \sum x \cdot P(X=x)$$

(b) Variância (Variance)

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \sum f(x)(x - \mu)^2 = \sum x^2 f(x) - \mu^2 = \\ &= E(X^2) - E(X)^2 \end{aligned}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



(iii) Desvio Padrão

(Standard Deviation)

$$\sigma = \sqrt{\sum f(x)(x-\mu)^2} = \sqrt{\sum x^2 f(x) - \mu^2} = \sqrt{E(X^2) - E(X)^2}$$

(iv) O Coeficiente de Variação

(Variation Coefficient)

$$\gamma = \sigma/\mu$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Definições:

Seja X uma VA. O momento de ordem “ k ” de X é o valor $E(X^k) = \mu_k$, se esse valor convergir.

Obs.: A expectância é o primeiro momento.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Seja X uma VA. O momento central de ordem “ k ” de X é o valor $E[(X - E(X))^k] = E[(X - \mu)^k]$, se esse valor convergir.

Obs.: (i) A variância é o segundo momento central;

(ii) O primeiro momento central é sempre zero;

(iii) O terceiro momento central é utilizado para determinar a assimetria de uma distribuição;

(iv) O quarto momento central é utilizado na determinação da curtose de uma distribuição.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Se X é um VAD então o k -ésimo momento de X é dado por:

$$\mu_k = \sum_{i=1}^{\infty} x_i^k f(x_i)$$

e o k -ésimo momento central de X é

obtido por:
$$\mu_k = \sum_{i=1}^{\infty} (x_i - \mu)^k f(x_i)$$

Considerando que o momento de ordem “ k ” de X é $E(X^k) = \mu_k$, pode-se expressar a expectância e as demais medidas em função desse resultado.

Tem-se, então:



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



(a) Expectância, valor esperado

$$\mu_1 = E(X)$$

(b) Variância

$$\sigma^2 = V(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \mu_2 - \mu_1^2$$

(c) Assimetria

$$\gamma_1 = [\mu_3 - 3\mu_1\mu_2 + 2\mu_1^3]/\sigma^3$$

(v) Curtose

$$\begin{aligned}\gamma_2 &= E[(X - \mu)^4]/\sigma^4 - 3 = \\ &= [\mu_4 - 4\mu_1\mu_3 + 6\mu_1^2\mu_2 - 3\mu_1^4]/\sigma^4 - 3\end{aligned}$$



Exemplo

Calcular o valor esperado, a variabilidade da variável $X =$ “número de caras” no lançamento de quatro moedas honestas.



Cálculos

x	f(x)	x.f(x)	x ² f(x)	x ³ f(x)	x ⁴ f(x)
0	1/16	0	0	0	0
1	4/16	4/16	4/16	4/16	4/16
2	6/16	12/16	24/16	48/16	96/16
3	4/16	12/16	36/16	108/16	324/16
4	1/16	4/16	16/16	64/16	256/16
Σ	1	2	5	14	42,5



Tem-se:

$$\mu_1 = 2; \mu_2 = 5; \mu_3 = 14 \text{ e } \mu_4 = 42,5$$

Assim:

(i) $E(X) = \mu_1 = 2$ caras

(ii) $\sigma^2 = \mu_2 - \mu_1^2 = 5 - 4 = 1$ cara

(iii) $\gamma_1 = [\mu_3 - 3\mu_1\mu_2 + 2\mu_1^3]/\sigma^3 =$
 $= 14 - 3 \cdot 2 \cdot 5 + 2 \cdot 8 = 30 - 30 = 0$



(iv) Curtose

$$\begin{aligned}\gamma_2 &= [\mu_4 - 4\mu_1\mu_3 + 6\mu_1^2\mu_2 - 3\mu_1^4]/\sigma^4 - 3 = \\ &= 42,5 - 4 \cdot 2 \cdot 14 + 6 \cdot 4 \cdot 5 - 3 \cdot 16 - 3 = \\ &= 42,5 - 112 + 120 - 48 - 3 = 2,5 - 3 \\ &= -0,50\end{aligned}$$



Outros Resultados

Moda

$$m_o = 2 \text{ caras}$$

Mediana

$$m_e = 2 \text{ caras}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Propriedades

Da expectância ou valor esperado

(i) Linearidade

$$E(aX + b) = aE(X) + b$$

(ii) Lei da expectativa total, ou lei da expectativa iteradas ou lei da torre

$$E[E(X/Y)] = E(X)$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



(iii) Não multiplicativa

$$E(XY) \neq E(X)E(Y), \text{ em geral}$$

(iv) $E(X \pm Y) = E(X) \pm E(Y)$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Da variância

(i) $V(a) = 0$

(ii) $V(aX + b) = a^2V(X)$

(iii) $V(X \pm Y) = V(X) + V(Y)$ se X e Y forem independentes.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Exercício

Três dados honestos são lançados. Seja X = produto dos resultados. Determine a distribuição de X e calcule os momentos até a quarta ordem.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A partir dos momentos, determinar:

(i) A expectância

(ii) A variância

(iii) A assimetria

(iv) A curtose



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A Função de Distribuição (FD)

Seja X uma variável aleatória (discreta ou contínua). A função de distribuição (acumulada) ou simplesmente “função de repartição” é definida por: $F(x) = P(X \leq x)$.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Propriedades da FD

- (a) $0 \leq F(x) \leq 1$;
- (b) $F(x_1) \leq F(x_2)$ se $x_1 < x_2$
- (c) $\lim_{x \rightarrow -\infty} F(x) = 0$
- (d) $\lim_{x \rightarrow +\infty} F(x) = 1$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Determinação de probabilidades a partir da FD

- (i) $P(a < X \leq b) = F(b) - F(a)$;
- (ii) $P(X > a) = 1 - F(a)$ e
- (iii) $P(X < b) = F(b)$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



VAD e FD

Seja X é uma variável aleatória discreta (VAD) então a FD é a função em escada dada por:

$$F(x) = \sum_{x_i \leq x} P(X = x_i)$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Exemplo:

Seja $X =$ número de caras no lançamento de uma moeda. Então a FD de X é:

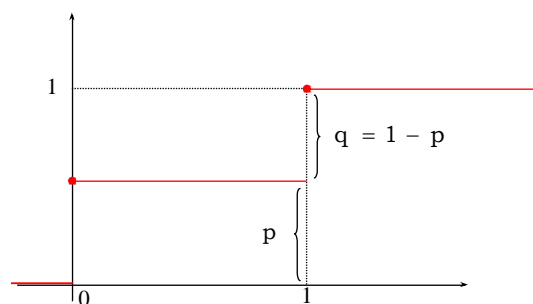
$$F(x) = P(X \leq x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < 0 \\ p & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{se } x \geq 1 \end{cases}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A Função de Distribuição



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Observação:

Seja X é uma variável aleatória discreta (VAD) com FD $F(x)$, então:

$$P(X = x_j) = f(x_j) = F(x_j) - F(x_{j-1})$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Exercício:

Uma fonte de informação gera símbolos ao acaso a partir de um alfabeto de quatro letras $\{ a, b, c, d \}$ com probabilidades $f(a) = 1/2$, $f(b) = 1/4$ e $f(c) = f(d) = 1/8$. Um esquema codifica esses símbolos em binário da seguinte forma: $a \rightarrow 0$, $b \rightarrow 10$, $c \rightarrow 110$, $d \rightarrow 111$. Seja X a VA que representa o tamanho do código, isto é, o número de dígitos binários (bits).



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



- Qual é o conjunto de valores de X ?
- Assumindo que a geração dos símbolos são independentes, encontre: $P(X = 1)$, $P(X = 2)$, $P(X = 3)$ e $P(X > 3)$.
- Determine a FD de X .
- Represente a FD graficamente.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A Função Geradora de Momentos (fgm) (Moment Generating Function)

Seja X uma variável aleatória (discreta ou contínua). A função geradora de momentos (fgm) de X , é dada por: $\phi(t) = E(e^{tX})$, para todo t , $-\infty < t < \infty$, em que a expectância é finita.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Observações:

Se X é uma VAD então a fgm de X é dada por:

$$\phi(t) = E(e^{tX}) = \sum_{j=1}^{\infty} e^{tx_j} f(x_j)$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Exemplo:

Suponha que uma VAD assuma valores no conjunto $\{ 1, 2, \dots, n \}$ com probabilidade $f(x) = 1/n$. Determine a fgm de X .



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Solução:

$$\begin{aligned}\phi(t) &= E(e^{tX}) = \sum_{j=1}^{\infty} e^{tx} f(x_j) = \sum_{j=1}^n \frac{e^{tj}}{n} \\ &= \frac{1}{n} (e^t + e^{2t} + \dots + e^{nt}) = \frac{e^t(e^{nt} - 1)}{n(e^t - 1)}\end{aligned}$$

Observações:

Sabe-se que:

$e^x = 1 + x + x^2/2! + x^3/3! \dots$ e que essa série converge para qualquer x .

Assim:

$$e^{tx} = 1 + tx + (tx)^2/2! + (tx)^3/3! + \dots$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Assim:

$$\begin{aligned}\phi(t) &= E(e^{tX}) = E(1 + tX + (tX)^2/2! + \dots) = \\ &= 1 + tE(X) + t^2E(X^2)/2! + t^3E(X^3)/3! + \dots\end{aligned}$$

Então:

$$\phi(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k E(X^k)}{k!} = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu_k t^k}{k!}$$

Derivando $\phi(t)$ em relação a t tem-se:

$$\phi'(t) = E(X) + tE(X^2) + t^2E(X^3)/2! + \dots$$

Assim:

$$\begin{aligned}\phi'(t) &= \sum_{k=1}^{\infty} \frac{t^{k-1} E(X^k)}{(k-1)!} = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\mu_k t^{k-1}}{(k-1)!} = \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k}{k!} E(X^{k+1})\end{aligned}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Tem-se:

$$\phi'(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k}{k!} E(X^{k+1}) = E(X) + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\mu_{k+1} t^k}{k!}$$

Fazendo $t = 0$, segue que: $\phi'(0) = E(X)$.

Assim, prova-se, que a primeira derivada da fgm, calculada em $t = 0$, fornece a expectância da VA X .

Calculado a segunda derivada em relação a t , tem-se:

$$\phi''(t) = E(X^2) + tE(X^3) + \dots + t_{k-2}E(X^k)/(k-2)! + \dots$$

Fazendo $t = 0$, segue que:

$$\phi''(0) = E(X^2)$$

Ou seja, a segunda derivada da fgm, em $t = 0$, é igual ao momento de segunda ordem.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



De modo geral, tem-se:

$$\phi^{(n)}(t) = E(X^n) + tE(X^{1+n}) + \dots + t_{k-n}E(X^k)/(k-n)! + \dots$$

Fazendo $t = 0$, segue que:

$$\phi^{(n)}(0) = E(X^n)$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Exemplo:

Suponha que uma VAD assuma valores no conjunto $\{1, 2, \dots, n\}$ com probabilidade $f(x) = 1/n$. Sabendo que a fgm de X é: $\phi(t) = \frac{e^t(e^{nt}-1)}{n(e^t-1)}$

Determine a expectância e a variância de



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Solução:

$$\phi(t) = \frac{1}{n}(e^t + e^{2t} + \dots + e^{nt}) = \frac{e^t(e^{nt}-1)}{n(e^t-1)}$$

Derivando essa expressão, tem-se:

$$\phi'(t) = \frac{1}{n}(e^t + 2e^{2t} + \dots + ne^{nt})$$

Substituindo t por zero, tem-se:

$$\mu_1 = \phi'(0) = \frac{1}{n}(1 + 2 + \dots + n) = \frac{n+1}{2}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



$$\phi'(t) = \frac{1}{n}(e^t + 2e^{2t} + \dots + ne^{nt})$$

Derivando a expressão acima, uma segunda vez, segue que:

$$\phi''(t) = \frac{1}{n}(e^t + 4e^{2t} + \dots + n^2e^{nt})$$

Substituindo t por zero, tem-se:

$$\mu_2 = \phi''(0) = \frac{1}{n}(1 + 4 + 9 + \dots + n^2) = \frac{(n+1)(2n+1)}{6}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A variância será então:

$$\begin{aligned} \sigma^2 &= \mu_2 - \mu_1^2 = \frac{(n+1)(2n+1)}{6} - \left(\frac{n+1}{2}\right)^2 = \\ &= \frac{(n+1)(2n+1)}{6} - \frac{(n+1)^2}{4} = \frac{n^2-1}{12} \end{aligned}$$



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Exercício:

Suponha que o momento de uma VAD seja dado por: $E(X^k) = 0,8$ para $k = 1, 2, \dots$

(a) Encontre a fgm.

(b) Encontre $P(X = 0)$ e $P(X = 1)$.



Prof. Lori Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Solução:

$$\begin{aligned}\phi(t) &= \\ &= 1 + tE(X) + t^2E(X^2)/2! + t^3E(X^3)/3! + \dots = \\ &= 1 + 0,8t + 0,8t^2/2! + 0,8t^3/3! + \dots = \\ &= 1 + 0,8(t + t^2/2! + t^3/3! + \dots) = \\ &= 1 + 0,8 \sum_{k=1}^{\infty} \frac{t^k}{k!} = 0,2 + 0,8 \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k}{k!} = \\ &= 0,2 + 0,8e^t\end{aligned}$$



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



(a) Por definição, tem-se:

$$\begin{aligned}\phi(t) &= \sum e^{tx}f(x) = 0,2 + 0,8e^t \\ &= 0,2e^{0 \cdot t} + 0,8e^{1 \cdot t}\end{aligned}$$

Assim:

$$P(X = 0) = f(0) = 0,2 \text{ e}$$

$$P(X = 1) = f(1) = 0,8$$



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A Função Característica (fc) (Characteristic Function)

Seja X uma variável aleatória (discreta ou contínua). A função característica (fc) de X , é a função complexa:

$$\begin{aligned}\varphi: \mathbb{R} &\rightarrow \mathbb{C} \\ t &\rightarrow E(e^{itX})\end{aligned}$$



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



VAD

No caso discreto a função característica é dada por: $\varphi(t) = E(e^{itX}) = \sum e^{itx}f(x)$.

Note-se que $\varphi(t)$ é obtida pela substituição de t por it em $\phi(t)$ se ela existir.

Assim a função característica apresenta todas as propriedades da fgm.



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



Propriedade

$$\begin{aligned}|\varphi(t)| &= |E(e^{itX})| = |\sum e^{itx}f(x)| \leq \\ &\leq \sum |e^{itx}f(x)| = \sum |f(x)| = 1\end{aligned}$$

Assim a função característica sempre existe mesmo se a fgm não existir.



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



A partir da função característica pode ser mais simples a obtenção dos momentos de qualquer ordem. Uma relação útil é obtida pela substituição de e^{itx} pelo seu desenvolvimento em série de potências.



Prof. Lorí Viali, Dr. - UFRGS - Instituto de Matemática - Departamento de Estatística



$$e^{itx} = 1 + itx + \frac{(itx)^2}{2!} + \frac{(itx)^3}{3!} + \dots =$$

$$= \sum_{k=0}^{\infty} \frac{(itx)^k}{k!}$$

Assim

$$\varphi(t) = E(e^{itx}) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu_k(it)^k}{k!}$$

A função característica também pode ser utilizada na determinação dos momentos de uma VA. Supondo que o n-ésimo momento exista a função característica pode ser diferenciada n vezes de modo que:

$$E(X^n) = i^n \varphi^{(n)}(0)$$



Observações:

- (i) A função de distribuição é determinada unicamente pela função característica.
- (ii) Dados as FD $F(x)$, $F_1(x)$, $F_2(x)$, ... com as funções características correspondentes $\varphi(t)$, $\varphi_1(t)$, $\varphi_2(t)$, ... então $F_n(x) \rightarrow F(x)$ nos pontos de continuidade de $F(x)$ se e só

$\varphi_n(t) \rightarrow \varphi(t)$ para cada t .

Exemplo:

Seja X uma VAD com valores:

$x_1 = -1$ e $x_2 = 1$ e com probabilidades $f(x_1) = f(x_2) = 0,5$.

Determinar a função característica de X .



Solução:

Tem-se:

$$\begin{aligned} \varphi(t) &= 0,5e^{-it} + 0,5e^{it} = \\ &= 0,5(e^{-it} + e^{it}) = \\ &= \cos(t) \end{aligned}$$

Referências

- <http://www.sjsu.edu/faculty/watkins/charact.htm>
- <http://www.sjsu.edu/faculty/watkins/inverse.htm>
- http://en.wikipedia.org/wiki/Maximum_entropy_probability_distribution (Entropia)
- <http://www.mtm.ufsc.br/~andsol/portugues/mat/00fun2/provas.html>

