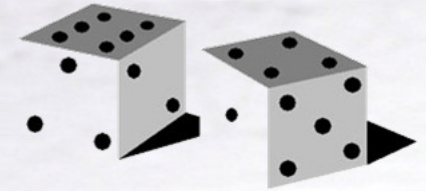


$$Pr(x \leq X | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$



Probabilidade Bivariada

Prof. Lorí Viali, Dr.

viali@mat.ufgrs.br

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

Motivação

Em muitas situações precisamos lidar com duas ou mais variáveis aleatórias ao mesmo tempo. Por exemplo o comprimento e a largura de uma determinada peça.



Distribuições Multivariadas

Uma distribuição de probabilidade pode ser unidimensional ou n-dimensional.

Distribuições n-dimensionais ($n \geq 2$) são denominadas de distribuições multivariadas.



VA n-dimensional

Se X_1, X_2, \dots, X_n forem "n" funções, cada uma associando um número real a cada resultado $s \in S$, denominaremos (X_1, X_2, \dots, X_n) de **variável aleatória n-dimensional**.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Um caso especial de distribuição multivariada envolve uma variável aleatória bidimensional que é denominada de distribuição bivariada.



VADB

A variável (X, Y) será uma **variável aleatória discreta bidimensional** se os valores possíveis de (X, Y) forem finitos ou infinitos numeráveis, isto é, os valores possíveis são (x_i, y_j) com $i = 1, 2, 3, \dots$ e $j = 1, 2, 3, \dots$



A função de probabilidade

A cada variável aleatória discreta bidimensional está associada uma função de probabilidade que satisfaz as seguintes condições:

$$(i) \ p(x_i, y_j) \geq 0 \text{ para } i, j = 1, 2, 3, \dots$$

$$(ii) \ \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{j=1}^{\infty} p(x_i, y_j) = 1$$



$$P(x_1 < X < x_2, y_1 < Y < y_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{x_1}^{x_2} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

A função "**p**" definida para todo (x_i, y_i) no contradomínio de (X, Y) é denominada de **função de probabilidade** de (X, Y) .



A distribuição conjunta

A coleção dos pares:

$$[(x_i, y_j), p(x_i, y_j)], \quad i, j = 1, 2, 3, \dots$$

é, denominada de distribuição de probabilidade conjunta da variável aleatória discreta bidimensional (X, Y) .



Exemplo:

Uma pequena fábrica opera com dois turnos diários. Em um estudo sobre o padrão de ausências ao trabalho as duas variáveis aleatórias de interesse são:

X = número de faltas no turno da manhã
e Y = número de ausências no turno da tarde do mesmo dia.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Baseado numa longa série de registros, de funcionários, o diretor de pessoal, determinou a distribuição conjunta de X e Y mostrada na tabela (próxima lâmina).



Distribuição Conjunta

X	Y	0	1	2	3	Σ
0		0,05	0,05	0,10	0,00	0,20
1		0,05	0,10	0,25	0,10	0,50
2		0,00	0,15	0,10	0,05	0,30
Σ		0,10	0,30	0,45	0,15	1,00



Interpretação

Na tabela o valor 0,25 da célula $(X = 1, Y = 2)$ significa que em 25% dos dias um trabalhador faltou no turno da manhã e dois faltaram no turno da tarde. O valor de 20% da soma da primeira linha, indica que em 20% dos dias ninguém faltou no turno da manhã.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Da mesma forma, o valor de 45% na quarta coluna, indica que em 45% dos dias, dois trabalhadores não compareceram no turno da tarde.



Exercício:

Suponha que uma palavra da frase:
“O Grêmio é e sempre será o melhor time gaúcho” é selecionada ao acaso.



$$P(X \leq x, Y \leq y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_0^y \exp\left(-\frac{(x-t)^2}{2\sigma^2}\right) dt$$

Sejam:

X = tamanho da palavra e

Y = número de vogais da palavra, duas
variáveis aleatórias.

Determinar a distribuição conjunta de
 (X, Y) .



Distribuição Conjunta

X	Y			
	1	2	3	
1	0,4	0,0	0,0	
4	0,0	0,2	0,0	
6	0,0	0,2	0,2	



Distribuições Marginais

A cada variável bidimensional (X, Y) estão associados duas variáveis aleatórias X e Y .



$$P(X \leq x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dt$$

Os valores de X considerados em conjunto com as probabilidades que aparecem na última coluna à direita formam a distribuição marginal de X e os valores de Y considerados com as probabilidades da última linha da tabela formam a distribuição marginal de Y .



Distribuições Marginais

No caso discreto a obtenção da distribuição marginal de X é dado por:

$$\begin{aligned} p(x_i) &= P(X = x_i) \\ &= P(X = x_i, Y = y_1 \text{ ou } Y = y_2 \text{ ou } \dots) \\ &= \sum_{j=1}^{\infty} p(x_i, y_j) \end{aligned}$$



Definição:

Se (X, Y) é uma VA discreta bidimensional, então as coleções de pares:

$$[x, p(x) = P(X = x)] \text{ e}$$

$$[y, p(y) = P(Y = y)]$$

são denominadas de **Distribuições**

Marginais.



Exemplo:

Considerando a distribuição conjunta (X, Y) onde $X =$ faltas no turno da manhã e $Y =$ faltas no turno da tarde, tem-se, as seguintes distribuições marginais.



Distribuições Marginais

x	p(x)	y	p(y)
0	0,20	0	0,10
1	0,50	1	0,30
2	0,30	2	0,45
Σ	1,00	3	0,15
		Σ	1,00



Exercício:

Considerando a distribuição conjunta (X, Y) onde $X =$ tamanho da palavra e $Y =$ número de vogais, determine as distribuições marginais.



Solução

X	Y	1	2	3	Σ
1		0,4	0,0	0,0	0,4
4		0,0	0,2	0,0	0,2
6		0,0	0,2	0,2	0,4
Σ		0,4	0,4	0,2	1,0



Distribuições Condicionais

No estudo descritivo com distribuições conjuntas foram calculados os percentuais em relação as linhas e as colunas. Na probabilidade este cálculo é denominado de **Distribuições Condicionais**.



Definição:

Seja x_i um valor da VAD X tal que $p(x_i) > 0$. A probabilidade:

$$P(Y = y_j | X = x_i) =$$

$$P(X = x_i, Y = y_j) / P(X = x_i) =$$

$$P(y_j | X = x_i) \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, n$$

é denominada probabilidade

condicional de $Y = y_j$, dado que $X = x_i$.



Exemplo:

Com base na tabela do número de ausências ao trabalho nos turnos da manhã e da tarde, determine a distribuição condicional de $P(Y | x = 0)$.



$$P(x \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

$$\begin{aligned} P(Y = y | x = 0) &= \\ &= P(Y = y; x = 0) / P(x = 0) = \\ &= P(Y | x = 0). \end{aligned}$$

Assim para $y = 0, 1, 2$ e 3 , tem-se:



$$P(x \leq x_0 | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{x_0} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

$$\begin{aligned} p(0 | x = 0) &= P(y = 0; x = 0) / P(x = 0) = \\ &= 0,05 / 0,20 = 0,25. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p(1 | x = 0) &= P(y = 1; x = 0) / P(x = 0) = \\ &= 0,05 / 0,20 = 0,25. \end{aligned}$$



$$P(x \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

$$p(2 | x = 0) = P(y = 2; x = 0) / P(x = 0) =$$
$$= 0,10 / 0,20 = 0,50.$$

$$p(3 | x = 0) = P(y = 3; x = 0) / P(x = 0) =$$
$$= 0 / 0,20 = 0.$$



$$P(x \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

y	$p(y x = 0)$
0	0,25
1	0,25
2	0,50
Σ	1,00



Exercício:

Qual é a distribuição do número de vogais se o tamanho da palavra é seis.



Solução

X	Y	1	2	3	Σ
1		0,4	0,0	0,0	0,4
4		0,0	0,2	0,0	0,2
6		0,0	0,2	0,2	0,4
Σ		0,4	0,4	0,2	1,0



$$P(x \leq y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

$$p(2 | x = 6) = P(y = 2; x = 6) / P(x = 6) = \\ = 0,2 / 0,4 = 0,5.$$

$$p(3 | x = 6) = P(y = 3; x = 6) / P(x = 6) = \\ = 0,2 / 0,40 = 0,5.$$



$$P(x \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

y	P(y x = 6)
2	0,5
3	0,5
Σ	1,0



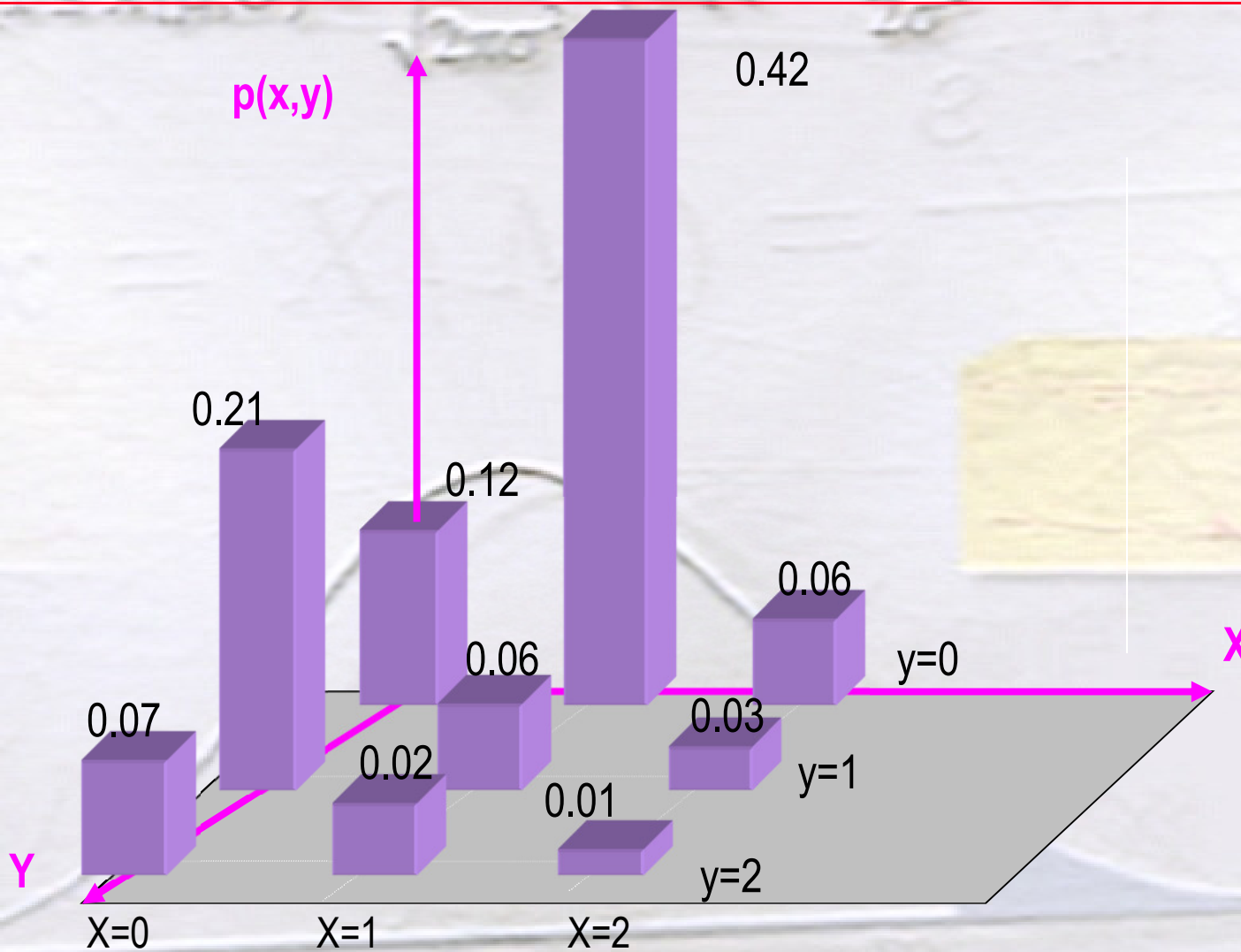
Representação gráfica

Representar graficamente a distribuição bivariada apresentada na tabela abaixo:

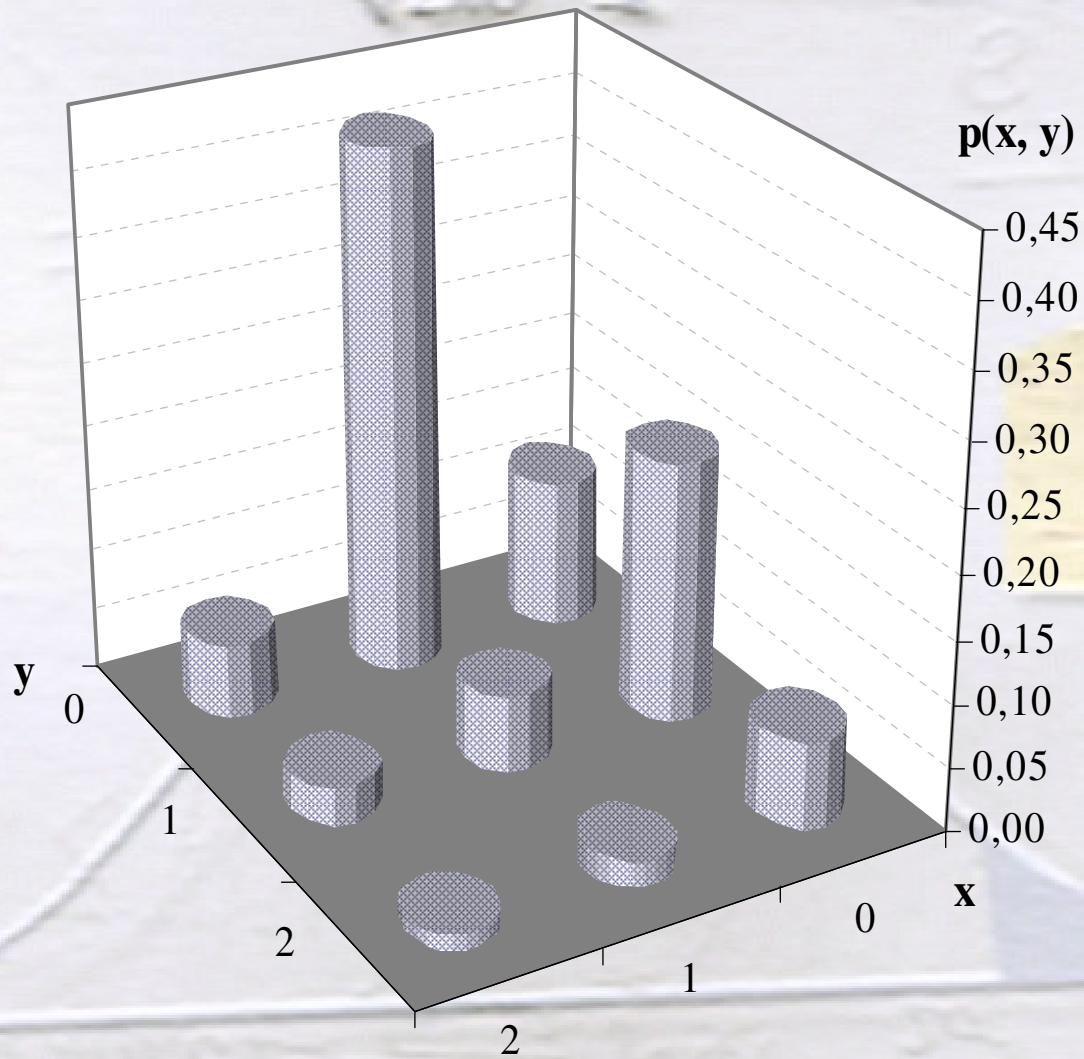
	X	0	1	2
Y				
0		0,12	0,42	0,06
1		0,21	0,06	0,03
2		0,07	0,02	0,01



$$P(X \leq X_0 | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \int_{-\infty}^{X_0} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$



$$P(x < \mu < y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^y \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$



Descrivendo a distribuição

- A distribuição conjunta pode ser descrita pela média, variância e desvio padrão de cada uma das variáveis;
- Isto é feito através das distribuições marginais.



Descrivendo a distribuição

Por exemplo, considerando a distribuição representada graficamente, tem-se:

x	p(x)	p(y)
0	0,4	0,6
1	0,5	0,3
2	0,1	0,1

$$E(X) = 0,70$$

$$V(X) = 0,41$$

$$E(Y) = 0,50$$

$$V(Y) = 0,45$$



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Ela, pode ainda ser descrita em termos do relacionamento entre as duas variáveis. Para descrever o relacionamento entre as duas variáveis existe a **covariância** e o **coeficiente de correlação**.



A covariância

A covariância entre as variáveis aleatórias X e Y é dada por:

$$\text{COV}(X, Y) = E[(X - E(X))(Y - E(Y))].$$

Ou seja, é o valor médio do produto dos desvios de X e Y em relação as suas médias.



$P(X \leq x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$

Se X assumir os valores x_1, x_2, \dots, x_n e Y os valores y_1, y_2, \dots, y_m e $P(X = x_i, Y = y_j) = p(x_i, y_j)$, então a expressão:

$$\begin{aligned} \text{COV}(X, Y) &= E[(X - E(X))(Y - E(Y))] = \\ &= E(XY) - E(X)E(Y). \end{aligned}$$



Pode ser escrita como:

$$\begin{aligned}\text{COV}(X, Y) &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m [x_i - E(X)][y_j - E(Y)] \cdot p(x_i, y_j) = \\ &= E(XY) - E(X)E(Y) = \\ &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m x_i y_j \cdot p(x_i, y_j) - \sum_{i=1}^n x_i \cdot p(x_i) \cdot \sum_{j=1}^m y_j \cdot p(y_j)\end{aligned}$$



Exemplo:

Calcular a covariância da distribuição anterior.

$$\begin{aligned} \text{COV}(X, Y) &= \sum \sum (X - \mu_X)(Y - \mu_Y)p(x, y) = \\ &= (0 - 0.7)(0 - 0.5)p(0, 0) + \dots \\ &\quad + \dots + \\ &= (2 - 0.7)(2 - 0.5)p(2, 2) = \mathbf{-0.15} \end{aligned}$$



O Coeficiente de Correlação

A covariância varia no intervalo $(-\infty, +\infty)$ e é, portanto difícil de interpretar. Por isto trabalha-se, em geral, com o coeficiente de correlação, que é calculado da seguinte forma: $\rho = \text{COV}(X, Y) / \sigma_X \sigma_Y$.



$$P(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{\mu - \sigma}^{\mu + \sigma} \exp\left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

A grande vantagem da utilização do coeficiente de correlação é que ele varia no intervalo $[-1; +1]$, sendo assim de fácil interpretação.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Quando mais próximo de -1 ou +1 estiver o coeficiente maior é a associação linear entre as variáveis. Um coeficiente próximo de zero, indica ausência de relacionamento linear.



Exemplo:

Para a tabela, do exemplo anterior, o coeficiente de correlação será:

$$\rho = \frac{\text{COV}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{-0,15}{\sqrt{0,41 \cdot 0,45}} = -0,35$$



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Estas expressões para o cálculo da covariância e do coeficiente de correlação não são práticas. Existe uma maneira mais simples de obter estes resultados. Antes, porém, é necessário definir mais alguns conceitos.



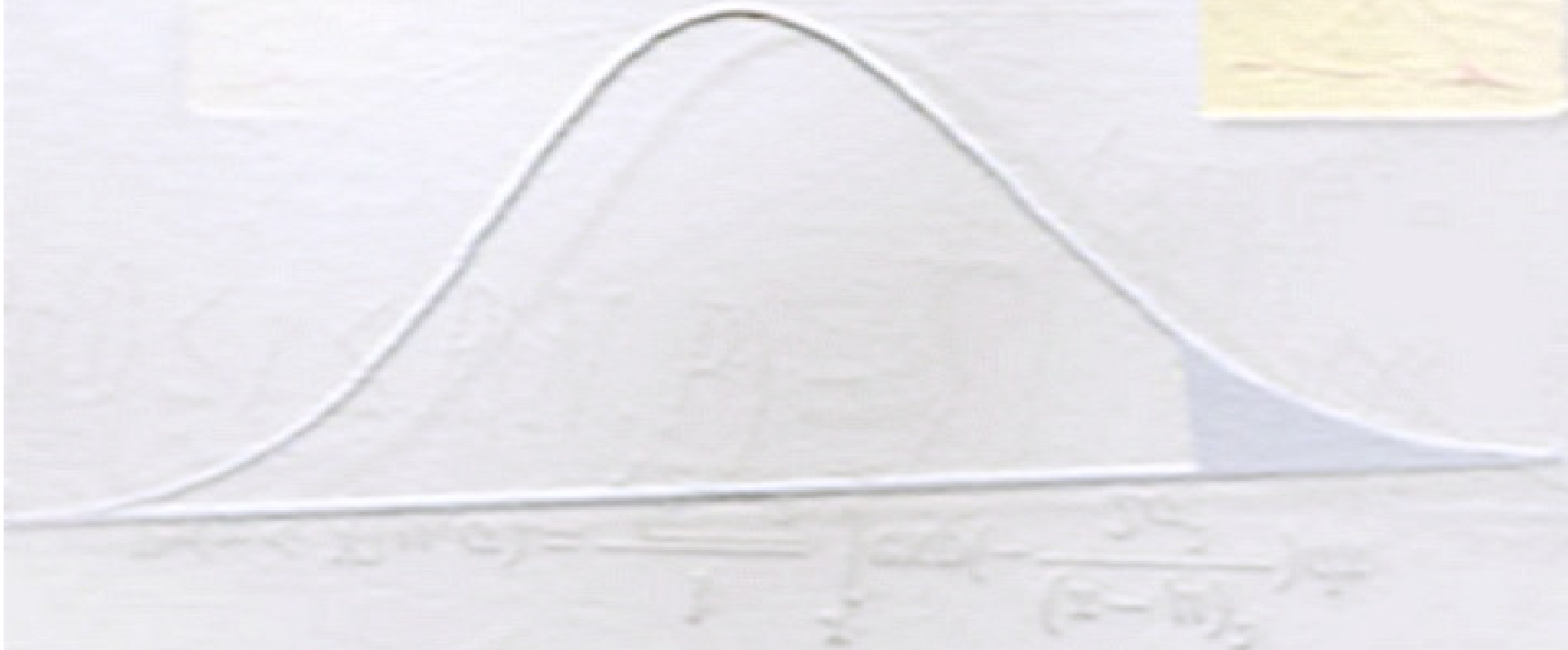
Funções de Variáveis Aleatórias

- ⊕ Função de uma variável aleatória;
- ⊕ Função de duas variáveis aleatórias:
 - Resultado unidimensional;
 - Resultado bidimensional.



$$P(x \leq X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

01. Variável Aleatória Discreta



Função de uma variável aleatória

Seja X uma **variável aleatória discreta** com fp $p(x_i)$. Seja $Y = f(x)$.
Se X **for monótona**, então $y_i = f(x_i)$,
onde x_i são os valores de X , com
probabilidades: $P(Y = y_i) = P(X = x_i)$



$$P(X \leq Y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Se X não for monótona, então aos valores possíveis $y_i = f(x_i)$ de Y se associará a probabilidade igual a soma das probabilidades dos valores de X pertencente à imagem inversa de y_i por f .



Exemplo um:

Determinar a distribuição da variável $Y = 3X$, dada a distribuição de X da tabela:

x	1	3	5
p	0,4	0,1	0,5



Solução:

Como $Y = 3X$ é monótona, a distintos valores de X correspondem distintos valores de Y . Assim:

y	3	9	15
q	0,4	0,1	0,5



Exemplo dois:

Determinar a distribuição da variável $Y = X^2$, se a distribuição de X é a da tabela:

x	-1	-2	1	2
p	0,3	0,1	0,2	0,4



Solução:

Como $Y = X^2$ não é monótona, a correspondência entre os valores de X e de Y não é biunívoca. Então, por definição, a probabilidade de cada y_i será igual a soma das probabilidades dos valores de X correspondendo a y_i , isto é:



$$P(X \leq x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

$$\begin{aligned} P(Y = 1) &= P(X = -1) + P(X = 1) = \\ &= 0,3 + 0,2 = 0,5 \end{aligned}$$

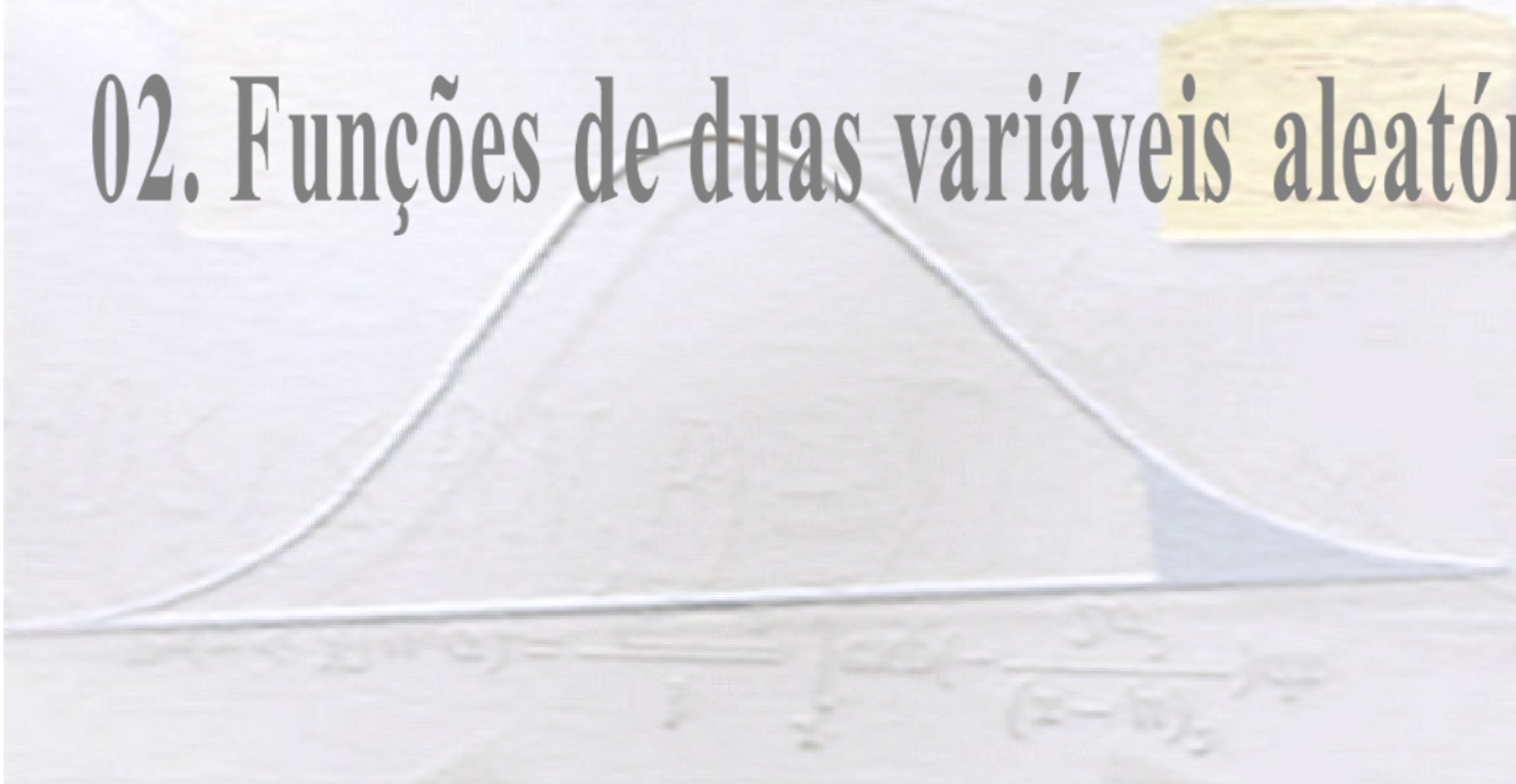
$$\begin{aligned} P(Y = 4) &= P(X = -2) + P(X = 2) = \\ &= 0,1 + 0,4 = 0,5 \end{aligned}$$

y	1	4
p	0,5	0,5



$$P(x \leq X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

02. Funções de duas variáveis aleatórias



$$P_X(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-y)^2}{2\sigma^2}\right) dy$$

O problema consiste em dada a distribuição de probabilidade conjunta de (X, Y) , determinar qual é a distribuição de probabilidade de $Z = H(X, Y)$.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Considere a variável $Z = H(X, Y)$,
uma função de duas variáveis
aleatórias X e Y . $Z = Z(s)$ é também
uma variável aleatória, pois:



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

- Executa-se o experimento E obtendo " s ";
- Calculam-se os números $X(s)$ e $Y(s)$;
- Calcula-se o número $Z = H[X(s), Y(s)]$.



$$P_X(s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

O valor de Z depende de "s", o resultado original do experimento. Ou seja, $Z = Z(s)$ é uma função que associa um número real $Z(s)$ a todo resultado $s \in S$, em consequência Z é uma variável aleatória.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Se (X, Y) for discreta, o problema é simples. Suponha que (X, Y) seja uma VADB. Então, as seguintes variáveis aleatórias unidimensionais são de interesse:



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

- $X + Y$;
- $X - Y$
- XY ;
- X/Y ;
- $\min(X, Y)$;
- $\max(X, Y)$;
- etc.



Exemplo:

Considere a distribuição conjunta da seguinte variável Bidimensional:

X	Y	0	1	2	3	Σ
0		0,05	0,05	0,10	0,00	0,20
1		0,05	0,10	0,25	0,10	0,50
2		0,00	0,15	0,10	0,05	0,30
Σ		0,10	0,30	0,45	0,15	1,00



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Determinar a distribuição da
variável aleatória discreta

$$U = \min(X, Y).$$



$$P(X \leq x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Para obter a distribuição de probabilidade de **U** adota-se o seguinte procedimento:

- ▶ Determina-se os valores possíveis de U.

Neste caso, são: 0, 1, 2.



-
- ▶ Para determinar $P(U = 0)$ deve-se notar que $P(U = 0)$ se e só se, um dos seguintes eventos ocorre: $(X = 0, Y = 0)$ ou $(X = 0, Y = 1)$ ou $(X = 0, Y = 2)$ ou $(X = 0, Y = 3)$ ou $(X = 1, Y = 0)$ ou $(X = 2, Y = 0)$.
- ▶ Assim: $P(U = 0) = 0,05 + 0,05 + 0 + 0,05 + 0,10 + 0 = 25\%$.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^y \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Ilustração da determinação de $P(U = 0) = P[\min(X, Y) = 0]$.

X	Y	0	1	2	3	Soma
0		0,05	0,05	0,10	0,00	0,20
1		0,05	0,10	0,25	0,10	0,50
2		0,00	0,15	0,10	0,05	0,30
Soma		0,10	0,30	0,45	0,15	1,00



$$P(X \leq x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

As outras probabilidades de U podem ser obtidas de forma semelhante, tendo-se:

$$\begin{aligned} P(U = 1) &= 0,10 + 0,25 + 0,10 + 0,15 = \\ &= 0,60 = 60\%. \end{aligned}$$

$$P(U = 2) = 0,10 + 0,05 = 0,15 = 15\%.$$



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_0^y \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Determinação de $P(U = 1) =$
 $= P[\min(X, Y) = 1]:$

X \ Y	0	1	2	3	Soma
0	0,05	0,05	0,10	0,00	0,20
1	0,05	0,10	0,25	0,10	0,50
2	0,00	0,15	0,10	0,05	0,30
Soma	0,10	0,30	0,45	0,15	1,00



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_0^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Distribuição da VAD $U = \min(X, Y)$.

u	p(u)
0	0,25
1	0,60
2	0,15
Σ	1,00



Exercício um:

Determinar a distribuição conjunta das variáveis aleatórias $X =$ Número de vogais e $Y =$ número de consoantes de uma palavra selecionada ao acaso da seguinte frase:

“O Grêmio é e sempre será o melhor time Gaúcho”.



Solução um:

X	Y	0	2	3	4	Σ
1		0,4	0,0	0,0	0,0	0,4
2		0,0	0,2	0,0	0,2	0,4
3		0,0	0,0	0,2	0,0	0,2
Σ		0,4	0,2	0,2	0,2	1,0



Exercício dois:

Com base na distribuição conjunta, determinar as distribuições das seguintes variáveis: XY , $X + Y$, $X - Y$, $\min(X, Y)$ e $\max(X, Y)$.



(x, y)	$p(x, y)$	xy	$x+y$	$x - y$	min	max
(1, 0)	0,4	0	1	1	0	1
(1, 2)	0,0	2	3	-1	1	2
(1, 3)	0,0	3	4	-2	1	3
(1, 4)	0,0	4	5	-3	1	4
(2, 0)	0,0	0	2	2	0	2
(2, 2)	0,2	4	4	0	2	2
(2, 3)	0,0	6	5	-1	2	3
(2, 4)	0,2	8	6	-2	2	4
(3, 0)	0,0	0	3	3	0	3
(3, 2)	0,0	6	5	1	2	3
(3, 3)	0,2	9	6	0	3	3
(3, 4)	0,0	12	7	-1	3	4

Solução:

xy	p(xy)
0	0,4
4	0,2
8	0,2
9	0,2
Σ	1,00

x + y	p(x + y)
1	0,4
4	0,2
6	0,4
Σ	1,00



$$P(x \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

x - y	p(x - y)
0	0,4
1	0,4
-2	0,2
Σ	1,00

min	p(min)
0	0,4
2	0,4
3	0,2
Σ	1,00



Distribuições

max	p(max)	x	p(x)	y	p(y)
1	0,4	1	0,4	0	0,4
2	0,2	2	0,4	2	0,2
3	0,2	3	0,2	3	0,2
4	0,2	Σ	1,00	4	0,2
Σ	1,00			Σ	1,00



Exercício três:

Calcular:

$$E(X) \text{ e } V(Y)$$

$$E(Y) \text{ e } V(Y)$$

$$E(X + Y) \text{ e } V(X + Y)$$

$$E(X - Y) \text{ e } V(X - Y)$$

$$E(XY) \text{ e } V(XY)$$



Covariância Revisitada

Considerando os resultados anteriores, podemos redefinir a covariância como sendo:



Covariância Revisitada

$$\mathbf{COV(X,Y) =}$$

$$= \mathbf{E[(X - E(X))(Y - E(Y))]} =$$

$$= \mathbf{E(XY - XE(Y) - YE(X) + E(X)E(Y))} =$$

$$= \mathbf{E(XY) - E(X)E(Y) - E(Y)E(X) +}$$

$$\mathbf{E(X)E(Y) = E(XY) - E(X)E(Y).}$$



Definição:

1. Se $\text{COV}(X, Y) = 0$, então as variáveis X e Y são ditas **Não Correlacionadas**.
2. Duas variáveis aleatórias X e Y são ditas **independentes** se: $p(x, y) = p(x) \cdot p(y)$, para todos os pares de valores (x, y) .



Relações e consequências

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

$$V(X \pm Y) = V(X) + V(Y) \pm 2\text{Cov}(X, Y)$$

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



Relações e consequências

Se X e Y são independentes então:

(i) $\text{COV}(X, Y) = 0$;

(ii) $E(XY) = E(X).E(Y)$

(iii) $V(X \pm Y) = V(X) + V(Y)$



Observações:

$E(XY) = E(X)E(Y)$ pode ser verdadeira, mas as variáveis X e Y serem dependentes.

Se $\text{Cov}(X, Y) = 0$, isto não quer dizer que X e Y são independentes, o contrário sim.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

A independência é uma relação mais forte do que a não correlação. Dizer que duas variáveis são não correlacionadas, significa que elas não tem relacionamento linear, enquanto que independência exclui qualquer tipo de relacionamento.



A Covariância

Relembrando:

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

$$(i) \text{Cov}(aX + b, cY + d) = ac\text{Cov}(X, Y)$$

$$(ii) \text{Cov}(X + Y, Z + W) = \text{Cov}(X, Z) + \text{Cov}(X, W) + \text{Cov}(Y, Z) + \text{Cov}(Y, W).$$



O Coeficiente de Variação

(i) $-1 \leq \rho \leq 1$;

(ii) $\rho(X + a, Y + b) = \rho(X, Y)$;

(iii) $\rho(aX, bY) = ab\rho(X, Y)$

(iv) Se $\rho(X, Y) = 1$ ou $\rho(X, Y) = -1$,
então $Y = aX + b$ com $a > 0$ ou $a < 0$
respectivamente



Exemplo:

Considere a distribuição conjunta da tabela abaixo.

	X	-1	0	1
Y				
-1		1/8	1/8	1/8
0		1/8	0	1/8
1		1/8	1/8	1/8

Verifique se X e Y são independentes.



Solução:

As distribuições marginais são:

X \ Y	-1	0	1	Σ
-1	1/8	1/8	1/8	3/8
0	1/8	0	1/8	2/8
1	1/8	1/8	1/8	3/8
Σ	3/8	2/8	3/8	1



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^x \exp\left(-\frac{(x-t)^2}{2\sigma^2}\right) dt$$

X \ Y	-1	0	1	Σ
-1	1/8	1/8	1/8	3/8
0	1/8	0	1/8	2/8
1	1/8	1/8	1/8	3/8
Σ	3/8	2/8	3/8	1

As variáveis não são independentes, pois $p(1, 1) = 1/8 \neq p(1).q(1) = (3/8)(3/8) = 9/64$.



Exercício:

Uma urna contém três bolas numeradas: 1, 2 e 3. Duas destas bolas são retiradas ao caso e sejam $X =$ valor da primeira bola retirada e $Y =$ valor da segunda bola retirada.



$$P(X \leq Y | \mu, \sigma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \int_{-\infty}^{\infty} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right) dx$$

Determine:

- (a) $E(XY)$
- (b) $\text{Cov}(X, Y)$
- (c) $\text{Var}(X + Y)$ se as retiradas forem:
 - (i) Com reposição;
 - (ii) Sem reposição.



Referências:

GRIMMETT, G. R., SITRZAKER, D. R.
Probability and Random Processes. Oxford
(London): Oxford University Press, 1991.

MEYER, Paul L. *Probabilidade: aplicações
à estatística*. Rio de Janeiro: LTC, 1998.

MOOD, Alexander M., GRAYBILL, Franklin
A. *Introduccion a la Teoria de la
Estadística*. Madrid: Aguilar, 1969.

