

1 Distribuição Trinomial

Material didático para a disciplina Probabilidade I, ministrada em 2020.2, elaborado pelo Professor Maurício Mota.

A primeira distribuição discreta multivariada é a distribuição polinomial ou multinomial. Ela é aplicada para resolver problemas como o enunciado a seguir.

Nas experiências que Mendel realizou com ervilhas, ele observou 315 redondas e amarelas, 108 redondas e verdes, 101 enrugadas e amarelas e 32 enrugadas e verdes. De acordo com sua teoria da hereditariedade, os números deveriam estar na proporção $9 : 3 : 3 : 1$. Há alguma evidência para se duvidar de sua teoria, nos níveis de significância 0,01? e 0,05?

Esta população generaliza a distribuição binomial que divide uma população em duas classes disjuntas e exaustivas. Agora a população é dividida em k classes disjuntas e exaustivas com $P(C_i) = p_i$, $i = 1, 2, \dots, k$, com $p_1 + p_2 + \dots + p_k = 1$. Uma amostra aleatória com reposição de tamanho n é retirada e seja

Para cada $i = 1, 2, \dots, k$

X_i = número de elementos da categoria i na amostra.

A distribuição conjunta de (X_1, X_2, \dots, X_k) é multinomial com parâmetros n, p_1, p_2, \dots, p_k

Vamos começar a estudar o caso $k = 3$.

1.1 Introdução.

Para facilitar a vida vamos fazer $X_1 = X, X_2 = Y$ e $X_3 = Z$.

Considere uma população de tamanho N onde os elementos são divididos em 3 categorias C_1, C_2 e C_3 mutuamente exclusivos e exaustivos ($C_i \cap C_j = \emptyset$, $C_1 \cup C_2 \cup C_3 = \Omega$). Além disso a probabilidade de um elemento pertença à categoria i , $i = 1, 2, 3$ é

$$P(C_i) = p_i, \quad p_1 + p_2 + p_3 = 1.$$

Uma amostra aleatória de tamanho n com reposição é retirada. Sejam X = número de elementos da categoria 1 na amostra. Y = número de elementos da categoria 2 na amostra.

$Z = n - X - Y$ = número de elementos da categoria 3 na amostra.

A distribuição conjunta de (X, Y, Z) é dada por:

$$P(X = x, Y = y, Z = z) = \frac{n!}{x!y!z!} p_1^x p_2^y p_3^z, \quad x + y + z = n.$$

Para entender a fórmula dada inicialmente calcule a probabilidade de aparecer na ordem x elementos da classe C_1 , y elementos da classe C_2 e z elementos da classe C_3 .

Isto é,

$$P(C_1 C_1 \dots C_1 C_2 C_2 \dots C_2 C_3 C_3 \dots C_3) = p_1^x p_2^y p_3^z,$$

devido a independência das n repetições.

Qualquer permutação com repetição de $C_1 C_1 \dots C_1 C_2 C_2 \dots C_2 C_3 C_3 \dots C_3$ fornecerá x elementos da classe C_1 , y elementos da classe C_2 e z elementos da classe C_3 . Assim haverá

$$\frac{n!}{x! y! z!}$$

permutações distintas. Pelo Princípio Fundamental de contagem temos:

$$P(X = x, Y = y, Z = z) = \frac{n!}{x! y! z!} p_1^x p_2^y p_3^z, \quad x + y + z = n.$$

Na próxima seção vamos apresentar a função de probabilidade conjunta de (X, Y) .

1.2 Origem

Quando estudamos a distribuição binomial contamos o número de sucessos X e o número de fracassos $Y = n - X$ em n repetições independentes de um experimento de uma população dividida em uma partição com duas classes onde $n(C_1) = a$, $n(C_2) = b$ e $N = a + b$ é o tamanho da população. Sejam $p_1 = \frac{a}{a+b} = \frac{a}{N}$ e $p_2 = \frac{b}{a+b} = \frac{b}{N}$.

Assim $p_1 + p_2 = 1$ e p_i , $i = 1, 2$ é a probabilidade de um elemento da população pertencer à classe i , $i = 1, 2$.

Na realidade estamos interessados na variável aleatória X =número de elementos da classe 1(sucesso) na amostra. Sabemos que

$$P(X = x) = \binom{n}{x} p_1^x p_2^{n-x} I_A(x), \quad A = \{0, 1, \dots, n\}.$$

A demonstração que é um legítima função de probabilidade usará o famoso Binômio de Newton que será recordado agora.

$$(a + b)^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} a^i b^{n-i},$$

Note que dividindo por $(a + b)^n$ temos

$$1 = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \frac{a^i b^{n-i}}{(a + b)^n},$$

Mas

$$(a + b)^n = (a + b)^i (a + b)^{n-i}.$$

Logo,

$$1 = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \frac{a^i b^{n-i}}{(a + b)^i (a + b)^{n-i}},$$

e que pode ser rearranjado como

$$1 = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \frac{a^i}{(a+b)^i} \frac{b^{n-i}}{(a+b)^{n-i}},$$

e

$$1 = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} \left[\frac{a}{a+b} \right]^i \left[\frac{b}{a+b} \right]^{n-i},$$

e

$$1 = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} p_1^i p_2^{n-i} \quad p_2 = 1 - p_1.$$

O binômio de Newton pode ser estendido para o trinômio

$$(a+b+c)^n.$$

Para $n = 2$ temos:

$$(a+b+c)^2 = a^2 + b^2 + c^2 + 2ab + 2ac + 2bc.$$

Qualquer elemento genérico T_{ij} é da forma

$$\frac{2!}{i! j! (2-i-j)!} a^i b^j c^{2-i-j}, \quad 0 \leq i+j \leq 2,$$

Vamos estudar com detalhes:

$$\begin{aligned} T_{00} &= \frac{2!}{0! 0! (2-0-0)!} a^0 b^0 c^{2-0-0} = c^2 \\ T_{01} &= \frac{2!}{0! 1! (2-0-1)!} a^0 b^1 c^{2-0-1} = 2bc \\ T_{02} &= \frac{2!}{0! 2! (2-0-2)!} a^0 b^2 c^{2-0-2} = b^2 \\ T_{10} &= \frac{2!}{1! 0! (2-1-0)!} a^1 b^0 c^{2-1-0} = 2ac \\ T_{11} &= \frac{2!}{1! 1! (2-1-1)!} a^1 b^1 c^{2-1-1} = 2ab \\ T_{20} &= \frac{2!}{2! 0! (2-2-0)!} a^2 b^0 c^{2-2-0} = a^2 \end{aligned}$$

Para $n = 3$ temos

$$(a+b+c)^3 = a^3 + b^3 + c^3 + 3a^2b + 3a^2c + 3ab^2 + 3ac^2 + 3bc^2 + 6abc$$

O termo genérico

$$\frac{n!}{i! j! k!}, \quad i+j+k=n,$$

é conhecido na literatura como coeficiente trinomial e será denotado por:

$$\binom{n}{i, j, k} = \frac{n!}{i! j! k!}, \quad i + j + k = n.$$

Ele aparece como o número de maneiras de dividir uma população com n elementos distintos em 3 subpopulações de tamanhos i, j e k , $i + j + k = n$.

Isto pode ser feito de:

$$\binom{n}{i} \binom{n-i}{j} \binom{n-i-j}{k} = \frac{n!}{i! j! k!}.$$

Assim,

$$(a + b + c)^n = \sum_{\substack{0 \leq i, j, k \leq n \\ i+j+k=n}} \frac{n!}{i! j! k!}, \quad a^i b^j c^k.$$

Sejam

$$p_1 = \frac{a}{a + b + c}, \quad p_2 = \frac{b}{a + b + c} \quad e \quad p_3 = \frac{c}{a + b + c},$$

as proporções de elementos na população com a característica $i = 1, 2, 3$ na população. É claro que

$$p_1 + p_2 + p_3 = 1.$$

Assim vamos usar o teorema multinomial

$$1 = (p_1 + p_2 + p_3)^n = \sum_{\substack{0 \leq i, j, k \leq n \\ i+j+k=n}} \frac{n!}{i! j! k!}, \quad p_1^i p_2^j p_3^k.$$

Suponha agora que a nossa população é particionada em k classes (partição) e seja p_i , $i = 1, 2, \dots, k$ a probabilidade de um indivíduo da população pertencer a i -ésima classe.

Como $p_1 + p_2 + \dots + p_k = 1$ vamos usar a expansão multinomial

$$1 = (p_1 + p_2 + \dots + p_k)^n = \sum_{\substack{0 \leq x_1, x_2, \dots, x_k \leq n \\ x_1 + x_2 + \dots + x_k = n}} \frac{n!}{x_1! x_2! \dots x_k!}, \quad p_1^{x_1} p_2^{x_2} \dots p_k^{x_k}.$$

Este coeficiente

$$\binom{n}{x_1, x_2, \dots, x_k} = \frac{n!}{x_1! x_2! \dots x_k!}$$

é conhecido como coeficiente multinomial.

Este modelo de probabilidade é conhecido na literatura como distribuição polinomial ou multinomial que será apresentado e discutido neste material.

1.3 Função Densidade de Probabilidade Conjunta

Dados $X = x$ e $Y = y$, o único valor possível para Z é $n - x - y$. Assim lembrando que $p_3 = 1 - p_1 - p_2$ temos:

A função de probabilidade conjunta de (X, Y) é dada por:

$$f(x, y) = \frac{n!}{x!y!(n-x-y)!} p_1^x p_2^y (1 - p_1 - p_2)^{n-x-y} I_{\{0,1,\dots,n\}}(x) I_{\{0,1,\dots,n-x\}}(y).$$

Assim dizemos que (X, Y) tem uma distribuição bivariada de parâmetros n , p_1 e p_2 .

Notação: $(X, Y) \sim \text{Trinomial}(n, p_1, p_2)$.

2 Estudo das Marginais

2.1 Marginal de X

Fato 1:

$$X \sim B(n, p_1)$$

Prova.

$$\begin{aligned} f(x) = P(X = x) &= \frac{n! p_1^x}{x! (n-x)!} \sum_{y=0}^{n-x} \frac{(n-x)!}{(y!(n-x-y)!)} p_2^y (1 - p_1 - p_2)^{n-x-y} \\ &= \binom{n}{x} p_1^x \sum_{y=0}^{n-x} \binom{n-x}{y} p_2^y (1 - p_1 - p_2)^{n-x-y} \\ &= \binom{n}{x} p_1^x (1 - p_1 - p_2 + p_2)^{n-x} \\ &= \binom{n}{x} p_1^x (1 - p_1)^{n-x}, \end{aligned}$$

que é a função de probabilidade da Binomial de parâmetros n e p_1 .

2.2 Marginal de Y

Fato 2:

$$Y \sim B(n, p_2)$$

Prova.

$$\begin{aligned}
f(y) = P(Y = y) &= \frac{n! p_2^y}{y! (n-y)!} \sum_{x=0}^{n-y} \frac{(n-y)!}{(x!(n-x-y)!)} p_1^y (1-p_1-p_2)^{n-x-y} \\
&= \binom{n}{y} p_2^y \sum_{x=0}^{n-y} \binom{n-y}{x} p_1^x (1-p_1-p_2)^{n-x-y} \\
&= \binom{n}{y} p_2^y (1-p_2-p_1+p_1)^{n-y} \\
&= \binom{n}{y} p_2^y (1-p_2)^{n-y},
\end{aligned}$$

que é a função de probabilidade da Binomial de parâmetros n e p_2 .

3 Estudo das Condicionais.

3.1 Condicional de Y dado X=x.

Fato 3:

$$Y|X = x \sim B\left(n-x, p = \frac{p_2}{1-p_1}\right)$$

Prova.

Seja $f(y|x) = P(Y = y|X = x)$ a distribuição condicional de $Y|X = x$. Assim,

$$\begin{aligned}
P(Y = y|X = x) &= \frac{P(X = x, Y = y)}{P(X = x)} \\
&= \frac{\frac{n!}{x! y! (n-x-y)!} p_1^y p_2^y (1-p_1-p_2)^{n-x-y}}{\frac{n!}{x! (n-x)!} p_1^x (1-p_1)^{n-x}} \\
&= \frac{(n-x)!}{y! (n-x-y)!} \frac{p_2^y (1-p_1-p_2)^{n-x-y}}{(1-p_1)^y (1-p_1)^{n-x-y}} \\
&= \binom{n-x}{y} \left(\frac{p_2}{1-p_1}\right)^y \left(1 - \frac{p_2}{1-p_1}\right)^{n-x-y},
\end{aligned}$$

que é a função de probabilidade da Binomial de parâmetros $n-x$ e $p = \frac{p_2}{1-p_1}$

3.2 Condicional de X dado Y=y.

Fato 4:

$$X|Y = y \sim B\left(n-y, p = \frac{p_1}{1-p_2}\right)$$

Prova.

Seja $f(x|y) = P(X = x|Y = y)$ a distribuição condicional de $X|Y = y$. Assim,

$$\begin{aligned}
 P(Y = y|X = x) &= \frac{P(X = x, Y = y)}{P(Y = y)} \\
 &= \frac{\frac{n!}{x! y! (n-x-y)!} p_1^x p_2^y (1-p_1-p_2)^{n-x-y}}{\frac{n!}{y! (n-y)!} p_2^y (1-p_2)^{n-y}} \\
 &= \frac{(n-y)!}{x! (n-x-y)!} \frac{p_1^x (1-p_1-p_2)^{n-y-x}}{(1-p_2)^x (1-p_2)^{n-y-x}} \\
 &= \binom{n-y}{x} \left(\frac{p_1}{1-p_2} \right)^x \left(1 - \frac{p_1}{1-p_2} \right)^{n-y-x},
 \end{aligned}$$

que é a função de probabilidade da Binomial de parâmetros $n-x$ e $p = \frac{p_1}{1-p_2}$

4 Momentos da Trinomial.

Sabemos que:

- $E(X) = np_1$, $E(X^2) = np_1 [1 + (n-1)p_1]$ e $V(X) = np_1(1-p_1)$.
- $E(Y) = np_2$, $E(Y^2) = np_2 [1 + (n-1)p_2]$ e $V(X) = np_1(1-p_1)$.

Vamos mostrar usando propriedades de esperança e variância condicionais.

Fato 5: A esperança condicional de $Y|X$ é dada por:

$$E(Y|X) = (n-X) \frac{p_2}{1-p_1}. \quad (1)$$

Fato 6: A variância condicional de $Y|X$ é dada por:

$$\begin{aligned}
 var(Y|X) &= (n-X) \frac{p_2}{1-p_1} \frac{1-p_1-p_2}{1-p_1} \\
 &= (n-X) \frac{p_2 (1-p_1-p_2)}{(1-p_1)^2}.
 \end{aligned} \quad (2)$$

Obtenha a esperança de Y usando a condicional:

$$\begin{aligned}
E(Y) &= E[E(Y|X)] \\
&= E\left[(n - X) \frac{p_2}{1 - p_1}\right] \\
&= (n - E(X)) \frac{p_2}{1 - p_1} \\
&= (n - np_1) \frac{p_2}{1 - p_1} \\
&= n(1 - p_1) \frac{p_2}{1 - p_1} \\
&= np_2.
\end{aligned}$$

Obtenha a variância de Y usando a condicional:

$$\begin{aligned}
\text{var}(Y) &= E[\text{Var}(Y|X)] + \text{Var}[E(Y|X)] \\
&= E\left[(n - X) \frac{p_2(1 - p_1 - p_2)}{(1 - p_1)^2}\right] + \text{Var}\left[(n - X) \frac{p_2}{1 - p_1}\right] \\
&= (n - E(X)) \frac{p_2}{1 - p_1} + \left[\frac{p_2}{1 - p_1}\right]^2 \text{Var}(n - X) \\
&= (n - np_1) \frac{p_2(1 - p_1 - p_2)}{(1 - p_1)^2} + \left[\frac{p_2}{1 - p_1}\right]^2 \text{Var}(X) \\
&= n(1 - p_1) \frac{p_2(1 - p_1 - p_2)}{(1 - p_1)^2} + \left[\frac{p_2}{1 - p_1}\right]^2 np_1(1 - p_1) \\
&= np_2 \left[\frac{1 - p_1 - p_2}{1 - p_1} + \frac{p_2 p_1}{1 - p_1}\right] \\
&= np_2 \left[\frac{1 - p_1 - p_2 + p_1 p_2}{1 - p_1}\right] \\
&= np_2 \left[\frac{(1 - p_1)(1 - p_2)}{1 - p_1}\right] \\
&= np_2(1 - p_2).
\end{aligned}$$

Fato 7: Mostre que $E(XY) = n(n - 1)p_1 p_2$ usando condicional.

Prova:

$$\begin{aligned}
E(XY) &= E[E(XY|X)] \\
&= E[XE(Y|X)] \\
&= E\left[X(n-X) \frac{p_2}{1-p_1}\right] \\
&= E[X(n-X)] \frac{p_2}{1-p_1} \\
&= [nE(X) - E(X^2)] \frac{p_2}{1-p_1} \\
&= [n^2p_1 - np_1(1-p_1) - n^2p_1^2] \frac{p_2}{1-p_1} \\
&= [n^2p_1(1-p_1) - np_1(1-p_1)] \frac{p_2}{1-p_1} \\
&= [n^2p_1 - np_1] p_2 \\
&= n(n-1)p_1p_2.
\end{aligned}$$

Fato 8: Mostre que $Cov(X, Y) = -np_1 p_2$.

Prova.

$$\begin{aligned}
Cov(X, Y) &= E(XY) - E(X)E(Y) \\
&= n(n-1)p_1p_2 - n^2p_1p_2 \\
&= -np_1 p_2(-n+1+n) \\
&= -np_1 p_2.
\end{aligned}$$

Poderíamos provar usando condicional.

$$\begin{aligned}
Cov(X, Y) &= Cov(X, E[Y|X]) \\
&= Cov\left(X, (n-X) \frac{p_2}{1-p_1}\right) \\
&= \frac{p_2}{1-p_1} Cov[(X, (n-X))] \\
&= \frac{p_2}{1-p_1} [Cov(X, n) - Cov(X, X)] \\
&= \frac{p_2}{1-p_1} [0 - Var(X)] \\
&= \frac{p_2}{1-p_1} [-np_1(1-p_1)] \\
&= -np_1p_2.
\end{aligned}$$

Fato 9: O coeficiente de correlação, ρ , entre X e Y é dado por:

$$\rho = -\sqrt{\frac{p_1p_2}{(1-p_1)(1-p_2)}}.$$

Prova.

$$\begin{aligned}
\rho &= \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} \\
&= \frac{-np_1p_2}{\sqrt{np_1(1-p_1)np_2(1-p_2)}} \\
&= -\frac{p_1p_2}{\sqrt{p_1(1-p_1)p_2(1-p_2)}} \\
&= -\sqrt{\frac{p_1p_2}{(1-p_1)(1-p_2)}}.
\end{aligned}$$

Note que o coeficiente de correlação independente do tamanho n da amostra e do tamanho N da população.

5 Função Geradora de Momentos da Trinomial

A função geradora de momentos bivariada de $(X, Y) \sim \text{Trinomial}(n, p_1, p_2)$, é dada por:

$$M(t_1, t_2) = (p_1 e^{t_1} + p_2 e^{t_2} + 1 - p_1 - p_2)^n$$

onde t_1 e t_2 são reais.

Prova.

$$\begin{aligned}
M(t_1, t_2) &= E[e^{t_1 X + t_2 Y}] \\
&= E[e^{t_1 X} e^{t_2 Y}] \\
&= \sum_{x=0}^n \sum_{y=0}^{n-x} \frac{n!}{x! y! (n-x-y)!} (p_1 e^{t_1})^x (p_2 e^{t_2})^y (1-p_1-p_2)^{n-x-y} \\
&= (p_1 e^{t_1} + p_2 e^{t_2} + 1 - p_1 - p_2)^n,
\end{aligned}$$

usando o teorema multinomial.

Vamos obter a função geradora de momentos de X .

$$\begin{aligned}
M_X(t) &= M_{(X,Y)}(t, 0) \\
&= (p_1 e^t + p_2 e^0 + 1 - p_1 - p_2)^n \\
&= (p_1 e^t + p_2 + 1 - p_1 - p_2)^n \\
&= (p_1 e^t + 1 - p_1)^n,
\end{aligned}$$

que é a função geradora de momentos da binomial de parâmetros n e p_1 .

Usando a função geradora de momentos vamos calcular novamente $E(XY)$.

Sabemos que

$$E(XY) = \frac{\partial^2 M(t_1, t_2)}{\partial t_1 \partial t_2} \Big|_{(0,0)}.$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial M}{\partial t_1} &= n (p_1 e^{t_1} + p_2 e^{t_2} + 1 - p_1 - p_2)^{n-1} p_1 e^{t_1} \\
&= n p_1 e^{t_1} (p_1 e^{t_1} + p_2 e^{t_2} + 1 - p_1 - p_2)^{n-1} \\
\frac{\partial^2 M}{\partial t_1 \partial t_2} &= n p_1 e^{t_1} [p_1 e^{t_1} + p_2 e^{t_2} + (1 - p_1 - p_2)^{n-2}] (n-1) p_2 e^{t_2} \\
&= n(n-1) p_1 p_2 [p_1 e^{t_1} + p_2 e^{t_2} + (1 - p_1 - p_2)^{n-2}] \\
\frac{\partial^2 M(t_1, t_2)}{\partial t_1 \partial t_2} \Big|_{(0,0)} &= n(n-1) p_1 p_2 [p_1 e^0 + p_2 e^0 + (1 - p_1 - p_2)^{n-2}] \\
E(XY) &= n(n-1) p_1 p_2 [p_1 + p_2 + (1 - p_1 - p_2)^{n-2}] \\
&= n(n-1) p_1 p_2.
\end{aligned}$$

5.1 Transformações Importantes

Vamos estudar algumas transformações envolvendo a trinomial (X, Y) .

- a. $Z = n - X - Y \sim B(n, p_3 = 1 - p_1 - p_2)$.

Prova

A função geradora de momentos de Z é dada por:

$$\begin{aligned}
M_Z(t) &= E(e^{tZ}) \\
&= E(e^{t(n-X-Y)}) \\
&= e^{tn} E(e^{-tX-tY}) \\
&= e^{tn} M(-t, -t) \\
&= e^{tn} (p_1 e^{-t} + p_2 e^{-t} + 1 - p_1 - p_2)^n \\
&= (p_1 + p_2 + (1 - p_1 - p_2)e^t)^n \\
&= (p_3 e^t + 1 - p_3),
\end{aligned}$$

que é a função geradora de momentos da Binomial de parâmetros n e $p_3 = 1 - p_1 - p_2$.

- b. $S = X + Y \sim \text{Bin}(n, p = p_1 + p_2)$.

Prova

A função geradora de momentos de S é dada por:

$$\begin{aligned}
M_S(t) &= E(e^{tS}) \\
&= E(e^{t(X+Y)}) \\
&= E(e^{tX+tY}) \\
&= M(t, t) \\
&= (p_1 e^t + p_2 e^t + 1 - p_1 - p_2)^n \\
&= [(p_1 + p_2)e^t + (1 - p_1 - p_2)]^n,
\end{aligned}$$

que é a função geradora de momentos da Binomial de parâmetros n e $p = p_1 + p_2$.

- c Obtenha a distribuição conjunta de $S = X + Y$ e $V = X$. Em seguida calcule a marginal de S .

Solução:

É claro que $s \geq v$. Assim,

$$\begin{aligned}
 f(s, v) &= P(S = s, V = v) \\
 &= P(X + Y = s, X = v) \\
 &= P(X = v, Y = s - v) \\
 &= \frac{n!}{v!(s-v)!(n-s)!} p_1^v p_2^{s-v} (1 - p_1 - p_2)^{n-s} I_{\{0,1,\dots,n\}}(v) I_{\{0,1,\dots,n-v\}}(s-v) \\
 &= \frac{n!}{s!(n-s)!} \frac{s!}{v!(s-v)!} (1 - p_1 - p_2)^{n-s} p_1^v p_2^{s-v} I_{\{0,1,\dots,n\}}(v) I_{\{0,1,\dots,s\}}(v) \\
 &= \binom{n}{s} \binom{s}{v} p_1^v p_2^{s-v} I_{\{0,1,\dots,n\}}(s) I_{\{0,1,\dots,s\}}(v)
 \end{aligned}$$

A marginal de S é dada por:

$$\begin{aligned}
 P(S = s) &= \binom{n}{s} (1 - p_1 - p_2)^{n-s} \sum_{v=0}^s \binom{s}{v} p_1^v p_2^{s-v} \\
 &= \binom{n}{s} (p_1 + p_2)^s (1 - p_1 - p_2)^{n-s} I_{\{0,1,\dots,n\}}(s)
 \end{aligned}$$

- d Obtenha a distribuição conjunta de (X, Z) .

Solução:

A função de probabilidade conjunta de (X, Z) é dada por:

$$\begin{aligned}
 P(X = x, Z = z) &= P(X = x, n - X - Y = z) \\
 &= P(X = x, Y = n - x - z) \\
 &= \frac{n!}{x!z!(n-x-z)!} p_1^x p_2^{n-x-z} (1 - p_1 - p_2)^z I_{\{0,1,\dots,n\}}(x) I_{\{0,1,\dots,n-x\}}(z) \\
 &= \frac{n!}{x!z!(n-x-z)!} p_1^x p_2^{n-x-z} p_3^z I_{\{0,1,\dots,n-x\}}(z) \\
 &= \frac{n!}{x!z!(n-x-z)!} p_1^x p_3^z (1 - p_1 - p_3)^{n-x-z} I_{\{0,1,\dots,n-x\}}(z)
 \end{aligned}$$

com $p_3 = 1 - p_1 - p_2$. Além disso (X, Z) tem uma distribuição trinomial de parâmetros n , p_1 e p_3 .

- d Obtenha a distribuição conjunta de (Y, Z) .

Solução:

A função geradora de momentos de (Y, Z) é dada por:

$$\begin{aligned}
M_{(Y,Z)}(t_1, t_2) &= E(e^{t_1 Y + t_2 Z}) \\
&= E(e^{t_1 Y + t_2(n-X-Y)}) \\
&= e^{n t_2} E(e^{-t_2 X + (t_1 - t_2) Y}) \\
&= e^{n t_2} M_{(X,Y)}(-t_2, t_1 - t_2) \\
&= e^{n t_2} (p_1 e^{-t_2} + p_2 e^{t_1 - t_2} + p_3)^n \\
&= (p_1 + p_2 e_1^t + p_3 e^{t_2})^n \\
&= (1 - p_2 - p_3 + p_2 e^{t_1} + p_3 e^{t_2})^n,
\end{aligned}$$

que é a função geradora de momentos da Trinomial de parâmetros n , p_2 e p_3 .

5.2 Comentários

Comentário 1. Se (X, Y) tiver distribuição trinomial de parâmetros n , p_1 e p_2 a variável aleatória $S = X + Y$ é a soma de duas variáveis aleatórias binomiais dependentes em que:

$$X \sim B(n, p_1), \quad Y \sim B(n, p_2), \quad S = X + Y \sim B(n, p_1 + p_2), \quad 0 < p_1 + p_2 < 1.$$

Comentário 2. Se $X \sim B(n_1, p)$, $Y \sim B(n_2, p)$, independentes então

$$S = X + Y \sim B(n_1 + n_2, p).$$

Comentário 3. No caso da trinomial $S = X + Y$ representa o número de elementos das categorias 1 e 2 na amostra. A probabilidade de sucesso é então

$$p_{12} = P(C_1 \cup C_2) = p_1 + p_2.$$

Agora a nossa população está dividida em duas classes: C_{12} e C_3 e recaímos no caso da Binomial pois as repetições são independentes logo

$$S = X + Y \sim B(n, p_1 + p_2).$$

Comentário 4. Podemos obter a $Cov(X, Y)$ usando o fato que

$$S = X + Y \sim B(n, p_1 + p_2).$$

Prova: Como

$$Var(S) = Var(X + Y) = Var(X) + Var(Y) + 2Cov(X, Y),$$

temos:

$$\begin{aligned}
Cov(X, Y) &= \frac{1}{2} [Var(S) - Var(X) - Var(Y)] \\
&= \frac{1}{2} [n(p_1 + p_2)(1 - p_1 - p_2) - np_1(1 - p_1) - np_2(1 - p_2)] \\
&= \frac{n}{2} [p_1(1 - p_1) - p_1p_2 + p_2(1 - p_1) - p_2^2 - p_1(1 - p_1) - p_2(1 - p_2)] \\
&= \frac{n}{2} [-p_1p_2 + p_2 - p_2p_1 - p_2^2 - p_2 + p_2^2] \\
&= \frac{n}{2} [-2p_1p_2] \\
&= -np_1p_2.
\end{aligned}$$

Vamos aplicar a teoria apresentada através de um exemplo.

5.3 Exemplo

Uma amostra contém 20% de bolas amarelas, 30% de bolas brancas e as restantes são vermelhas. Uma amostra aleatória de 5 bolas com reposição é retirada.

Sejam

X = número de bolas amarelas na amostra.

Y = número de bolas brancas na amostra.

Z = número de bolas vermelhas na amostra.

A classe C_1 é formada pelas bolas amarelas, a C_2 pelas brancas e C_3 pelas vermelhas.

Assim,

$$P(C_1) = p_1 = 0,2 \quad P(C_2) = p_2 = 0,3 \quad e \quad P(C_3) = p_3 = 0,5, \quad p_1 + p_2 + p_3 = 1.$$

Responda o que se pede:

- a. Qual a distribuição conjunta de (X, Y) , de (X, Z) e de (Y, Z) ?

Solução: (X, Y) tem distribuição trinomial de parâmetros $n = 5$, $p_1 = 0,2$ e $p_2 = 0,3$.

A f.p.c. de (X, Y) é dada por:

$$P(X = x, Y = y) = \frac{5!}{x!y!(5-x-y)!} (0,2)^x (0,3)^y (0,5)^{5-x-y} I_{\{0,1,\dots,5\}}(x) I_{\{0,1,\dots,5-x\}}(y).$$

(X, Z) tem distribuição trinomial de parâmetros $n = 5$, $p_1 = 0,2$ e $p_3 = 0,5$.

A f.p.c. de (X, Z) é dada por:

$$P(X = x, Z = z) = \frac{5!}{x!z!(5-x-z)!} (0,2)^x (0,5)^z (0,3)^{5-x-z} I_{\{0,1,\dots,5\}}(x) I_{\{0,1,\dots,5-x\}}(z).$$

Finalmente (Y, Z) tem distribuição trinomial de parâmetros $n = 5$, $p_2 = 0,3$ e $p_3 = 0,5$.

A f.p.c. de (Y, Z) é dada por:

$$P(Y = y, Z = z) = \frac{5!}{y!z!(5-y-z)!} (0, 3)^x (0, 5)^z (0, 2)^{5-y-z} I_{\{0,1,\dots,5\}}(y) I_{\{0,1,\dots,5-y\}}(z).$$

- b. Sabendo que saiu 2 bolas brancas, qual a distribuição do número de bolas amarelas?

Solução: A distribuição de $X|Y = 2$ é binomial de parâmetros $n - y = 5 - 2 = 3$ e $p = \frac{p_1}{1 - p_2} = \frac{2}{7}$.

- c. Calcule os coeficientes de correlação das variáveis X, Y e Z .

Solução: O coeficiente de correlação entre X e Y é dado por:

$$\rho_{XY} = -\sqrt{\frac{p_1 p_2}{(1 - p_1)(1 - p_2)}} = -\sqrt{\frac{0,2 \times 0,3}{0,8 \times 0,7}} = -\sqrt{\frac{3}{28}}.$$

O coeficiente de correlação entre X e Z é dado por:

$$\rho_{XZ} = -\sqrt{\frac{p_1 p_3}{(1 - p_1)(1 - p_3)}} = -\sqrt{\frac{0,2 \times 0,5}{0,8 \times 0,5}} = -\sqrt{\frac{1}{4}} = -\frac{1}{2}.$$

O coeficiente de correlação entre Y e Z é dado por:

$$\rho_{YZ} = -\sqrt{\frac{p_2 p_3}{(1 - p_2)(1 - p_3)}} = -\sqrt{\frac{0,3 \times 0,5}{0,7 \times 0,5}} = -\sqrt{\frac{3}{7}}.$$

- d. Qual a distribuição de $S_{XY} = X + Y$, $S_{XZ} = X + Z$ e $S_{YZ} = Y + Z$?

Solução: Assim,

$$S_{XY} = X + Y \sim B(n, p_1 + p_2) = B(5; 0, 5),$$

$$S_{XZ} = X + Z \sim B(n, p_1 + p_3) = B(5; 0, 7),$$

$$S_{YZ} = Y + Z \sim B(n, p_2 + p_3) = B(5; 0, 8).$$

- e. Qual a f.g.m. de (X, Y) ?

Solução:

$$M(t_1, t_2) = (0, 2e^{t_1} + 0, 3e^{t_2} + 0, 5)^5.$$

f. Qual a probabilidade de que haja mais bolas amarelas?

Solução: Seja E o evento que diz que há mais bolas amarelas na amostra. Este evento é equivalente ao evento $X \geq 3$, lembrando que $X \sim B(5; 0,2)$ é o número de bolas amarelas. Assim

$$P(E) = P(X \geq 3) = \sum_{x=3}^5 \binom{5}{x} (0,2)^x (0,8)^{5-x} = 0,051 + 0,006 + 0^+ = 0,057.$$

de acordo com a tabela I do Bussab& Morettin, pgs 494,495.

Vamos obter o resultado usando o R .

```
> PE=1- pbinom(2,5,0.2);PE;round(PE,3)
[1] 0.05792
[1] 0.058
> x=0:5
> px=dbinom(x,5,0.2)
> tab=cbind(x,px);round(tab,5)
x      px
[1,] 0 0.32768
[2,] 1 0.40960
[3,] 2 0.20480
[4,] 3 0.05120
[5,] 4 0.00640
[6,] 5 0.00032
> Px=cumsum(px)
> tab=cbind(x,px,Px);round(tab,5)
x      px      Px
[1,] 0 0.32768 0.32768
[2,] 1 0.40960 0.73728
[3,] 2 0.20480 0.94208
[4,] 3 0.05120 0.99328
[5,] 4 0.00640 0.99968
[6,] 5 0.00032 1.00000
> px[4]+px[5]+px[6]
[1] 0.05792
>
```

Vamos resolver utilizando a função *multinom* do R .

```
>
> n=5
> p=c(2,3,5)/10;p
[1] 0.2 0.3 0.5
>
>
```



```

> x1=c(3,0,2)
> px1=dmultinom(x1,n,p);px1
[1] 0.02
>
> x2=c(3,1,1)
> px2=dmultinom(x2,n,p);px2
[1] 0.024
>
> x3=c(3,2,0)
> px3=dmultinom(x3,n,p);px3
[1] 0.0072
>
> x4=c(4,0,1)
> px4=dmultinom(x4,n,p);px4
[1] 0.004
>
>
> x5=c(4,1,0)
> px5=dmultinom(x5,n,p);px5
[1] 0.0024
>
>
>
> x6=c(5,0,0)
> px6=dmultinom(x6,n,p);px6
[1] 0.00032
>
> teste=px1+px2+px3+px4+px5+px6;teste
[1] 0.05792
>
>

```

Vamos pensar numa justificativa melhor:

Temos que resolver as desigualdades:

$$X > Y \text{ e } X > 5 - X - Y.$$

ou

$$X > Y \text{ e } 2X > 5 - Y.$$

ou

$$X > Y \text{ e } X > \frac{5 - Y}{2}.$$

O que acarreta

$$X > \max\left(Y, \frac{5-Y}{2}\right).$$

- g. Gere uma amostra aleatória de (X, Y, Z) trinomial de parâmetros $n = 5$ e $(p_1, p_2, p_3) = c(0, 2; 0, 3; 0, 5)$.

```
> ###Vamos gerar uma amostra aleatória de tamanho 10 de (X,Y,Z)-Multinomial(
>
> set.seed(32)
> rmultinom(10, size = 5, prob = c(0.2,0.3,0.5))
[,1] [,2] [,3] [,4] [,5] [,6] [,7] [,8] [,9] [,10]
[1,] 1 2 0 2 1 1 1 0 2 1
[2,] 2 2 4 2 1 1 2 3 1 3
[3,] 2 1 1 1 3 3 2 2 2 1
>
> ###Cada coluna é um elemento da amostra: v_1=c(1,2,2).v-2=c(2,2,1),....v10=
```

- h. Gere uma amostra de tamanho 100000 da nossa distribuição e calcule a frequência relativa do evento E . Comente o resultado!!!!

6 Generalização

A função de probabilidade de $(X_1, X_2, \dots, X_k) \sim \text{multinomial}(n, p_1, P, \dots, p_k)$ é dada por:

$$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_k = x_k) = \frac{n!}{x_1!x_2!\dots x_k!} p_1^{x_1} p_2^{x_2} \dots p_k^{x_k},$$

Com $x_1 + x_2 + \dots + x_k = n$ e $p_1 + p_2 + \dots + p_k = 1$.

7 Exercícios

1. A lei de Hardy-Weiberg diz que, sob certas condições, as frequências relativas dos genótipos AA, Aa e aa ocorrerem em uma população são, respectivamente, $p_1 = \theta^2$, $p_2 = \theta(1 - \theta)$, e $p_3 = (1 - \theta)^2$, com $\theta < 1$, n elementos dessa população infinita são selecionados aleatoriamente e seus genótipos anotados: Sejam

X = número de elementos do tipo AA entre os n selecionados;

Y = número de elementos do tipo Aa entre os n selecionados;

Z = número de elementos do tipo aa entre os n selecionados.

- a. Qual a distribuição de probabilidade do vetor aleatório (X, Y) ? Qual a distribuição de probabilidade de X ?

- b. Qual a covariância entre X e Y ?
 - c. Seja $T = \frac{2X + Y}{2n}$. Qual a média e a variância de T ? O que representa T ?
 - d. Determine como função de θ a probabilidade de que não haja indivíduos do tipo AA na amostra.
 - e. Determine como função de θ a probabilidade de que dentre 12 indivíduos selecionados haja dois indivíduos do tipo AA , quatro do tipo Aa e seis do tipo aa .
 - f. Para que valor de θ a probabilidade do item e é máxima?
2. Em um processo para a obtenção de folhas de flandres(folha de ferro laminada revestida de estanho), a probabilidade de uma chapa ser boa é 0,90, de ter somente uma falha é 0,06 e de ter mais de uma falha é 0,04. Qual é a probabilidade que numa amostra aleatória de seis chapas tenhamos 3 chapas perfeitas, 2 com apenas uma falha e 1 com mais de uma falha?
3. Em um canteiro de obras existem 3 alojamentos onde dormem os trabalhadores. Se os alojamentos são escolhidos aleatoriamente pelos empregados, qual é a probabilidade de que não tenhamos alojamento vazio se no momento existem 5 empregados?
4. A vida útil da camada de pavimentação de um trecho de 1km de uma estrada pode ser descrito através de uma lei de probabilidade chamada lognormal. Através da mesma tem-se os seguintes dados: $P(A) = P(T < 1) = 0,01$ e $P(B) = P(T < 3) = 0,50$, em que A e B são os eventos que 1 km de estrada necessite de reparo em 1 e 3 anos respectivamente. Para um trecho de estrada de 4 km e supondo que a vida de qualquer quilômetro de estrada é independente dos outros, determine a probabilidade de:
 - a. não ocorrerem reparos no primeiro ano;
 - b. ocorrerem reparos em dos 4 km no primeiro ano;
 - c. ocorrerem reparos nos 3 primeiros anos de uso.
5. Em uma cidade no horário noturno 30 % dos aparelhos de TV estão ligados em noticiários, 25% assistem a uma certa comédia e o restante em outros programas. Qual é a probabilidade de uma dada pesquisa com 7 telespectadores escolhidos aleatoriamente mostre que exatamente 3 assistam aos noticiários e pelo menos 2 a comédia?
6. Uma rodovia está dividida em 8 trechos de igual comprimento, cada qual sob a jurisdição de uma guarnição de uma polícia rodoviária e todos igualmente perigosos. Sabendo-se que nessa rodovia há, em média, 6 desastres por dia, calcular a probabilidade de que, em determinado dia haja 4 trechos sem nenhum acidente, 3 trechos com um desastre cada e um trecho com mais de um desastre.
7. Uma peça é considerada boa(tipo 1) se sua dimensão L está entre l_1 e l_2 ; recuperável (tipo 2) se $L > l_2$ e perdida (tipo 3) se $L < l_1$. Em uma caixa temos 3 peças do tipo 1, 4 do tipo 2 e 3 do tipo 3. Um aluno escolhe uma peça e a medida dessa dimensão é verificada com o auxílio de um aparelho de precisão, após o que devolve a peça dentro da caixa. Seis alunos fazem essa operação. Qual é a probabilidade de entre

os seis obtermos o seguinte resultado, 3 peças do tipo 1, 2 peças do tipo 2 e 1 do tipo 3?

8. Um antropólogo está interessado no tipo de sangue dos habitantes de uma certa ilha. Uma amostra de 770 habitantes forneceu os seguintes resultados 180, 360, 132 e 98. De acordo com suas especulações sobre a história racial da ilha os possuidores dos 4 tipos de sangue (A, B, AB e O) deveriam estar na proporção 0,16; 0,48; 0,20 e 0,16, respectivamente. Qual a sua conclusão para $\alpha = 0,05$
9. Em uma das experiências de Mendel, o resultado foi 355 ervilhas amarelas e 123 verdes. Isto concorda com a teoria de Mendel, de acordo com a qual no presente caso, a relação de ervilhas amarelas/verdes deve ser 3:1? adotar $\alpha = 5\%$. Em uma outra de suas experiências mendel observou 315 redondas e amarelas, 108 redondas e verdes, 101 enrugadas e amarelas e 32 enrugadas e verdes. De acordo com sua teoria da hereditariedade, os números deveriam estar na proporção 9:3:3:1. Há alguma evidência para se duvidar de sua teoria nos níveis de significância de 1%? e de 5%?
10. Um número é selecionado ao acaso de um intervalo $\{x; 0 < x < 2\}$. Seja $A_i = \{x; \frac{i-1}{2} < x \leq \frac{i}{2}\}$ em que $i = 1, 2, 3, 4$. Uma certa hipótese atribui probabilidades p_{i0} a esses conjuntos de acordo com

$$p_{i0} = \int_{A_i} \frac{2-x}{2} dx, \quad i = 1, 2, 3, 4.$$

Se as frequências observadas dos conjuntos A_i 's são, respectivamente, 30, 30, 10 e 10, poderíamos aceitar H_0 ao nível de 5%.

11. O número de suicídios na cidade de São Paulo por semana é uma v.a. com distribuição de Poisson com $\lambda = 0,7$ suicídios/semana. Isto é verdade ao nível de 5% de significância?

<i>Numero de suicidios</i>	0	1	2	3 ou mais
<i>Frequencia observada</i>	32	17	8	3

12. Calcule a probabilidade de que, lançando-se seis dados, obtenha-se três pontos ímpares, dois pontos seis e um ponto quatro.
13. Conhecem-se as seguintes probabilidades:
 - 0,6 de uma declaração de imposto de renda ser preenchida corretamente;
 - 0,2, de uma declaração conter somente erros que favorecem ao contribuinte;
 - 0,1 de uma declaração conter somente erros que favorecem ao fisco;
 - 0,1 de conter ambos os tipos de erros.

Calcular a probabilidade de que, em 10 declarações selecionadas aleatoriamente, seis estejam corretas, duas contenham erros a favor do contribuinte e uma contenha erros a favor do fisco.