

## Aula 12 – Algumas distribuições discretas

Nesta aula estudaremos alguns modelos de variáveis aleatórias discretas. O objetivo de tais modelos é descrever situações gerais que se encaixam no contexto definido para cada um deles. Dentre os vários modelos de variáveis aleatórias discretas, estudaremos os seguintes:

- distribuição uniforme discreta
- distribuição de Bernoulli
- distribuição binomial
- distribuição hipergeométrica

### Introdução

Considere as seguintes situações:

1. (a) Lança-se uma moeda viciada e observa-se o resultado obtido e (b) pergunta-se a um eleitor se ele vai votar no candidato A ou B.
2. (a) Lança-se uma moeda  $n$  vezes e observa-se o número de caras obtidas e (b) de uma grande população, extrai-se uma amostra de  $n$  eleitores e pergunta-se a cada um deles em qual dos candidatos A ou B eles votarão e conta-se o número de votos do candidato A.
3. (a) De uma urna com  $P$  bolas vermelhas e  $Q$  bolas brancas, extraem-se  $n$  bolas sem reposição e conta-se o número de bolas brancas e (b) de uma população com  $P$  pessoas a favor do candidato A e  $Q$  pessoas a favor do candidato B, extrai-se uma amostra de tamanho  $n$  sem reposição e conta-se o número de pessoas a favor do candidato A na amostra.

Em cada uma das situações acima, os experimentos citados têm algo em comum: em um certo sentido, temos a “mesma situação”, mas em contextos diferentes. Por exemplo, na situação 1, cada um dos experimentos tem dois resultados possíveis e observamos o resultado obtido. Na situação 3, temos uma população dividida em duas categorias e dela extraímos uma amostra sem reposição; o interesse está no número de elementos de uma determinada categoria.

Na prática, existem muitas outras situações que podem se “encaixar” nos modelos acima e mesmo em outros modelos. O que veremos nesse capítulo são alguns *modelos* de variáveis aleatórias discretas que podem descrever situações como as listadas anteriormente. Nesse contexto, um modelo será definido por uma variável aleatória e sua função de distribuição de probabilidade, explicitando-se claramente as hipóteses de validade. De posse desses elementos, poderemos analisar diferentes situações práticas para tentar “encaixá-las” em algum dos modelos dados.

Nesse capítulo serão descritas as distribuições de probabilidade discretas mais usuais. A introdução de cada uma delas será feita através de um exemplo clássico (moeda, urna, baralho, etc.) e em seguida serão explicitadas as características do experimento. Tais características são a ferramenta necessária para sabermos qual modelo se aplica a uma determinada situação prática. Definida a distribuição, calculam-se a média e a variância.

## Distribuição uniforme discreta

Suponha que seu professor de Estatística decida dar de presente a um dos alunos um livro de sua autoria. Não querendo favorecer qualquer aluno em especial, ele decide sortear aleatoriamente o ganhador, dentre os 45 alunos da turma. Para isso, ele numera os nomes dos alunos que constam do diário de classe de 1 a 45, escreve esses números em pedaços iguais de papel, dobrando-os ao meio para que o número não fique visível e sorteia um desses papéis depois de bem misturados. Qual é a probabilidade de que você ganhe o livro? Qual é a probabilidade de que o aluno que tirou a nota mais baixa na primeira prova ganhe o livro? E o que tirou a nota mais alta?

O importante a notar nesse exemplo é o seguinte: o professor tomou todos os cuidados necessários para não favorecer qualquer aluno em especial. Isso significa que todos os alunos têm a mesma chance de ganhar o livro. Temos, assim, um exemplo da distribuição uniforme discreta.

### Definição

A variável aleatória discreta  $X$ , que assume os valores  $x_1, x_2, \dots, x_n$ , tem **distribuição uniforme** se

$$f_X(x_i) = \Pr(X = x_i) = \frac{1}{n} \quad \forall i = 1, 2, \dots, n \quad (12.1)$$

Note que, em uma distribuição discreta uniforme, todos os valores são igualmente prováveis. Além disso, para que uma v.a.  $X$  tenha distribuição uniforme discreta, é necessário que  $X$  assuma um número *finito* de valores, já que  $\sum_x f_X(x) = 1$ .

### Esperança e variância

Seja  $X$  uma v.a. discreta uniforme que assume valores  $x_1, x_2, \dots, x_n$ . Por definição,

$$\begin{aligned} E(X) &= \frac{1}{n}x_1 + \frac{1}{n}x_2 + \dots + \frac{1}{n}x_n \\ &= \bar{x} \end{aligned}$$

ou seja,  $E(X)$  é a média aritmética dos valores possíveis de  $X$ .

Com relação à variância, temos, por definição, que

$$\begin{aligned} Var(X) &= E[X - E(X)]^2 \\ &= \frac{1}{n}(x_1 - \bar{x})^2 + \frac{1}{n}(x_2 - \bar{x})^2 + \dots + \frac{1}{n}(x_n - \bar{x})^2 \\ &= \sigma_X^2 \end{aligned}$$

que é a mesma fórmula vista na parte 1 do curso para a variância populacional de um conjunto de dados.

### Exemplo 12.1

Considere o lançamento de uma moeda. Vamos definir a seguinte variável aleatória  $X$  associada a esse experimento:

$$X = 0 \text{ se ocorre cara}$$

$$X = 1 \text{ se ocorre coroa}$$

Para que essa v.a. tenha distribuição uniforme, é necessário supor que a moeda seja honesta e, nesse caso,

$$\begin{aligned} f_X(0) &= f_X(1) = \frac{1}{2} \\ E(X) &= \frac{0+1}{2} = \frac{1}{2} \\ Var(X) &= \frac{1}{2} \times \left(0 - \frac{1}{2}\right)^2 + \frac{1}{2} \times \left(1 - \frac{1}{2}\right)^2 \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} + \frac{1}{2} \times \frac{1}{4} = \frac{1}{4} \end{aligned}$$

### Atividade 12.1

1. Os defeitos em determinada máquina ocorrem aproximadamente na mesma frequência. Dependendo do tipo de defeito, o técnico leva 1, 2, 3, 4 ou 5 horas para consertar a máquina.
  - (a) Descreva o modelo probabilístico apropriado para representar a duração do tempo de reparo da máquina.
  - (b) Qual é o tempo médio de reparo desta máquina? E o desvio padrão deste tempo de reparo?
  - (c) São 15 horas e acaba de ser entregue uma máquina para reparo. A jornada normal de trabalho do técnico termina às 17 horas. Qual é a probabilidade de que o técnico não precise fazer hora extra para terminar o conserto desta máquina?
  
2. No lançamento de um dado, define-se a v.a.  $X$  como sendo o número da face obtida. Explique qual(is) é(são) a(s) hipótese(s) necessária(s) para que a fdp de  $X$  seja uma distribuição uniforme.

### Distribuição de Bernoulli

Considere o lançamento de uma moeda. A característica desse experimento aleatório é que ele possui apenas dois resultados possíveis. Uma situação análoga surge quando da extração da carta de um baralho, onde o interesse está apenas na cor (preta ou vermelha) da carta sorteada.

#### Definição

Um **experimento de Bernoulli** é um experimento aleatório com apenas dois resultados possíveis; por convenção, um deles é chamado “sucesso” e o outro, “fracasso”.

**Definição**

A **v.a. de Bernoulli** é a v.a.  $X$  associada a um experimento de Bernoulli, onde se define

$$\begin{aligned} X &= 1 && \text{se ocorre sucesso} \\ X &= 0 && \text{se ocorre fracasso} \end{aligned}$$

Chamando de  $p$  a probabilidade de sucesso ( $0 < p < 1$ ), a **distribuição de Bernoulli** é:

$x$	0	1	(12.2)
$f_X(x)$	$1 - p$	$p$	

Obviamente, as condições definidoras de uma fdp são satisfeitas, uma vez que  $p > 0$ ,  $1 - p > 0$  e  $p + (1 - p) = 1$ . O valor de  $p$  é o único valor que precisamos conhecer para determinar completamente a distribuição; ele é, então, chamado *parâmetro* da distribuição de Bernoulli. Vamos denotar a distribuição de Bernoulli com parâmetro  $p$  por  $Bern(p)$ .

A função de distribuição acumulada é dada por:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & \text{se } x < 0 \\ 1 - p & \text{se } 0 \leq x < 1 \\ 1 & \text{se } x \geq 1 \end{cases} \quad (12.3)$$

Na **Figura 12.1** temos os gráficos da fdp e da fda de uma distribuição de Bernoulli.

**Esperança e variância**

Seja  $X \sim Bern(p)$  (lê-se: a variável aleatória  $X$  tem distribuição de Bernoulli com parâmetro  $p$ ). Então,

$$\begin{aligned} E(X) &= 0 \times (1 - p) + 1 \times p = p \\ E(X^2) &= 0^2 \times (1 - p) + 1^2 \times p = p \\ Var(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 = p - p^2 \end{aligned}$$

Em resumo:

$$X \sim Bern(p) \quad \Rightarrow \quad \begin{cases} E(X) = p \\ Var(X) = p(1 - p) \end{cases} \quad (12.4)$$

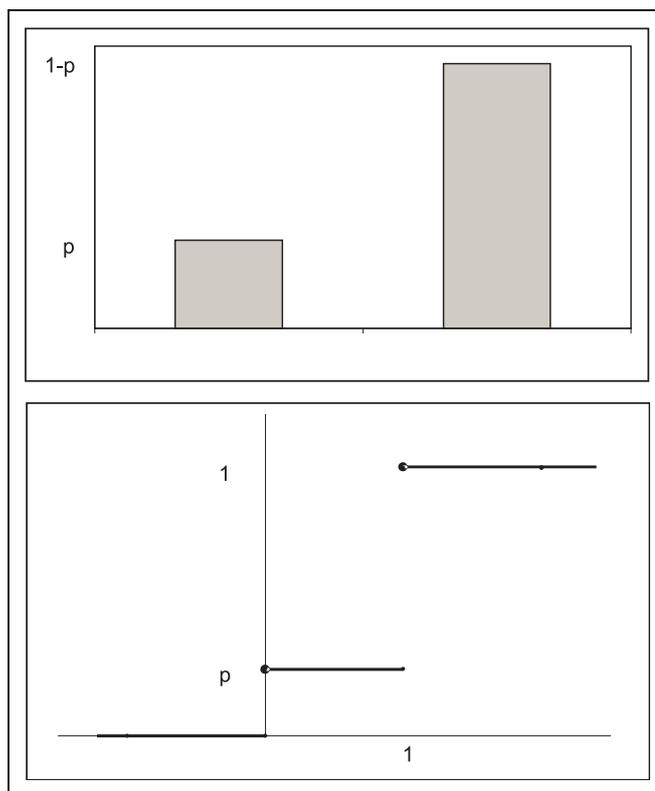


Figura 12.1: Distribuição de Bernoulli com parâmetro  $p$ .

É comum denotar a probabilidade de fracasso por  $q$ , isto é,  $q = 1 - p$ .

### Exemplo 12.2

Considere novamente o lançamento de uma moeda e a seguinte variável aleatória  $X$  associada a esse experimento:

$$X = 0 \text{ se ocorre coroa}$$

$$X = 1 \text{ se ocorre cara}$$

Seja  $p$  a probabilidade de cara,  $0 < p < 1$ . Então  $X$  tem distribuição de Bernoulli com parâmetro  $p$ . Note que, nesse caso, a Bernoulli com parâmetro  $p = 1/2$  é equivalente à distribuição uniforme.

### Exemplo 12.3

Um auditor da Receita Federal examina declarações de Imposto de Renda de pessoas físicas, cuja variação patrimonial ficou acima do limite considerado aceitável. De dados históricos, sabe-se que 10% dessas declarações

são fraudulentas. Vamos considerar o experimento correspondente ao sorteio aleatório de uma dessas declarações. Esse é um experimento de Bernoulli, onde sucesso equivale à ocorrência de declaração fraudulenta e o parâmetro da distribuição de Bernoulli é  $p = 0, 1$ .

Esse exemplo ilustra o fato de que “sucesso”, nesse contexto, nem sempre significa uma situação feliz na vida real. Aqui, sucesso é definido de acordo com o interesse estatístico no problema. Em uma situação mais dramática, “sucesso” pode indicar a morte de um paciente, por exemplo.

## Distribuição binomial

Vamos introduzir a distribuição binomial, uma das mais importantes distribuições discretas, através de alguns exemplos. Em seguida, discutiremos as hipóteses feitas e apresentaremos os resultados formais sobre tal distribuição.

### Exemplo 12.4

Considere o seguinte experimento: uma moeda é lançada  $n$  vezes e sabe-se que  $p = \Pr(\text{cara})$ . Vamos definir a seguinte variável aleatória associada a este experimento:

$$X = \text{número de caras}$$

Como visto antes, cada lançamento da moeda representa um experimento de Bernoulli e como o interesse está no número de caras, vamos definir sucesso = cara.

Para encontrar a função de distribuição de probabilidade de  $X$ , o primeiro fato a notar é que os valores possíveis de  $X$  são: 0, que equivale à ocorrência de  $n$  coroas; 1, que equivale à ocorrência de apenas 1 cara; 2, que equivale à ocorrência de 2 caras e, assim por diante, até  $n$ , que equivale à ocorrência de  $n$  caras. Assim, os possíveis valores de  $X$  são:

$$X = 0, 1, 2, \dots, n$$

Vamos, agora, calcular a probabilidade de cada um desses valores, de modo a completar a especificação da fdp de  $X$ . Para isso, vamos representar por  $K_i$  o evento “cara no  $i$ -ésimo lançamento” e por  $C_i$  o evento “coroa no  $i$ -ésimo lançamento”.

- $X = 0$

Temos a seguinte equivalência de eventos:

$$\{X = 0\} \equiv \{C_1 \cap C_2 \cap \dots \cap C_n\}$$

É razoável supor que os lançamentos da moeda sejam eventos independentes, ou seja, o resultado de um lançamento não interfere no resultado de qualquer outro lançamento. Dessa forma, os eventos  $C_i$  e  $K_j$  são independentes para  $i \neq j$ . (Note que os eventos  $C_i$  e  $K_i$  são mutuamente exclusivos e, portanto, não são independentes - se sair cara em um lançamento específico, não é possível sair coroa nesse mesmo lançamento e vice-versa). Analogamente, os eventos  $C_i$  e  $C_j$  são independentes para  $i \neq j$ , bem como os eventos  $K_i$  e  $K_j$ ,  $i \neq j$ . Pela regra da probabilidade da interseção de eventos independentes, resulta que

$$\begin{aligned} \Pr(C_1 \cap C_2 \cap \dots \cap C_n) &= \Pr(C_1) \times \Pr(C_2) \times \dots \times \Pr(C_n) \\ &= (1 - p) \times (1 - p) \times \dots \times (1 - p) \\ &= (1 - p)^n \end{aligned}$$

- $X = 1$

O evento  $X = 1$  corresponde à ocorrência de 1 cara e, conseqüentemente, de  $n - 1$  coroas. Uma seqüência possível de lançamentos é  $K_1 \cap C_2 \cap C_3 \cap \dots \cap C_n$ . Vamos calcular a probabilidade desse resultado. Como antes, os lançamentos são eventos independentes e, portanto,

$$\begin{aligned} \Pr(K_1 \cap C_2 \cap C_3 \cap \dots \cap C_n) &= \Pr(K_1) \times \Pr(C_2) \times \dots \times \Pr(C_n) \\ &= p \times (1 - p) \times \dots \times (1 - p) \\ &= p(1 - p)^{n-1} \end{aligned}$$

Mas qualquer seqüência com 1 cara resulta em  $X = 1$ ; por exemplo, o evento  $C_1 \cap C_2 \cap \dots \cap C_{n-1} \cap K_n$  também resulta em  $X = 1$ . Na verdade, a face cara poderia estar em qualquer posição e todas essas seqüências resultariam em  $X = 1$ . Além disso, definida a posição da face cara, as posições das faces coroas já estão determinadas - são as posições restantes. Então temos a seguinte equivalência:

$$\begin{aligned} \{X = 1\} \equiv & \{K_1 \cap C_2 \cap C_3 \cap \dots \cap C_n\} \\ & \cup \{C_1 \cap K_2 \cap C_3 \cap \dots \cap C_n\} \\ & \cup \dots \\ & \cup \{C_1 \cap C_2 \cap \dots \cap C_{n-1} \cap K_n\} \end{aligned}$$

Mas os eventos que aparecem no lado direito da expressão acima são eventos mutuamente exclusivos. Logo,

$$\begin{aligned}
 \Pr(X = 1) &= \Pr(K_1 \cap C_2 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n) \\
 &\quad + \Pr(C_1 \cap K_2 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n) \\
 &\quad + \cdots \\
 &\quad + \Pr(C_1 \cap C_2 \cap \cdots \cap C_{n-1} \cap K_n) \\
 &= p \times (1-p) \times (1-p) \times \cdots \times (1-p) \\
 &\quad + (1-p) \times p \times (1-p) \times \cdots \times (1-p) \\
 &\quad + \cdots \\
 &\quad + (1-p) \times (1-p) \times \cdots \times (1-p) \times p \\
 &= p(1-p)^{n-1} + p(1-p)^{n-1} + \cdots + p(1-p)^{n-1} \\
 &= np(1-p)^{n-1} \\
 &= \binom{n}{1} p(1-p)^{n-1}
 \end{aligned}$$

- $X = 2$

O evento  $X = 2$  corresponde à ocorrência de 2 caras e, conseqüentemente, de  $n - 2$  coroas. Uma seqüência possível de lançamentos é  $K_1 \cap K_2 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n$  e a probabilidade de tal seqüência é  $p^2(1-p)^{n-2}$ . Mas as 2 caras podem ocupar quaisquer posições e existem  $\binom{n}{2}$  maneiras de colocar 2 caras em uma seqüência de  $n$  lançamentos. Todas essas  $\binom{n}{2}$  maneiras têm a mesma probabilidade e correspondem a eventos mutuamente exclusivos. Temos a seguinte equivalência:

$$\begin{aligned}
 \{X = 2\} &\equiv \{K_1 \cap K_2 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n\} \\
 &\quad \cup \{K_1 \cap C_2 \cap K_3 \cap \cdots \cap C_n\} \\
 &\quad \cup \cdots \\
 &\quad \cup \{C_1 \cap C_2 \cap \cdots \cap C_{n-2} \cap K_{n-1} \cap K_n\}
 \end{aligned}$$

e, portanto

$$\begin{aligned}
 \Pr(X = 2) &= \Pr(K_1 \cap K_2 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n) \\
 &\quad + \Pr(K_1 \cap C_2 \cap K_3 \cap \cdots \cap C_n) \\
 &\quad + \cdots \\
 &\quad + \Pr(C_1 \cap C_2 \cap \cdots \cap C_{n-2} \cap K_{n-1} \cap K_n) \\
 &= p \times p \times (1-p) \times \cdots \times (1-p) \\
 &\quad + p \times (1-p) \times p \times \cdots \times (1-p) \\
 &\quad + \cdots \\
 &\quad + (1-p) \times \cdots \times (1-p) \times p \times p \\
 &= p^2(1-p)^{n-2} + p^2(1-p)^{n-2} + \cdots + p^2(1-p)^{n-2} \\
 &= \binom{n}{2} p^2(1-p)^{n-2}
 \end{aligned}$$

Aqui vale a pena fazer uma observação sobre o número combinatório. Por que combinação e não arranjo? Vamos considerar a primeira seqüência como exemplo:  $K_1 \cap K_2 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n$ . Essa seqüência, para o nosso problema, significa “cara nos 2 primeiros lançamentos e coroa nos  $n - 2$  últimos lançamentos”. Não existe diferença entre as seqüências  $K_1 \cap K_2 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n$  e  $K_2 \cap K_1 \cap C_3 \cap \cdots \cap C_n$ . Assim, a “ordem não importa” e temos que usar combinação.

- $X = x, \quad x = 0, 1, 2, \dots, n$

O raciocínio visto para os casos  $X = 0, X = 1$  e  $X = 2$  se generaliza facilmente, o que nos leva ao seguinte resultado geral:

$$\Pr(X = x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \quad x = 0, 1, 2, \dots, n$$

É importante notar que a hipótese de independência dos lançamentos da moeda foi absolutamente fundamental na solução do exemplo; foi ela que nos permitiu multiplicar as probabilidades dos resultados de cada lançamento para obter a probabilidade da seqüência completa de  $n$  lançamentos. Embora essa hipótese seja muito razoável nesse exemplo, ainda assim é uma hipótese “subjativa”.

Outra propriedade utilizada foi a da probabilidade da união de eventos mutuamente exclusivos. Mas aqui essa propriedade é óbvia, ou seja, não há qualquer subjatividade: os eventos  $C_1 \cap K_2$  e  $K_1 \cap C_2$  são mutuamente exclusivos, pois no primeiro lançamento ou sai cara ou sai coroa; não pode

sair cara e coroa no primeiro lançamento, ou seja, cada lançamento é um experimento de Bernoulli.

### Exemplo 12.5

Uma urna contém 4 bolas brancas e 6 bolas verdes. Três bolas são retiradas dessa urna, com reposição, isto é, depois de tirada a primeira bola, ela é recolocada na urna e sorteia-se a segunda, que também é recolocada na urna para, finalmente, ser sorteada a terceira bola. Vamos definir a seguinte variável aleatória associada a esse experimento:

$$X = \text{“número de bolas brancas sorteadas”}$$

Cada extração equivale a um experimento de Bernoulli e como o interesse está nas bolas brancas, vamos considerar sucesso = bola branca.

Os valores possíveis de  $X$  são 0, 1, 2, 3. O importante a notar aqui é o seguinte: como cada bola sorteada é recolocada na urna antes da próxima extração, a composição da urna é sempre a mesma e o resultado de uma extração não afeta o resultado de outra extração qualquer. Dessa forma, podemos considerar as extrações como independentes e, assim, temos uma situação análoga à do exemplo anterior: temos 4 repetições de um experimento (sorteio de uma bola), essas repetições são independentes e em cada uma delas há dois resultados possíveis: bola branca ou bola verde.

Vamos calcular a probabilidade de cada um dos valores de  $X$ . Como antes, vamos denotar por  $V_i$  o evento “bola verde na  $i$ -ésima extração” e por  $B_i$  o evento “bola branca na  $i$ -ésima extração”. Da discussão anterior, resulta que, para  $i \neq j$ , os eventos  $V_i$  e  $B_j$  são independentes, assim como os eventos  $B_i$  e  $B_j$  e os eventos  $V_i$  e  $V_j$ .

- $X = 0$

Esse resultado equivale à extração de bolas verdes em todas as três extrações.

$$\{X = 0\} \equiv \{V_1 \cap V_2 \cap V_3\}$$

Logo,

$$\begin{aligned}\Pr(X = 0) &= \Pr(V_1 \cap V_2 \cap V_3) \\ &= \Pr(V_1) \times \Pr(V_2) \times \Pr(V_3) \\ &= \frac{6}{10} \times \frac{6}{10} \times \frac{6}{10} \\ &= \left(\frac{6}{10}\right)^3 \\ &= \binom{3}{0} \left(\frac{6}{10}\right)^3\end{aligned}$$

Lembre-se que, por definição,  $0! = 1$

- $X = 1$

Esse resultado equivale à extração de uma bola branca e, por consequência, 2 bolas verdes. A bola branca pode sair em qualquer extração e, definida a posição da bola branca, as posições das bolas verdes ficam totalmente estabelecidas. Logo,

$$\Pr(X = 1) = \binom{3}{1} \left(\frac{4}{10}\right) \left(\frac{6}{10}\right)^2$$

- $X = 2$

Esse resultado equivale à extração de duas bolas brancas e, por consequência, 1 bola verde. As bolas brancas podem sair em quaisquer duas extrações e, definidas as posições das bolas brancas, a posição da bola verde fica totalmente estabelecida. Logo,

$$\Pr(X = 2) = \binom{3}{2} \left(\frac{4}{10}\right)^2 \left(\frac{6}{10}\right)$$

- $X = 3$

Esse resultado equivale à extração de três bolas brancas; logo,

$$\Pr(X = 3) = \binom{3}{3} \left(\frac{4}{10}\right)^3$$

### A distribuição binomial

Nos dois exemplos anteriores, tínhamos repetições de um experimento que podiam ser consideradas independentes e em cada repetição havia apenas dois resultados possíveis. Essas são as condições definidoras do *contexto binomial*.

**Definição**

Um **experimento binomial** consiste em repetições *independentes* de um experimento de Bernoulli.

**Definição**

Para um experimento binomial consistindo em  $n$  repetições independentes de um experimento de Bernoulli com parâmetro  $p$ , defina a variável aleatória

$$X = \text{“número de sucessos”}$$

Então,  $X$  tem **distribuição binomial** com parâmetros  $n$  e  $p$ , cuja função de distribuição de probabilidade é dada por

$$f_X(x) = \Pr(X = x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \quad x = 0, 1, 2, \dots, n \quad (12.5)$$

É imediato ver, da equação (12.5), que  $f_X(x) \geq 0$ . O fato de que  $\sum_{x=0}^n f_X(x) = 1$  segue diretamente do Teorema do Binômio de Newton que diz que, se  $x$  e  $y$  são números reais e  $n$  é um inteiro positivo, então

$$(x + y)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k y^{n-k}. \quad (12.6)$$

Fazendo  $x = p$  e  $y = 1 - p$  em (12.6), obtém-se:

$$[p + (1 - p)]^n = 1^n = 1 = \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} = \sum_{x=0}^n f_X(x)$$

o que prova que  $\sum_{x=0}^n f_X(x) = 1$ . Sendo assim a equação (12.5) realmente define uma função de distribuição de probabilidade. Vamos denotar por  $X \sim \text{bin}(n, p)$  o fato de que a v.a.  $X$  tem distribuição binomial com parâmetros  $n$  e  $p$ .

**Esperança e variância**

Pode-se mostrar que

$$X \sim \text{bin}(n, p) \Rightarrow \begin{cases} E(X) = np \\ \text{Var}(X) = np(1-p) \end{cases} \quad (12.7)$$

Note que a esperança e a variância da binomial são iguais à esperança e à variância da distribuição de Bernoulli, multiplicadas por  $n$ , o número de repetições. Pode-se pensar na distribuição de Bernoulli como uma distribuição binomial com parâmetros  $1, p$ .

### Exemplo 12.6

Um atirador acerta, na mosca do alvo, 20% dos tiros. Se ele dá 10 tiros, qual a probabilidade de ele acertar na mosca no máximo 1 vez?

Solução:

Podemos pensar os tiros como experimentos de Bernoulli independentes, onde sucesso é acertar no alvo e a probabilidade de sucesso é 0,20. Então, o problema pede  $\Pr(X \leq 1)$ , onde  $X =$  número de acertos em 10 tiros. Logo,  $X \sim \text{bin}(10; 0, 20)$  e

$$\begin{aligned} \Pr(X \leq 1) &= \Pr(X = 0) + \Pr(X = 1) \\ &= \binom{10}{0} (0, 20)^0 (0, 80)^{10} + \binom{10}{1} (0, 20)^1 (0, 80)^9 \\ &= 0, 37581 \end{aligned}$$

### Exemplo 12.7

Dois adversários  $A$  e  $B$  disputam uma série de 8 partidas de um determinado jogo. A probabilidade de  $A$  ganhar uma partida é 0,6 e não há empate. Qual é a probabilidade de  $A$  ganhar a série?

Solução:

Note que só podem ocorrer vitórias ou derrotas, o que significa que temos repetições de um experimento de Bernoulli com probabilidade 0,6 de sucesso (vitória do jogador  $A$ ). Assumindo a independência das provas, se definimos  $X =$  número de vitórias de  $A$ , então  $X \sim \text{bin}(8; 0, 6)$  e o problema pede  $\Pr(X \geq 5)$ , isto é, probabilidade de  $A$  ganhar mais partidas que  $B$ .

$$\begin{aligned} \Pr(X \geq 5) &= \Pr(X = 5) + \Pr(X = 6) + \Pr(X = 7) + \Pr(X = 8) \\ &= \binom{8}{5} (0, 6)^5 (0, 4)^3 + \binom{8}{6} (0, 6)^6 (0, 4)^2 \\ &\quad + \binom{8}{7} (0, 6)^7 (0, 4)^1 + \binom{8}{8} (0, 6)^8 (0, 4)^0 \\ &= 0, 5940864 \end{aligned}$$

### Atividade 12.2

1. Na manufatura de certo artigo, é sabido que 1 entre 10 artigos é defeituoso. Uma amostra de tamanho 4 é retirada com reposição, de um lote da produção. Qual a probabilidade de que a amostra contenha
  - (a) nenhum defeituoso?
  - (b) pelo menos 1 defeituoso?
  - (c) exatamente 1 defeituoso?

Na solução desse exercício, é importante que você identifique o experimento, a variável aleatória de interesse e sua respectiva fdp.

2. Em uma distribuição binomial, sabe-se que a média é 4,5 e a variância é 3,15. Encontre os valores dos parâmetros da distribuição.

### Distribuição hipergeométrica

A distribuição hipergeométrica, que estudaremos a seguir, tem estreita ligação com a distribuição binomial. Para salientar as semelhanças e as diferenças entre as duas distribuições, vamos retomar a situação do Exemplo 12.5, em que consideramos extrações de uma urna composta por 4 bolas brancas e 6 bolas verdes.

#### Exemplo 12.8

De uma urna composta por 4 bolas brancas e 6 bolas verdes extraem-se 3 bolas *sem* reposição. Vamos definir a seguinte variável aleatória associada a esse experimento:

$$X = \text{“número de bolas brancas sorteadas”}$$

Assim como no Exemplo 12.5, temos repetições de um experimento de Bernoulli: em cada extração, podemos tirar uma bola branca ou uma bola verde. A diferença fundamental é que essas repetições *não* são independentes, ou seja, o resultado de uma repetição afeta o resultado da próxima repetição. Vamos calcular a função de distribuição de probabilidade de  $X$ . Como antes, os valores possíveis de  $X$  são

$$X = 0, 1, 2, 3$$

Para calcular a probabilidade de cada um destes valores, vamos usar a definição clássica de probabilidade, que estabelece que a probabilidade de um evento  $A$  é

$$\Pr(A) = \frac{\#A}{\#\Omega}$$

O espaço amostral  $\Omega$  deste experimento é formado por todas as triplas de bolas brancas e verdes retiradas dessa urna. O número total de elementos de  $\Omega$  é

$$\#\Omega = \binom{10}{3}$$

(Como antes, a ordem não importa, ou seja,  $B_1B_2V_3 \equiv B_2B_1V_3 \equiv$  bola branca nas 2 primeiras extrações e bola verde na terceira extração.) Vamos calcular a probabilidade de cada valor de  $X$ .

- $X = 0$

Esse resultado equivale a retirar apenas bolas verdes. Como há 6 bolas verdes, o número de possibilidades é  $\binom{6}{3}$  e, portanto,

$$\Pr(X = 0) = \frac{\binom{6}{3}}{\binom{10}{3}}$$

- $X = 1$

Esse resultado equivale a tirar 1 bola branca e 2 bolas verdes. O número de possibilidades para a bola branca é  $\binom{4}{1}$  e para cada uma dessas possibilidades, existem  $\binom{6}{2}$  maneiras de tirar as bolas verdes. Pelo princípio fundamental da multiplicação, o número total de maneiras de tirar 1 bola branca e 2 verdes é  $\binom{4}{1} \times \binom{6}{2}$  e, portanto

$$\Pr(X = 1) = \frac{\binom{4}{1}\binom{6}{2}}{\binom{10}{3}}$$

- $X = 2$

Com raciocínio análogo, conclui-se que

$$\Pr(X = 2) = \frac{\binom{4}{2}\binom{6}{1}}{\binom{10}{3}}$$

e

$$\Pr(X = 3) = \frac{\binom{4}{3}\binom{6}{0}}{\binom{10}{3}} = \frac{\binom{4}{3}}{\binom{10}{3}}$$

**Exemplo 12.9**

De uma urna com 4 bolas brancas e 8 bolas verdes, extraem-se 6 bolas sem reposição. Mais uma vez, vamos definir a seguinte variável aleatória associada a esse experimento:

$$X = \text{“número de bolas brancas sorteadas”}$$

Note que não temos bolas brancas suficientes para tirar uma amostra só de bolas brancas, por exemplo. Mais precisamente, os valores possíveis de  $X$  são 0, 1, 2, 3, 4. Utilizando raciocínio análogo ao do exemplo anterior, podemos ver que

$$\Pr(X = x) = \frac{\binom{4}{x} \binom{8}{6-x}}{\binom{12}{6}} \quad x = 0, 1, 2, 3, 4$$

Se estabelecermos a notação de que  $\binom{m}{j} = 0$  sempre que  $j > m$ , podemos definir a fdp de  $X$  como

$$\Pr(X = x) = \frac{\binom{4}{x} \binom{8}{6-x}}{\binom{12}{6}} \quad x = 0, \dots, 6$$

e com isso estamos atribuindo probabilidade nula aos valores impossíveis 5 e 6.

**Exemplo 12.10**

De uma urna com 8 bolas brancas e 4 bolas verdes, extraem-se 6 bolas sem reposição. Mais uma vez, vamos definir a seguinte variável aleatória associada a esse experimento:

$$X = \text{“número de bolas brancas sorteadas”}$$

Note que não temos bolas verdes suficientes para tirar uma amostra só de bolas verdes, por exemplo. Mais precisamente, os valores possíveis de  $X$  são 2, 3, 4, 5, 6 e

$$\Pr(X = x) = \frac{\binom{8}{x} \binom{4}{6-x}}{\binom{12}{6}} \quad x = 2, 3, 4, 5, 6$$

Como antes, se estabelecermos a notação de que  $\binom{m}{j} = 0$  sempre que  $j > m$ , podemos definir a fdp de  $X$  como

$$\Pr(X = x) = \frac{\binom{8}{x} \binom{4}{6-x}}{\binom{12}{6}} \quad x = 0, \dots, 6$$

e com isso estamos atribuindo probabilidade nula aos valores impossíveis 0 e 1.

Nos três exemplos anteriores, temos a seguinte situação geral: do espaço amostral, que está dividido em duas categorias (branca ou verde), retira-se, sem reposição, uma amostra ou subconjunto. O interesse está no número de elementos, nesse subconjunto, de determinada categoria. Como no experimento de Bernoulli, a categoria de interesse será identificada por “sucesso” e a outra, por “fracasso”.

### Definição

Considere uma população de tamanho  $N$  dividida em 2 classes, uma composta por  $r$  “sucessos” e a outra composta por  $N - r$  “fracassos”. Dessa população, extrai-se uma amostra de tamanho  $n$  sem reposição (ver **Figura 12.2**). Então, a variável aleatória

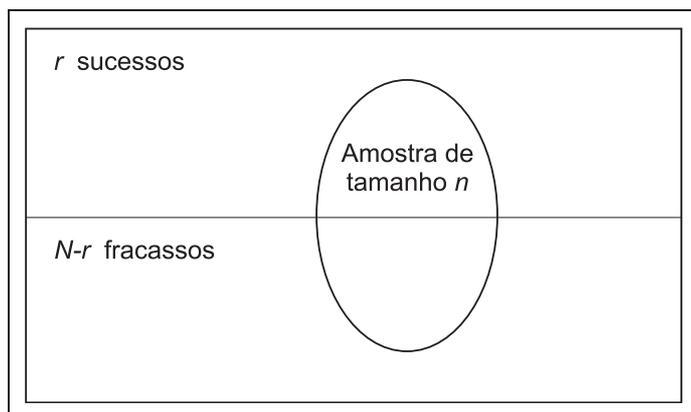
$$X = \text{número de sucessos na amostra}$$

tem **distribuição hipergeométrica** com parâmetros  $N, r, n$  cuja função de distribuição de probabilidade é

$$\Pr(X = x) = \frac{\binom{r}{x} \binom{N-r}{n-x}}{\binom{N}{n}} \quad x = 0, 1, 2, \dots, n \quad (12.8)$$

Por convenção,  $\binom{j}{m} = 0$  se  $j > m$ .

Pode-se provar que a equação (12.8) realmente define uma função de distribuição de probabilidade; isto é,  $\Pr(X = k) \geq 0$  e  $\sum_k \Pr(X = k) = 1$ .



**Figura 12.2:** Ilustração do espaço amostral de uma v.a. hipergeométrica.

### Esperança e variância

Temos os seguintes resultados:

$$X \sim \text{hiper}(N, r, n) \Rightarrow \begin{cases} E(X) = n \frac{r}{N} \\ \text{Var}(X) = n \frac{r}{N} \frac{N-r}{N} \frac{N-n}{N-1} \end{cases} \quad (12.9)$$

### Atividade 12.3

1. Uma comissão de 5 membros deve ser escolhida de um grupo formado por 12 mulheres e 18 homens. Se a comissão escolhida é formada por 5 homens, existe alguma razão para se suspeitar da lisura do processo de escolha? Suponha que seja estabelecida a seguinte regra: se a probabilidade de se obter uma comissão formada apenas por homens for muito pequena, menor que 0,01, o processo será considerado fraudulento e uma nova comissão deverá ser escolhida. Qual é a conclusão nesse caso?
2. Um caçador, após um dia de caça, verificou que matou 5 andorinhas e 2 aves de uma espécie rara, proibida de ser caçada. Como todos os espécimes tinham aproximadamente o mesmo tamanho, ele os colocou na mesma bolsa, pensando em dificultar o trabalho dos fiscais. No posto de fiscalização há dois fiscais, Manoel e Pedro, que adotam diferentes métodos de inspeção. Manoel retira três espécimes de cada bolsa

dos caçadores sem reposição. Pedro retira um espécime, classifica-o e o repõe na bolsa, retirando em seguida um segundo espécime. Em qualquer caso, o caçador é multado se é encontrado pelo menos um espécime proibido. Qual dos dois fiscais é mais favorável para o caçador em questão?

## Binomial *versus* hipergeométrica

Vamos fazer agora algumas comparações entre as distribuições binomial e hipergeométrica. Colocando ambas em termos de extrações de bolas verdes de uma urna com bolas verdes e brancas, a binomial equivale a extrações independentes *com* reposição. Note que, repondo as bolas, a probabilidade de sucesso (isto é, bola branca) permanece constante ao longo das extrações. Já a hipergeométrica corresponde a extrações *sem* reposição.

A esperança da binomial é igual ao produto do tamanho da amostra pela probabilidade de sucesso; em termos da urna, a probabilidade de sucesso é  $\frac{r}{N}$  e, portanto, a esperança é  $n\frac{r}{N}$ . Na hipergeométrica, a esperança também é o produto do tamanho da amostra pela probabilidade de sucesso, probabilidade essa tomada apenas na primeira extração.

A variância da binomial é igual ao produto do tamanho da amostra pelas probabilidades de sucesso e fracasso. Em termos de urna, essas probabilidades são  $\frac{r}{N}$  e  $\frac{N-r}{N}$ . Na hipergeométrica, considerando apenas a primeira extração, a variância é igual a esse produto, mas corrigido pelo fator  $\frac{N-n}{N-1}$ .

Em pesquisas estatísticas por amostragem, normalmente lidamos com amostragem sem reposição (já imaginou visitar e entrevistar um mesmo morador duas vezes?). No entanto, os resultados teóricos sobre amostragem com reposição são bem mais simples (como você verá mais adiante nesse curso, isso equivale a lidar com variáveis independentes); assim, costuma-se usar uma aproximação, sempre que possível. Ou seja, quando o tamanho  $N$  da população é suficientemente grande (de modo que podemos encará-la como uma população infinita) e o tamanho da amostra é relativamente pequeno, podemos “ignorar” o fato de as extrações serem feitas sem reposição. Isso vem dos seguintes resultados:

- na amostragem com reposição, a probabilidade de seleção de cada elemento em sorteios consecutivos é sempre  $\frac{1}{N}$ .
- Na amostragem sem reposição, as probabilidades em extrações suces-

sivas são  $\frac{1}{N}, \frac{1}{N-1}, \dots, \frac{1}{N-n}$ . Então, se  $N$  é “grande” e  $n$  é pequeno, temos que  $N \approx N-1 \approx \dots \approx N-n$ . Nessas condições, extrações com e sem reposição podem ser consideradas como equivalentes.

O termo que aparece na variância da hipergeométrica,  $\frac{N-n}{N-1}$ , é chamado *correção para populações finitas*, exatamente porque, se a população é pequena, não podemos ignorar o fato de as extrações estarem sendo feitas sem reposição.

## Resumo da Aula

- **Distribuição uniforme discreta:**  $X$  assume valores  $x_1, x_2, \dots, x_n$  tais que

$$f_X(x_i) = \Pr(X = x_i) = \frac{1}{n} \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$$

$$E(X) = \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\text{Var}(X) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 = \sigma_X^2$$

- **Distribuição de Bernoulli:**

$x$	0	1
$f_X(x)$	$1-p$	$p$

$$E(X) = p$$

$$\text{Var}(X) = p(1-p)$$

- **Experimento binomial:** repetições *independentes* de um experimento de Bernoulli.
- **Distribuição binomial:**  $X$  = número de sucessos em  $n$  repetições independentes de um experimento binomial

$$f_X(x) = \Pr(X = x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \quad x = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$E(X) = np$$

$$\text{Var}(X) = np(1-p)$$

- **Distribuição hipergeométrica:**  $X =$  número de sucessos em uma amostra de tamanho  $n$ , retirada sem reposição de uma população dividida em 2 classes, uma consistindo em  $r$  “sucessos” e outra consistindo em  $N - r$  “fracassos”

$$\Pr(X = x) = \frac{\binom{r}{x} \binom{N-r}{n-x}}{\binom{N}{n}} \quad x = 0, 1, 2, \dots, n$$

Por convenção,  $\binom{j}{m} = 0$  se  $j < m$ .

## Exercícios

1. Joga-se uma moeda não viciada. Qual é a probabilidade de serem obtidas 5 caras antes de 3 coroas?
2. Entre os 16 programadores de uma empresa, 12 são do sexo masculino. A empresa decide sortear 5 programadores para fazer um curso avançado de programação. Qual é a probabilidade dos 5 sorteados serem do sexo masculino?

### 3. Distribuição geométrica

Suponha que uma moeda perfeita seja lançada até que apareça cara pela primeira vez. Obtida a primeira cara, o experimento é interrompido e conta-se o número de lançamentos feitos. Seja  $X$  o número de lançamentos. Obtenha a função de distribuição de probabilidade de  $X$ . Repita o exercício supondo que a probabilidade de cara seja  $p$ ,  $p \neq \frac{1}{2}$ . A distribuição da v.a.  $X$  é chamada *distribuição geométrica com parâmetro  $p$* . A definição geral da distribuição geométrica é a seguinte: Em repetições independentes de um experimento de Bernoulli com parâmetro  $p$ , a v.a.  $X =$  “número de repetições até o primeiro sucesso” tem distribuição geométrica com parâmetro  $p$ .

4. Um atirador acerta na mosca do alvo 20% dos tiros.
  - (a) Qual é a probabilidade de ele acertar na mosca pela primeira vez no décimo tiro?
  - (b) Se ele dá 10 tiros, qual é a probabilidade de ele acertar na mosca exatamente 1 vez?

5. A probabilidade de uma máquina produzir uma peça defeituosa em um dia é 0,1.
- (a) Qual é a probabilidade de que, em 20 peças produzidas em um dia, exatamente 1 seja defeituosa?
  - (b) Qual é a probabilidade de que a 20<sup>a</sup> peça produzida em um dia seja a primeira defeituosa?
6. Um supermercado faz a seguinte promoção: o cliente, ao passar pelo caixa, lança um dado. Se sair face 6 tem um desconto de 30% sobre o total de sua conta. Se sair face 5 o desconto é de 20%. Se sair face 4 o desconto é de 10% e se ocorrerem faces 1, 2 ou 3, o desconto é de 5%. Seja  $X =$  desconto concedido.
- (a) Encontre a função de distribuição de probabilidade de  $X$ .
  - (b) Calcule o desconto médio concedido.
  - (c) Calcule a probabilidade de que, num grupo de 5 clientes, pelo menos um consiga um desconto maior que 10%.
  - (d) Calcule a probabilidade de que o quarto cliente seja o primeiro a receber 30% de desconto.
7. As probabilidades de que haja 1, 2, 3, 4 ou 5 pessoas nos carros que passam por um pedágio são, respectivamente, 0,05; 0,20; 0,40; 0,25 e 0,10. Seja  $X =$  número de passageiros por veículo.
- (a) Explícite a função de distribuição de probabilidade de  $X$ .
  - (b) Calcule o número médio de passageiros por veículo.
  - (c) Calcule a probabilidade de que, num grupo de 5 carros, pelo menos um tenha mais que 3 pessoas.
  - (d) Calcule a probabilidade de que o quarto carro seja o primeiro a ter 5 passageiros.
8. Um fabricante de peças de automóveis garante que uma caixa de suas peças conterá, no máximo, 2 defeituosas. Se a caixa contém 18 peças e a experiência mostra que esse processo de fabricação produz 5% de peças defeituosas, qual é a probabilidade de que uma caixa satisfaça a garantia?

9. Certo curso de treinamento aumenta a produtividade de uma certa população de funcionários em 80% dos casos. Se 10 funcionários quaisquer participam deste curso, encontre a probabilidade de:
- exatamente 7 funcionários aumentarem a produtividade;
  - pelo menos 3 funcionários não aumentarem a produtividade;
  - não mais que 8 funcionários aumentarem a produtividade.
10. Determinado tipo de parafuso é vendido em caixas com 1.000 peças. É uma característica da fabricação produzir 10% de defeituosos. Normalmente, cada caixa é vendida por 13,50 u.m.. Um comprador faz a seguinte proposta para o produtor: de cada caixa, ele escolhe uma amostra de 20 peças; se ele encontrar 0 defeituosa, ele paga 20,00 u.m. pela caixa; 1 ou 2 defeituosas, ele paga 10,00 u.m.; 3 ou mais defeituosas, ele paga 8,00 u.m.. Qual é a alternativa mais vantajosa para o fabricante?
11. Um industrial fabrica peças, das quais 20% são defeituosas. Dois compradores,  $A$  e  $B$ , classificam as partidas adquiridas em categorias I e II, pagando 1,20 u.m. e 0,80 u.m. respectivamente, do seguinte modo:
- Comprador A: retira uma amostra de 5 peças; se encontrar mais de uma defeituosa, classifica como II;
  - Comprador B: retira uma amostra de 10 peças; se encontrar mais de 2 defeituosas, classifica como II.

Em média, qual comprador oferece maior lucro para o fabricante?

## Solução das Atividades

### Atividade 12.1

1. Seja  $T =$  “tempo de reparo, em horas”.
- Como os defeitos ocorrem na mesma frequência, o modelo probabilístico apropriado é uma distribuição uniforme:

$t$	1	2	3	4	5
$f_T(t) = \Pr(T = t)$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{5}$	$\frac{1}{5}$

$$(b) E(T) = \frac{1 + 2 + 3 + 4 + 5}{5} = 3 \text{ horas}$$

$$Var(T) = \frac{1^2 + 2^2 + 3^2 + 4^2 + 5^2}{5} - 9 = 2 \implies DP(T) = 1,41 \text{ horas}$$

(c) Seja  $E$  o evento “técnico vai ter que fazer hora extra”. Então

$$\Pr(E) = \Pr(T > 2) = \frac{3}{5} = 0,6$$

Logo, a probabilidade de que ele não tenha que fazer hora extra é 0,4.

2. O dado tem que ser honesto.

### Atividade 12.2

1. Como a amostra é retirada com reposição, as extrações são repetições independentes de um experimento de Bernoulli com parâmetro 0,1. Seja  $X$  = “número de artigos defeituosos na amostra”.

$$(a) \Pr(X = 0) = \binom{4}{0}(0,1)^0(0,9)^4 = 0,6561$$

$$(b) \Pr(X \geq 1) = 1 - \Pr(X < 1) = 1 - \Pr(X = 0) = 0,3439$$

$$(c) \Pr(X = 1) = \binom{4}{1}(0,1)^1(0,9)^3 = 0,2916$$

2. Temos que

$$\begin{aligned} np &= 4,5 \\ np(1-p) &= 3,15 \end{aligned}$$

Substituindo a primeira equação na segunda resulta

$$\begin{aligned} 4,5(1-p) &= 3,15 \implies \\ 1-p &= 0,7 \implies \\ p &= 0,3 \end{aligned}$$

Substituindo na primeira equação, obtemos que  $n = 4,5/0,3 = 15$ .

### Atividade 12.3

1. Vamos definir a seguinte v.a associada a este experimento:

$$X = \text{“número de homens na comissão”}$$

Queremos calcular  $\Pr(X = 5)$ . O número total de comissões possíveis é  $\#\Omega = \binom{30}{5}$  e

$$\begin{aligned} \Pr(X = 5) &= \frac{\binom{18}{5}}{\binom{30}{5}} = \frac{18!}{5!13!} \cdot \frac{30!}{5!25!} \\ &= \frac{18 \times 17 \times 16 \times 15 \times 14}{30 \times 29 \times 28 \times 27 \times 26} \\ &= 0,060124 \end{aligned}$$

Como a probabilidade é maior que 0,01, não há razão para se sortear outra comissão.

2. Seja  $X =$  número de aves proibidas (sucessos) encontradas por um fiscal. No caso de Manoel, temos que  $X \sim \text{hiper}(7; 2; 3)$  e no caso do fiscal Pedro,  $X \sim \text{bin}(2; \frac{2}{7})$ . Queremos calcular  $\Pr(\text{multa}) = \Pr(X \geq 1) = 1 - \Pr(X = 0)$ .

Manoel:

$$\Pr(\text{multa}) = 1 - \Pr(X = 0) = 1 - \frac{\binom{2}{0} \binom{5}{3}}{\binom{7}{3}} = 1 - \frac{2}{7} = \frac{5}{7} = \frac{35}{49}$$

Pedro:

$$\Pr(\text{multa}) = 1 - \Pr(X = 0) = 1 - \binom{2}{0} \left(\frac{5}{7}\right)^2 = 1 - \frac{25}{49} = \frac{24}{49}$$

Logo, a probabilidade de multa é maior no caso do fiscal Manoel, e, portanto, Pedro é o fiscal mais favorável para o caçador.

### Solução dos Exercícios

1. Vamos considerar a seguinte v.a. de Bernoulli

$$X = \begin{cases} 1 & \text{se ocorre cara} \\ 0 & \text{se ocorre coroa} \end{cases}$$

Então,  $\Pr(X = 0) = \Pr(X = 1) = 0,5$  e temos repetições independentes de um experimento de Bernoulli. A ocorrência de 5 caras antes de 3 coroas só é possível se, nas 7 primeiras repetições, tivermos pelo menos 5 caras. Seja, então,  $Y =$  “número de caras em 7 repetições”. Logo,  $Y \sim \text{bin}(7; 0,5)$  e o problema pede  $\Pr(Y \geq 5)$ .

$$\begin{aligned}\Pr(Y \geq 5) &= \Pr(Y = 5) + \Pr(Y = 6) + \Pr(Y = 7) \\ &= \binom{7}{5} (0,5)^5 (0,5)^2 + \binom{7}{6} (0,5)^6 (0,5) + \binom{7}{7} (0,5)^7 (0,5)^0 \\ &= \binom{7}{5} (0,5)^7 + \binom{7}{6} (0,5)^7 + \binom{7}{7} (0,5)^7 \\ &= 0,2265625\end{aligned}$$

2. Se  $X =$  número de homens sorteados, então  $X \sim \text{hiper}(16; 12; 5)$  e o problema pede

$$\Pr(X = 5) = \frac{\binom{12}{5}}{\binom{16}{5}} = \frac{12 \times 11 \times 10 \times 9 \times 8}{16 \times 15 \times 14 \times 13 \times 12} = \frac{33}{14 \times 13} = 0,181319$$

3. A primeira observação diz respeito aos valores possíveis de  $X$ . Podemos ter muita sorte e obter cara no primeiro lançamento; nesse caso,  $X = 1$ . Nossa “sorte” pode começar a diminuir de modo que obtemos cara no segundo lançamento; nesse caso,  $X = 2$ . Continuando, podemos ser bastante infelizes e ter que ficar jogando a moeda “infinitas” vezes até obter a primeira cara. Esse é um exemplo de v.a. discreta em que o espaço amostral é enumerável mas infinito: os valores possíveis de  $X$  são  $1, 2, 3, \dots$ . Cada resultado desses significa que os primeiros lançamentos foram coroa ( $C$ ) e o último, cara ( $K$ ). Como os lançamentos podem ser considerados independentes, resulta que:

$$\Pr(X = 1) = \Pr(K) = \frac{1}{2}$$

$$\begin{aligned}\Pr(X = 2) &= \Pr(C_1 \cap K_2) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \left(\frac{1}{2}\right)^2\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Pr(X = 3) &= \Pr(C_1 \cap C_2 \cap K_3) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{4} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8} = \left(\frac{1}{2}\right)^3\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Pr(X = 4) &= \Pr(C_1 \cap C_2 \cap C_3 \cap K_4) \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} = \frac{1}{8} \times \frac{1}{2} \\ &= \frac{1}{16} = \left(\frac{1}{2}\right)^4\end{aligned}$$

En geral,

$$\Pr(X = x) = \left(\frac{1}{2}\right)^{x-1} \left(\frac{1}{2}\right) = \left(\frac{1}{2}\right)^x \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

Se a probabilidade de cara é  $p$ , então a única diferença com relação ao visto anteriormente é que  $\Pr(K) = p$  e  $\Pr(C) = 1 - p$ . Então,

$$\Pr(X = x) = (1 - p)^{x-1} p \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

É interessante notar que, tanto na distribuição binomial quanto na geométrica, temos repetições independentes de um experimento de Bernoulli. Na binomial, o número de repetições é fixo e estamos interessados no número de sucessos. Na geométrica, o número de sucessos é fixo (igual a 1) e estamos interessados no número de repetições. A distribuição binomial negativa generaliza a distribuição geométrica, no seguinte sentido: a v.a. de interesse é  $X = \text{“número de sucessos até o } r\text{-ésimo sucesso, } r \geq 1\text{”}$ .

4. Nossa variável aleatória de Bernoulli é a seguinte:

$$X = \begin{cases} 1 & \text{se acerta no alvo} \\ 0 & \text{se não acerta no alvo} \end{cases}$$

e  $\Pr(X = 1) = 0,20$ , o que implica que  $\Pr(X = 0) = 0,8$ .

(a) Seja  $Z = \text{“número de tiros até primeiro acerto no alvo”}$ ; então,  $Z \sim \text{geom}(0,2)$  e

$$\Pr(Z = 10) = (0,8)^9(0,2) = 0,026844$$

(b) Seja  $Y = \text{“número de acertos em 10 tiros”}$ . Então  $Y \sim \text{bin}(10; 0,2)$  e

$$\Pr(Y = 1) = \binom{10}{1}(0,2)(0,8)^9 = 0,26844$$

5. Nossa variável aleatória de Bernoulli é a seguinte:

$$X = \begin{cases} 1 & \text{se peça é defeituosa} \\ 0 & \text{se peça é não defeituosa} \end{cases}$$

e  $\Pr(X = 1) = 0,10$ , o que implica que  $\Pr(X = 0) = 0,9$ .

- (a) Seja  $Y =$  “número de peças defeituosas na amostra de tamanho 20”. Então  $Y \sim bin(20; 0, 1)$  e

$$\Pr(Y = 1) = \binom{20}{1}(0, 1)(0, 9)^{19} = 0, 27017$$

- (b) Seja  $Z =$  “número de repetições até primeira peça defeituosa”; então,  $Z \sim geom(0, 1)$  e

$$\Pr(Z = 20) = (0, 9)^{19}(0, 1) = 0, 013509$$

6. (a) Supondo que o dado seja honesto, a fdp de  $X$  é

Valor do desconto $x$	0, 30	0, 20	0, 10	0, 05
$\Pr(X = x)$	1/6	1/6	1/6	3/6

- (b) Temos que

$$E(X) = \frac{0, 30 + 0, 20 + 0, 10 + 3 \times 0, 05}{6} = 0, 125$$

ou um desconto médio de 12,5%.

- (c) A probabilidade de se ter um desconto maior que 10% (20% ou 30%) é de  $\frac{2}{6}$ . Seja  $Y =$  número de clientes, num grupo de 5, que recebem desconto maior que 10%. Então,  $Y \sim bin(5; \frac{2}{6})$ . Logo,

$$\begin{aligned} \Pr(Y \geq 1) &= 1 - \Pr(Y < 1) \\ &= 1 - \Pr(Y = 0) \\ &= 1 - \binom{5}{0} \left(\frac{2}{6}\right)^0 \left(\frac{4}{6}\right)^5 = 0, 868313 \end{aligned}$$

- (d) Seja  $Z =$  número de clientes que passam pelo caixa até primeiro desconto de 30% (probabilidade  $\frac{1}{6}$ ). Então  $Z \sim geom(\frac{1}{6})$  e, portanto,

$$\Pr(Z = 4) = \left(\frac{5}{6}\right)^3 \left(\frac{1}{6}\right) = 0, 09645$$

7.  $X =$  “número de pessoas em cada carro”

- (a) A fdp de  $X$  é

$x$	1	2	3	4	5
$f_X(x) = \Pr(X = x)$	0, 05	0, 20	0, 40	0, 25	0, 10

- (b)  $E(X) = 0, 05 + 0, 40 + 1, 20 + 1, 0 + 0, 5 = 3, 15$  pessoas por carro

- (c) A probabilidade de haver mais de 3 pessoas em um carro é  $0,35 = \Pr(X = 4) + \Pr(X = 5) = 0,25 + 0,10$ . Seja  $Y =$  número de carros, num grupo de 5, com mais de 3 pessoas. Então,  $Y \sim \text{bin}(5; 0,35)$ . Logo

$$\Pr(Y \geq 1) = 1 - \Pr(Y = 0) = 1 - \binom{5}{0} (0,35)^0 (0,65)^5 = 0,883971$$

- (d) Seja  $Z =$  número de carros até primeiro carro com 5 passageiros. Então,  $Z \sim \text{geom}(0,10)$  e, assim

$$\Pr(Z = 4) = (0,90)^3 (0,10) = 0,0729$$

8. Se  $X =$  “número de peças defeituosas em uma caixa”, resulta que  $X \sim \text{bin}(18; 0,05)$ .

A caixa satisfaz a garantia se  $X \leq 2$ . Logo, a probabilidade de uma caixa satisfazer a garantia é

$$\begin{aligned} \Pr(X \leq 2) &= \Pr(X = 0) + \Pr(X = 1) + \Pr(X = 2) = \\ &= \binom{18}{0} (0,05)^0 (0,95)^{18} + \binom{18}{1} (0,05)^1 (0,95)^{17} \\ &\quad + \binom{18}{2} (0,05)^2 (0,95)^{16} = \\ &= 0,397214 + 0,376308 + 0,168348 \\ &= 0,941871 \end{aligned}$$

9. Podemos pensar nos funcionários selecionados para o curso como experimentos de Bernoulli (aumenta ou não a produtividade) independentes. Seja  $X =$  número de funcionários, dentre os 10, que aumentam produtividade.

- (a)

$$\Pr(X = 7) = \binom{10}{7} (0,80)^7 (0,20)^3 = 0,201327$$

- (b) Pelo menos 3 não aumentarem a produtividade é equivalente a no máximo 7 dos 10 aumentarem a produtividade. Logo, a probabilidade pedida é

$$\begin{aligned} \Pr(X \leq 7) &= 1 - \Pr(X > 7) = 1 - \Pr(X = 8) - \Pr(X = 9) \\ &\quad - \Pr(X = 10) \\ &= 1 - \binom{10}{8} (0,80)^8 (0,20)^2 - \binom{10}{9} (0,80)^9 (0,20)^1 \\ &\quad - \binom{10}{10} (0,80)^{10} (0,20)^0 \\ &= 0,32220 \end{aligned}$$

(c)

$$\begin{aligned}\Pr(X \leq 8) &= \Pr(X \leq 7) + \Pr(X = 8) \\ &= 0,322200 + \binom{10}{8} (0,80)^8 (0,20)^2 = \\ &= 0,62419\end{aligned}$$

10. Numa população de 1.000, retirar uma amostra de 20 pode ser vista como repetições de experimentos independentes de Bernoulli.

Seja  $X$  = número de defeituosos na amostra de 20. Então,  $X \sim \text{bin}(20; 0,10)$

Seja  $V$  = valor de compra proposto pelo cliente. Então,  $V$  pode assumir os valores 20, 10 ou 8 u.m. e, pela regra dada,

$$\Pr(V = 20) = \Pr(X = 0) = \binom{20}{0} (0,10)^0 (0,90)^{20} = 0,1216$$

$$\begin{aligned}\Pr(V = 10) &= \Pr(X = 1) + \Pr(X = 2) = \\ &= \binom{20}{1} (0,10)^1 (0,90)^{19} + \binom{20}{2} (0,10)^2 (0,90)^{18} = 0,5553\end{aligned}$$

$$\Pr(V = 8) = \Pr(X \geq 3) = 1 - \Pr(X = 0) - \Pr(X = 1) - \Pr(X = 2) = 0,3231$$

$v$	8	10	20
$f_V(v)$	0,3231	0,5553	0,1216

$$E(V) = 8 \times 0,3231 + 10 \times 0,5553 + 20 \times 0,1216 = 10,5698$$

A proposta do cliente é mais desvantajosa para o fabricante, já que, em média, ele paga menos do que o preço normal de 13,50.

11. Sejam os seguintes eventos:  $A$  = comprador  $A$  classifica partida como tipo II e  $B$  = comprador  $B$  classifica partida como tipo II. Sejam  $X_A$  número de peças defeituosas na amostra do comprador  $A$  e  $X_B$  o número de peças defeituosas na amostra do comprador  $B$ . Então,  $X_A \sim \text{bin}(5; 0,20)$  e  $X_B \sim \text{bin}(10; 0,20)$

$$\begin{aligned}\Pr(A) &= \Pr(X_A > 1) = 1 - \Pr(X_A \leq 1) \\ &= 1 - \binom{5}{0} (0,2)^0 (0,8)^5 - \binom{5}{1} (0,2)^1 (0,8)^4 = \\ &= 0,2627\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \Pr(B) &= \Pr(X_B > 2) = 1 - \Pr(X_A \leq 2) = \\
 &= 1 - \binom{10}{0} (0,2)^0 (0,8)^{10} - \binom{10}{1} (0,2)^1 (0,8)^9 - \\
 &\quad \binom{10}{2} (0,2)^2 (0,8)^8 = \\
 &= 0,3222
 \end{aligned}$$

Sejam  $P_A$  e  $P_B$  os preços pagos pelos compradores  $A$  e  $B$  respectivamente. Então, as distribuições de probabilidade dessas variáveis são:

$P_A$	0,8	1,2	$E(P_A) = 1,095$
Probabilidade	0,2627	0,7373	
$P_B$	0,8	1,2	$E(P_B) = 1,071$
Probabilidade	0,3222	0,6778	

A proposta do comprador  $A$  é mais vantajosa.