

3.3.6. Modelo de Poisson

- 3.3.6.1. Introdução
 - 3.3.6.2. Função de probabilidades, valor esperado e variância
 - 3.3.6.3. Exemplos
 - 3.3.6.4. O modelo de Poisson como aproximação do modelo binomial
-

3.3.6.1. Introdução

Os modelos geométrico e binomial (seções 3.3.4 e 3.3.5), e também o hipergeométrico e o binomial negativo (seção 3.3.7), são usados nos experimentos em que várias *tentativas* são feitas, e em cada tentativa um *sucesso* pode ocorrer uma vez, ou pode não ocorrer. Veremos agora um modelo de um tipo bem diferente, usado para modelar variáveis em problemas como estes:

- (1) O número médio de raios alfa (emitidos por rádio) que atingem por segundo uma pequena área e são registrados por um contador Geiger é de $\lambda=1,4$. Qual é a probabilidade de, num dado intervalo de um segundo, nenhum raio alfa ser registrado pelo contador?
- (2) O número de carros que param numa certa esquina quando fecha o sinal de trânsito é uma variável cuja média foi estimada em $\lambda = 2,3$. Se neste sinal pararem cinco ou mais carros, haverá um congestionamento causado pelo bloqueio de uma das ruas transversais. Qual é a probabilidade de isto ocorrer?
- (3) Uma tubulação de 10 km de extensão tem um custo anual de manutenção que varia da seguinte forma: se não houver nenhum vazamento ao longo dela, o custo será de \$500; se houver um vazamento, será de \$700; se houver mais de um, de \$800. Se este tipo de tubulação tem uma média anual de 0,08 vazamentos por quilômetro, qual será o custo anual médio de manutenção?

Estes problemas têm em comum estas características:

- Em vez de considerarmos *tentativas*, consideramos *intervalos* de alguma variável contínua no espaço (distância, área, volume), ou no tempo;
- Em cada intervalo, o evento de interesse pode não ocorrer, ou pode ocorrer uma ou mais vezes;
- A variável de interesse X é o número de vezes em que o evento ocorre num dado intervalo;
- Não conhecemos a probabilidade de ocorrência do evento, mas conhecemos o número médio de ocorrências dentro de um intervalo.

Outra característica, que talvez não seja tão evidente nos exemplos, é que número de ocorrências é sempre relativamente pequeno (geralmente da ordem de algumas unidades). O modelo usado é por isso também chamado por alguns autores de modelo para *eventos raros*.

3.3.6.2. Função de probabilidades, valor esperado e variância

Um modelo adequado para problemas deste tipo foi publicado pela primeira vez em 1837 por Siméon-Denis Poisson (1781-1840). Partindo do modelo binomial, Poisson deduziu um modelo com a seguinte função de probabilidades:

$$p(x) = P(X = x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} \quad x = 0, 1, 2, \dots$$

cujo único parâmetro é λ (letra grega *lambda*), o número médio de ocorrências por intervalo. Para indicar que uma variável X segue este modelo, usamos a forma:

$$X \sim \text{Pois}(\lambda)$$

Uma curiosidade deste modelo é que seu valor esperado e sua variância são ambas iguais ao parâmetro λ :

$$E(X) = \lambda \quad \text{Var}(X) = \lambda$$

Para deduzir a expressão, Poisson partiu dos seguintes pressupostos:

- (i) O número de ocorrências do evento em cada intervalo é independente do número de ocorrências em qualquer outro intervalo (se estes dois intervalos não se sobrepõem);
- (ii) A distribuição de probabilidades do número de ocorrências em qualquer intervalo depende apenas da amplitude deste intervalo, e não de seus valores extremos; o número médio de ocorrências por intervalo portanto é constante, qualquer que seja a localização do intervalo;
- (iii) A probabilidade de *uma* ocorrência é diretamente proporcional a amplitude do intervalo, para intervalos suficientemente pequenos;
- (iv) A probabilidade de *mais de uma* ocorrência, para intervalos suficientemente pequenos, pode ser considerada igual a 0.

É claro que, quando um modelo matemático é usado em aplicações no mundo real, os pressupostos são atendidos apenas de forma aproximada. No problema (2), por exemplo, o número médio de carros que param no sinal deve variar ao longo do dia (é provavelmente maior na hora do *rush* e menor durante a madrugada); a média mencionada no problema deve ser válida apenas em algumas horas específicas do dia, não para o dia inteiro. No problema (3), estamos supondo que a probabilidade de ocorrer um defeito seja constante, de um segmento da tubulação para outro; só um engenheiro bem familiarizado com o assunto pode decidir se este pressuposto descreve, pelo menos aproximadamente, o que acontece em uma determinada tubulação.

3.3.6.3. Exemplos

Usando o modelo de Poisson, podemos resolver os três problemas enunciados acima.

Problema (1)

X: número de partículas registradas pelo contador Geiger; $\lambda=1,4$

$P(X=0)=p(0)=?$

$$p(0)=\frac{e^{-1,4}1,4^0}{0!}=e^{-1,4}\cong 0,2466$$

resposta: $p\approx 0,2466$

Problema (2)

X: número de carros parados no sinal; $\lambda=2,3$

$P(X\geq 5)=?$

$P(X\geq 5)=1-P(0\leq X\leq 4)$

$$p(0)=\frac{e^{-2,3}2,3^0}{0!}=e^{-2,3}\cong 0,1003$$

$$p(1)=\frac{e^{-2,3}2,3^1}{1!}=2,3\times e^{-2,3}\cong 0,2306, \text{ etc.}$$

Estas probabilidades são mostradas na Tabela 1.

Tabela 1. Distribuição de Poisson, $\lambda=2,3$

| X | p(x) |
|----|--------|
| 0 | 0,1003 |
| 1 | 0,2306 |
| 2 | 0,2652 |
| 3 | 0,2033 |
| 4 | 0,1169 |
| 5+ | 0,0838 |

$$P(X\geq 5)=1-P(0\leq X\leq 4)\approx 1-(0,1003+0,2306+0,2652+0,2033+0,1169)\approx 0,0838$$

resposta: $p\approx 0,0838$

Problema (3)

X : número de defeitos; $\lambda=0,08$ por km $\rightarrow 0,80$ por 10 km

$$p(0)=\frac{e^{-0,8}0,8^0}{0!}=e^{-0,8}\cong 0,4493$$

$$p(1)=\frac{e^{-0,8}0,8^1}{1!}\cong 0,3595$$

Tabela 2. Número de defeitos (X) e custo anual de manutenção

| X | p(x) | custo (\$) |
|----------|--------|------------|
| 0 | 0,4493 | 500 |
| 1 | 0,3595 | 700 |
| 2+ | 0,1912 | 800 |
| Σ | 1,0000 | - |

A Tab. 2 mostra os valores assumidos pelo número de defeitos e pelo custo, e as probabilidades associadas a estes valores. O custo esperado pode então ser calculado a partir dos valores na tabela:

$$\text{custo esperado} \approx 500 \times 0,4493 + 700 \times 0,3595 + 800 \times 0,1912 \approx \$ 629,26$$

resposta: \$ 629,26

3.3.6.4. O modelo de Poisson como aproximação do modelo binomial

Poisson propôs originalmente o modelo como uma aproximação da distribuição binomial, embora mais tarde ele tenha sido empregado para resolver vários outros tipos de problemas.

Quando o número n de repetições é muito grande, não é possível usar o modelo binomial, pois o fatorial de números grandes não pode ser calculado (veja nota na Seção 3.3.5.4). O modelo de Poisson fornece uma boa aproximação quando $n \rightarrow \infty$ e $p \rightarrow 0$. Por exemplo, a Tab. 3 compara as probabilidades calculadas por um modelo binomial $B(n, p)$ e por um de Poisson $Pois(\lambda)$, para diversos valores de n e de p , mantendo constante a média $\lambda = np = 2$. É possível observar que o modelo de Poisson dá uma boa aproximação, que melhora à medida que aumenta n e diminui p .

Tabela 3. Exemplos da aproximação da distribuição binomial pela de Poisson

| n | p | Probabilidades calculadas por modelo binomial | | |
|---|------|---|------------|------------|
| | | $P(X = 0)$ | $P(X = 1)$ | $P(X = 4)$ |
| 10 | 0,2 | 0,1074 | 0,2684 | 0,0881 |
| 20 | 0,1 | 0,1216 | 0,2702 | 0,0898 |
| 50 | 0,04 | 0,1299 | 0,2706 | 0,0902 |
| 100 | 0,02 | 0,1326 | 0,2707 | 0,0902 |
| 200 | 0,01 | 0,1340 | 0,2707 | 0,0902 |
| Prob. calculadas pelo modelo de Poisson \rightarrow | | 0,1353 | 0,2707 | 0,0902 |