

# 1 Valore atteso e varianza della v.c. binomiale

La media della distribuzione binomiale si ricava come indicato di seguito:

$$\begin{aligned}
 E(X) &= \sum_{x=0}^n x \frac{n!}{x!(n-x)!} \pi^x (1-\pi)^{n-x} \\
 &= \sum_{x=1}^n x \frac{n(n-1)!}{x(x-1)![n-1-(x-1)]!} \pi^x (1-\pi)^{n-x} \\
 &= n\pi \sum_{y=0}^{n-1} \frac{(n-1)!}{y!(n-1-y)!} \pi^y (1-\pi)^{n-1-y}
 \end{aligned}$$

dove nell'ultimo passaggio si è posto  $y = x - 1$ . Tenendo presente che

$$\sum_{y=0}^{n-1} \frac{(n-1)!}{y!(n-1-y)!} \pi^y (1-\pi)^{n-1-y} = 1$$

poiché è la somma delle probabilità di una distribuzione binomiale con parametri  $n - 1$  e  $\pi$  si ottiene

$$E(X) = n\pi$$

Per quanto riguarda la varianza si ha

$$\begin{aligned}
 VAR(X) &= E(X^2) - [E(X)]^2 \\
 &= \sum_{x=0}^n x^2 \frac{n!}{x!(n-x)!} \pi^x (1-\pi)^{n-x} - (n\pi)^2 \\
 &= \sum_{x=0}^n [x(x-1) + x] \frac{n!}{x!(n-x)!} \pi^x (1-\pi)^{n-x} - (n\pi)^2 \\
 &= \sum_{x=0}^n x(x-1) \frac{n!}{x!(n-x)!} \pi^x (1-\pi)^{n-x} + n\pi - (n\pi)^2 \\
 &= \sum_{x=0}^n x(x-1) \frac{n(n-1)(n-2)!}{x(x-1)(x-2)![n-2-(x-2)]!} \pi^2 \pi^{x-2} (1-\pi)^{n-x} + \\
 &\quad + n\pi - (n\pi)^2 \\
 &= n(n-1)\pi^2 \sum_{x=2}^n \frac{(n-2)!}{(x-2)![n-2-(x-2)]!} \pi^{x-2} (1-\pi)^{n-x} + n\pi - (n\pi)^2
 \end{aligned}$$

Tenendo presente che

$$\sum_{x=2}^n \frac{(n-2)!}{(x-2)![n-2-(x-2)]!} \pi^{x-2} (1-\pi)^{n-x} = \sum_{y=0}^{n-2} \frac{(n-2)!}{y![n-2-y]!} \pi^y (1-\pi)^{n-2-y} = 1$$

avendo posto  $y = x - 2$ , si ottiene

$$VAR(X) = n(n-1)\pi^2 + n\pi - (n\pi)^2 = n\pi(1-\pi)$$

## 2 Valore atteso e varianza della distribuzione normale

Iniziamo a verificare che l'espressione  $f(x)$  di seguito è una densità

$$f(x, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}}$$

con  $\mu \in \mathfrak{R}$  e  $\sigma \in \mathfrak{R}^+$ ,  $-\infty < x < \infty$ .

Si verifica facilmente che  $f(x, \mu, \sigma^2) \geq 0$ . Occorre poi dimostrare che

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x, \mu, \sigma^2) dx = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}} dx$$

è uguale ad 1.

Ponendo  $z = (x - \mu)/\sigma$  si ottiene:  $x = z\sigma + \mu$ ,  $dx = \sigma dz$

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(z, 0, 1) dz = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz$$

Tenendo presente che (ad es. <http://www.integrals.com> oppure

[http://en.wikipedia.org/wiki/List\\_of\\_integrals\\_of\\_exponential\\_functions](http://en.wikipedia.org/wiki/List_of_integrals_of_exponential_functions)

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-\alpha z^2} dz = \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}} \quad \text{per ogni } \alpha > 0$$

il risultato si ottiene immediatamente.

### 2.1 $E(X)$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x f(x, \mu, \sigma^2) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}} dx$$

Ponendo  $z = (x - \mu)/\sigma$  si ottiene:

$$\begin{aligned} E(X) &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\sigma z + \mu}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} \sigma dz \\ &= \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z e^{-\frac{1}{2}z^2} dz + \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\mu}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz \\ &= -\frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} \Big|_{-\infty}^{\infty} + \mu \times 1 \\ &= 0 + \mu \\ &= \mu \end{aligned}$$

## 2.2 $E(X^2)$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 f(x, \mu, \sigma^2) dx = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2}} dx$$

Ponendo  $z = (x - \mu)/\sigma$  si ottiene:

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{(\sigma z + \mu)^2}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}z^2} \sigma dz \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} z^2 e^{-\frac{1}{2}z^2} dz + \mu^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz + 2\mu\sigma \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z e^{-\frac{1}{2}z^2} dz \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sigma^2 \int_{-\infty}^{\infty} z^2 e^{-\frac{1}{2}z^2} dz + \mu^2 \times 1 + 2\mu\sigma \times 0 \end{aligned}$$

L'integrale

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z^2 e^{-\frac{1}{2}z^2} dz$$

può essere riscritto come

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} z \times (ze^{-\frac{1}{2}z^2}) dz$$

Risolvendo per parti si ottiene:

$$-\frac{1}{\sqrt{2\pi}} ze^{-\frac{1}{2}z^2} \Big|_{-\infty}^{\infty} + \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}z^2} dz = 1$$

Quindi

$$E(X^2) = \sigma^2 + \mu^2$$

Di conseguenza

$$\text{var}(X) = E(X^2) - [E(X)]^2 = \sigma^2 + \mu^2 - \mu^2 = \sigma^2$$

25 febbraio 2014, Corso di Statistica (A-D) 63 ore

Marco Riani

Università di Parma

<http://www.riani.it>