

90

2/11/2017

Συνάρτηση Πιθανότητας Απλ. Διωνυμικής.

$$f_Y(y) = \binom{r+y-1}{y} p^r (1-p)^y, \quad y = 0, 1, \dots \quad (1)$$

$$\left(\mu = r \frac{1-p}{p}, \quad \sigma^2 = r \cdot \frac{1-p}{p^2} \right)$$

$$f_X(x) = P(X=x) = P(Y+r=x) = P(Y=x-r) = f_Y(x-r)$$

$$= \binom{r+(x-r)-1}{x-r} p^r (1-p)^{x-r} = \binom{x-1}{r-1} p^r (1-p)^{x-r}, \quad x = r, r+1, \dots$$

Απόδ: $f_Y(y) = P(Y=y) = P(\text{να γίνουν αριβώς } y \text{ αποτυχίες μέχρι την } r \text{ επιτυχία})$

$$= P(\underbrace{\text{---} \cdot \text{---} \cdot \text{---} \cdot \text{---} \cdot \text{---}}_{r+y-1 \text{ θέσεις στις οποίες μπορεί να βάλω } y \text{ αποτυχίες, } r-1 \text{ επιτυχίες}} \cdot E)$$

$r+y-1$ θέσεις στις οποίες μπορεί να βάλω y αποτυχίες, $r-1$ επιτυχίες

$$= \left[\binom{r+y-1}{r-1} p^{r-1} (1-p)^y \right] \cdot p$$

$$Y \sim \text{AD}(r, p)$$

$$\binom{r+y-1}{r-1} = \binom{r+y-1}{y}$$

$$r=1 \quad \text{AD}(1, p) \equiv G(p)$$

$$X \sim b(v, p) \quad v \rightarrow \infty, \quad p = p_v \rightarrow 0, \quad p_v = \frac{\lambda}{v}, \quad \lambda > 0$$

Γενικότερα: $p_v \rightarrow 0, \quad v \cdot p_v \rightarrow \lambda > 0.$

$$P(X_v = x) \quad \text{όταν} \quad X_v \sim b(v, p_v) \equiv b(v, \frac{\lambda}{v})$$

$$v = 10000 \quad p_v = \frac{1}{5000} \quad v \cdot p_v = 2$$

$$P(X_v = 4) = f_{X_v}(4) = \binom{v}{4} p_v^4 (1-p_v)^{v-4} = \binom{10000}{4} \left(\frac{1}{5000}\right)^4 \left(\frac{4999}{5000}\right)^{9996}$$

$$\approx e^{-2} \frac{2^4}{4!} = \frac{16}{2 \cdot 3 \cdot 4} e^{-2} = \frac{2}{3} e^{-2}$$

As θεωρούμε όριο για $v \rightarrow \infty$

$$\lim_{v \rightarrow \infty} P(X_v = x) = \lim_v \binom{v}{x} \left(\frac{\lambda}{v}\right)^x \left(1 - \frac{\lambda}{v}\right)^{v-x} \quad p_v = \frac{\lambda}{v}$$

$$= \lim_v \frac{(v)_x}{x!} \frac{\lambda^x}{v^x} \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{v}\right)^v}{\left(1 - \frac{\lambda}{v}\right)^x} = \frac{\lambda^x}{x!} \lim_v \underbrace{\left(\frac{(v)_x}{v^x}\right)}_1 \underbrace{\frac{\left(1 - \frac{\lambda}{v}\right)^v}{\left(1 - \frac{\lambda}{v}\right)^x}}_1$$

$(v)_x = \underbrace{v(v-1)\dots(v-x+1)}_{x \text{ παράγοντες}}$

$$\frac{(v)_x}{v^x} = \frac{v(v-1)\dots(v-x+1)}{v \cdot v \dots v} = \left(1 - \frac{1}{v}\right)\left(1 - \frac{2}{v}\right)\dots\left(1 - \frac{x-1}{v}\right) \xrightarrow{v \rightarrow \infty} 1$$

$$\left(1 + \frac{\alpha}{v}\right)^v \rightarrow e^\alpha \quad \left(1 - \frac{\lambda}{v}\right)^v \rightarrow e^{-\lambda}$$

$$\lim_{\nu} P(X_{\nu} = x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}, \quad x = 0, 1, \dots$$

Ορισμός: Η X ακολουθεί κατανομή Poisson με παράμετρο $\lambda > 0$ όταν $S_X = \{0, 1, \dots\}$

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

$$X \sim \text{Poisson}(\lambda) \quad \text{ή} \quad X \sim P(\lambda).$$

Θεώρημα: $X \sim P(\lambda) \Rightarrow \mu = \sigma^2 = \lambda.$

Απόδ: $\mu = \sum_{x=0}^{\infty} x e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=1}^{\infty} \frac{x \lambda^x}{x!} \quad (0 \cdot f_x(0) = 0)$

$$= e^{-\lambda} \sum_{x=1}^{\infty} \frac{\lambda^{x-1+1}}{(x-1)!} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{x=1}^{\infty} \frac{\lambda^{x-1}}{(x-1)!}$$

$\boxed{x-1=j}$ $= \lambda e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!} = \lambda e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = \lambda e^0 = \lambda.$

$$f(\lambda) = 1 + \lambda + \frac{\lambda^2}{2!} + \frac{\lambda^3}{3!} + \frac{\lambda^4}{4!} + \dots \quad f(0) = 1$$

$$f'(\lambda) = (1)' + (\lambda)' + \left(\frac{\lambda^2}{2!}\right)' + \dots = 0 + 1 + 2 + \frac{\lambda^2}{2!} + \dots = f(\lambda)$$

$$E[X(X-1)] = E[X^2 - X] = E[X^2] - E[X].$$

$$\Rightarrow E[X^2] = E[X] + E[X(X-1)] = \lambda + E[X(X-1)] \quad (*)$$

$$E[X(X-1)] = \sum_{x=0}^{\infty} \underbrace{x(x-1)} e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = \sum_{x=2}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{x(x-1)}{x!} \lambda^x$$

$$= e^{-\lambda} \sum_{x=2}^{\infty} \frac{\lambda^{x-2+2}}{(x-2)!} \quad (x(x-1)=0 \text{ για } x=0, x=1)$$

$$= \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{x=2}^{\infty} \frac{\lambda^{x-2}}{(x-2)!} \stackrel{j=x-2}{=} \lambda^2 e^{-\lambda} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!}$$

$$= \lambda^2 e^{-\lambda} e^{\lambda} = \lambda^2 \stackrel{(*)}{\Rightarrow} E[X^2] = \lambda + \lambda^2$$

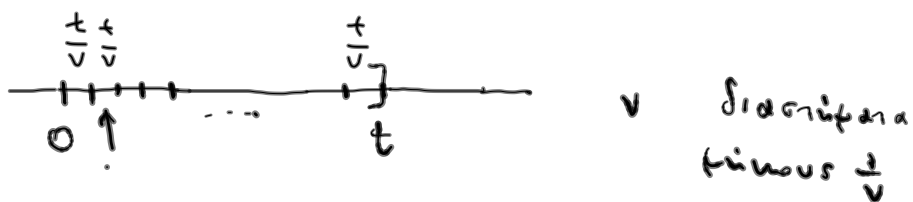
$$\Rightarrow \sigma^2 = E[X^2] - \mu^2 = (\lambda + \lambda^2) - (\lambda)^2 = \lambda.$$

$$v \rightarrow \infty \quad p_v = \frac{\lambda}{v} \rightarrow 0 \quad (v p_v \rightarrow \lambda)$$

$$X_v \sim b\left(v, \frac{\lambda}{v}\right) \quad E(X_v) = v \cdot p_v = v \cdot \frac{\lambda}{v} = \lambda \rightarrow \lambda$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X_v) &= v p_v \cdot (1 - p_v) = v \cdot \frac{\lambda}{v} \left(1 - \frac{\lambda}{v}\right) = \\ &= \lambda \left(1 - \frac{\lambda}{v}\right) \rightarrow \lambda \end{aligned}$$

Αριθμός συμβάντων σε χρονικό διάστημα $(0, t]$.



$$P(\text{να γίνει συμβάν σε κάποιο διάστημα}) \approx \frac{\lambda t}{v}$$

$$X_v \sim b(v, \frac{\lambda t}{v}) \xrightarrow{v \rightarrow \infty} \text{Poisson}(\lambda t)$$

$$X(t) \approx \text{Poisson}(\lambda t)$$

$$X(t) = \# \text{ συμβάντων στο } (0, t]. \quad t > 0.$$

Ανέλιξη Poisson.

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

Άσκησης 3.1, 3.2, 3.4, 3.5, 3.7, 3.10, 3.12, 3.16

3.16 Ο αριθμός θανάτων σε νοσηρ της Αθήνας στη διάρκεια ενός μήνα ακολουθεί Poisson.

Είναι γνωστό ότι

n $P(\text{να συμβεί } 20 \text{ κοτό ένας θάνατος})$

είναι ταρκαηδία της η.μ. να συμβούν ακριβώς 2 θάνατοι. Βρείτε:

(α) Την η.μ. να εν συμβεί θάνατος σε ένα μήνα.

(β) Την η.μ. να συμβούν 20 κοτό 2 θάνατοι σε 2 μήνες.

Έστω $X = X(t)$ ο αριθμός των δαυρίων σε 1 φίνε
(σε $(0,1]$) $P(X=x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}$ ($x=0,1,\dots$)

$$P(X \leq 1) = 4 P(X=2) \Rightarrow f_X(0) + f_X(1) = 4 f_X(2)$$

$$\Rightarrow e^{-\lambda} \frac{\lambda^0}{0!} + e^{-\lambda} \frac{\lambda^1}{1!} = 4 e^{-\lambda} \frac{\lambda^2}{2!}$$

$$e^{-\lambda}(1+\lambda) = 2e^{-\lambda} \lambda^2 \quad 2\lambda^2 - \lambda - 1 = 0$$
$$\Rightarrow \lambda = 1$$

$X(t) = \#$ αυτθ. σε $(0,t] \sim \text{Poisson}(t)$

$$\begin{aligned}
 (\alpha) \quad P(\text{να τη συβει δώνωσ}) &= P(X(1) = 0) \\
 &= e^{-\lambda} = e^{-1}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (\beta) \quad P(\text{να συθούσ ~ νό 2 δώνωσ σε 2 τίνεσ}) \\
 &= P(X(2) \leq 2) \quad X(2) \sim \text{Poisson}(2) \\
 &= P(X(2) = 0) + P(X(2) = 1) + P(X(2) = 2) \\
 &= e^{-2} + e^{-2} \frac{2^1}{1!} + e^{-2} \frac{2^2}{2!} = e^{-2} (1 + 2 + 2) = 5e^{-2}
 \end{aligned}$$

3.10) Από 125 εργαζόμενους, 50 γω, 75 άνδρες,
 διαλέγω τυχαία 5. Να υπολ. την πιθανότητα οι
 2 να είναι γυναίκες (και προσεγγιστικά).

$$\frac{\binom{50}{2} \cdot \binom{75}{3}}{\binom{125}{5}} = \dots = 10 \cdot \frac{50 \cdot 49 \cdot 75 \cdot 74 \cdot 73}{121 \cdot 122 \cdot 123 \cdot 124 \cdot 125}$$

Προσεγγιστικά:

Έστω ότι σε μια ομάδα έχω Α άνδρες, Μ γυναίκες, και διαλέγω στα πρώτα ν από αυτά. Έστω Χ τα άνδρες στα ν που διάλεξα.

$$\begin{aligned}
 f_X(x) = P(X=x) &= \frac{\binom{\lambda}{x} \binom{M}{v-x}}{\binom{\lambda+M}{v}}, \quad x=0,1,\dots,v \\
 &= \frac{\frac{\lambda!}{x!} \frac{M!}{(v-x)!}}{\frac{(\lambda+M)!}{v!}} = \frac{v!}{x!(v-x)!} \frac{\lambda! M!}{(\lambda+M)!} \\
 &= \binom{v}{x} \frac{\lambda! M!}{(\lambda+M)!} \xrightarrow[\frac{\lambda}{\lambda+M} \rightarrow p]{\substack{\lambda \rightarrow \infty \\ M \rightarrow \infty}} \binom{v}{x} p^x (1-p)^{v-x}
 \end{aligned}$$

$$\lambda=50, \quad M=75, \quad p = \frac{50}{125} = \frac{2}{5}, \quad v=5$$

$$P(X=2) \simeq \binom{v}{x} p^x (1-p)^{v-x} = 10 \cdot \left(\frac{2}{5}\right)^2 \left(\frac{3}{5}\right)^3 = \frac{216}{625}$$