

7 Poissonfördelningen

Rep. $X = \#$ lyckade försök av n

$$X \sim \text{Bin}(n, p), \quad p(i) = \binom{n}{i} p^i (1-p)^{n-i}$$

Ex. $X = \#$ besökare i affär under 30 min

Möjlig modell: $X \sim \text{Bin}(n, p)$ där n stort

Antag $E[X] = np$ känt,

säg $E[X] = \lambda$.

$$X \sim \text{Bin}(n, \lambda/n)$$

$$n = 100.000 \quad \lambda = 5 \quad p = 0.00005$$

$$P(X=10) = \binom{100.000}{10} 0.00005^{10} \cdot 0.99995^{99990}$$

Numeriskt krångligt.

Vad händer med $\text{Bin}(n, \lambda/n)$ då $n \rightarrow \infty$?

$$\begin{aligned} P(X=i) &= \binom{n}{i} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^i \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-i} = \frac{n!}{i!(n-i)!} \cdot \frac{\lambda^i}{n^i} \cdot \frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^i} = \\ &= \underbrace{\frac{n(n-1)\dots(n-i+1)}{n^i}}_{\rightarrow 1} \cdot \frac{\lambda^i}{i!} \cdot \underbrace{\frac{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^i}}_{\rightarrow e^{-\lambda}} \rightarrow \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} \end{aligned}$$

Def. En s.v. X sägs vara Poissonfördelad med parameter $\lambda > 0$ om $P(X=i) = \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda}$
 $i = 0, 1, 2, \dots$

Beteckning: $X \sim \text{Po}(\lambda)$

$$\text{Koll: } \sum_{i=0}^{\infty} P(X=i) = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} = e^{-\lambda} \underbrace{\left(1 + \lambda + \frac{\lambda^2}{2} + \dots\right)}_{e^{\lambda}} = 1$$

En Poissonfördelning kan vara en bra modell för:

- # tryckfel/sida
- # besök på hemsida/vecka
- # inkommande samtal till växel/månad

Allmänt: Följd av oberoende slumpmässiga händelser i tid eller rum.

Ex. $X = \#$ besökare i affär/30 min. $P(X=10)$?

$X \sim \text{Bin}(100.000, 0.00005)$ svårt

$X \sim \text{Po}(5)$ ger $P(X=10) = \frac{5^{10}}{10!} e^{-5}$ Inga problem!
100.000 · 0.00005

$$X \sim \text{Bin}(n, p) \Rightarrow E[X] = np (= \lambda)$$

$$\text{Sats. } X \sim \text{Po}(\lambda) \Rightarrow E[X] = \lambda$$

$$\begin{aligned} \text{Bevis: } E[X] &= \sum_{i=0}^{\infty} i \cdot \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} = \lambda e^{-\lambda} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\lambda^{i-1}}{(i-1)!} \overset{j=i-1}{=} \\ &= \lambda e^{-\lambda} \underbrace{\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!}}_{e^{\lambda}} = \lambda \end{aligned}$$

$$X \sim \text{Bin}(n, p) \Rightarrow V(X) = np(1-p) \approx \overbrace{np}^{\lambda} \text{ om } p = \frac{\lambda}{n} \text{ litet.}$$

$$\text{Sats. } X \sim \text{Po}(\lambda) \Rightarrow V(X) = \lambda.$$

Bevis: $V(X) = E[X^2] - E[X]^2$

$$E[X^2] = \sum_{i=0}^{\infty} i^2 \cdot \frac{\lambda^i}{i!} e^{-\lambda} = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{i \lambda^i}{(i-1)!} e^{-\lambda} \stackrel{j=i-1}{=} \quad \checkmark$$

$$= \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(j+1) \lambda^j}{j!} e^{-\lambda} =$$

$$= \lambda \left[\underbrace{\sum_{j=0}^{\infty} j \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda}}_{E[P_0(\lambda)] = \lambda} + \underbrace{\sum_{j=0}^{\infty} \frac{\lambda^j}{j!} e^{-\lambda}}_{\sum P_0(\lambda) = 1} \right] = \lambda(\lambda+1)$$

$$\therefore V(X) = \lambda(\lambda+1) - \lambda^2 = \lambda$$

Geometrisk och för-första-gången fördelning

Ex. $X = \#$ tärningskast till första sexan

$$P(X=i) = P\left(\begin{array}{l} \text{inte sexa i kast } 1, \dots, i-1 \\ \text{sexa i kast } i \end{array}\right) = \left(1 - \frac{1}{6}\right)^{i-1} \cdot \frac{1}{6}$$

Allmänt: Oberoende upprepade försök.

Sannolikhet $p > 0$ att lyckas i givet försök.

$X = \#$ försök till första lyckade

X antar värden $1, 2, \dots, \infty$

Sih.fkt. $p(i) = (1-p)^{i-1} p$.

Tänk om vi aldrig lyckas?

$$\sum_{i=1}^{\infty} p(i) = \sum_{i=1}^{\infty} (1-p)^{i-1} p = p \sum_{j=0}^{\infty} (1-p)^j = p \cdot \frac{1}{1-(1-p)} = 1$$

Så X ändlig med sannolikhet 1.

Def. En s.v. med sannolikhetsfkt $p(i) = (1-p)^{i-1} p$ för $i=1, 2, \dots$ och $p \in (0, 1)$ sägs vara för-första-gången-fördelad.

Beteckning: $X \sim \text{ffg}(p)$

Ex. # tärningskast till första sexan $\sim \text{ffg}(1/6)$

Sats. $X \sim \text{ffg}(p) \Rightarrow E[X] = \frac{1}{p}$

Bewis. $E[X] = \sum_{i=1}^{\infty} i \underbrace{(1-p)^{i-1}}_q p = p \sum_{i=1}^{\infty} i q^{i-1} =$
 $= p \sum_{i=1}^{\infty} (q^i)' = p \left(\sum_{i=1}^{\infty} q^i \right)' = p \left(\underbrace{\sum_{i=0}^{\infty} q^i}_{\frac{1}{1-q}} - 1 \right)' =$
 $= p \cdot \frac{1}{(1-q)^2} = \frac{1}{p}$

Sats. $X \sim \text{ffg}(p) \Rightarrow V(X) = \frac{1-p}{p^2}$ (Se boken s. 91)

$X \sim \text{ffg}(p)$, $Y = X - 1 = \#$ misslyckade innan första lyckade

Y är geometriskt fördelad

$$E[Y] = E[X] - 1 = \frac{1}{p} - 1 = \frac{q}{p} \text{ osv.}$$

Negativ binomialfördelning

Oberoende försök. Sannolikhet p att lyckas i varje.

$X = \#$ försök till r lyckade

($r=1$ ger ffg-fördelning)

X antar värden $i = r, r+1, r+2, \dots$

$X=i$ tex: $\underbrace{A^c A A^c \dots A^c A}_{\substack{r-1 \text{ A} \\ i-r \text{ A}^c}} \uparrow \substack{\text{alltid} \\ \text{A sist}}$ slh. $p^{r-1} q^{i-r} p = p^r q^{i-r}$

$\binom{i-1}{r-1}$ sätt att välja vilka försök som ska lyckas bland de $i-1$ första

$$\therefore p(i) = \binom{i-1}{r-1} p^r q^{i-r} \quad i = r, r+1, r+2, \dots$$

Beteckning: $X \sim \text{NegBin}(r, p)$

↑
ggr vi ska lyckas
↓
slk. lyckas i givet försök

$$E[X] = \frac{r}{p}, \quad V(X) = \frac{r(1-p)}{p^2} \quad (\text{Bevis senare.})$$