

# Föreläsning 8

## Hypergeometrisk fördelningen

Antag att vi har  $N$  st enheter där andelen enheter med egenskapen  $A$  är  $p$ .

Om vi drar  $n$  st enheter utan ~~återläggning~~ återläggning och  $X$  är antalet enheter med egenskapen  $A$  som vi då drar så gäller att

$$X \in \text{HYP}(N, n, p)$$

$$\text{och att } P_X(k) = \frac{\binom{Np}{k} \binom{N(1-p)}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

ifr F.S. §3

## Binomialfördelningen

Antag att händelsen  $A$  inträffar med samma sannolikhet  $P(A) = p$  i varje försök.

Antag att vi gör  $n$  försök,

Antag att  $X$  är antalet ggr  $A$  inträffar

Då gäller att  $X \in \text{Bin}(n, p)$  och att

$$P_X(k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad \text{ifr F.S. §3}$$

## När kan vi approximera Hyp till Bin?

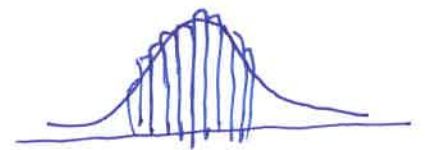
Om vi nu har att  $\underline{X} \in \text{Hyp}(N, n, p)$

och  $\frac{n}{N} \leq 0.1$  gäller att

$\text{Hyp}(N, n, p) \sim \text{Bin}(n, p)$  jfr §6: E.S

(ty då kan vi nästan samma sannolikhet i varje dragning)

## Approximationen Bin $\rightarrow$ N



Antag att  $\underline{X} \in \text{Bin}(n, p)$

där  $\underline{X}$  är antalet lyckade försök

Vi kan skriva  $\underline{X} = I_1 + I_2 + \dots + I_n$

där  $I_k = 0$  om försöket misslyckas

och  $I_k = 1$  om försöket lyckas

$$P(I_k = 0) = 1 - p \quad P(I_k = 1) = p$$

~~Detta ger~~  $E(\underline{X}) = E(I_1) + \dots + E(I_n)$

$$E(I_k) = \cancel{E(I_k)} \quad 0 \cdot (1-p) + 1 \cdot p = p$$

$$\Rightarrow E(\underline{X}) = n \cdot p$$

$$E(I_k^2) = 0^2 \cdot (1-p) + 1^2 \cdot p = p$$

$$V(I_k) = E(I_k^2) - E^2(I_k) = p - p^2 = p(1-p)$$

$$V(\underline{X}) = \text{ober} = \sum V(I_k) = np(1-p)$$

enl F.S. §6 gäller att

$$\text{Bin}(n, p) \sim N(np, \sqrt{np(1-p)}) \quad \text{om } np(1-p) \geq 10$$

Detta är egentligen ett C.G.S - villkor +  
det gäller ju om  $n$  är tillräckligt stort

$I_{\mu}$ :na är ju då oberoende och många.

factorn  $p(1-p)$  är ett symmetri villkor

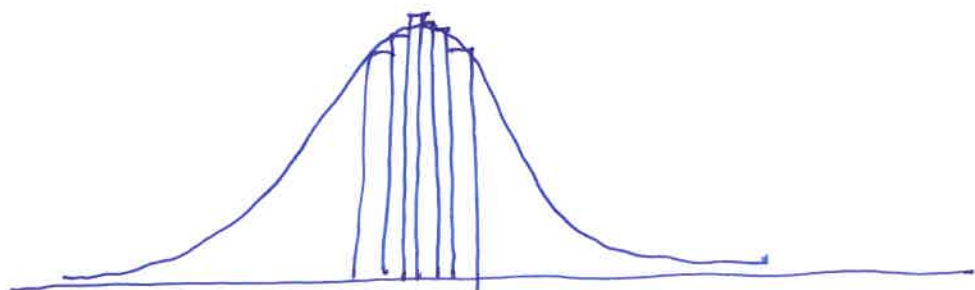
ju mer symmetrisk en fördelning är ju  
mindre behöver  $n$  vara för att C.G.S ska gälla

om  $p = 0.5$  räcker det att  $n \geq 40$

om  $p = \frac{1}{1000}$  måste  $n$  vara  $> 10000$

## Halvvarrektion

När vi approximerar en diskret fördelning  
till en kontinuerlig fördelning så går  
vi från att summera arean av staplar  
med basytan 1 och höjden  $P_{\bar{X}}(h)$  till att  
integrera täthetsfunktionen  $\int_a^b f_{\bar{X}}(x) dx$



I det diskreta fallet är t.ex.

$$P(120 \leq \bar{X} \leq 180) = P(119 < \bar{X} < 181)$$

Vilka gränser ska väljas i  $\int f_{\bar{X}}(x) dx$ ?

Kompromissen blir då  $P(119.5 < \bar{X} < 180.5) \equiv$

$$\Rightarrow \int_{119.5}^{180.5} f_{\bar{X}}(x) dx$$

Detta ~~och~~ kallas halvhörsrelation

Att jag tar upp detta beror <sup>inte minst</sup> på att när ni löser uppgifter i Bloms bok kommer ni att märka att man i vissa svar har använt sig av halvhörsrelation

Räkna uppg 2 på ~~den~~ avgiften 2017

om  $\frac{n}{N} \leq 0.1$

$E(\bar{X}) = np$   
 $V(\bar{X}) = \frac{N-n}{N-1} np(1-p)$

$\Rightarrow Hyper(N, n, p) \sim Bin(n, p)$

D.v.s vi har ungefär samma slk i varje drag

Poisson-fördelningen

Om vi har ett visst intervall där en viss typ av händelse A inträffar med samma slk i varje punkt och  $\bar{X}$  är antalet händelser som inträffa

$\Rightarrow \bar{X} \in Po(\mu)$  där  $\mu =$  väntevärdet

Sats om  $\bar{X} \in Po(\mu_1)$  och  $\bar{Y} \in Po(\mu_2)$  oberoende  $\Rightarrow \bar{X} + \bar{Y} \in Po(\mu_1 + \mu_2)$   
 $E(\bar{X}) = \mu$   $V(\bar{X}) = \mu$

N-approx

Delar du upp intervallet i n delintervall och låt  $\bar{X}_i$  vara antal händelser i intervallet i



$\Rightarrow \bar{X}_i \in Po(\mu_i)$

p.g.a oberoende  $\Rightarrow \bar{X}_1 + \dots + \bar{X}_n \in Po(\mu_1 + \dots + \mu_n) = Po(\mu)$

Även här antar vi att vi p.g.a av

C.G.S kan approximera  $\bar{X}_1 + \dots + \bar{X}_n$  till  $N(\mu, \sigma)$  till  $N(\mu, \sqrt{\mu})$

om n stort

n stort om  $\mu \geq 15$

Po-approx från Bin-fördelning



TVÄ SITT  
ART SEDER

Antag här att antal händelser  $X \in Po(\mu)$   
d.v.s vi har i genomsnitt  $\mu$  händelser



Delar nu upp intervallet i  $n$  st delintervall där  $n$  är stort  
så att det i varje intervall <sup>en liten</sup> sannolikhet  $p$   
att händelsen inträffar

om  $X$  är antalet händelser på hela intervallet

blir  $X \in Bin(n, p)$

d.v.s  $np = \mu$

$n$  är stort  $p$  är litet

$$P_X(h) = \binom{n}{h} p^h (1-p)^{n-h} = \frac{n!}{h!(n-h)!} p^h (1-p)^{n-h}$$

$$= \frac{n!}{h!(n-h)!} \left(\frac{\mu}{n}\right)^h \left(1 - \frac{\mu}{n}\right)^{n-h}$$

$$= \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-h+1)}{h!} \frac{\mu^h}{n^h} \left(1 - \frac{\mu}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\mu}{n}\right)^{-h}$$

$$= \frac{n(n-1)(n-2)\dots(n-h+1)}{n^h} \frac{\mu^h}{h!} \left(1 - \frac{\mu}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\mu}{n}\right)^{-h}$$

$$\stackrel{n \gg h}{\approx} 1 \cdot \frac{\mu^h}{h!} e^{-\mu} \cdot 1 = \frac{\mu^h}{h!} e^{-\mu}$$

d.v.s  $X \sim Po(\mu)$  om  $p \leq 0.1$

Ut för ligare  
bevis  
v.g.v.

Om  $X \in \text{Bin}(n, p)$  skall approximeras så att  $\bar{X} \in \text{Po}(\mu)$  så krävs att sannolikhetsfunktionerna blir lika ungefär.

D.v.s att 
$$\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \approx \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu}$$

Detta är ju  $P(X=k)$  i Bin resp Po

Om  $X$  är antal händelser på ett intervall och  $X \in \text{Po}(\mu)$  Då blir ju  $E(X) = \mu$



dela nu upp intervallet

i  $n$  st delintervall så små att

Sannolikheten att en händelse inträffar i delintervallet mer än en gång är försumbar.

Då kan vi se det som att vi har  $n$  ggr och att  $P(\text{händelsen inträffar i delintervallet}) = p$

D.v.s  $X \in \text{Bin}(n, p)$  och  $E(X) = np$

D.v.s  $\mu = np \Rightarrow p = \frac{\mu}{n}$  n stort, p litet

No gäller det att  $\binom{n}{k} \left(\frac{\mu}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\mu}{n}\right)^{n-k}$  att

bli  $\frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu}$



$$\binom{n}{k} \left(\frac{\mu}{\lambda}\right)^k \left(1 - \frac{\mu}{\lambda}\right)^{n-k} =$$

$$= \frac{n!}{k!(n-k)!} \frac{\mu^k}{\lambda^k} \underbrace{\left(1 - \frac{\mu}{\lambda}\right)^n}_{\substack{e^{-\mu} \\ \text{ty } n \text{ starts}}} \cdot \underbrace{\left(1 - \frac{\mu}{\lambda}\right)^{-k}}_{\substack{1 \\ \text{ty } n \text{ starts}}}$$

$$= \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \cdot \frac{n!}{(n-k)!} \cdot \frac{1}{\lambda^k} = [\lambda \gg \mu] =$$

$$= \left[ \text{ta. b. ex. } \begin{array}{l} n=1000 \\ k=3 \end{array} \right] =$$

$$= \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \cdot \frac{1000 \cdot 999 \cdot 998 \cdots \cdots \cdot 3 \cdot 2 \cdot 1}{997! \cdot (1000^3)} =$$

$$= \frac{1000 \cdot 999 \cdot 998 \cdot \cancel{997!}}{1000 \cdot 1000 \cdot 1000 \cdot 997!} \cdot \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu}$$

≈ 1

V.S.V.

Sammer fattning

Sid 7

~~1000~~  
~~1000000~~

$$\text{Hyp} \rightarrow \text{Bin} \rightarrow N$$
$$\quad \quad \quad \downarrow \rightarrow P_0$$

$$P_0 \rightarrow N$$

~~$$\text{Bin} \rightarrow P_0 \rightarrow N$$~~

$\Rightarrow$  fel varians i N approx