### 1 Kombinasjoner(Uavhengig av Rekkefølge)

$$nCk = \binom{n}{k}$$
 - uten tilbakelegging  $\binom{n+k-1}{k} = \binom{n+k-1}{n-1}$  - med tilbakelegging

## 2 Permutasjoner(Avhengig av Rekkefølge)

$$nPk = k!\binom{n}{k}$$
 - uten tilbakelegging  $n^k$  - med tilbakelegging

### 3 Sannsynligheter

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$
 
$$P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)} = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)} \text{ - Bayes Regel}$$

## 4 Forventning, Varians og Covarians

$$\begin{split} \sigma^2 &= E[X^2] - E[X]^2 \\ Cov(X,Y) &= E[XY] - \mu_x \mu_y \qquad Cov(aX_1 + X_2, Y) = aCov(X_1, Y) + Cov(X_2, Y) \\ P(|X - \mu| \ge k\sigma) &\le \frac{1}{k^2} \end{split}$$

# 5 Diskrete Fordelinger

**Binomisk** -  $\binom{n}{k} p^x (1-p)^{n-x}$  - Antall gunstige med tilbakelegging

- 1. n uavhengige forsøk
- 2. Enten intreffer A, eller ikke.
- 3. P(A) er lik i alle forsøkene

**Hypergeometrisk** -  $\frac{\binom{k}{x}\binom{N-k}{n-x}}{\binom{N}{n}}$  - Antall gunstige uten tilbakelegging k = tot gunstige, N = tot mulige, n = antall "trukket", x = antall "vunnet"

**Negativ Binomisk** -  $\binom{x-1}{k-1}p^k(1-p)^{x-k}$  - P for å få k'te gunstige i x'te forsøk Merk: Geometrisk er Negativ Binomisk med x=1.

**Poisson** -  $\frac{\mu^x}{x!}e^{-\mu}$  - Antall forekomster i tidsintervall

- 1. Ikke overlappende tidsinterval har uavhengig antall forekomster
- 2. Det finnes en konstant  $\lambda$  slik at  $P(X=1) \approx \lambda dt$  i [t,t+dt]
- 3.  $P(X \ge 2) \approx 0$  i [t,t+dt]

#### 6 Kontinuerlige Fordelinger

Normalfordeling -  $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}e^{-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2}$ ,  $E[X]=\mu$ ,  $Var[X]=\sigma^2$ 1. Binomisk fordeling opptrer som N(0,1) når  $np, n(1-p)\geq 5$ 

- 2. t-fordelingen (og de fleste andre) opptrer som N(0,1) når  $n \geq 30$
- 3. Generelt opptrer alle fordelinger seg som N(0,1) når  $n\to\infty$

**Eksponensialfordeling** -  $\lambda e^{-\lambda t}$ ,  $\lambda, t > 0$  - "glemsk"

Gammafordeling -  $\frac{1}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)}x^{\alpha-1}e^{-\frac{x}{\beta}}, x>0$ 

- 1.  $\alpha=1$  er eksponsialfordelingen med  $\lambda=\frac{1}{\beta}$
- 2.  $\alpha = n$  er fordelingen til ventetiden til n-te hendelse i en Poisson-prosess

**Kji-kvadrat-fordeling** -  $\frac{1}{2^{v/2}\Gamma(v/2)}x^{\frac{v}{2}-1}e^{-\frac{x}{2}}, x \geq 0, E[X] = v, Var[X] = 2v$  Fordelingen til summen av to kji-kvadrat-fordelte variable tilsvarer fordelingen til summen av frihetsgradene

**t-fordeling** -  $\frac{Z}{\sqrt{\frac{V}{U}}}$ ,  $Z \sim N(0,1)$ ,  $V \sim \chi^2(\nu)$ , Z og V uavhengige.  $\frac{\bar{X}-\mu}{\frac{S}{\sqrt{n}}}$ er t-fordelt med n-1 frihetsgrader der;

S = empirisk standardavvik  $X \sim N(0, 1)$ 

#### **Funksjoner** 7

Variabelskifte -  $Y = u(X), X = u^{-1}(Y) = w(Y)$ 

Y har fordeling: g(y) = f(w(y)) w'(y)

Momentgenererende -  $M_X(t) = E[e^{tX}], E[X^k] = M_X^{(k)}(0)$  $M_{aX_1+bX_2}(t) = M_{X_1}(at) \cdot M_{X_2}(bt)$ 

Ordningsvariable(sorterte) - får  $\{Y_1 \leq Y_2 \leq ... \leq Y_n\}$  fra  $\{X_1, X_2, ..., X_n\}$   $f_{Y_1}(y) = n(1 - F_X(y))^{n-1} f_X(y)$   $f_{Y_k}(y) = \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} f_X(y) F_X(Y)^{k-1} (1 - F_X(y))^{n-k}$ 

#### 8 Estimering

Forventningsrett:  $E[\hat{\theta}] = \theta$ , Minste  $Var[\hat{\theta}]$  gir beste estimator

Middelverdi:  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} X_i$ , Uavhengig av fordelingen til  $X_i$ 

Normalfordeling -  $\mu_{\bar{X}} = E[\bar{X}] = \frac{1}{n} E[\sum_{i=1}^{n} X_i] = E[X] = \mu$ 

$$\sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{1}{n^2} Var[\sum_{i=1}^n X_i] = \frac{n}{n^2} Var[X] = \frac{\sigma^2}{n}$$

Kjenner vi
$$\sigma^2$$
 : 
$$\mathbf{Z} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

Kjenner vi ikke  $\sigma^2$  bruker vi estimatoren  $S^2$ :

$$S^{2} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \bar{X})^{2} = \frac{n \sum_{i=1}^{n} X_{i}^{2} - (\sum_{i=1}^{n} X_{i})^{2}}{n(n-1)}$$
$$V = \frac{n-1}{\sigma^{2}} S^{2} = \frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \bar{X})^{2} \sim \chi_{n-1}^{2}$$

Dersom n>30kan vi bruke estimeringen:  $Z=\frac{\bar{X}-\mu}{S/\sqrt{n}}\sim N(0,1)$ 

Dersom n < 30 må vi bruke  $T = \frac{\bar{X} - \mu}{S/\sqrt{n}} \sim T_{n-1}$ 

Sann synlighets make simering sestimator (SME):

$$L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta) = \prod_{i=1}^n f(X_i; \theta)$$

$$ln(L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta)) = \sum_{i=1}^n f(X_i; \theta)$$

$$\frac{\partial ln(L(X_1, X_2, ..., X_n; \theta))}{\partial \theta} = \frac{\partial}{\partial \theta} (\sum_{i=1}^n f(X_i; \theta)) = 0 \text{ løser for } \theta \text{ gir } \hat{\theta} = \text{SME}$$

#### Konfidensintervall 9

Normalfordeling - 
$$P(-z_{\alpha/2} < Z < z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$
 t-fordeling -  $P(-t_{\alpha/2} < T < t_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$   $\chi^2$ -fordeling -  $P(\chi^2_{1-\alpha/2,v} < V < \chi^2_{\alpha/2,v}) = 1 - \alpha$ 

Prediksjonsintervall (forutse verdien på X, med kjent 
$$\sigma$$
, ukjent  $\mu$ ):  $Y = X - \bar{X}, \quad E[Y] = 0, \quad Var[Y] = (1 + \frac{1}{n})\sigma^2, \quad Z = \frac{X - \bar{X}}{\sigma(1 + \frac{1}{n})} \sim N(0, 1)$ 

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$$

Estimering av forskjellen mellom to middelverider $(\bar{X}_1 - \bar{X}_2)$ :  $\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N(\mu_1 - \mu_2, \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$  Hvis  $\sigma_1$  &  $\sigma_2$  er ukjente, men like  $(\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma)$ , estimerer vi  $\sigma^2 = S_P^2$ :  $S_P^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ , nå fordelt med  $\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim T_{\frac{\alpha}{2}, n_1 + n_2 - 2}$ 

$$S_P^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$
, nå fordelt med  $\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim T_{\frac{\alpha}{2}, n_1 + n_2 - 2}$ 

Hvis  $\sigma_1$  &  $\sigma_2$  er ukjente og ulike  $(\sigma_1 \neq \sigma_2)$ , må vi bruke  $S_1 for \sigma_1$ ,  $S_2 for \sigma_2$  og:

$$\nu = \frac{(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2})^2}{\frac{(\frac{s_1^2}{n_1})^2}{n_1-1} + \frac{(\frac{s_2^2}{n_2})^2}{n_2-1}}$$
som antall frihetsgrader i t-fordelingen(rund av til heltall)

Estimering av p i Binomial Fordeling( $p^*$  som observator):

$$Z_{obs} = \frac{p^* - p}{\frac{p(1-p)}{n}}$$
  $n$  stor nok til å bruke  $Z_{obs} \sim N(0,1)$ 

Estimering av forskjell mellom  $\underline{\text{to binomial} for} \underline{\text{delinger:}}$ 

$$p_1^* - p_2^* \sim N(p_1 - p_2, \sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}})$$

Estimering av Varians:  $\frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$ 

### 10 Hypotesetesting

Type 1 feil:  $\alpha = P(forkaste H_0|H_0 er rett) = signifikansnivå$ 

Type 2 feil:  $\beta = P(ikke\ forkaste\ H_0|H_1\ er\ rett),\ (1-\beta) = \text{styrken}$ 

P-verdi:  $\alpha$ -verdi slik at vi akkurat forkaster  $H_0$ 

Test av forventning( $\mu$ ) til normalfordeling:

kjent 
$$\sigma$$
, tosidig test  $\sim H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0;$   

$$P(\mu_0 - \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2} < \bar{X} < \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_{\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

kjent 
$$\sigma$$
, énsidig test  $\sim H_0: \mu \leq \mu_0, H_1: \mu > \mu_0;$   
 $P(\bar{X} < \mu_0 + \frac{\sigma}{\sqrt{n}} z_\alpha) = 1 - \alpha$ 

ukjent 
$$\sigma$$
, tosidig test  $\sim H_0: \mu = \mu_0, H_1: \mu \neq \mu_0;$   
 $P(\mu_0 - \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2, n-1} < \bar{X} < \mu_0 + \frac{S}{\sqrt{n}} t_{\alpha/2, n-1}) = 1 - \alpha$ 

To-utvalg; Test av to forventninger 
$$\sim H_0: \mu_1 - \mu_2 = d_0, H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq d_0: z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}, T = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{S_p \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

Testing av Variansen til en normalfordeling:

$$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2, H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2;$$

$$W = \frac{\sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2}{\sigma_0^2} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

$$P(\frac{\chi_{1-\frac{\alpha}{2},n-1}^2}{n-1}\sigma_0^2 < S^2 < \frac{\chi_{\frac{\alpha}{2},n-1}^2}{n-1}\sigma_0^2) = 1 - \alpha$$

# 11 Lineær Regresjon

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2), \quad Y_i \sim N(\beta_0 + \beta_1 x_i, \sigma^2)$$
  
$$\hat{y} = b_0 + b_1 x$$

$$b_0 = \bar{y} - b\bar{x}$$
  $E[b_0] = \beta_0$   $Var[b_0] = \frac{\sigma^2 \sum_{i=1}^n x_i^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$ 

$$b_1 = \frac{\sum\limits_{i=1}^{n}{(x_i - \bar{x})y_i}}{\sum\limits_{i=1}^{n}{(x_i - \bar{x})^2}} \qquad E[b_1] = \beta_1 \qquad Var[b_1] = \frac{\sigma^2}{\sum\limits_{i=1}^{n}{(x_i - \bar{x})^2}}$$

$$\sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x}) = \sum_{i=1}^{n} x_i - \sum_{i=1}^{n} \bar{x} = \sum_{i=1}^{n} x_i - n\bar{X} = \sum_{i=1}^{n} x_i - \sum_{i=1}^{n} x_i = 0$$

$$s^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{y})^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^{n} (y_i - (b_0 - b_1 x_i))^2$$

$$V = \frac{(n-2)s^2}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{n} (Y_i - b_0 - b_1 x_i)^2 \sim \chi_{n-2}^2$$

Hypotese-testing: 
$$T = \frac{b_1 - \beta_1}{S/\sqrt{S_{xx}}} \sim t_{n-2}$$
  $S_{xx} = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$ 

Prediksjonsintervall: 
$$y_0 =$$
 fremtidig verdi av  $Y_0$ 

$$T = \frac{\hat{Y}_0 - Y_0}{s\sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{-(x_0 - \bar{x})^2}{\sum\limits_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}}} \sim t_{n-2}$$