

$$\xi_k \in N(\mu_k, \sigma_1), k = 1, 2, \dots, n \quad \eta_k \in N(\mu_k + \Delta, \sigma_2), k = 1, 2, \dots, n$$

Oberoende par (ξ_k, η_k) . (Dock tillåtet med beroende mellan ξ_k och η_k .)

- Bilda $\zeta_k = \eta_k - \xi_k \in N(\Delta, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$, med observerade värden z_k .
- Räkna ut medelvärde \bar{z} och skattad standardavvikelse s . (formelblad)
- Ett konfidensintervall för Δ med konfidensgrad $1 - \alpha$ är $[\bar{z} - a, \bar{z} + a]$ med $a = t_{\alpha/2}(n - 1) \frac{s}{\sqrt{n}}$. (För okänt σ .)

Nu: Två oberoende stickprov (jämförelse sid 216)

$$\xi_k \in N(\mu_1, \sigma), k = 1, 2, \dots, n_1 \quad \eta_k \in N(\mu_2, \sigma), k = 1, 2, \dots, n_2$$

Alla variabler oberoende.

Skillnad: Samma fördelning för alla k , samma σ , tillåtet att $n_1 \neq n_2$.

$$\xi_k \in N(\mu_1, \sigma), k = 1, 2, \dots, n_1 \quad \eta_k \in N(\mu_2, \sigma), k = 1, 2, \dots, n_2$$

Alla variabler oberoende.

- Ger att $\bar{\xi} \in N(\mu_1, \frac{\sigma}{\sqrt{n_1}})$, $\bar{\eta} \in N(\mu_2, \frac{\sigma}{\sqrt{n_2}})$ och $\bar{\xi} - \bar{\eta} \in N(\mu_1 - \mu_2, \sigma \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}})$.
- Från observerade stickprov ($x_k \leftrightarrow \xi_k, y_k \leftrightarrow \eta_k$), räkna ut $\bar{x}, \bar{y}, s_x, s_y$.
- Formel (8.6), **sid 214** ger bättre skattning av σ :

$$s^2 = \sigma_{\text{obs}}^2 * = \frac{(n_1 - 1)s_x^2 + (n_2 - 1)s_y^2}{n_1 - 1 + n_2 - 1} \quad \left(= \frac{s_x^2 + s_y^2}{2} \text{ om } n_1 = n_2 \right)$$

- **Sid 216:** Konfidensintervall för $\mu_1 - \mu_2$ med konfidensgrad $1 - \alpha$: $[\bar{x} - \bar{y} - a, \bar{x} - \bar{y} + a]$ med $a = t_{\alpha/2}(n_1 - 1 + n_2 - 1) s \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}$.

Lab 1 och 2

Om vi antar normalfördelade kroppsmått och en systematisk skillnad mellan dominerande och icke dominerande sida i Lab 1 och 2, så kan vi beteckna observationerna på följande sätt för $k = 1, 2, 3, \dots, 18$

	Icke dominerande sida	Dominerande sida
Kvinnor	$\xi_k^I \in N(\mu_k^K, \sigma_1)$	$\xi_k^D \in N(\mu_k^K + \Delta^K, \sigma_2)$
Män	$\eta_k^I \in N(\mu_k^M, \sigma_1)$	$\eta_k^D \in N(\mu_k^M + \Delta^M, \sigma_2)$

$(\sigma_1 = \sigma_2)$

Problemtyp 1: Undersök skillnaden mellan de två sidorna för kvinnor

Stickprov i par, ty tydlig parbildning mellan variablerna i oberoende par (ξ_k^D, ξ_k^I) med variation mellan paren så att vi ej får samma systematiska skillnad Δ^K (d v s modellfel) om vi bildar andra par (ξ_j^D, ξ_m^I) .

- Bilda $\zeta_k = \xi_k^D - \xi_k^I \in N(\Delta^K, \sigma)$ med observerade värden z_k . ($\sigma = \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}$ bara om σ_1, σ_2 oberoende, men det kvittar när σ_1, σ_2 är okända.)
- Konfidensintervall för Δ^K med konfidensgrad $1 - \alpha$: $[\bar{z} - a, \bar{z} + a]$ med $a = t_{\alpha/2}(17) \frac{s}{\sqrt{18}}$ (som på sid 211 i boken).

Alltså: Stickprov i par när observationer hör tydligt ihop parvis.

Problemtyp 2: Undersök skillnad kvinna–man för icke dominerande sida

Nu samma μ^K och μ^M för alla k (d v s väntevärden för hela populationen). Modellantagande (sid 216) stämmer då både för stickprov i par och för två stickprov, men nu ingen tydlig parindelning (kvittar vilket ξ_j^I som paras ihop med vilket η_m^I). **Tumregel:** Vi väljer då att väga ihop två oberoende stickprov (ett för män, ett för kvinnor) som på sid 215:

- Räkna ut $\bar{x}, \bar{y}, s_K, s_M$ och $\sigma_{\text{obs}}^* = \sqrt{\frac{(18-1)s_K^2 + (18-1)s_M^2}{18-1+18-1}} = \sqrt{\frac{s_K^2 + s_M^2}{2}}$.
- Konfidensintervall för $\mu^M - \mu^K$ med konfidensgrad $1 - \alpha$: $[\bar{y} - \bar{x} - a, \bar{y} - \bar{x} + a]$ med $a = t_{\alpha/2}(18 + 18 - 2) \sigma_{\text{obs}}^* \sqrt{\frac{1}{18} + \frac{1}{18}}$.

Vi räknar här ut punktskattningen σ_{obs}^* från från dubbelt så många observerade värden som metoden för stickprov i par, vilket (lite förenklat) i allmänhet ger mindre konfidensintervall än med den metoden när det ej finns någon tydlig parbildning mellan observationerna att utnyttja.