$H_0: \; \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$

$$\frac{SSTR}{\sigma^2} \sim \chi^2(k-1) \quad \text{dersom } H_0 \text{ gjeld.}$$

$$\bar{Y}_{\cdot\cdot} = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} \bar{Y}_{\cdot j} \quad \text{og} \quad \bar{Y}_{\cdot j} \text{ er ikkje påverka av } \beta_1, \dots, \beta_b.$$

Difor gjeld resultatet frå kap 12.

Det kan visast at SSTR og SSE er uavhengige.

Teorem 13.2.3

Gå ut frå at $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_k = 0$ er sann

Då er
$$F = \frac{\dfrac{SSTR}{\sigma^2(k-1)}}{\dfrac{SSE}{\sigma^2(b-1)(k-1)}} = \frac{\dfrac{SSTR}{k-1}}{\dfrac{SSE}{(b-1)(k-1)}} \sim F_{(k-1),(b-1)(k-1)}$$

Variansanalysetabellen

Kjelder	F.G	SS	MS	F	P
Behandling	$k-1$	SSTR	$SSTR/(k-1)$	$\frac{SSTR}{k-1} \Big/ \frac{SSE}{(b-1)(k-1)}$	$P(F_{k-1,(b-1)(k-1)} \geq f)$
Blokker	$b-1$	SSB	$SSB/(b-1)$		
Feil	$(b-1)(k-1)$	SSE	$SSE/(b-1)(k-1)$		
Total		SSTOT			

Kva med blokker. Sidan det er restriksjonar på randomisering er ikkje ein F test for å teste om ein skal forkaste $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_b = 0$ rekna som påliteleg.
Det er likevel ikkje uvanleg å sjå på
$$F = \frac{SSB}{b-1} \Big/ \frac{SSE}{(b-1)(k-1)}$$
og samanlikne med $F_{1-\alpha, b-1, (b-1)(k-1)}$
for å ha ein indikasjon på om det er nokre blokker som skil seg frå andre.

Konfidensintervall kan lagast som før.

LSD. Konfidensintervall for $\mu_j - \mu_l = \mu + \alpha_j - \mu - \alpha_l = \alpha_j - \alpha_l$

blir $C_{jl} = \bar{y}_{\cdot j} - \bar{y}_{\cdot l} \pm t_{\frac{\alpha}{2}, v}\, s \sqrt{\underbrace{\frac{1}{b} + \frac{1}{b}}_{\frac{2}{b}}}$

Her er $v = (b-1)(k-1)$ og $s = \sqrt{MSE}$

Tukey sin test.

Bytt ut $t_{\frac{\alpha}{2}, v}$ med $\frac{Q(\alpha, k, v)}{\sqrt{2}}$ der $v = (b-1)(k-1)$

Kontrastar for behandlingsmetar

Eksempel 13.2.3. Full måne og Før Under Etter. mental helse. Folk søker tilfluktsrom

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$ blir ikkje forkasta. $F_{obs} = \frac{\frac{38.59}{2}}{\frac{132.08}{22}} = 3.22 < F_{0.95, 2, 22}$

$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0$

$C = -\frac{1}{2}\mu_1 + \mu_2 - \frac{1}{2}\mu_3$

$C = 0$ tilsvarar $\mu_2 = \frac{\mu_1 + \mu_3}{2}$

$\hat{C} = -\frac{1}{2}\bar{Y}_{\cdot 1} + \bar{Y}_{\cdot 2} - \frac{1}{2}\bar{Y}_{\cdot 3} = 2.11$

$SS_C = \frac{(2.11)^2}{\frac{\frac{1}{4}}{12} + \frac{1}{12} + \frac{\frac{1}{4}}{12}} = 35.62.$

$\frac{SS_C}{MSE} \sim F_{1, 22}$. $\left.\frac{SS_C}{MSE}\right|_{obs} = \frac{\frac{35.62}{1}}{\frac{132.08}{22}} = 5.93 > 4.3 = F_{0.95, 1, 22}$

$\Rightarrow$ forkast.

13.3 Par testen

Situasjon. Vi har 2 behandlingar T1 og T2 som kan undersøkast i par. I kvart par er forsøkseiningane like.

La X_i vere observasjon med T_1, $i = 1, 2, \ldots, b$.

La Y_i vere observasjon med T_2, $i = 1, 2, \ldots, b$

	T1	T2	D
Par 1	X_1	Y_1	$X_1 - Y_1$
Par 2	X_2	Y_2	$X_2 - Y_2$
	$\vdots$	$\vdots$	
Par b	X_b	Y_b	$X_b - Y_b$

$$X_i = \mu_X + B_i + \mathcal{E}_i$$

$$Y_i = \mu_Y + B_i + \mathcal{E}_i'$$

$$D_i = X_i - Y_i = \mu_X + B_i + \mathcal{E}_i - (\mu_Y + B_i + \mathcal{E}_i')$$

$$= \mu_X - \mu_Y + \underbrace{\mathcal{E}_i - \mathcal{E}_i'}_{\mathcal{E}_i}$$

$$E[D_i] = \mu_X - \mu_Y = \mu_D$$

$$Var[D_i] = Var[\mathcal{E}_i^D] = \sigma_D^2$$

$\mathcal{E}_i^D \sim N(0, \sigma_D^2)$ og uavh. $i = 1, 2, \ldots, b$.

$D_i \sim N(\mu_D, \sigma_D^2)$ og uavh $i = 1, 2, \ldots, b$.

$H_0: \mu_X = \mu_Y \iff H_0: \mu_D = 0$

La $S_D^2 = \dfrac{\sum_{i=1}^{b} (D_i - \bar{D})^2}{b-1}$. Under H_0 er $T = \dfrac{\bar{D} - \mu_D}{\frac{S_D}{\sqrt{b}}} \sim t$-fordelt

med $b-1$ fridomsgrader.

$H_0: \mu_D = 0 \qquad H_1: \begin{cases} \mu_D > 0 \\ \mu_D \neq 0 \\ \mu_D < 0 \end{cases}$

Forkast.

$T_{obs} \geq t_{\alpha, b-1}$

$|T_{obs}| \geq t_{\frac{\alpha}{2}, b-1}$

$T_{obs} \leq -t_{\alpha, b-1}$