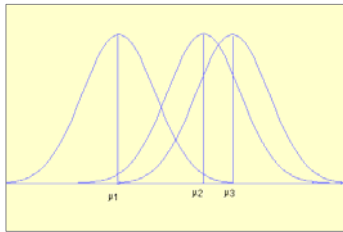


# Variansanalys

## ANOVA



uwe.menzel@math.uu.se

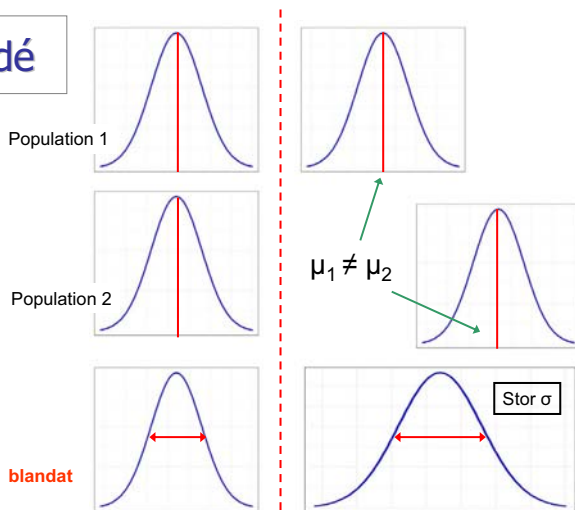
# ANOVA - ANalysis Of VAriance

- Stickprov från flera populationer ( $\geq 2$ )
- analyserar variansen (spridningen) i varje stickprov för att dra slutsatser om **medelvärden**
- **Har alla populationer samma medelvärden?**
- om testvariabeln blir signifikant stor:
  - *minst en* population har ett avvikande medelvärde
  - (även om man inte vet vilken population det var)

Hur kan man använda varianserna för att uttala sig om medelvärden ??

→ se nästa sida

### Idé



# Experiment med flera populationer

- Undersökning om en oberoende variabel ("faktor") har inflytande på en beroende variabel
  - Mängd gödsel → mängd skördade potatis
- **Faktor:** gödsel
  - **Level:** 300 mg/m<sup>2</sup>; 500 mg/m<sup>2</sup>; 700 mg/m<sup>2</sup>
- Finns en effekt av gödsel på skörden?
- En faktor → **One-way ANOVA**

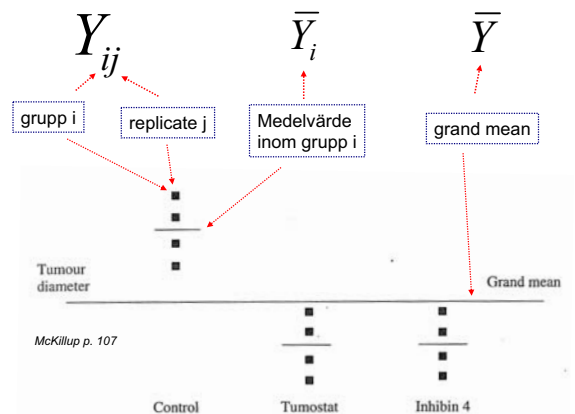


# Beteckningar

Treatment 1 Population 1 (grupp 1)	Treatment 2 Population 2 (grupp 2)	Treatment 3 Population 3 (grupp 3)
$Y_{11}$	$Y_{21}$	$Y_{31}$
$Y_{12}$	$Y_{22}$	$Y_{32}$
$Y_{13}$	$Y_{23}$	$Y_{33}$
$Y_{14}$	$Y_{24}$	$Y_{34}$
...	...	...
( $n_1$ replicates)	( $n_2$ replicates)	( $n_3$ replicates)

3 treatments → 3 populationer, 3 grupper

# Beteckningar



McKillup p. 107

## Nollhypotes, alternativ hypotes

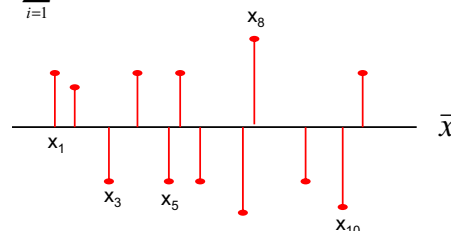
$H_0$ : alla grupper har samma medelvärde

$$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k$$

$H_a$ : minst ett likhetstecken gäller *inte*

## Sum of Squares

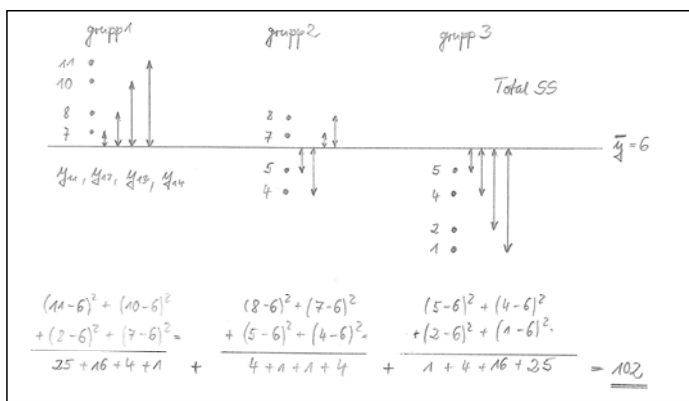
$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$



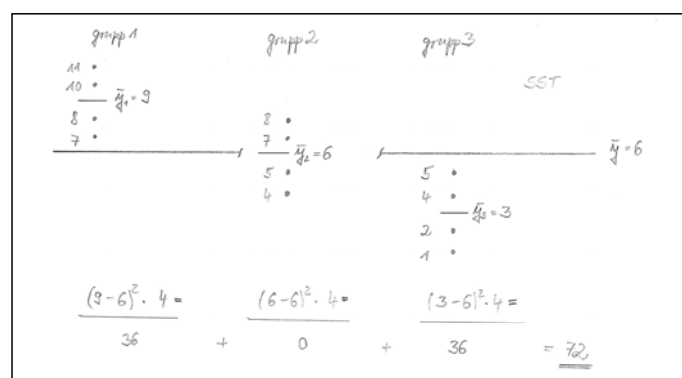
"Sum of Squares" används för att beskriva spridningen (proportionell till stickprovsvariansen)

Det finns flera sorter som används för ANOVA → följande sidor

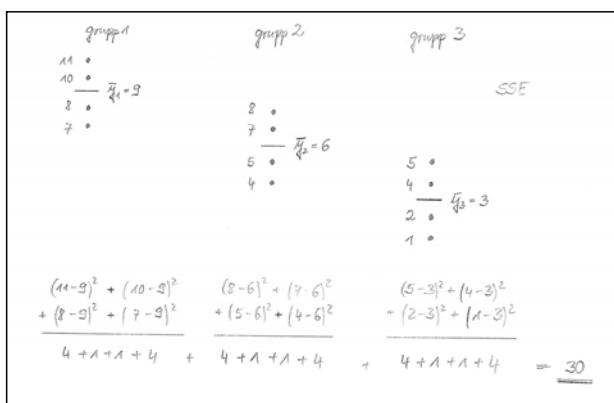
## Total Sum of Squares $Total SS = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y})^2$



## Sum of Squares for Treatments $SST = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$



## Sum of Squares for Error $SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$



## Att dela upp variationen

$$Total SS = SST + SSE$$

$$\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2$$

Total SS = Total Sum of Squares  
 SST = Sum of Squares for Treatments  
 SSE = Sum of Squares for Error

$k$  – antalet grupper (populationer)  
 $n_i$  – antalet replicates i grupp  $i$

# Hur räknar man?



$$SST = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{y}_i - \bar{Y})^2 \quad SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

$$MST = \frac{SST}{df} = \frac{SST}{k-1} \quad MSE = \frac{SSE}{df} = \frac{SSE}{n-k} \quad \text{"mean square"}$$

$$F = \frac{MST}{MSE} \in F(k-1, n-k) \quad \text{under } H_0$$

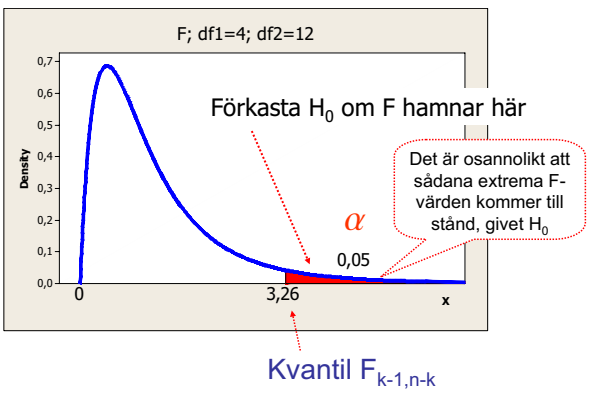
Testvariabel F

F-fördelning med

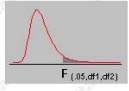
- k-1 frihetsgrader i täljaren (numeratör)
- n-k frihetsgrader i nämnaren (denominator)

F blir stor om någon grups medelvärde avviker tillräckligt mycket.

# One-tailed F-test



# Tabell F-fördelning



df1/df2	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	14
1	161.4476	199.5000	215.7073	224.5832	230.1619	233.9860	236.7684	238.8827	240.5433	241.8817	243.9060	245.1912
2	18.5128	19.0000	19.1643	19.2468	19.2964	19.3295	19.3532	19.3710	19.3848	19.3959	19.4125	19.4255
3	10.1280	9.5521	9.2766	9.1172	9.0135	8.9406	8.8867	8.8452	8.8123	8.7855	8.7446	8.7046
4	7.7086	6.9443	6.5914	6.3882	6.2561	6.1651	6.0942	6.0410	5.9988	5.9644	5.9117	5.8612
5	6.6079	5.7861	5.4095	5.1922	5.0503	4.9503	4.8759	4.8183	4.7725	4.7351	4.6777	4.6225
6	5.9874	5.1433	4.7571	4.5337	4.3874	4.2839	4.2067	4.1468	4.0990	4.0600	3.9999	3.9422
7	5.5914	4.7374	4.3468	4.1205	3.9715	3.8660	3.7870	3.7257	3.6767	3.6365	3.5747	3.5152
8	5.3177	4.4590	4.0662	3.8379	3.6875	3.5806	3.5005	3.4381	3.3881	3.3472	3.2839	3.2230
9	5.1174	4.2565	3.8625	3.6331	3.4817	3.3738	3.2927	3.2296	3.1789	3.1373	3.0729	3.0112
10	4.9646	4.1028	3.7083	3.4780	3.3258	3.2172	3.1355	3.0717	3.0204	2.9782	2.9130	2.8502
11	4.8443	3.9823	3.5874	3.3567	3.2039	3.0946	3.0123	2.9480	2.8962	2.8536	2.7876	2.7230
12	4.7472	3.8853	3.4903	3.2592	3.1059	2.9961	2.9134	2.8486	2.7964	2.7534	2.6866	2.6212
13	4.6672	3.8056	3.4105	3.1791	3.0254	2.9153	2.8321	2.7669	2.7144	2.6710	2.6037	2.5375
14	4.6001	3.7389	3.3439	3.1122	2.9582	2.8477	2.7642	2.6987	2.6458	2.6022	2.5342	2.4675

# Kvantil i Minitab

Graph / Prob. Distribution Plot / View Probabilities

Probability Distribution Plot - View Probability

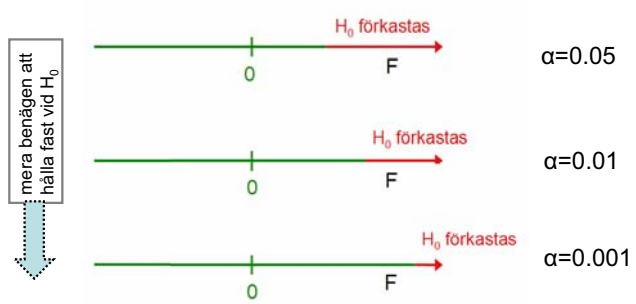
Distribution: F

Shaded Area: Right tail

Generator df: 4

Denominator df: 12

# Kritiska områden för olika signifikansnivåer (F test)



värdena för det kritiska området beror också på antalet "frihetsgrader" i täljaren och i nämnaren

# One-way ANOVA

- Hypotes  $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$
- Signifikansnivå:  $\alpha = 0.05$
- Stickprov
- Testvariabel
- Förkasta  $H_0$  om  $F \in \Omega_{krit}$

$$\Omega_{krit} = \{ F > F_{\alpha}(k-1, n-k) \}$$

$$SST = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{y}_i - \bar{Y})^2 \quad SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2$$

$$MST = \frac{SST}{df} = \frac{SST}{k-1} \quad MSE = \frac{SSE}{df} = \frac{SSE}{n-k}$$

$$F = \frac{MST}{MSE} \in F(k-1, n-k)$$

## SST och SSE kan beräknas med hjälp av s och medelvärden

givna:  $n_i, \bar{Y}_i, S_i \quad \forall i$

$$SST = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 \quad \bar{Y} = \frac{n_1 \cdot \bar{Y}_1 + n_2 \cdot \bar{Y}_2 + \dots + n_k \cdot \bar{Y}_k}{n_1 + n_2 + \dots + n_k}$$

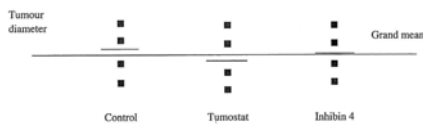
$$SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \cdot S_i^2$$

Dessa uttryck behövs när man inte har själva mätvärdena, utan bara antalen, medelvärdena och standardavvikelse (eller varianserna).

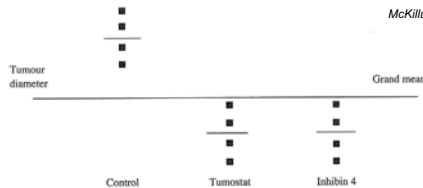
## Hur kommer man på detta? (Illustration)



Liten skillnad mellan grupper



Stor skillnad mellan grupper



McKillop p.111

$$SST = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 \quad SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 \quad F = \frac{SST/k - 1}{SSE/n - k} \in F(k-1, n-k)$$

Om det finns en effekt av någon treatment då blir SST stort jämfört med SSE → F blir stor (→ förkasta  $H_0$ )

## Hur kommer man på detta? (Teori)



## Under $H_0$ gäller:

Wackerly p.640 Ex 13.6

$$\frac{SSE}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \cdot S_i^2 = \underbrace{\frac{(n_1 - 1) \cdot S_1^2}{\sigma^2}}_{df=n_1-1} + \underbrace{\frac{(n_2 - 1) \cdot S_2^2}{\sigma^2}}_{df=n_2-1} + \dots + \underbrace{\frac{(n_k - 1) \cdot S_k^2}{\sigma^2}}_{df=n_k-1} \in \chi^2(n-k)$$

antalet  $Z^2$ -fördelade

$$\frac{SST}{\sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 \in \chi^2(k-1)$$

Visas med hjälp av fördelningen för TotalSS, Wackerly Ex 13.6

$$F = \frac{MST}{MSE} = \frac{SST/k - 1}{SSE/n - k} = \frac{\frac{\chi^2(k-1)}{\sigma^2(k-1)}}{\frac{\chi^2(n-k)}{\sigma^2(n-k)}} \in F(k-1, n-k)$$

Definition för F  
Wackerly p. 340 Teorem 7.3

## Räkneexempel (för bara två grupper)

T1	T2	T1	T2
6.1	9.1	$Y_{11}$	$Y_{21}$
7.1	8.2	$Y_{12}$	$Y_{22}$
7.8	8.6	$Y_{13}$	$Y_{23}$
6.9	6.9	$Y_{14}$	$Y_{24}$
7.6	7.5	$Y_{15}$	$Y_{25}$
8.2	7.9	$Y_{16}$	$Y_{26}$

$$\bar{Y}_1 = \frac{1}{6} (6.1 + 7.1 + 7.8 + 6.9 + 7.6 + 8.2) = 7.2833$$

$$\bar{Y}_2 = \frac{1}{6} (9.1 + 8.2 + 8.6 + 6.9 + 7.5 + 7.9) = 8.0333$$

$$\bar{Y} = \frac{1}{12} (6.1 + 7.1 + 7.8 + 6.9 + 7.6 + 8.2 + 9.1 + 8.2 + 8.6 + 6.9 + 7.5 + 7.9) = 7.6583$$

## Räkneexempel

$$\bar{Y}_1 = 7.2833 \quad \bar{Y}_2 = 8.0333 \quad \bar{Y} = 7.6583$$

$$\begin{aligned} SST &= \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 = n_1 (\bar{Y}_1 - \bar{Y})^2 + n_2 (\bar{Y}_2 - \bar{Y})^2 \\ &= 6 \cdot (7.2833 - 7.6583)^2 + 6 \cdot (8.0333 - 7.6583)^2 \\ &= 1.6875 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SSE &= \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^6 (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 = \sum_{j=1}^6 (Y_{1j} - \bar{Y}_1)^2 + \sum_{j=1}^6 (Y_{2j} - \bar{Y}_2)^2 = \\ &= (Y_{11} - \bar{Y}_1)^2 + (Y_{12} - \bar{Y}_1)^2 + (Y_{13} - \bar{Y}_1)^2 + (Y_{14} - \bar{Y}_1)^2 + (Y_{15} - \bar{Y}_1)^2 + (Y_{16} - \bar{Y}_1)^2 + \\ &\quad (Y_{21} - \bar{Y}_2)^2 + (Y_{22} - \bar{Y}_2)^2 + (Y_{23} - \bar{Y}_2)^2 + (Y_{24} - \bar{Y}_2)^2 + (Y_{25} - \bar{Y}_2)^2 + (Y_{26} - \bar{Y}_2)^2 \\ &= 5.8617 \end{aligned}$$

## Total SS = SST + SSE ?

$$\begin{aligned} Total\ SS &= \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y})^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^6 (Y_{ij} - \bar{Y})^2 \\ &= \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^6 Y_{ij}^2 - \frac{1}{12} \left( \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^6 Y_{ij} \right)^2 = 711.35 - \frac{1}{12} (91.9)^2 = 7.55 \end{aligned}$$

$$SST + SSE = 1.69 + 5.86 = 7.55$$



## Räkneexempel, forts.

$$SST = 1.6875 \quad SSE = 5.8617 \quad n = n_1 + n_2 = 12 \quad k = 2$$

$$MST = \frac{SST}{k-1} = \frac{1.6875}{1} = 1.6875$$

$$MSE = \frac{SSE}{n-k} = \frac{5.8617}{10} = 0.5862$$

$$F = \frac{MST}{MSE} = \frac{1.6875}{0.5862} = 2.8787$$

Testvariabel → kolla om den ligger i RR

## Kritiska värden för F-fördelningen

Signifikans:  $\alpha = 0.05$

TABLE 6(a) Values of  $F_{0.05}$

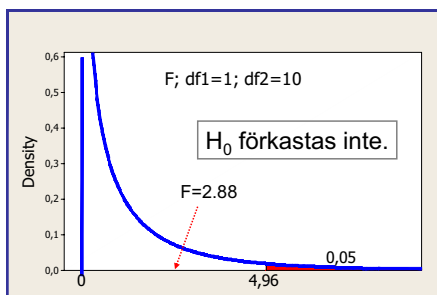
$\nu_2 =$ Degrees of freedom for denominator	$\nu_1 =$ Degrees of freedom for numerator												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	244	246	248
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40	19.41	19.43	19.45
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79	8.74	8.70	8.66
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.91	5.86	5.80
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74	4.68	4.62	4.56
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.00	3.94	3.87
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64	3.57	3.51	3.44
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35	3.28	3.22	3.15
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14	3.07	3.01	2.94
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.91	2.85	2.77
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85	2.79	2.72	2.65
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75	2.69	2.62	2.54
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67	2.60	2.53	2.46

$k-1=1$

$n-k=10$

$F_{\alpha} = 4.96$

## Resultat

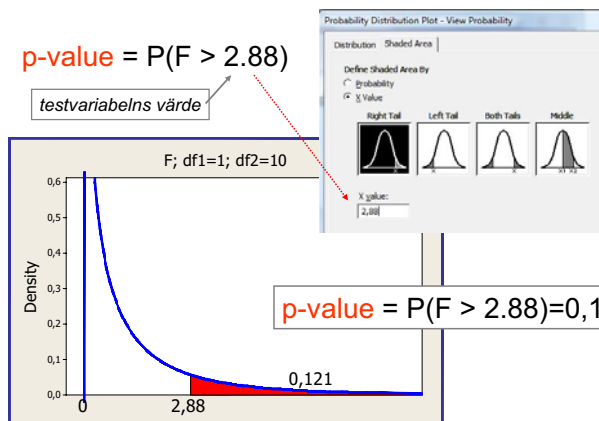


Det finns **ingen signifikant skillnad** mellan båda grupper (på signifikansnivå  $\alpha = 0.05$ ).

## Resultat: p-värdet

$$p\text{-value} = P(F > 2.88)$$

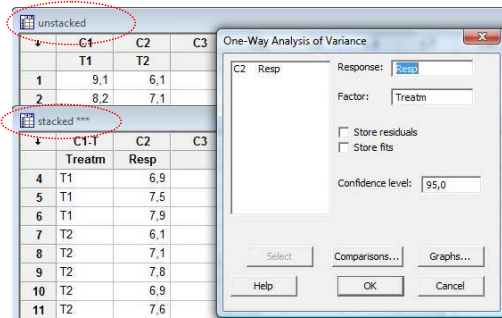
testvariabelns värde



$$p\text{-value} = P(F > 2.88) = 0,121$$

# One-way ANOVA i Minitab

Stat / ANOVA / One-Way eller One-Way unstacked



# Minitab: ANOVA table

Source	DF	SS	MS	F	P
Treatm	1	1,687	1,687	2,88	0,121
Error	10	5,862	0,586		
Total	11	7,549			

Annotations: Frihets grader (DF), Sum of Squares (SS), Mean squares (MS), testvariabel (F), P-värdet (P). Calculations: 1+10=11, 5,862/10=0,586, 1,687+5,862=7,549, 1,687/0,586=2,88.

# ANOVA table

ANOVA Table

Source of Variation	SS	df	MS	F
Between	$SS_{between} = \sum_{j=1}^j n_j (\bar{Y}_j - \bar{Y})^2$	$j - 1$	$MS_{between} = \frac{SS_{between}}{j - 1}$	$\frac{MS_{between}}{MS_{within}}$
Within	$SS_{within} = \sum_{j=1}^j \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_j)^2$	$n - j$	$MS_{within} = \frac{SS_{within}}{n - j}$	
Total	$SS_{total} = \sum_{j=1}^j \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y})^2$	$n - 1$		

Source: Daniel Heaton, MBA, ANOVA\_Heaton.ppt

# T-test

- Om man bara har två grupper funkar naturligtvis också ett t-test (tvåsidigt), och ger samma resultat:

Two-Sample T-Test and CI: T1; T2

	N	Mean	StDev	SE Mean
T1	6	8,033	0,784	0,32
T2	6	7,283	0,747	0,30

Difference = mu (T1) - mu (T2)  
Estimate for difference: 0,750

T-Test of difference = 0 (vs not =): T-Value = 1,70 P-Value = 0,124 DF = 9

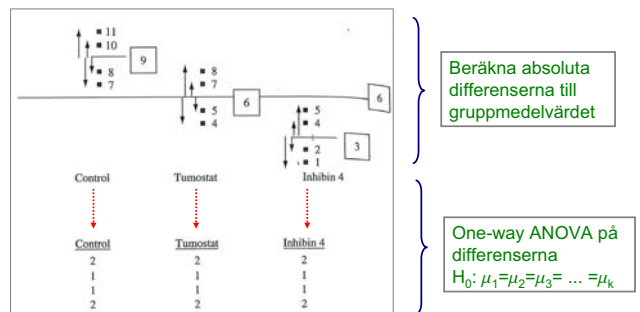
1,7<sup>2</sup> = 2,89 allmänt F ~ T<sup>2</sup> för 2 grupper, Wackerly p. 634

# One-way ANOVA: Antaganden

- Oberoende observationer i de olika grupperna.
- Normalfördelade populationer. ANOVA fungerar oftast bra utan att detta är väl uppfyllt.
- Homogena varianser. Lika spridning i de olika grupperna. Vid samma antal observationer i varje grupp är ANOVA ganska okänsligt för brott mot detta.
  - Levene test, Bartlett's test

# Har flera grupper samma varians?

## Levene-test



Låg F-värde i One-way ANOVA → H<sub>0</sub> förkastas inte → ingen signifikant skillnad mellan absoluta differenserna → samma varianser

### Har flera grupper samma varians?

**Levene-test**

Beräkna absoluta differenserna till gruppmedelvärdet

Control	8	7	7	8
Tumostat	2	1	1	2
Inhibin 4	2	1	1	2

One-way ANOVA på differenserna:  
 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k$

Hög F-värde i One-way ANOVA →  $H_0$  förkastas → signifikant skillnad mellan absoluta differenserna → INTE samma varianser (heterocedastic)

### Räkneexempel 4 grupper

A	B	C	D
65	75	59	94
87	69	78	89
73	83	67	80
79	81	62	88
81	72	83	
69	79	76	
90			

$$n_1 = 6 \quad n_2 = 7 \quad n_3 = 6 \quad n_4 = 4$$

$$\bar{Y}_1 = 75.67 \quad \bar{Y}_2 = 78.43 \quad \bar{Y}_3 = 70.83 \quad \bar{Y}_4 = 87.75$$

$$\bar{Y} = \frac{n_1 \cdot \bar{Y}_1 + n_2 \cdot \bar{Y}_2 + n_3 \cdot \bar{Y}_3 + n_4 \cdot \bar{Y}_4}{n_1 + n_2 + n_3 + n_4} = \frac{1179}{23} = 77.35$$

$$SST = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 = 712.6 \quad SSE = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 = 1196.6$$

$$MST = \frac{SST}{df} = \frac{SST}{k-1} = 237.5 \quad MSE = \frac{SSE}{df} = \frac{SSE}{n-k} = 63.0$$

$\alpha = 0.05$

$$F = \frac{MST}{MSE} = \frac{237.5}{63.0} = 3.77$$

$$\Omega_{krit} = \{F > F_{\alpha}(k-1, n-k)\} = \{F > F_{0.05}(3, 19)\} = \{F > 3.13\}$$

### Räkneexempel 4 grupper, alternativ

A	B	C	D
65	75	59	94
87	69	78	89
73	83	67	80
79	81	62	88
81	72	83	
69	79	76	
	90		

$$\bar{Y} = \frac{n_1 \cdot \bar{Y}_1 + n_2 \cdot \bar{Y}_2 + n_3 \cdot \bar{Y}_3 + n_4 \cdot \bar{Y}_4}{n_1 + n_2 + n_3 + n_4} = \frac{1179}{23} = 77.35$$

$$SST = \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2$$

$$= 6 \cdot (75.67 - 77.35)^2 + 7 \cdot (78.43 - 77.35)^2$$

$$+ 6 \cdot (70.83 - 77.35)^2 + 4 \cdot (87.75 - 77.35)^2$$

$$= 16.93 + 8.165 + 255.1 + 432.64$$

$$= 712.8$$

$$MST = \frac{SST}{k-1} = \frac{712.8}{3} = 237.6$$

A	B	C	D	
n	6	7	6	4
x	75,67	78,43	70,83	87,75
s <sup>2</sup>	66,67	50,62	91,77	33,58

$$SSE = \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \cdot s_i^2 \quad (\text{alternativ formel})$$

$$= 5 \cdot 66.67 + 6 \cdot 50.62 + 5 \cdot 91.77 + 3 \cdot 33.58$$

$$= 333.35 + 303.72 + 458.85 + 100.74$$

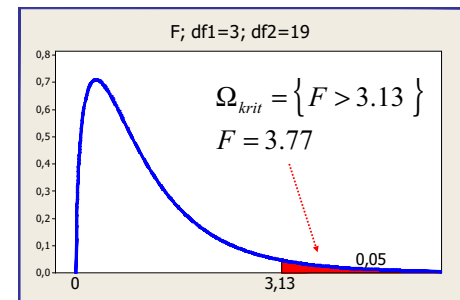
$$= 1196.66$$

$$MSE = \frac{SSE}{n-k} = \frac{1196.66}{19} = 63$$

$$F = \frac{MST}{MSE} = \frac{237.6}{63.0} = 3.77$$

$$\alpha = 0.05 \rightarrow \Omega_{krit} = \{F > F_{\alpha}(k-1, n-k)\} = \{F > F_{0.05}(3, 19)\} = \{F > 3.13\}$$

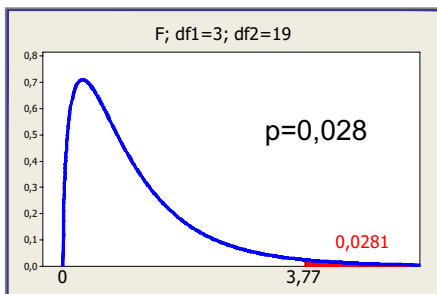
### Räkneexempel 4 grupper, forts.



Testvariabeln F överskrider det kritiska värdet (3 numerator och 19 denominator frihetsgrader). Nollhypotesen förkastas därför. Minst ett medelvärde avviker från de andra ( $\alpha = 0.05$ ).

### P-värdet

Define Shaded Area by X-value: 3,77



### Räkneexempel 4 grupper, Minitab

Stat / ANOVA / One-Way (Unstacked)

One-Way Analysis of Variance

Responses (in separate columns): A B C D

Confidence level: 95,0

Tukeys test

$\alpha = 0.05$

Tukeys test

## Räkneexempel 4 grupper, stacked data

## One-way ANOVA: A; B; C; D

Source	DF	SS	MS	F	P
Factor	3	712,6	237,5	3,77	0,028
Error	19	1196,6	63,0		
Total	22	1909,2			

Nollhypotesen  
förkastas, faktorn  
har effekt.

$S = 7,936$   $R\text{-Sq} = 37,32\%$   $R\text{-Sq}(adj) = 27,43\%$

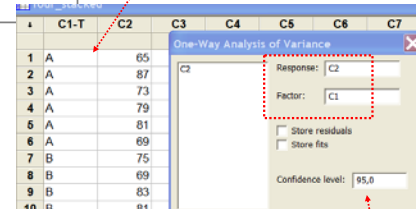
Individual 95% CIs For Mean Based on  
Pooled StDev

Level	N	Mean	StDev	CI Lower	CI Upper
A	6	75,667	8,165	(---*---)	(---*---)
B	7	78,429	7,115	(---*---)	(---*---)
C	6	70,833	9,579	(---*---)	(---*---)
D	4	87,750	5,795	(---*---)	(---*---)

Pooled StDev = 7,936

Stat / ANOVA /  
One-Way

stacked data

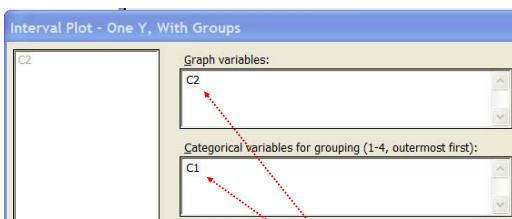


Der blir naturligtvis samma ANOVA-tabell.

$\alpha = 0,05$

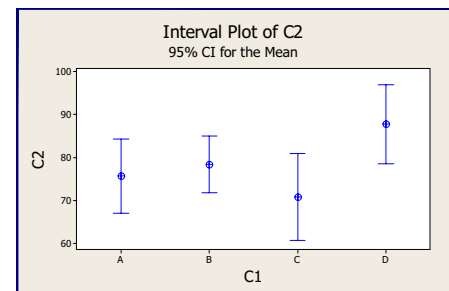
## "Interval plot" kan förtydliga ...

Stat / ANOVA / Interval Plot → With groups



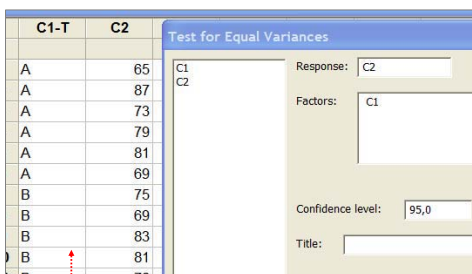
för "stacked data"

## Interval plot



## Räkneexempel 4 grupper, Levene test

Stat / ANOVA / Test for Equal Variances



stacked data

## Levene test, Minitab

## Test for Equal Variances: C2 versus C1

95% Bonferroni confidence intervals for standard deviations

C1	N	Lower	StDev	Upper
A	6	4,53366	8,16497	27,1325
B	7	4,10849	7,11471	20,3548
C	6	5,31908	9,57949	31,8330
D	4	2,85519	5,79511	34,7526

## Bartlett's Test (Normal Distribution)

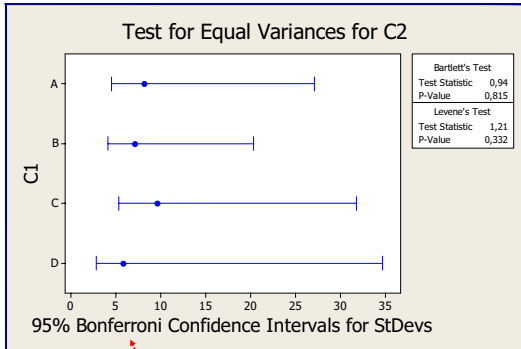
Test statistic = 0,94; p-value = 0,815

## Levene's Test (Any Continuous Distribution)

Test statistic = 1,21; p-value = 0,332

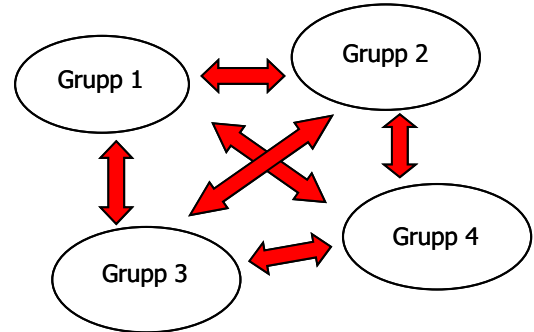


## Levene test, Minitab



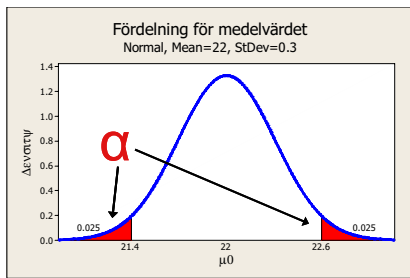
Korrektur för "multiple testing"

## Varför inte t-testa parvis ?



$$\text{Antal test} = \frac{n \cdot (n-1)}{2} \rightarrow \text{"multiple testing problem"}$$

## Varför inte t-testa parvis ?



McKillup s. 105

**Fel typ 1:**  
Att förkasta  $H_0$  när den är sann

Varje t-test innebär en risk för fel typ 1 ( $= \alpha$ )  
Många test  $\rightarrow$  risken blir stor: Bernoulliförsök,  
Binomialfördelning:  $P(X_\alpha \geq 1)$

## Vilket medelvärde avviker?

- Vill vi veta det måste vi köra ett *a posteriori* test
- (naturligtvis bara om  $H_0$  i ANOVA förkastades)
- t. ex **Tukey's test**
- Tukey's test gör parvisa jämförelser, men på ett speciellt sätt: **korrektur för "multiple comparisons"**
- kumulativ signifikansnivå (för alla test)  $\leq \alpha$



John Tukey, 1915-2000

<http://statwiki.wiki.hu-berlin.de/index.php/Tukey-Test>

## Tukey's test

Ett par (x, y) jämförs på följande sätt: ( $H_0: \mu_x = \mu_y$ )

testvariabel:  $q = \frac{|\bar{x} - \bar{y}|}{\sqrt{\frac{MSE}{2} \cdot \left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)}} \in q_{k,n}$  Tukey - Kramer - Test

original Tukey-test:  $n_x = n_y$

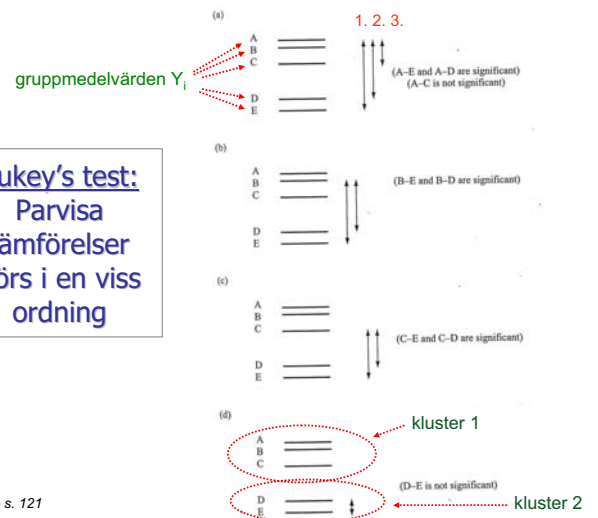
$$MSE = \frac{SSE}{n-k} = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_j)^2}{n-k} \text{ från ANOVA}$$

kritiska  
värdet beror

av  $\alpha$ , n och k:  $\Omega_{krit} = \{q > q_{n,k,\alpha}\}$  tabell

$H_0$  förkastas om q överskrider de kritiska värdet  $\rightarrow$  x och y har inte samma medelvärde, tillhör inte samma kluster, se nästa sida:

**Tukey's test:**  
Parvisa jämförelser görs i en viss ordning



McKillup s. 121

## Tukey's test i Minitab

Values greater than or equal to 1.0 are interpreted as percentages. The default error rate is 0.05"

**Tukeys test**

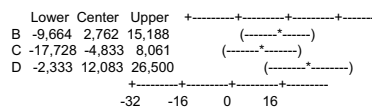
"family error rate" är faktiskt det maximala "kumulativa" felet typ 1 man tillåter för alla jämförelser som görs.

## Tukey 95% Simultaneous Confidence Intervals All Pairwise Comparisons

Individual confidence level = 98,89%

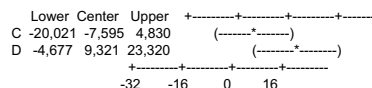
Konfidensintervall för skillnaden mellan medelvärden

A subtracted from:



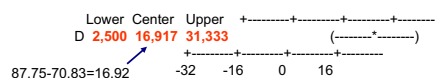
Konfidensintervaller som innehåller 0 betyder: "ingen signifikant skillnad mellan respektive medelvärden".

B subtracted from:



samma som ovan

C subtracted from:



grupp C skiljer sig från grupp D (OBS: inte samma sak som "interval plot" ovan.

## Sammanfattning

**Levene test:**  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_k^2$  ?  
Om man misstänker att den här förutsättningen för One-Way ANOVA är inte (ungefär) uppfyllt.

One-Way ANOVA på absoluta differenserna till gruppsmedelvärdet

**One-Way ANOVA:**  $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_k$  ?  
Har grupperna ( som uppstår genom olika "treatments") samma medelvärde? Eller: har dessa "treatments" en (signifikant) effekt?  
Nollhypotesen är att alla grupper har samma medelvärde, den alternativa hypotesen är att *minst* ett medelvärde avviker.

Parvisa jämförelser, men på ett speciellt sätt, för att undvika anhopning av fel typ 1.

**Tukey-Test:** Vilka medelvärden är det som avviker, efter en signifikant One-Way ANOVA