

# Anvendt medisinsk statistikk, vår 2010

## Repeterte målinger, del II

Eirik Skogvoll

Overlege, Klinikk for anestesi og akuttmedisin  
1. amanuensis, Enhet for anvendt klinisk forskning  
(med bidrag fra Harald Johnsen)



1



## Dagens tema

- Varianskomponenter
- Sammensatt lineær modell ("linear mixed effects model") med faste ("fixed") og tilfeldige ("random") effekter
- Faktoriell design med repeterte målinger



2



## Klassisk ANOVA/ lineær modell

- Utgangspunkt: grupperte observasjoner av kontinuerlig, tilfeldig variabel
- Problemstilling: er gruppene forventningsverdi lik?  
 $H_0$  testes med F-test
- Hvilke grupper skiller seg ut?  
Post-hoc tester avhengig av problemstilling (Bonferroni, Tukey, Sidak m.fl.)

## Klassisk ANOVA/ lineær modell

- Målet er å generalisere fra en fast effekt/ faktor til populasjonen.
- Nivået til gruppene har interesse i seg selv.  
Eks. Rosner Ex. 12.1 (s. 557). Lungefunksjon (FEF) blant røykere:

FEF data for smoking and nonsmoking males				
Group number, <i>i</i>	Group name	Mean FEF (L/s)	sd FEF (L/s)	<i>n</i>
1	NS	3.78	0.79	200
2	PS	3.30	0.77	200
3	NI	3.32	0.86	50
4	LS	3.23	0.78	200
5	MS	2.73	0.81	200
6	HS	2.59	0.82	200

Source: Reprinted by permission of the *New England Journal of Medicine*, 302(13), 720–723, 1980.

## Varianskomponenter

- Utgangspunkt: gjentatte observasjoner av kontinuerlig tilfeldig variabel  
Nøkkelsbegreper:
  - Repeterbarhet (eng. "repeatability")
    - Samme analyse under så like forhold som overhodet mulig. Uttrykker den grunnleggende, usystematiske feil.
  - Reproduserbarhet (eng. "reproducibility")
    - Samme analyse under skiftende forhold, for eksempel dag/natt, type utstyr, operatør. Uttrykker den "realistiske" feil fra mange kilder

## Varianskomponenter

- Eks. 1  
Reproduserbarhet av plasma østradiol  
(Rosner table 12.20, s. 607)

Subj	Rep 1	Rep 2	Mean
1	25,50	30,40	27,95
2	11,10	15,00	13,05
3	8,00	8,10	8,05
4	20,70	16,90	18,80
5	5,80	8,40	7,10

- Observerer først at differensen synes å øke med middelverdien.  
Analyserer derfor på log skala isteden.
- Plott ...

## Varianskomponenter

- Problemstilling:  
er variasjonen mellom pasientene større enn variasjonen av gjentatte analyser av samme pasient?
- Ingen egentlig interesse av å kjenne nivået til den enkelte pasient!
  - vanlig ANOVA uinteressant
- Variansen til den enkelte måling oppfattes som en sum av to uavhengige komponenter:
  - Between subjects
  - Within subjects (residual)

## Varianskomponenter

Modell:

$$y_{ij} = \mu + b_i + e_{ij} \quad b_i \sim N(0, \sigma_B^2), \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \text{ uavh av } b_i.$$

Altså er  $y_{ij} \sim N(\mu, \sigma_B^2 + \sigma^2)$

$i = 1, 2, \dots, k$  (gruppe, klasse el. individ)

$j = 1, 2, \dots, n_i$  (observasjoner innen hver gruppe el. klasse)

NB!  $\alpha_i$  i Rosner Eq. 12.29 kalles  $b_i$  i denne presentasjonen.

## Variasjonskoeffsient – CV Eks. I

$$CV \text{ (målt i \%)} = 100 \cdot \frac{\sigma}{\mu}$$

Estimeres fra ANOVA som  $100 \cdot \frac{\sqrt{MSE}}{\bar{y}}$

eller  $100 \cdot \frac{SD(y)}{\bar{y}}$

Ekspl. Rosner 6.ed, tabell 12.20 (obs. log-skala)

$$\hat{\sigma}^2 = MSE = 0.030, \hat{\sigma}_B^2 = 0.317, \bar{y} = 2.57, \text{ gir } CV = 100 \cdot \frac{\sqrt{0.030}}{2.57} = 6.74\%$$

Men ift. originalskala benytter man *MSE* fra log-anlysen direkte:

$$CV = 100 \cdot \sqrt{MSE} = 100 \cdot \sqrt{0.030} = 17.3\%$$

## Intra-klasse korrelasjon – ICC Eks. I

- ICC  $\epsilon [0,1]$
- Et mål på reproducertbarhet:  
I hvor stor grad er klassene/gruppene (her: pasientene) "likere seg selv enn andre"?

$$ICC = \frac{\sigma_B^2}{\sigma_B^2 + \sigma^2}$$

Eks. Rosner tabell 12.20 (log østradiol)

$$ICC = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{\hat{\sigma}_B^2 + \hat{\sigma}^2} = \frac{0.317}{0.317 + 0.03} = 0.91$$

## Lineær, sammensatt modell

- Eng: "linear mixed effects model"
- Både faste ("fixed") og tilfeldige ("random") faktorer/ effekter
- Utgangspunkt: grupperte observasjoner av kontinuerlig tilfeldig variabel
- Gruppene er "likere seg selv enn andre": avhengighet (korrelasjon) mellom observasjoner fra samme gruppe
- Gruppene er trukket tilfeldig fra populasjonen av tilsvarende grupper
- Målet er å generalisere til denne populasjonen
- Eksempler:
  - Gjentatte observasjoner på samme individ
  - Observasjoner fra forskjellige skoler, sykehus, byer, land...

## Lineær, sammensatt modell

- Problemstilling: bidrar gruppene til økt varians? Hvor mye?
- Ingen egentlig interesse av å kjenne nivået til den enkelte gruppe!
  - vanlig ANOVA uinteressant
- Målet er å estimere bidrag til variansen fra gruppestrukturen.
- Eksplisitt modellere og kontrollere for avhengighet (korrelasjon) i datamaterialet.

## Lineær, sammensatt modell

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + b_i + e_{ij} \quad b_i \sim N(0, \sigma_B^2), \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \text{ uavh av } b_i.$$

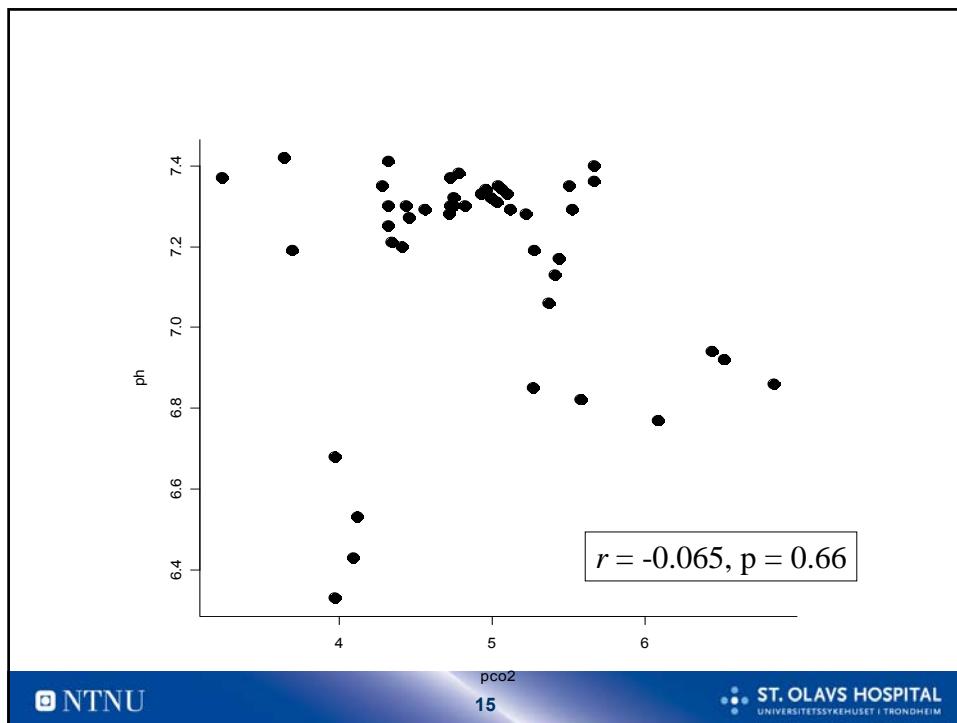
Altså er  $E(Y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots$

$i = 1, 2, \dots, k$  (gruppe, klasse el. individ)

$j = 1, 2, \dots, n_i$  (observasjoner innen hver gruppe el. klasse)

## Eksempel II: intramural pH vs. $P_a\text{CO}_2$

obs	id	ph	pco2
1	1	6.68	3.97
2	1	6.53	4.12
3	1	6.43	4.09
4	1	6.33	3.97
5	2	6.85	5.27
6	2	7.06	5.37
7	2	7.13	5.41
8	2	7.17	5.44
9	3	7.40	5.67
10	3	7.42	3.64
11	3	7.41	4.32
12	3	7.37	4.73
13	3	7.34	4.96
14	3	7.35	5.04
15	3	7.28	5.22
16	3	7.30	4.82
17	3	7.34	5.07
18	4	7.36	5.67
19	4	7.33	5.10
20	4	7.29	5.53
21	4	7.30	4.75
22	4	7.35	5.51
23	5	7.35	4.28
24	5	7.30	4.44
25	5	7.30	4.32
26	5	7.37	3.23
27	5	7.27	4.46
28	5	7.28	4.72
29	5	7.32	4.75
30	5	7.32	4.99
31	6	7.38	4.78
32	6	7.30	4.73
33	6	7.29	5.12
34	6	7.33	4.93
35	6	7.31	5.03
36	6	7.33	4.93
37	7	6.86	6.85
38	7	6.94	6.44
39	7	6.92	6.52
40	8	7.19	5.28
41	8	7.29	4.56
42	8	7.21	4.34
43	8	7.25	4.32
44	8	7.20	4.41
45	8	7.19	3.69
46	8	6.77	6.09
47	8	6.82	5.58



## Eksempel II: intramural pH vs. $P_a\text{CO}_2$

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_i + b_i + e_{ij} \quad b_i \sim N(0, \sigma_B^2), \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \text{ uavh av } b_i.$$

Altså er  $E(Y) = \beta_0 + \beta_1 x_i$

$i = 1, 2, \dots, 15$  (individ, id)

$j = 1, 2, \dots, n_i$  (observasjoner innen hver gruppe)

$$pH_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot PCO_2 + b_i + e_{ij}$$

Altså er  $E(pH) = \beta_0 + \beta_1 PCO_2$

$i = 1, 2, \dots, 15$  (individ, id)

$j = 1, 2, \dots, n_i$  (observasjoner innen hver gruppe)

## Eksempel II: Intramural pH vs. $P_a\text{CO}_2$ SPSS: Analyze → Mixed models → Linear

Estimates of Fixed Effects<sup>a</sup>

Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Intercept	7,631356	,184785	31,901	41,299	,000	7,254915	8,007797
pco2	-,103271	,029354	40,565	-,3,518	,001	-,162572	-,043971

a. Dependent Variable: ph.

Estimates of Covariance Parameters<sup>a</sup>

Parameter	Estimate	Std. Error
Residual	,008785	,002016
Intercept [subject = id] Variance	,097099	,053187

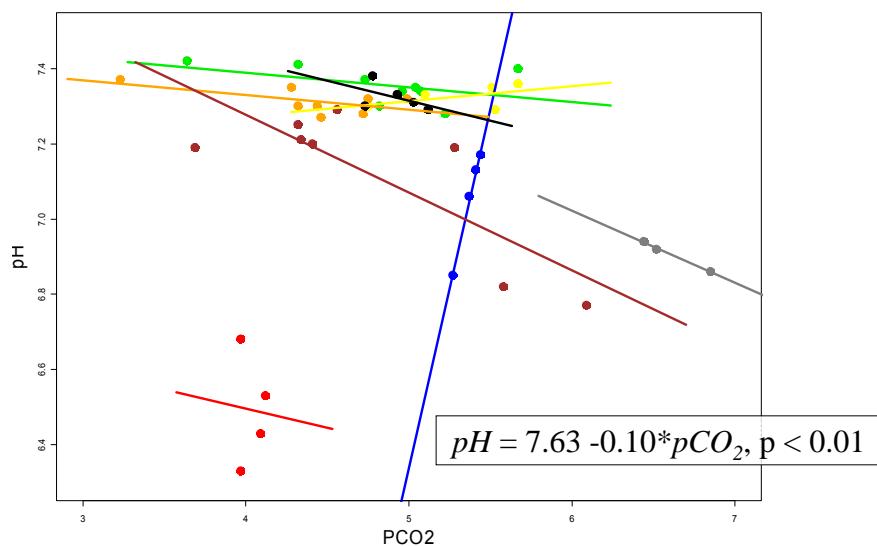
a. Dependent Variable: ph.

$$\hat{\beta}_0 = 7.63 \quad \hat{\beta}_1 = -0.10$$

$$\hat{\sigma}^2 = 0.009 \quad \hat{\sigma}_B^2 = 0.097$$

$$ICC = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{\hat{\sigma}_B^2 + \hat{\sigma}^2} = \frac{0.097}{0.097 + 0.009} = 0.92$$

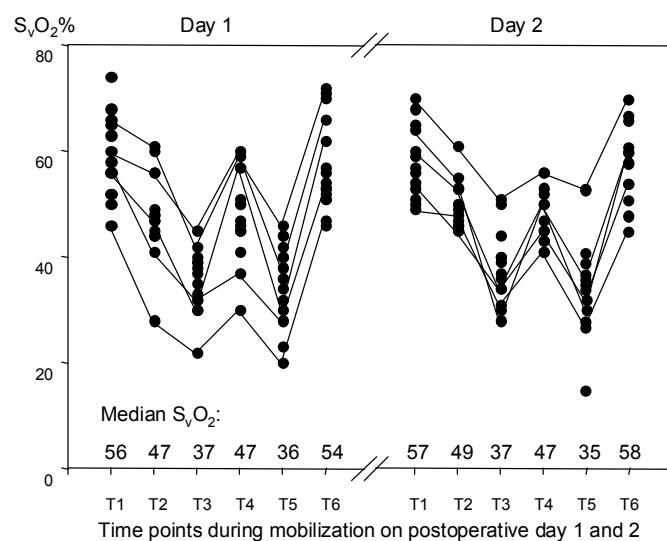
## Estimert stigningskoeffisient ( $\beta$ ) fra enkel lineær regresjon for hvert individ



## **Eksempel III: mobilisering etter hjertekirurgi**

- Observasjonsstudie ved St. Elisabeth
- Blandet venøs oksygenmetning målt på samme pasient ved tidspunktene T1-T6:
  - Hvilende, i seng T1
  - Sittende i stol T2
  - Stå/gå ved senga T3
  - Sittende i stol T4
  - Stå/gå ved senga T5
  - Hvilende, i seng T6

### **Gjentatte observasjoner på samme individ:**



## Eksempel III: mobilisering etter hjertekirurgi.

$$y_{ij} = \beta_j + b_i + e_{ij} \quad b_i \sim N(0, \sigma_B^2), \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma^2), \text{ uavh av } b_i.$$

Altså er  $E(Y) = \beta_j$

$i = 1, 2, \dots, 15$  (individ, id)

$j = 1, 2, \dots, 6$  (fast ["fixed"] faktor; tidspunkt for mobilisering,  
kun en observasjon for hver situasjon)

## Eksempel III: mobilisering etter hjertekirurgi. SPSS: Analyze → Mixed models → Linear

Estimates of Fixed Effects <sup>a</sup>						
Parameter	Estimate	Std. Error	df	t	Sig.	95% Confidence Interval
[Index1=1]	58,533333	2,022048	24,517	28,948	,000	54,364685 62,701982
[Index1=2]	47,866667	2,022048	24,517	23,672	,000	43,698018 52,035315
[Index1=3]	35,933333	2,022048	24,517	17,771	,000	31,764685 40,101982
[Index1=4]	48,000000	2,022048	24,517	23,738	,000	43,831352 52,168648
[Index1=5]	35,533333	2,022048	24,517	17,573	,000	31,364685 39,701982
[Index1=6]	57,400000	2,022048	24,517	28,387	,000	53,231352 61,568648

a. Dependent Variable: SVO2 Day 1 premob, oxymetri.

### Estimates of Covariance Parameters<sup>b</sup>

Parameter	Estimate	Std. Error
Residual	18,608254	3,145369
Intercept [subject = id] Variance	42,721905	17,327504

b. Dependent Variable: SVO2 Day 1 premob, oxymetri.

$$\hat{\beta}_{1..6} = 58.5, 47.8, \dots, 57.4$$

$$\hat{\sigma}^2 = 18.6 \quad \hat{\sigma}_B^2 = 42.7$$

$$ICC = \frac{\hat{\sigma}_B^2}{\hat{\sigma}_B^2 + \hat{\sigma}^2} = \frac{42.7}{42.7 + 18.6} = 0.70$$