

# TENTAMEN I MATEMATISK MODELLERING INOM KEMITEKNIKEN

KAA051

Onsdag 12 januari 2011 kl 08.30-13.30 i V

---

Anders Rasmuson är anträffbar för frågor på telefonankn 2940 eller 27 36 06 och kommer att vara i tentamenslokalen någon gång mellan kl 10.00 och 11.00

---

Granskning av tentamensrättningen kan ske tidigast den 1 februari 2011.

## Betygsgränser

Poäng:	0-14	15-19	20-24	25-
Betyg:	U	3	4	5

---

## Tillåtna hjälpmedel

Skrivdon och valfri räknedosa (nollställd)

TEFYMA-tabellen

Physics Handbook

Standard Mathematical Tables

BETA Mathematics Handbook samt

Handbook of Chemistry and Physics

1. Härled en mikroskopisk populationsbalans för cell-tillväxt i en 1-D plugg flödes reaktor (Fig. 1). Cellerna karakteriseras vid tiden  $t$  av läge  $x$  och massa  $m$ . Celltillväxten  $v = dm/dt$ , hastigheten  $u$  och nettogenereringen  $G$  antas givna.

(5p)

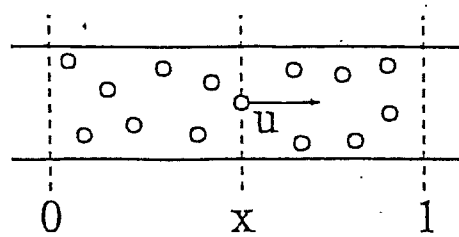


Fig. 1

2. Förvintern 1657 står svenska hären med Karl X i spetsen på Jylland och funderar på att anfälla Dansken som slagit vinterläger på Själland. Problemet är att isen över Bälten som skiljer Jylland från Själland är för tunn. Isen växer dock snabbt eftersom det är kallt och ingen snö ligger på isen och isolerar. Ställ upp en matematisk modell för istillväxten, med följande antaganden:

- vindhastigheten över isen är konstant
- temperaturen hos omgivande luft är konstant och lägre än fryspunkten
- värmeläddningen i isen är snabb i förhållande till istillväxten
- vattnet är nollgradigt och väl omblandat
- strålning kan försummas
- isens ursprungstjocklek är  $z_0$

Motivera!

(5p)

### Uppgift 3

(4 poäng)

- a) Koncentrationen i en tubreaktor med axiell dispersion kan beskrivas med följande ekvation:

$$D_{ea} \frac{d^2C}{dz^2} - v \frac{dC}{dz} - kC^2 = 0$$

Beskriv ett sätt att förenkla ekvationen ovan. Förenklingen måste göras i ekvationen ovan (endast beskrivning med ord är ej tillräckligt). Vidare, den axiella diffusionen och transporten i z-led är viktiga och får ej försummas.

- b) Beskriv ytterligare två metoder för att förenkla matematiska modeller. Tydliga exempel på förenklingarna måste ges.

**Uppgift 4**

(6 poäng)

Materialbalansen för en katalytisk reaktion i en tubreaktor är given nedan.

$$\frac{\partial C_A}{\partial t} + v_z \frac{\partial C_A}{\partial z} + v_r \frac{\partial C_A}{\partial r} + \frac{v_\theta}{r} \frac{\partial C_A}{\partial \theta} = D_A \left[ \frac{1}{r} \frac{\partial}{\partial r} \left( r \frac{\partial C_A}{\partial r} \right) + \frac{\partial^2 C_A}{\partial z^2} + \frac{1}{r^2} \frac{\partial^2 C_A}{\partial \theta^2} \right] - R_A$$

$$R_A = kC_A$$

Det är stationärt. Koncentrationen varierar ej i  $\theta$ -led. Vidare är hastigheten i radiell och  $\theta$ -led försumbar. Koncentrationen av A varierar både i z-led och r-led. Använd valfri viktad residual för att lösa hur  $C_A$  beror av r och z. Motivera tydligt! Inga ekvationer behöver lösas, men lösningsgången skall beskrivas i detalj. Motivera val av randvillkor.

Uppgift 5 (5 poäng)

Cuevas och Lebrun har undersökt hur en kompressors isentropverkningsgrad,  $\eta_{is}$  beror av massflödet genom kompressorn,  $m$ , kvoten av trycken efter och före kompressor,  $\Pi$  och temperaturen i kompressorns inlopp,  $t$ . Mätningar har gett följande resultat:

Försök nr	$m$ kg/s	$\Pi$ -	$t$ °C	$\eta_{is}$
1	0,099	2,4	52,9	0,601
2	0,073	2,1	36,0	0,634
3	0,129	1,5	58,7	0,551
4	0,087	4,0	39,3	0,569
5	0,199	2,4	56,1	0,657
6	0,178	2,1	51,7	0,668
7	0,116	4,0	38,7	0,578
8	0,082	4,9	26,5	0,515
9	0,211	1,5	55,1	0,523
10	0,21	2,1	52,4	0,623

Som ett första steg i arbetet med att modellera verkningsgraden undersöktes modellen

$$y = \eta_{is} = \begin{cases} a + b\Pi & \text{om } \Pi < \Pi^* \\ a + b\Pi^* + c(\Pi - \Pi^*) & \text{om } \Pi \geq \Pi^* \end{cases}$$

Här är  $a, b$  och  $c$  modellens parametrar och  $\Pi^* = 2,15$ . Genom minimering av residualkvadratsumman  $SS = \sum (y_{\text{modell}} - y_{\text{experiment}})^2$  för ovanstående data bestämdes  $a, b, c$  och  $SS$  mm till

a (parameter 1)	0,2834		
b (parameter 2)	0,1693		
c (parameter 3)	-0,0445		
SS	0,00347		
$\mathbf{J}^T \mathbf{J}$	10,00	20,05	6,950
	20,05	40,84	14,94
	6,950	14,94	14,53
$(\mathbf{J}^T \mathbf{J})^{-1}$	7,0990	-3,5954	0,3018
	-3,5954	1,8602	-0,1932
	0,3018	-0,1932	0,1231

- Bestäm ett individuellt, 95 % -igt, konfidensintervall för parameter  $a$ !
- Ytterligare ett försök görs där  $\Pi=3,2$  och då blir  $\eta_{is} = 0,495$ . Ligger detta inom ett 95 % -igt konfidensintervall för denna punkt?
- Beräkna korrelationen mellan parameter  $a$  och  $b$ . Ange vad det erhållna värdet innebär för utseendet av ett sammansatt konfidensområde för  $a$  och  $b$ . (Se ledning på nästa sida)

Ledning:

Korrelationskoefficientmatrisen C beräknas enligt

$$C_{i,j} = \frac{D_{ij}}{\sqrt{D_{ii} \cdot D_{jj}}}, \text{ där } \mathbf{D} = (\mathbf{J}^T \mathbf{J})^{-1}$$

Se bilaga för övriga tabeller och formler.

### Uppgift 6 (5 poäng)

Med de parametervärden som anges i uppgift 5 blir den med modellen beräknade verkningsgraden

Försök nr	y (beräknad med modell)
1	0,6362
2	0,6389
3	0,5373
4	0,5651
5	0,6362
6	0,6389
7	0,5651
8	0,5250
9	0,5373
10	0,6389

- a) Vid en lack-of-fit-analys så förekommer bland annat följande begrepp :

$$SS_e = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{n_j} (y_{ij} - \bar{y}_j)^2 \quad v_e = \sum_{j=1}^m (n_j - 1) \quad MS_e = \frac{SS_e}{v_e}$$

Beräkna, för modell och data givna i uppgift 5 och 6,  $MS_e$  och ange vad den kvoten är en skattning av.

- b) Vid en lack-of-fit-analys så jämförs

$$\text{testvariabeln } \frac{MS_L}{MS_e} = \frac{SS_L / v_L}{SS_e / v_e} \text{ med } F(v_L, v_e, \alpha)$$

Genomför analysen för modell och data givna i uppgift 5 och 6. Använd 95%-nivå för F-funktionen.

- c) Undersök på lämpligt sätt om det är troligt att modellen i uppgift 5 kan förbättras genom att ta med beroendet av någon av de variabler som inte är inkluderade i modellen och i så fall vilken/vilka.

## Bilaga till tentamen i Matematisk modellering:

The maximum likelihood estimate of the parameters  $\beta$ ,  $b$ , can be obtained as

$$b = (X^T X)^{-1} X^T y$$

The variance can be estimated as the residual mean square:

$$s^2 = \frac{SS(b)}{N-P}$$

A  $1-\alpha$  joint confidence region for  $\beta$ , i.e. accounting for the simultaneous variation of all the parameters is defined by

$$SS(\beta) \leq SS(b) \left[ 1 + \frac{P}{N-P} F(P, N-P, \alpha) \right]$$

which in the linear case can be proven to be the ellipsoid

$$(\beta - b)^T X^T X (\beta - b) \leq P s^2 F(P, N-P, \alpha)$$

where  $F(P, N-P; \alpha)$  is the upper  $\alpha$  quantile for the F distribution with  $P$  and  $N-P$  degrees of freedom. Note also that  $SS(b)$  is the minimum residual sum of squares.

A  $1-\alpha$  marginal confidence interval for the parameter  $\beta_p$  is

$$b_p \pm se(b_p) t(N-P, \alpha/2)$$

where  $t(N-P; \alpha/2)$  is the upper  $\alpha/2$  quantile for the Student's  $t$ -distribution with  $N-P$  degrees of freedom and the standard error of the parameter estimator is

$$se(b_p) = s \sqrt{\left\{ (X^T X)^{-1} \right\}_{pp}}$$

with  $\left\{ (X^T X)^{-1} \right\}_{pp}$  equal to the  $p$ th diagonal term of the matrix  $(X^T X)^{-1}$ .

A  $1-\alpha$  confidence interval for the expected response at  $x_0$  is

$$x_0^T b \pm s \sqrt{x_0^T (X^T X)^{-1} x_0} t(N-P, \alpha/2)$$

A  $1-\alpha$  confidence band for the response function at any  $x$  is

$$x^T b \pm s \sqrt{x^T (X^T X)^{-1} x} \sqrt{P F(P, N-P, \alpha)}$$

The linear approximation can also be used to construct approximate confidence regions for the non-linear case. We can then use the same equations as for the non-linear case by replacing  $\beta$  by  $\theta$ ,  $b$  by  $\theta^*$ ,  $X$  by  $J^*$ ,  $x_0^T b$  by  $f(x_0, \theta^*)$ , and  $x_0$  by

$$j_0 = \left. \frac{\partial f(x_0, \theta)}{\partial \theta^T} \right|_{\theta^*}$$

## PERCENTAGE POINTS, STUDENT'S *t*-DISTRIBUTION

This table gives values of *t* such that

$$F(t) = \int_{-\infty}^t \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{2\pi} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} dx$$

for *n*, the number of degrees of freedom, equal to 1, 2, . . . , 30, 40, 60, 120, ∞; and for *F*(*t*) = 0.60, 0.75, 0.90, 0.95, 0.975, 0.99, 0.995, and 0.9995. The *t*-distribution is symmetrical, so that *F*(-*t*) = 1 - *F*(*t*)

<i>n</i> \ <i>F</i>	.60	.75	.90	.95	.975	.99	.995	.9995
1	.325	1.000	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.619
2	.289	.816	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.598
3	.277	.765	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12.924
4	.271	.741	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610
5	.267	.727	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.869
6	.265	.718	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959
7	.263	.711	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.408
8	.262	.706	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041
9	.261	.703	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781
10	.260	.700	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587
11	.260	.697	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437
12	.259	.695	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318
13	.259	.694	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4.221
14	.258	.692	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4.140
15	.258	.691	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073
16	.258	.690	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015
17	.257	.689	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965
18	.257	.688	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922
19	.257	.688	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.883
20	.257	.687	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850
21	.257	.686	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819
22	.256	.686	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792
23	.256	.685	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.767
24	.256	.685	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745
25	.256	.684	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725
26	.256	.684	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707
27	.256	.684	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690
28	.256	.683	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674
29	.256	.683	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659
30	.256	.683	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646
40	.255	.681	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551
60	.254	.679	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.460
120	.254	.677	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617	3.373
∞	.253	.674	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291

\* This table is abridged from the "Statistical Tables" of R. A. Fisher and Frank Yates published by Oliver & Boyd, Ltd., Edinburgh and London, 1938. It is here published with the kind permission of the authors and their publishers.



F-Distribution

PERCENTAGE POINTS, F-DISTRIBUTION (Continued)

$$F(F) = \int_0^F \frac{1}{\Gamma(\frac{m}{2}) \Gamma(\frac{n}{2})} \left( \frac{m}{2} \right)^{\frac{m}{2}} \left( \frac{n}{2} \right)^{\frac{n}{2}} x^{\frac{m}{2}-1} (1+mx)^{-\frac{m+n}{2}} dx = .05$$

m \ n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15	20	24	30	40	60	120	
1	161.4	109.6	215.7	224.6	230.2	234.0	235.8	236.9	240.5	241.9	243.9	245.9	248.0	249.1	250.1	251.1	252.2	253.2	254.3
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	19.45	19.46	19.47	19.48	19.49	19.50
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	8.65	8.64	8.62	8.59	8.57	8.56	8.55
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.98	5.91	5.86	5.80	5.77	5.75	5.72	5.69	5.66	5.65
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	4.55	4.53	4.50	4.46	4.43	4.40	4.39
6	5.90	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.00	3.94	3.87	3.84	3.81	3.77	3.74	3.70	3.69
7	5.53	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.63	3.57	3.52	3.44	3.41	3.38	3.34	3.30	3.27	3.26
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.34	3.27	3.21	3.14	3.11	3.08	3.03	3.00	2.97	2.96
9	5.12	4.20	3.80	3.57	3.42	3.31	3.23	3.17	3.12	3.07	3.00	2.94	2.87	2.84	2.80	2.75	2.72	2.69	2.68
10	4.90	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.91	2.85	2.77	2.74	2.70	2.65	2.62	2.59	2.58
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.21	3.09	2.99	2.92	2.87	2.83	2.76	2.69	2.61	2.58	2.54	2.49	2.46	2.43	2.42
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	2.99	2.88	2.81	2.76	2.71	2.64	2.57	2.49	2.46	2.42	2.37	2.34	2.31	2.30
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.66	2.59	2.51	2.43	2.40	2.36	2.31	2.28	2.25	2.24
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.64	2.59	2.52	2.44	2.36	2.33	2.29	2.24	2.21	2.18	2.17
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.65	2.59	2.54	2.47	2.39	2.31	2.28	2.24	2.19	2.16	2.13	2.12
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.60	2.54	2.49	2.42	2.34	2.26	2.23	2.19	2.14	2.11	2.08	2.07
17	4.45	3.59	3.20	2.97	2.81	2.70	2.62	2.56	2.50	2.45	2.38	2.30	2.22	2.19	2.15	2.10	2.07	2.04	2.03
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.52	2.46	2.41	2.34	2.26	2.18	2.15	2.11	2.06	2.03	1.99	1.98
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.55	2.49	2.43	2.38	2.31	2.23	2.15	2.12	2.08	2.03	1.99	1.95	1.94
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.52	2.46	2.40	2.35	2.28	2.20	2.12	2.09	2.04	1.99	1.95	1.91	1.90
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.43	2.37	2.32	2.25	2.17	2.09	2.06	2.01	1.96	1.92	1.88	1.87
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.47	2.41	2.35	2.30	2.23	2.15	2.07	2.04	1.99	1.94	1.90	1.86	1.85
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.45	2.39	2.33	2.28	2.21	2.13	2.05	2.02	1.97	1.92	1.88	1.84	1.83
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.43	2.37	2.31	2.26	2.19	2.11	2.03	2.00	1.95	1.90	1.86	1.82	1.81
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.41	2.35	2.29	2.24	2.17	2.09	2.01	1.98	1.93	1.88	1.84	1.80	1.79
26	4.23	3.37	2.98	2.75	2.59	2.48	2.40	2.34	2.28	2.23	2.16	2.08	2.00	1.97	1.92	1.87	1.83	1.79	1.78
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.38	2.32	2.26	2.21	2.14	2.06	1.98	1.95	1.90	1.85	1.81	1.77	1.76
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.55	2.44	2.36	2.30	2.24	2.19	2.12	2.04	1.96	1.93	1.88	1.83	1.79	1.75	1.74
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.54	2.43	2.35	2.29	2.23	2.18	2.11	2.03	1.95	1.92	1.87	1.82	1.78	1.74	1.73
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.34	2.28	2.22	2.17	2.10	2.02	1.94	1.91	1.86	1.81	1.77	1.73	1.72
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.26	2.20	2.14	2.09	2.02	1.94	1.86	1.83	1.78	1.73	1.69	1.65	1.64
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.26	2.18	2.12	2.06	2.01	1.94	1.86	1.78	1.75	1.70	1.65	1.61	1.57	1.56
120	3.84	3.00	2.61	2.38	2.22	2.11	2.03	1.97	1.91	1.86	1.79	1.71	1.63	1.60	1.55	1.50	1.46	1.42	1.41

F = s1/s2 \* m/n, where s1 = s1/m and s2 = s2/n are independent mean squares satisfying a common variance sigma^2 and based on m and n degrees of freedom, respectively.