

Tentamen i Regressions- och tidsserieanalys, (4,5 hp)**Kurs: Regressionsanalys och undersökningsmetodik****2019-12-02**

Skrivtid: kl. 9.00 - 14.00 (5 timmar)**Godkända hjälpmmedel:** Miniräknare utan lagrade formler och text**Vidhäftade hjälpmmedel:** Formelsamling och Statistiska tabeller (endast de tabeller som krävs)

- Tentamen består av 5 uppgifter, i förekommande fall uppdelade i deluppgifter. Maximalt antal poäng anges per deluppgift.
- Svar med fullständiga redovisningar ska lämnas.
 - Använd endast skrivpapper som tillhandahålls i skrivsalen.
 - För full poäng på en uppgift krävs tydliga, utförliga och väl motiverade lösningar.
 - Kontrollera alltid dina beräkningar och lösningar! Slarvfel kan också ge poängavdrag!
 - Använd minst fem värdesiffror i dina beräkningar (1,2345 och 1234,5 är exempel på tal med fem värdesiffror). I förekommande fall är det inte möjligt pga. avrundning i t.ex. SAS-utskrifter men utgå då ifrån det som är givet. Du kan dock avrunda ditt slutliga svar.
- Tentamen kan maximalt ge 100 poäng och för godkänt resultat krävs minst 50.
- Betygsgränser:

- A: 90 – 100 p
- B: 80 – 89 p
- C: 70 – 79 p
- D: 60 – 69 p
- E: 50 – 59 p
- Fx: 40 – 49 p
- F: 0 – 40 p

OBS! Fx och F är underkända betyg som kräver omexamination. Studenter som får betyget Fx kan alltså inte komplettera för högre betyg.

- Lösningsförslag läggs ut på Athena kort efter tentamen.

LYCKA TILL!

Uppgift 1. (30p)

En livsmedelskedja i USA genomförde ett försök där man ville studera hur Y = veckoförsäljningen i antal paket av en viss kaffesort påverkades av X = exponeringsytan i kvadratfot. Tolv butiker ingick i experimentet och exponeringsytan valdes slumpmässigt för de olika butikerna till antingen 3, 6 eller 9 kvadratfot. Ingen prisvariation förekom under försöksperioden och pris för och exponering av konkurrerande kaffesorter var konstant och ändrades inte heller. Utgå ifrån att sambandet mellan försäljning och exponering kan beskrivas med en enkel linjär regressionsmodell enligt:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

Datamaterialet från studien och lite allmän statistik återges i tabellerna nedan.

- Skatta parametrarna i modellen med minsta-kvadrat-metoden. (6p)
- Tolka parameterskattningarna i ord. Är båda dessa tolkningar meningsfulla i detta fall? Förklara kortfattat. (6p)
- Beräkna ett 95 % konfidensintervall för lutningskoefficienten. Förklara kortfattat vilken slutsats du kan dra. (6p)
- Anta att du ska beräkna 95% konfidensintervall för den genomsnittliga försäljningen för fallen när $X = 3, 6$ respektive 9 , dvs. tre olika konfidensintervall. För vilket av dessa värden på X blir intervallet kortast och varför? Motivera ditt svar med hjälp av formler. OBS! Du ska inte behöva göra några beräkningar alls för att besvara frågan. (6p)
- Två av residualerna saknas nedan. Beräkna dessa först, plotta sedan samtliga residualer mot den förklarande variabeln och kommentera kortfattat det du ser. OBS! Om du inte kan beräkna residualerna som saknas, plotta det du har. (6p)

Data och residualer

Butik nr i	Försäljning i antal y_i	Yta x_i	Residual e_i
1	526	6	8,000
2	421	3	1,875
3	581	6	63,00
4	640	9	23,125
5	412	3	-7,125
6	500	9	-116,875
7	444	6	-74,000
8	443	3	23,875
9	580	9	-36,875
10	570	6	52,000
11	376	3	?
12	723	9	?

Deskriptiv statistik

Statistika	Försäljning i antal y	Yta x
Medelvärde	518	6
Standardfel	30,11644	0,738549
Varians	10884	6,545455
Median	513	6
Minimum	376	3
Maximum	723	9
Summa	6216	72
Antal	12	12
Kovarians x, y	215,7273	

Uppgift 2. (30p)

En grupp sociologer undersökte förekomsten av mord i USA och de var särskilt intresserade av vilka faktorer som kunde tänkas förklara skillnaderna mellan olika städer. I detta syfte utgick man ifrån en multipel regressionsmodell med antal mord per 100 000 invånare som beroende variabel (Y), och stadens befolningsstorlek i 1000-tal (X_1), andelen familjer i % med en årlig inkomst mindre än \$5000 (X_2) samt andelen arbetslösa i % (X_3) som förklarande variabler. En körning med SAS gav följande resultat:

Number of Observations Read	20				
Number of Observations Used	20				
Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model					<.0001
Error			21.06607		
Corrected Total		1855.20200			

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variance Inflation
Intercept	1	-36.76493	7.01093		<.0001	0
X1	1	0.00076294	0.00063630		0.2480	1.05997
X2	1	1.19217	0.56165		0.0497	2.99090
X3	1	4.71982	1.53048		0.0071	3.07838

Observera att det saknas en del uppgifter i utskriften!

- Färdigställ SAS-utskriften ovan genom att fylla i de värden som saknas. (6p)
- Genomför ett formellt test på 5 % signifikansnivå för att pröva om modellen som helhet är signifikant. Ange hypoteserna som du testar, testvariabel och dess fördelning, beslutsregel med kritiska gräns samt beräkningar och slutsats med förklaring. (8p)
- Genomför ett formellt test på 5 % signifikansnivå för att pröva om X_2 tillför något till modellen. Redovisa på samma sätt som i b) ovan. (8p)
- Beräkna förklaringsgraden och den justerade förklaringsgraden. (4p)
- Utifrån utskriften och dina lösningar, vilka slutsatser kommer du fram till? Finns det anledning att definiera modellen annorlunda? Motivera ditt svar. (4p)

Uppgift 3. (20p)

För var och en av följande deluppgifter ska du svara kortfattat. Hela uppgiften bör kunna redovisas på maximalt ca två A4-sidor. Du får gärna komplettera med bilder och skisser.

- a) Vilka grundtaganden gäller för en linjär regressionsmodell? (5p)
- b) Vad menas med residualanalys och varför är det viktigt? (5p)
- c) Variansinflationsfaktor, vad är det och hur ska det användas? (5p)
- d) Vad menas med ett exponentiellt samband, hur formulerar man en sådan modell och hur skattar man den enklast? (5p)

Uppgift 4. (10p)

Följande tabell visar driftskostnaden per kvartal för en idrottshall i en kommun räknat i 100 000-tal kronor (lönekostnader ej inräknat):

Kostnad	Kvartal 1	Kvartal 2	Kvartal 3	Kvartal 4
2014	4,8	4,1	6,0	6,5
2015	5,8	5,2	6,8	7,4
2016	6,0	5,6	7,5	7,8
2017	6,3	5,9	8,8	8,4

Innan din statistikerkollega hann sluta skattade hon trenden med glidande medelvärden, trendrensade serien och sammanställdе slutligen medelvärdena av de trendrensade värdena för respektive kvartal. Dessa ges nedan:

	Kvartal 1	Kvartal 2	Kvartal 3	Kvartal 4
Medelvärde	0,93220	0,83776	1,09335	1,14331

Du lyckas inte få tag i henne nu och det är bråttom att färdigställa beräkningarna!

- a) Är det en additiv eller multiplikativ modell som har använts? Motivera ditt svar. (2p)
- b) Gör nödvändiga justeringar och säsongsrensa sedan serien för år 2017, dvs. endast de fyra sista observationerna. (4p)
- c) Visa de fyra sista observationerna i ett lämpligt diagram tillsammans med de säsongsrensade värdena. (4p)

Uppgift 5. (10p)

Logistisk regression har här använts för att modellera sannolikheten att man som passagerare överlevde Titanics förlisning. Ålder, kön och klass (1:a, 2:a eller 3:e) används som förklaringsvariabler och modellen kan skrivas som:

$$\text{LogOdds}(Y = 1|x_1, x_2, x_3) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3$$

där

$$Y = \begin{cases} 1, & \text{överlevde} \\ 0, & \text{överlevde ej} \end{cases} \quad x_1 = \text{ålder i år} \quad x_2 = \begin{cases} 1, & \text{kvinna} \\ 0, & \text{man} \end{cases} \quad x_3 = \begin{cases} 1, & 1:\text{a klass} \\ 0, & \text{ej 1:a klass} \end{cases}$$

Baserat på riktiga data¹ skattades modellen med SAS och man fick bland annat följande resultat:

Number of Observations Read	891
Number of Observations Used	891

Response Profile		
Ordered Value	Survived	Total Frequency
1	0	549
2	1	342

Analysis of Maximum Likelihood Estimates					
Parameter	DF	Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-1.1499	0.2291	25.2034	<.0001
Age	1	-0.0283	0.00723	15.3758	<.0001
Sex	1	2.6052	0.1815	206.0644	<.0001
FirstClass	1	1.8960	0.2197	74.4654	<.0001

Odds Ratio Estimates			
Effect	Point Estimate	95% Wald Confidence Limits	
Age	0.972	0.958	0.986
Sex	13.534	9.483	19.316
FirstClass	6.660	4.329	10.244

- Beräkna sannolikheten för överlevnad ($Y = 1$) för en 20-årig kvinna som reste i första klass samt för en 20-årig man som inte reste i första klass. (6p)
- På vilket sätt påverkade åldern sannolikheten för överlevnad? Du behöver inte tolka siffrorna ovan utan förklara bara kortfattat vad du baserar din slutsats på. (4p)

¹ Man har skattat att Titanic hade 1 317 passagerare så datamaterialet är inte fullständigt.

FORMELSAMLING

DESKRIPTIV STATISTIK

Varians: $s_x^2 = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1} = \frac{\sum x_i^2 - n\bar{x}^2}{n-1} = \frac{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2}{n(n-1)}$

Kovarians: $s_{xy} = cov(x, y) = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - n\bar{x}\bar{y}}{n-1}$
 $= \frac{n \sum x_i y_i - (\sum x_i)(\sum y_i)}{n(n-1)}$

Korrelation: $r_{xy} = corr(x, y) = \frac{s_{xy}}{s_x \cdot s_y} = \frac{s_{xy}}{\sqrt{s_x^2 \cdot s_y^2}}$ Inferens: $t_{n-2} = \frac{r_{xy}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{xy}^2}}$

ENKEL LINJÄR REGRESSION

Modell: $Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$ Betingat medelvärde för $Y|X=x$: $\mu_{Y|X=x} = \beta_0 + \beta_1 x$

Parameterskattningar och dessas varianser:

 $b_1 = \frac{s_{xy}}{s_x^2} = r_{xy} \cdot \frac{s_y}{s_x}$
 $s_{b_1}^2 = \frac{s_e^2}{(n-1)s_x^2} = \frac{s_e^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$

$b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x}$
 $s_{b_0}^2 = s_e^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}^2}{(n-1)s_x^2} \right)$

Prediktion och skattat betingat medelvärde:

 $\hat{y}_i = \hat{\mu}_{Y|X=x_i} = b_0 + b_1 x_i$

Prediktionsintervall för prediktionen \hat{y}_i givet $X=x$:

 $\hat{y}_i \pm t_{n-2,\alpha/2} \cdot \sqrt{s_e^2 \left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{(n-1)s_x^2} \right)}$

Konfidensintervall för betingade medelvärdet $\mu_{Y|X=x}$ givet $X=x$:

 $\hat{\mu}_{Y|X=x} \pm t_{n-2,\alpha/2} \cdot \sqrt{s_e^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{(n-1)s_x^2} \right)}$

ICKE-LINJÄR REGRESSION, exempel

Andragradspolynom: $\hat{y}_i = a + b_1 x_i + b_2 x_i^2$

Exponentiell: $\ln(\hat{y}_i) = a + b x_i$ $\hat{y}_i = \exp(a + b x_i) = (e^a)(e^b)^{x_i} = (a') \cdot (b')^{x_i}$
 $\log_{10}(\hat{y}_i) = a + b x_i$ $\hat{y}_i = (10^a)(10^b)^{x_i} = (a') \cdot (b')^{x_i}$

ENKEL OCH MULTIPEL LINJÄR REGRESSION (sätt $k = 1$ om enkel regression)

Residualvarians: $s_e^2 = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n - k - 1} = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - k - 1} = \frac{SSE}{n - k - 1} = MSE$

Kvadratsummor: $SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 = (n - 1)s_y^2 = SSR + SSE$

$$SSE = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n e_i^2 = (n - k - 1)s_e^2$$

$$SSR = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 = [om \underline{enkel} regression] = b^2 \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

Förklaringsgrad: $R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST}$ $R_{adj}^2 = 1 - \frac{SSE/(n - k - 1)}{SST/(n - 1)}$

Inferens för β_j : KI: $b_j \pm t_{n-k-1, \alpha/2} \cdot s_{b_j}$ Test: $t_{n-k-1} = \frac{b_j - \beta_j^*}{s_{b_j}}$

Test för hela modellen: $F_{k; n-k-1} = \frac{SSR/K}{SSE/(n - K - 1)} = \frac{MSR}{MSE}$

Beräkningsformler för KORRELATION och REGRESSIONSKOEFFICIENT

$$\begin{aligned} b_1 &= \frac{n \sum x_i y_i - (\sum x_i)(\sum y_i)}{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} = \frac{\sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sum x_i^2 - n \bar{x}^2} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \\ &= \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / (n - 1)}{\sum (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)} = \frac{s_{xy}}{s_x^2} = \frac{s_{xy}}{s_x^2} \cdot \frac{s_x s_y}{s_x s_y} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y} \cdot \frac{s_y}{s_x} = r_{xy} \cdot \frac{s_y}{s_x} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} r_{xy} &= \frac{n \sum x_i y_i - (\sum x_i)(\sum y_i)}{\sqrt{n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2} \cdot \sqrt{n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2}} = \frac{\sum x_i y_i - n \bar{x} \bar{y}}{\sqrt{\sum x_i^2 - n \bar{x}^2} \cdot \sqrt{\sum y_i^2 - n \bar{y}^2}} \\ &= \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / (n - 1)}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum (y_i - \bar{y})^2}} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) / (n - 1)}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)} \cdot \sqrt{\sum (y_i - \bar{y})^2 / (n - 1)}} \\ &= \frac{s_{xy}}{\sqrt{s_x^2} \cdot \sqrt{s_y^2}} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y} = \frac{s_{xy}}{s_x s_y} \cdot \frac{s_x}{s_x} = \frac{s_{xy}}{s_x^2} \cdot \frac{s_x}{s_y} = b_1 \cdot \frac{s_x}{s_y} \end{aligned}$$

TIDSERIEANALYS

- Komponenter

Additiv modell: $Y_t = T_t + S_t + C_t + E_t$

Multiplikativ modell: $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot E_t$

där T = trend, S = säsong, C = cyklisk/konjunktur samt E = slumpkomponent

- Skattning av trendkomponenten:

- med glidande medelvärden utan säsongvariation, exempel:

$$\begin{array}{ll} \text{3-punkter} & \hat{T}_t = \frac{1}{3} \cdot y_{t-1} + \frac{1}{3} \cdot y_t + \frac{1}{3} \cdot y_{t+1} \\ \text{centrerat:} & \end{array}$$

$$\begin{array}{ll} \text{5-punkter} & \hat{T}_t = \frac{1}{5} \cdot y_{t-2} + \frac{1}{5} \cdot y_{t-1} + \frac{1}{5} \cdot y_t + \frac{1}{5} \cdot y_{t+1} + \frac{1}{5} \cdot y_{t+2} \\ \text{centrerat:} & \end{array}$$

- med centrerade glidande medelvärden med säsongvariation, exempel:

$$\text{halvårsdata: } \hat{T}_t = \frac{1}{4} \cdot y_{t-1} + \frac{1}{2} \cdot y_t + \frac{1}{4} \cdot y_{t+1}$$

$$\text{kvartalsdata: } \hat{T}_t = \frac{1}{8} \cdot y_{t-2} + \frac{1}{4} \cdot y_{t-1} + \frac{1}{4} \cdot y_t + \frac{1}{4} \cdot y_{t+1} + \frac{1}{8} \cdot y_{t+2}$$

$$\text{månadsdata: } \hat{T}_t = \frac{1}{24} \cdot y_{t-6} + \frac{1}{12} \cdot y_{t-5} + \dots + \frac{1}{12} \cdot y_{t+5} + \frac{1}{24} \cdot y_{t+6}$$

- med regressionsanalys, linjär trend och exponentiell trend:

$$\text{Modell: } Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad \text{Skattad modell: } \hat{y}_t = b_0 + b_1 t = \hat{T}_t$$

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t \quad \hat{y}_t = \exp(b_0 + b_1 t) = \hat{T}_t$$

- Justering av säsongsindex \bar{S}_j med p säsonger (halvår, kvartal el. månader osv.):

$$\text{Additiv modell: } S_j^+ = \bar{S}_j - \left(\frac{\sum \bar{S}_i}{p} \right)$$

$$\text{Multiplikativ modell: } S_j^+ = \frac{\bar{S}_j}{(\sum \bar{S}_i / p)}$$

- Trend- och säsongsrensning:

$$\text{Additiv modell: } y_t - \hat{T}_t \text{ resp. } y_t - S_j^+ \quad \text{Multiplikativ modell: } y_t / \hat{T}_t \text{ resp. } y_t / S_j^+$$

LOGISTISK REGRESSION och ODDS

Odds för en händelse A :	$\text{Odds}(A) = \frac{P(A)}{P(\bar{A})} = \frac{P(A)}{1 - P(A)} \Leftrightarrow P(A) = \frac{\text{Odds}(A)}{1 + \text{Odds}(A)}$
Oddskvot för händelsen A mot B :	$\text{OR} = \frac{\text{Odds}(A)}{\text{Odds}(B)}$

- Logistisk regression:

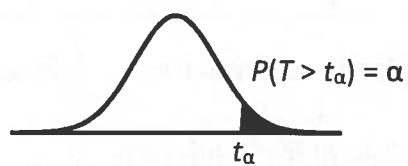
Enkel modell:	$P(Y = 1 x) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x)} = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_0 - \beta_1 x)}$ $P(Y = 0 x) = \frac{1}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x)}$ $\text{Odds}(Y = 1 x) = \exp(\beta_0 + \beta_1 x)$ $\text{LogOdds}(Y = 1 x) = \beta_0 + \beta_1 x$
Multipel modell:	$\text{LogOdds}(Y = 1 x_1, \dots, x_k) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$

Intercept β_0 :	$P(Y = 1 x_1 = \dots = x_k = 0) = \frac{\exp(\beta_0)}{1 + \exp(\beta_0)}$
Oddskvot för $Y = 1$ när $X_j = x_j + 1$ mot $X_j = x_j$:	$\text{OR}(X_j) = \frac{\text{Odds}(Y = 1 x_j + 1, \text{allt annat lika})}{\text{Odds}(Y = 1 x_j, \text{allt annat lika})} = \exp(\beta_j)$
KI för $\text{OR}(X_j)$:	$(\exp(b_j - z_{\alpha/2} \cdot s_{b_j}); \exp(b_j + z_{\alpha/2} \cdot s_{b_j}))$

TABELL 3. t -fördelningens kvantiler

$T \in t(v)$ där v = antal frihetsgrader.

Vilket värde har t_α om $P(T > t_\alpha) = \alpha$ där α är en given sannolikhet. Utnyttja även $P(T \leq -t_\alpha) = P(T > t_\alpha)$.



v	$\alpha = 0,1$	0,05	0,025	0,010	0,005	0,0025	0,0010	0,0005
1	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657	127,321	318,309	636,619
2	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925	14,089	22,327	31,599
3	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841	7,453	10,215	12,924
4	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604	5,598	7,173	8,610
5	1,476	2,015	2,571	3,365	4,032	4,773	5,893	6,869
6	1,440	1,943	2,447	3,143	3,707	4,317	5,208	5,959
7	1,415	1,895	2,365	2,998	3,499	4,029	4,785	5,408
8	1,397	1,860	2,306	2,896	3,355	3,833	4,501	5,041
9	1,383	1,833	2,262	2,821	3,250	3,690	4,297	4,781
10	1,372	1,812	2,228	2,764	3,169	3,581	4,144	4,587
11	1,363	1,796	2,201	2,718	3,106	3,497	4,025	4,437
12	1,356	1,782	2,179	2,681	3,055	3,428	3,930	4,318
13	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012	3,372	3,852	4,221
14	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977	3,326	3,787	4,140
15	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947	3,286	3,733	4,073
16	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921	3,252	3,686	4,015
17	1,333	1,740	2,110	2,567	2,898	3,222	3,646	3,965
18	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878	3,197	3,610	3,922
19	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861	3,174	3,579	3,883
20	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845	3,153	3,552	3,850
21	1,323	1,721	2,080	2,518	2,831	3,135	3,527	3,819
22	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819	3,119	3,505	3,792
23	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807	3,104	3,485	3,768
24	1,318	1,711	2,064	2,492	2,797	3,091	3,467	3,745
25	1,316	1,708	2,060	2,485	2,787	3,078	3,450	3,725
26	1,315	1,706	2,056	2,479	2,779	3,067	3,435	3,707
27	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771	3,057	3,421	3,690
28	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763	3,047	3,408	3,674
29	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756	3,038	3,396	3,659
30	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750	3,030	3,385	3,646
35	1,306	1,690	2,030	2,438	2,724	2,996	3,340	3,591
40	1,303	1,684	2,021	2,423	2,704	2,971	3,307	3,551
45	1,301	1,679	2,014	2,412	2,690	2,952	3,281	3,520
50	1,299	1,676	2,009	2,403	2,678	2,937	3,261	3,496
55	1,297	1,673	2,004	2,396	2,668	2,925	3,245	3,476
60	1,296	1,671	2,000	2,390	2,660	2,915	3,232	3,460
65	1,295	1,669	1,997	2,385	2,654	2,906	3,220	3,447
70	1,294	1,667	1,994	2,381	2,648	2,899	3,211	3,435
75	1,293	1,665	1,992	2,377	2,643	2,892	3,202	3,425

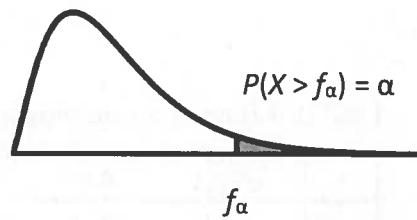
Forts. nästa sida

TABELL 3 forts. t -fördelningens kvantiler

v	$\alpha = 0,1$	0,05	0,025	0,010	0,005	0,0025	0,0010	0,0005
80	1,292	1,664	1,990	2,374	2,639	2,887	3,195	3,416
85	1,292	1,663	1,988	2,371	2,635	2,882	3,189	3,409
90	1,291	1,662	1,987	2,368	2,632	2,878	3,183	3,402
95	1,291	1,661	1,985	2,366	2,629	2,874	3,178	3,396
100	1,290	1,660	1,984	2,364	2,626	2,871	3,174	3,390
125	1,288	1,657	1,979	2,357	2,616	2,858	3,157	3,370
150	1,287	1,655	1,976	2,351	2,609	2,849	3,145	3,357
175	1,286	1,654	1,974	2,348	2,604	2,843	3,137	3,347
200	1,286	1,653	1,972	2,345	2,601	2,839	3,131	3,340
300	1,284	1,650	1,968	2,339	2,592	2,828	3,118	3,323
400	1,284	1,649	1,966	2,336	2,588	2,823	3,111	3,315
500	1,283	1,648	1,965	2,334	2,586	2,820	3,107	3,310
1000	1,282	1,646	1,962	2,330	2,581	2,813	3,098	3,300
2000	1,282	1,646	1,961	2,328	2,578	2,810	3,094	3,295
3000	1,282	1,645	1,961	2,328	2,577	2,809	3,093	3,294
4000	1,282	1,645	1,961	2,327	2,577	2,809	3,092	3,293
5000	1,282	1,645	1,960	2,327	2,577	2,808	3,092	3,292

TABELL 5. F -fördelningens kvantiler

$X \in F(v_1, v_2)$ där v_1, v_2 = antal frihetsgrader i täljaren respektive nämnaren. Vilket värde har f_α om $P(X > f_\alpha) = \alpha$ där α är en given sannolikhet.



$\alpha = 0,05$

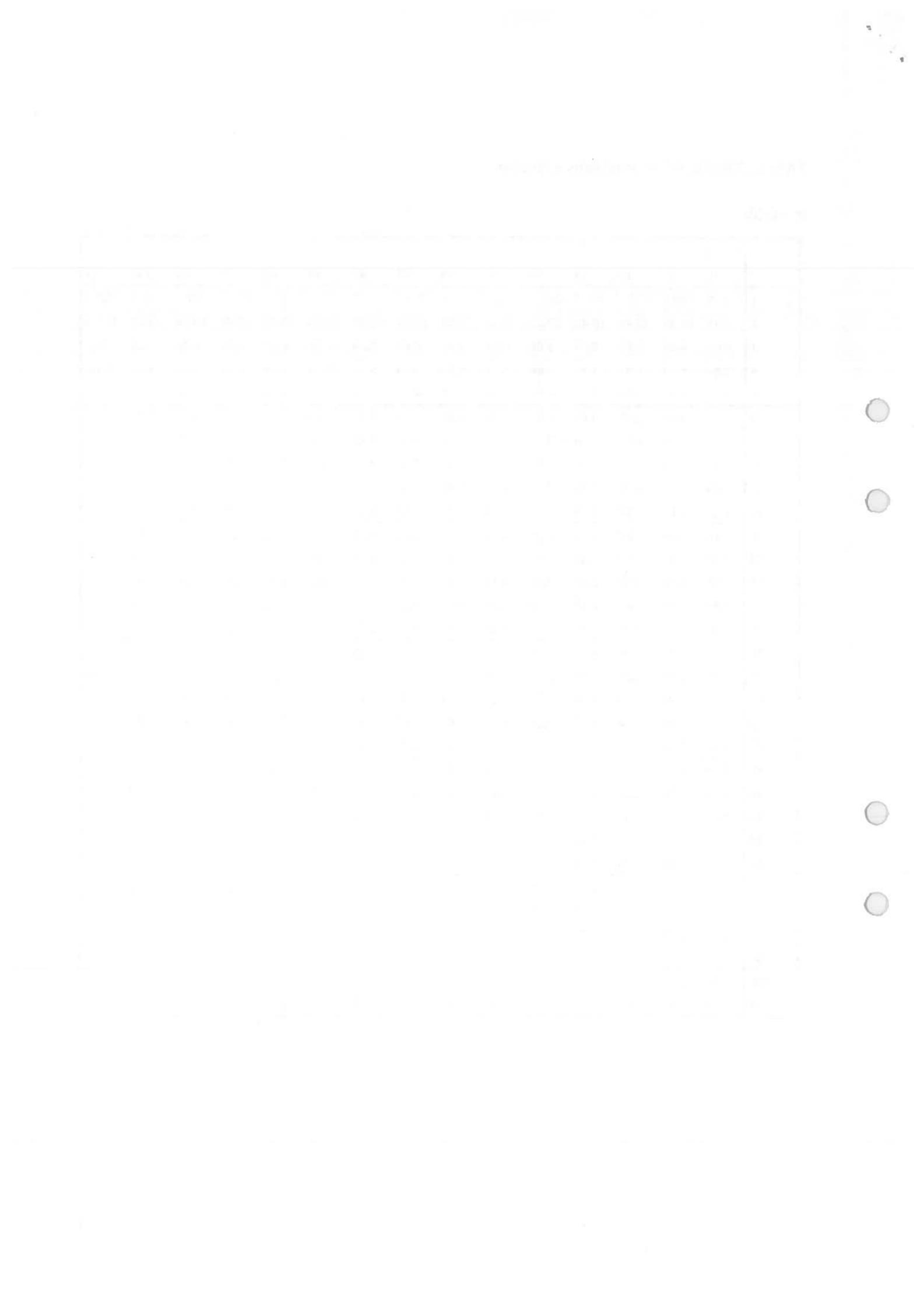
	V1 =														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
V2 = 1	161,4	199,5	215,7	224,6	230,2	234,0	236,8	238,9	240,5	241,9	243,0	243,9	244,7	245,4	245,9
2	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,35	19,37	19,38	19,40	19,40	19,41	19,42	19,42	19,43
3	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,89	8,85	8,81	8,79	8,76	8,74	8,73	8,71	8,70
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,96	5,94	5,91	5,89	5,87	5,86
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,88	4,82	4,77	4,74	4,70	4,68	4,66	4,64	4,62
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06	4,03	4,00	3,98	3,96	3,94
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,64	3,60	3,57	3,55	3,53	3,51
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44	3,39	3,35	3,31	3,28	3,26	3,24	3,22
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,14	3,10	3,07	3,05	3,03	3,01
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,98	2,94	2,91	2,89	2,86	2,85
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,20	3,09	3,01	2,95	2,90	2,85	2,82	2,79	2,76	2,74	2,72
12	4,75	3,89	3,49	3,26	3,11	3,00	2,91	2,85	2,80	2,75	2,72	2,69	2,66	2,64	2,62
13	4,67	3,81	3,41	3,18	3,03	2,92	2,83	2,77	2,71	2,67	2,63	2,60	2,58	2,55	2,53
14	4,60	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,76	2,70	2,65	2,60	2,57	2,53	2,51	2,48	2,46
15	4,54	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,71	2,64	2,59	2,54	2,51	2,48	2,45	2,42	2,40
16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,66	2,59	2,54	2,49	2,46	2,42	2,40	2,37	2,35
17	4,45	3,59	3,20	2,96	2,81	2,70	2,61	2,55	2,49	2,45	2,41	2,38	2,35	2,33	2,31
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,58	2,51	2,46	2,41	2,37	2,34	2,31	2,29	2,27
19	4,38	3,52	3,13	2,90	2,74	2,63	2,54	2,48	2,42	2,38	2,34	2,31	2,28	2,26	2,23
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,51	2,45	2,39	2,35	2,31	2,28	2,25	2,22	2,20
25	4,24	3,39	2,99	2,76	2,60	2,49	2,40	2,34	2,28	2,24	2,20	2,16	2,14	2,11	2,09
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,33	2,27	2,21	2,16	2,13	2,09	2,06	2,04	2,01
35	4,12	3,27	2,87	2,64	2,49	2,37	2,29	2,22	2,16	2,11	2,07	2,04	2,01	1,99	1,96
40	4,08	3,23	2,84	2,61	2,45	2,34	2,25	2,18	2,12	2,08	2,04	2,00	1,97	1,95	1,92
45	4,06	3,20	2,81	2,58	2,42	2,31	2,22	2,15	2,10	2,05	2,01	1,97	1,94	1,92	1,89
50	4,03	3,18	2,79	2,56	2,40	2,29	2,20	2,13	2,07	2,03	1,99	1,95	1,92	1,89	1,87
60	4,00	3,15	2,76	2,53	2,37	2,25	2,17	2,10	2,04	1,99	1,95	1,92	1,89	1,86	1,84
70	3,98	3,13	2,74	2,50	2,35	2,23	2,14	2,07	2,02	1,97	1,93	1,89	1,86	1,84	1,81
80	3,96	3,11	2,72	2,49	2,33	2,21	2,13	2,06	2,00	1,95	1,91	1,88	1,84	1,82	1,79
100	3,94	3,09	2,70	2,46	2,31	2,19	2,10	2,03	1,97	1,93	1,89	1,85	1,82	1,79	1,77
∞	3,84	3,00	2,60	2,37	2,21	2,10	2,01	1,94	1,88	1,83	1,79	1,75	1,72	1,69	1,67

Forts. nästa sida

TABELL 5 forts. *F*-fördelningens kvantiler

$\alpha = 0,05$

	$V_1 =$	$V_2 =$													
		16	17	18	19	20	25	30	35	40	50	60	70	80	100
1	246,5	246,9	247,3	247,7	248,0	249,3	250,1	250,7	251,1	251,8	252,2	252,5	252,7	253,0	254,3
2	19,43	19,44	19,44	19,44	19,45	19,46	19,46	19,47	19,47	19,48	19,48	19,48	19,48	19,49	19,50
3	8,69	8,68	8,67	8,67	8,66	8,63	8,62	8,60	8,59	8,58	8,57	8,57	8,56	8,55	8,53
4	5,84	5,83	5,82	5,81	5,80	5,77	5,75	5,73	5,72	5,70	5,69	5,68	5,67	5,66	5,63
5	4,60	4,59	4,58	4,57	4,56	4,52	4,50	4,48	4,46	4,44	4,43	4,42	4,41	4,41	4,37
6	3,92	3,91	3,90	3,88	3,87	3,83	3,81	3,79	3,77	3,75	3,74	3,73	3,72	3,71	3,67
7	3,49	3,48	3,47	3,46	3,44	3,40	3,38	3,36	3,34	3,32	3,30	3,29	3,29	3,27	3,23
8	3,20	3,19	3,17	3,16	3,15	3,11	3,08	3,06	3,04	3,02	3,01	2,99	2,99	2,97	2,93
9	2,99	2,97	2,96	2,95	2,94	2,89	2,86	2,84	2,83	2,80	2,79	2,78	2,77	2,76	2,71
10	2,83	2,81	2,80	2,79	2,77	2,73	2,70	2,68	2,66	2,64	2,62	2,61	2,60	2,59	2,54
11	2,70	2,69	2,67	2,66	2,65	2,60	2,57	2,55	2,53	2,51	2,49	2,48	2,47	2,46	2,40
12	2,60	2,58	2,57	2,56	2,54	2,50	2,47	2,44	2,43	2,40	2,38	2,37	2,36	2,35	2,30
13	2,51	2,50	2,48	2,47	2,46	2,41	2,38	2,36	2,34	2,31	2,30	2,28	2,27	2,26	2,21
14	2,44	2,43	2,41	2,40	2,39	2,34	2,31	2,28	2,27	2,24	2,22	2,21	2,20	2,19	2,13
15	2,38	2,37	2,35	2,34	2,33	2,28	2,25	2,22	2,20	2,18	2,16	2,15	2,14	2,12	2,07
16	2,33	2,32	2,30	2,29	2,28	2,23	2,19	2,17	2,15	2,12	2,11	2,09	2,08	2,07	2,01
17	2,29	2,27	2,26	2,24	2,23	2,18	2,15	2,12	2,10	2,08	2,06	2,05	2,03	2,02	1,96
18	2,25	2,23	2,22	2,20	2,19	2,14	2,11	2,08	2,06	2,04	2,02	2,00	1,99	1,98	1,92
19	2,21	2,20	2,18	2,17	2,16	2,11	2,07	2,05	2,03	2,00	1,98	1,97	1,96	1,94	1,88
20	2,18	2,17	2,15	2,14	2,12	2,07	2,04	2,01	1,99	1,97	1,95	1,93	1,92	1,91	1,84
25	2,07	2,05	2,04	2,02	2,01	1,96	1,92	1,89	1,87	1,84	1,82	1,81	1,80	1,78	1,71
30	1,99	1,98	1,96	1,95	1,93	1,88	1,84	1,81	1,79	1,76	1,74	1,72	1,71	1,70	1,62
35	1,94	1,92	1,91	1,89	1,88	1,82	1,79	1,76	1,74	1,70	1,68	1,66	1,65	1,63	1,56
40	1,90	1,89	1,87	1,85	1,84	1,78	1,74	1,72	1,69	1,66	1,64	1,62	1,61	1,59	1,51
45	1,87	1,86	1,84	1,82	1,81	1,75	1,71	1,68	1,66	1,63	1,60	1,59	1,57	1,55	1,47
50	1,85	1,83	1,81	1,80	1,78	1,73	1,69	1,66	1,63	1,60	1,58	1,56	1,54	1,52	1,44
60	1,82	1,80	1,78	1,76	1,75	1,69	1,65	1,62	1,59	1,56	1,53	1,52	1,50	1,48	1,39
70	1,79	1,77	1,75	1,74	1,72	1,66	1,62	1,59	1,57	1,53	1,50	1,49	1,47	1,45	1,35
80	1,77	1,75	1,73	1,72	1,70	1,64	1,60	1,57	1,54	1,51	1,48	1,46	1,45	1,43	1,32
100	1,75	1,73	1,71	1,69	1,68	1,62	1,57	1,54	1,52	1,48	1,45	1,43	1,41	1,39	1,28
∞	1,64	1,62	1,60	1,59	1,57	1,51	1,46	1,42	1,39	1,35	1,32	1,29	1,27	1,24	1,00



Rättningsblad

Datum: 2/12-2019

Sal: Laduvikssalen

Tenta: Regressions- och tidsserieanalys

Kurs: Regressionsanalys och undersökningsmetodik

ANONYMKOD:

0084 - DTC

Jag godkänner att min tenta får läggas ut anonymt på hemsidan som studentsvar.

OBS! SKRIV ÄVEN PÅ BAKSIDAN AV SKRIVBLADEN

Markera besvarade uppgifter med kryss

1	2	3	4	5	6	7	8	9	Antal inl. blad
X	X	X	X	X					5
Lär.ant. 28	30	20	10	10					<i>ML</i>

POÄNG	BETYG	Lärarens sign.
98	A	ML

SU, STATISTIK

Skrivsal: LA

Anonymkod: 0084-DTC Blad nr: 1

1)

givet: $n = 12$

$$\bar{x} = 6$$

$$\bar{y} = 518$$

x är en st. variabel

$$S_x^2 = 6.545455$$

$$S_y^2 = 108829$$

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \epsilon_i$$

$$S_{xy} = 215.7273$$

$$1-a) \hat{\beta}_1 = b_1 = \frac{S_{xy}}{S_x^2} = \frac{215.7273}{6.545455} = 32.958$$

$$b_0 = \bar{y} - b_1 \bar{x} = 518 - \frac{215.7273}{6.545455} \cdot 6 = 320.25$$

$$\Rightarrow \hat{y} = 320.25 + 32.958x \quad R \quad /6$$

1-b) $b_1 = 320.25$ betyder att om exponeringsytan i kvadratfoten är 0,

320.25 packet av kaffesorten säljs i genomsnitt i en vecka.

Är detta en meningfull tolkning?

$b_1 = 32.958$ betyder att om exponeringsytan ökar med en enhet
då antal packet som säljs per vecka ökar med ca 33 packet i
genomsnitt. men exponeringsytan kan ta värde av 3,6,9 och det finns ingen 241,11
eller 7 och 10 utan, då b_1 kan inte vara meningfull.

Spelar ingen
roll

84

1-c) β_1 s lutningskoefficient

95% KI för $\beta_1 \approx b_1 \pm t_{10;0.025} S_{\beta_1}$

$$\hat{S}_{\beta_1}^2 = \frac{S_0^2}{(n-1) S_x^2}$$

$$S_e^2 = \frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-2} = \frac{\sum e_i^2}{n-2}$$

$$\hat{y}_{11} = 320.25 + 32.958 \cdot 3 = 419.124 \rightarrow e_{11} = y_{11} - \hat{y}_{11} = 376 - 419.124 = -43.124$$

$$\hat{y}_{12} = 320.25 + 32.958 \cdot 7 = 616.872 \rightarrow e_{12} = y_{12} - \hat{y}_{12} = 106.128$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^{12} e_i = 8.00 + 1.875 + \dots + 42.124 + 106.128 = 0.004$$

$\sum e_i$ måste vara 0 men för avrundningsfel det har blivit 0.004 OK

1-c forts:

$$\sum_{i=1}^{12} e_i^2 = 41514.42551 \quad |.$$

$$\Rightarrow s_e^2 = \frac{\sum e_i^2}{n-2} = \frac{41514.42551}{10} - 4151.4426$$

$$\Rightarrow s_e^2 = \frac{s_x^2}{(n-1)s_x^2} = \frac{4151.4426}{(11) \cdot 6.545455} = 57.659$$

$$\Rightarrow 95\% \text{ KI } \beta_1 = 32.958 \pm t_{10; 0.025} \cdot \sqrt{57.659} \quad \left. \begin{array}{l} 95\% \text{ KI } (16.0400; 49.8759) \\ t_{10; 0.025} = 2.228 \end{array} \right)$$

dvs med 95% säkerhet kan vi säga att β_1 ligger i intervallet ovan
Intervallet innehåller inte 0 vilket betyder att β_1 skiljer från 0
och exponeringsytan påverkar veckoförsäljningen antal packet på
vissa kaffesorten. **BAA!**

✓ 6

1-d) Ett konfidensintervall för genomsnittlig försäljningen ges ett värde på x
skapas med hjälp av formeln:

$$\hat{y}_{1|x=\bar{x}} + t_{n-2; \alpha_2} \sqrt{s_e^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{(x-\bar{x})^2}{(n-1)s_x^2} \right)}$$

Intervallet blir kortare om $t_{n-2; \alpha_2} \sqrt{\frac{s_e^2}{n} + \frac{(x-\bar{x})^2}{(n-1)s_x^2}}$ blir lägre
 $t_{n-2; \alpha_2}$, s_e^2 , s_x^2 och n är konstant. Därför att talet blir mindre

behöver att $(x-\bar{x})^2$ blir mindre \Rightarrow här närmare till \bar{x} , är x , då
kortare intervall har vi.

I detta fall $\bar{x}=6 \Rightarrow$ när $x=6$ blir intervallet kortast.

Om $x=3$ eller $x=9 \Rightarrow (x-6)^2=9 \Rightarrow$ samma intervall när $x=3$ eller $x=9$

Om $x=6 \Rightarrow (x-6)^2=(6-6)^2=0 \Rightarrow$ vi får kortaste intervallet

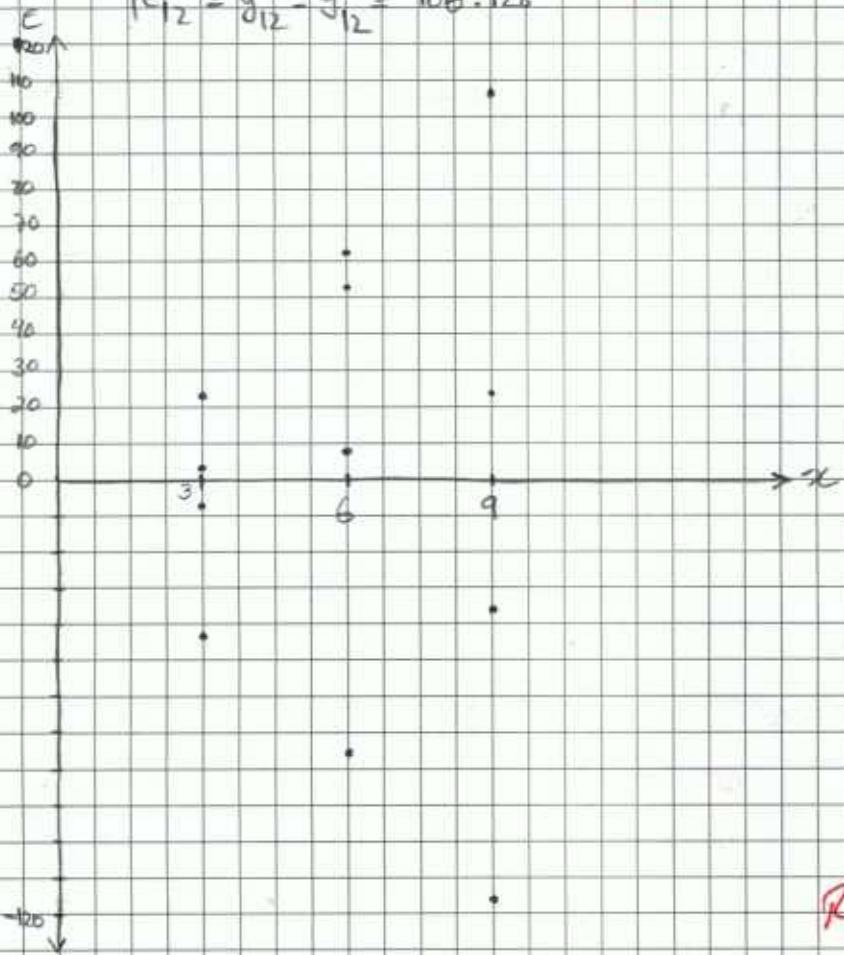
✓ 6

1-e) Residualerna beräknas enligt: $\hat{y}_i - \bar{y}$:

$$\hat{y}_i = 320.25 + 32.958 \cdot x_i \Rightarrow \hat{y}_{12} = 419.124 \quad \bar{y}_{12} = 516.872$$

$$\therefore e_{12} = y_{12} - \hat{y}_{12} = 376 - 419.124 = -43.124$$

$$e_{12} = y_{12} - \hat{y}_{12} = 106.128 \quad R$$



Som ses från tabellen, residualerna är beroende av x -värdena, när x -värdena
är konstanta

och då residualernas avvikelse från noll ökar också \Rightarrow när x ökar då

residualerna ökar, vilket betyder att feltermen är inte beroende
av x , Det finns heteroskedatitet mellan feltermarna. BRA!

Det kan trostas om y är en exponentiell funktion av x .

16

(28)

(2)

Det finns 3 oberoende variabler $\Rightarrow k=3$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \epsilon$$

 $n=20$

2-a	Source	DF	Sum of Sq	Mean Sq	F-value	R-sq F
	Model	$k=3$	1518.14488	506.048293	24.02196012	<.0001
	Error	$n-k-1=16$	337.05712	21.06607		
	Total	$n-1=19$	1855.202			

$$SSE = MSE \cdot (n-k-1) = 21.06607 \cdot 16 = 337.05712$$

$$SSR = SST - SSE = 1518.14488$$

$$MSR = \frac{SSR}{k} = 506.0482933$$

$$F = \frac{MSR}{MSE} = 24.02196012$$

Parameter Estimates

Var	DF	Par	St.Error	t-value	R> t	VIF
Intercept	1	-36.76493	7.01093	-5.243945	<.0001	0
X_1	1	0.00076294	0.0006363	1.1990	0.2480	1.05997
X_2	1	1.19217	0.56165	2.1226	0.0497	2.99090
X_3	1	4.71992	1.53048	3.0839	0.0071	3.07838

$$t_0 = \frac{b_0}{s_{b_0}} \rightarrow t_0 = \frac{b_0}{s_{b_0}} = \frac{-36.76493}{7.01093} = -5.2439$$

$$t_1 = \frac{b_1}{s_{b_1}} = \frac{0.00076294}{0.0006363} = 1.1990$$

$$t_2 = \frac{b_2}{s_{b_2}} = 2.1226$$

$$t_3 = \frac{b_3}{s_{b_3}} = 3.0839$$

/6

SU, STATISTIK

Skrivsal: LA

Anonymkod: 0084-DTC Blad nr: 3

2-b) $\alpha = 5\%$ - 0.05

Vi kommer att göra ett F-test om modellen som helhet är signifikant

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \\ \text{mot } H_1: \text{minst en av } \beta_j \neq 0 \end{cases}$$

Testvariabel: $F = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}} \sim F(3, 16)$

Beslutsregel: Förförkasta H_0 om $F_{\text{obs}} > F_{\text{crit}} = F_{(k, n-k-1)} = F_{(3, 16)} = 3.24$

Beräkningar: $F_{\text{obs}} = \frac{\text{MSR}}{\text{MSE}} = \frac{506.05}{21.066} = 24.022$

Slutsats: $F_{\text{obs}} = 24.022 > 3.24 \rightarrow H_0$ förförkastas

Det betyder att modellen som helhet är signifikant med 95% säkerhet och minst en av parametrarna finns i modellen.

18

2-c) $\alpha = 0.05$

Vi kör på t-test

$$\begin{cases} H_0: \beta_2 = 0 \mid \beta_1 \text{ och } \beta_3 \text{ finns i modellen} \\ H_1: \beta_2 \neq 0 \mid \beta_1 \text{ och } \beta_3 \text{ finns i modellen} \end{cases}$$

Testvariabel: $t = \frac{b_2}{s_{b_2}} \sim t$

Beslutregel: Förförkasta H_0 om $|t_{\text{obs}}| > t_{\text{crit}} = t_{(n-k-1, \alpha/2)} = t_{(16, 0.025)} = 2.120$

Beräkningar:

Enligt tabellen har vi $b_2 = 1.19217$

$$s_{b_2} = 0.56165$$

$$\Rightarrow |t_{\text{obs}}| = \left| \frac{1.19217}{0.56165} \right| = 2.1226 > 2.120 \rightarrow H_0$$

förförkastas (littet skilnad)

Med 95% säkerhet β_2 finns i modellen när ~~ändam~~ β_1 och β_3 finns i modellen också

18

$$2-d) \text{ Föklaringsgraden } R^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{1518.14488}{1855.26200} = 0.8173$$

Vilket betyder att ca 82% av y förklaras av modellen.

$$\text{justerade föklaringsgrad: } R^2_{adj} = 1 - \frac{SSE/n-k-1}{SST/n-1} = 1 - \frac{MSE}{MST} = 0.7842 \quad /h$$

2-e)

Enligt tabellen och lösningar modellen som helhet är signifikant med 95% säkerhet, dvs minst en av de tre oberoende variabler samvarierar med beroende variabeln y .

Om vi tittar på påverkan för skattade parametrar då kommer vi fram att X_1 är inte signifikant i modellen, dvs β_1 är s.i. signifikant lika med 0. X_1 kan inte vara ~~vara~~ ^{kunskap} mord skattning av y när X_2 och X_3 skattar y .

Då kan definieras en annan modell som:

$$Y = \beta_0 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

Vilket har vi tagit bort X_1 från första modell därfor att det var inte signifikant.

Statens befolkningstorlek kan inte påverka antal mord när andel familjer med en årlig inkomst mindre än 5000 och andelen arbetslösa skattar antal mord.

Enligt tabellen det finns positiv samband mellan X_2 och X_3 och y . Det betyder att antal mord ökar när arbetslösitet ökar och mindre inkomst påverkar mord positivt. /h

Övrigt? (R^2 , VIF)

SU, STATISTIK

Skrivsal: LA

Anonymkod: 0089-DTC Blad nr: 4

(3)

3-a) - y som en beroende variabel kan vara en linjär funktion av oberoende stokastiska variabler x_1, \dots, x_k plus en slump felterm

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i$$

- Feltermerna ε_i är normalfördelade med samma varians
- $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$ (feltermerna kommer från samma fördelning) iid.
- Feltermerna är oberoende av varandra
- Feltermerna är oberoende av x -värden
- Variationen av y -värdena är oberoende av varandra med en konstant varians. Det finns homoskedasticitet mellan feltermerna.

$$\text{om: } y = \mu_y + \varepsilon \rightarrow E(y) = \mu_y$$

$$\text{var}(y) = \text{var}(\varepsilon) = \sigma^2_\varepsilon$$

$$\Rightarrow Y \sim N(\mu_y, \sigma^2_\varepsilon)$$

BRA!

- x_i -na kan vara korrelerade med varandra men de får inte vara bestämt av varandra (Multikollinearitet)

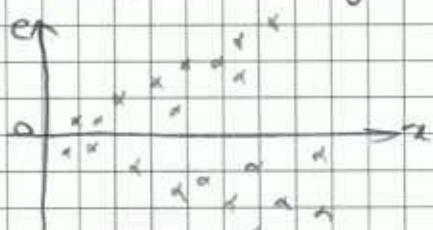
✓

3-b) Residualanalys görs därför att det behövs att kontrollera modellen om modellantaganden stämmer eller inte. BRA!

Med residualanalys kollar vi om restterna är beroende av x -värdena och om de följer normalfördelning.



e är oberoende av x



e är beroende av x

med ökning på $x=0$, residor utkar

✓

3 forts.

3-c)

Variansinflationsfaktor är ett värde som visar om det finns multikollaritet mellan oberoende variabler.

Den formuleras som: $VIF = \frac{1}{1-R^2}$

om $VIF > 10 \rightarrow$ Det finns multikollaritet mellan oberoende variabler
dvs de är bestämt av varandra

✓ 5

3-d)

En exponentiellt samband mellan y och x formuleras s

$$y = a \beta^x \quad R$$

för att skatta parametrar a och β , behövs att först logaritmera ekvationen:

$$\begin{aligned} \log y &= \log a \beta^x = \log a + x \log \beta \\ \log a &= a' \\ \log \beta &= \beta' \end{aligned} \quad \Rightarrow \log y = a' + \beta' x \quad R$$

$\rightarrow \log y$ är en linjär funktion av x .

Vi räknar $\log y_i$ för varje y_i , dä

$$\hat{a}' = \hat{\beta}' = \frac{\sum x_i \log y_i - n \bar{x} \bar{\log y}}{\sum x_i^2 - n \bar{x}^2}$$

$$\hat{a}' = \hat{\alpha}' = \bar{\log y} - \hat{\beta}' \bar{x}$$

För att kunna använda dessa skattade parametrar för skattning av y , antilogarimerar vi dem.

$$\hat{a} = a = 10^{a'} \quad \text{och} \quad \hat{\beta} = b = 10^{b'}$$

$$\rightarrow \hat{y} = a b^x$$

a betyder att om $x=0 \rightarrow y$ har värdet av $a = 10^{a'}$

b betyder att med ökning med en enhet av x , beror på tecknet av $(b-1)$, ökar eller minskar y med $|b-1| \cdot 100$ procent.

✓ 20

SU, STATISTIK

Skrivsal: LA

Anonymkod: 0094 - DTC Blad nr: 5

(4)

4-a)

Det är en multiplikativ modell.

För en multiplikativ modell ska summan av trendensade värden för kvartalerna

BRA!

vara nära 4, som i slutet måste justeras. R

/2

$$\sum_{j=1}^4 \bar{s}_j = 0.93220 + 0.73776 + 1.09335 + 1.143321 = 4.00662$$

I en additiv modell $\rightarrow \sum_{j=1}^4 \bar{s}_j \approx 0$

4-b) I en multiplikativ modell:

$$s_j^+ = \bar{s}_j / \frac{1}{4} \bar{s}_j / 4 \Rightarrow s_1^+ = \frac{0.9322}{4.00662/4} = 0.93066$$

$$s_2^+ = \frac{0.73776}{4.00662/4} = 0.73638$$

$$s_3^+ = \frac{1.09335}{4.00662/4} = 1.09154$$

$$s_4^+ = \frac{1.14331}{4.00662/4} = 1.14142$$

$$\Rightarrow \sum_{j=1}^4 s_j^+ = 4$$

✓4

säsongrensning = y/s_j^+

$$\text{säsongrensade serie } 2017: k_{v_1} = \frac{6.3}{0.93066} = 6.7694$$

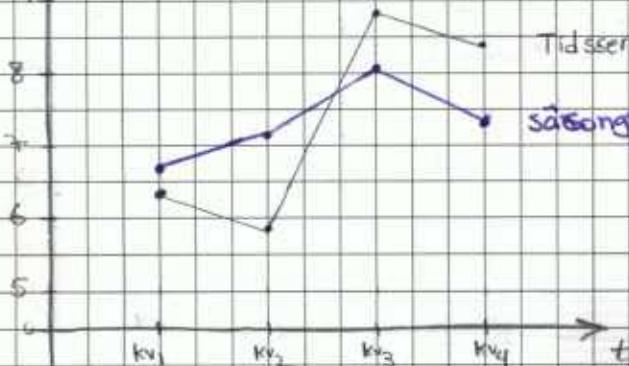
$$k_{v_2} = \frac{8.7}{1.09154} = 8.062$$

$$k_{v_3} = \frac{5.9}{0.73638} = 7.0542$$

$$k_{v_4} = \frac{8.4}{1.14142} = 7.3592$$

4-c)

y_t



Tidsserie
säsongrensadeserie

✓K

(10)

(5)

5-a)

$$\text{log odds}(Y=1|X_i) = -1.1499 - 0.0283 X_1 + 2.6052 X_2 + 1.896 X_3$$

$$\text{log odds}(Y=1|x_1=20, x_2=1, x_3=1) = -1.1499 - 0.0283(20) + 2.6052 + 1.896 = 2.7853$$

$$P(Y=1|X_i) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3)} = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_0 - \beta_1 x_1 - \beta_2 x_2 - \beta_3 x_3)}$$

$$P(Y=1|x_1=20, x_2=1, x_3=1) = \frac{1}{1 + e^{-2.7853}} = \underline{\underline{0.9419}}$$

överlevde en 20-årig kvinna som reste i första klass med 94.2% sannolikhet.

R

$$\text{log odds}(Y=1|x_1=20, x_2=0, x_3=0) = -1.1499 - 0.0283(20) = -1.7159$$

$$P(Y=1|x_1=20, x_2=0, x_3=0) = \frac{1}{1 + \exp(-1.7159)} = \underline{\underline{0.152}}$$

Med 15% sannolikhet överlevde en man som inte reste med första klass.

R

16

5-b) Skattade parameter för åge (b_1) visar att hur påverkas sannolikheten för överlevnade av ålder.

Skattade parameter har tecknet minus (-) vilket betyder att hur äldre du är, mindre sannolikt att överleva, dvs ett negativt samband mellan ålder och överlevnads sannolikhet. ~~BRA~~

(10)