

Dinh Quang Pham

**Sesongjustering for import og
eksport av varer**

Notater

Innholdsfortegnelse

1	Innledning	3
2	Metode og resultater	3
2.1	Importserien	3
2.1.1	Analyse ved bruk av X-11 ARIMA/88	3
2.1.2	Analyse ved bruk av X-12 ARIMA	17
2.2	Eksportserien	17
2.2.1	Analyse ved bruk av X-11 ARIMA/88	17
2.2.2	Analyse ved bruk av X-12 ARIMA	30
3	Idempotenth	30
4	Konklusjon	34

1 Innledning

I dette notatet analyserer vi ¹ import og eksport serien ² ved X-11 ARIMA. Problemstillingen som behandles er publisering av trend og sesongjusterte tall for de to seriene. Disse har ikke vært publisert tidligere. Grunnen til dette er at det har vært brå endringer i de to originale seriene (se figur 1 og 2). Dette medfører at irregulærkomponenten I_t kan bli stor, og store verdier fra forholdet I_t/S_t og I_t/T_t gir en dårlig kvalitet på sesongjusteringen.

For å gi et tilfredsstillende svar angående publiseringen, vil vi studere i detalj ekstreme verdier, idempotenshet, revisjon av trenden og den sesongjusterte serien. Metode og resultater for import- og eksportserien er presentert i avsnitt 2, avsnitt 3 gis en konklusjon med hensyn til publisering.

2 Metode og resultater

Metoden for sesongjustering er basert på X-11 ARIMA, og en utprøving av X-12 ARIMA. Det nye programmet X-12 ARIMA var ikke offisielt tilgjengelig for bruk før juli i år (1995). Oppbyggingen av analysen er:

- Prekorrigering for antall arbeidsdager og påskeeffekt
- Sesongkomponent, trend og irregulærkomponent
- Revisjon
- Analyse av dekomponeringen
- Idempotenshet

2.1 Importserien

Dataene som analyseres er importserien på aggregert nivå (i million kroner). I alt er det 241 månedstall fra og med januar 1975 og til og med januar 1995. Rådata er gitt i vedlegget og plottet i figur 1. Vi ser at det er mange høye spisser i perioden fra 1985 til 1994. Siden importtallene også inkluderer ubåter, store fly, konstruksjoner til oljeplattformer er dette i mange tilfeller årsaker til disse store utslagene. Vi har gjennomført to analyser. Først ved bruk av X-11 ARIMA/88 og deretter ved bruk av X-12 ARIMA.

¹Takk til Leiv Solheim, Anne Berit Dahle og Terje Skjerpen for mange kommentarer til en tidligere versjon.

²Import- og eksportserie uten skip og plattformer (absolutte tall)

2.1.1 Analyse ved bruk av X-11 ARIMA/88

2.1.1.1 En kort gjennomgang av resultater

- **Effekten av antall arbeidsdager:** Den er signifikant på 1% nivå.

- **Påskeeffekt:** I X-11 ARIMA er det en prosedyre som brukes for å estimere påskeeffekten av en tidsserie. For å beregne påskefaktorene har vi to alternativer:

(i) Vi angir på forhånd antall dager (n) som skal regnes med før påskesøndag.

(ii) Vi lar programmet estimere antall dager selv.

Vi behandlet påskeeffekten ved alternativet (ii), ved å bruke opsjonen EASTER 6 (dvs den originale serien skal korrigeres for påskefaktorene hvis testen er signifikant under 10% nivå). Vi har følgende resultater: Påskeeffekten er signifikant under 1% nivå, og $n = 1$, dvs at påskeperioden for hele serien bare består av tre dager (lørdag, 1. påskedag og 2. påskedag). Det er en svært kort periode slik at det er få av i alt 20 år som en korrigerer mars- og apriltallene for.

Årene 1975, 1978, 1986, 1989 og 1991 korrigeres for påskeeffekten, med faktorene $\hat{e}_{mars} = 79,31$ og $\hat{e}_{april} = 120,69$. Vi ser at \hat{e}_{mars} er for lav og \hat{e}_{april} er for høy, det medfører at irregulærkomponentene for mars og april i de 5 årene ovenfor er store.

Tabell 1 viser rådataene før og etter korrigering for påskeeffekt for 1975, 1978, 1986, 1989 og 1991. Vi ser at etter korrigeringen har verdiene for mars økt kraftig med 26% i gjennomsnitt, mens for april er tallene sunket med tilsvarende prosent sammenlignet med rådata. Endringen mellom korrigererte tall for mars og april i 1978 og 1989, er større enn endringen mellom disse to månedene i samme år i rådata.

- **ARIMA modell:** programmet har vist at den multiplikative ARIMA modellen $(0,1,1)(0,1,1)log$ tilpasses godt til dataene med $R^2 = 0.91$, og $\hat{\theta} = 0.657$ og $\hat{\Theta} = 0.612$.

- **Sesongkomponent:** Sesongmønsteret er signifikant på 1% nivå. Det er ingen tegn til at sesongmønsteret har endret seg over tid på 5% nivå.

Vi vet at i X-11 ARIMA er trenden T_t , sesongkomponenten S_t , og deretter de sesongjusterte tallene J_t , beregnet ut fra den originale serien etter korrigering

Tabell 1: Rådata og påskekorrigerte data

år	uten prekorri.			med prekorri.		
	mars	april	endr. %	mars	april	endr. %
75	3 236,0	4 435,0	37,05	4 080,24	3 674,68	9,94
78	4 652,0	5 226,0	12,34	5 865,66	4 330,07	26,18
86	10 650,0	14 234,0	33,65	13 428,48	11 793,76	12,17
89	10 798,0	12 882,0	19,30	13 616,10	10 673,88	21,61
91	11 294,8	16 838,7	49,08	14 241,50	13 951,92	2,03

for antall arbeidsdager og påskeeffekt (O_t^{korr}), ikke direkte fra O_t . Derimot er I_t beregnet slik at $O_t^{tra} = T_t \times S_t \times I_t$, der O_t^{tra} er den originale som er korrigert kun for effekten av antall arbeidsdager. På grunn av at O_t^{tra} og O_t^{korr} har stor avstand i de tidspunktene hvor påskeperioden faller i mars eller i mars-april, har irregulærkomponen stor variasjon i disse tidspunktene (se figur 9).

Tabell 2 viser framskrivinger for rådata og sesongkomponenter 12 måneder fram, fra februar 1995 til januar 1996. Tallene i parentes er (foreløpige tall) hentet fra året før (dvs fra februar 1994 til januar 1995). Tabellen viser at det er en økning i import særlig for mars, oktober og november. Sesongkomponenten er nesten den samme som året før.

2.1.1.2 Tolkning og vurdering av kvaliteten

Vi har følgende figurer som vil bli brukt i tolkningen og vurderingen av resultatene.

- Figur 1. Rådata for import.
- Figur 2. Rådata for eksport.
- Figur 3. Rådata for import og eksport.
- Figur 4. Rådata og trend for import.
- Figur 5. Sesongjusterte tall og trend for import.
- Figur 6-8 Sesongkomponent for import.
- Figur 9. Irregulærkomponent for import.
- Figur 10. Revisjonen for trend.
- Figur 11. Revisjonen for sesongjusterte serie.

Tabell 2: Framskrivinger.

år	måned	rådata		se.komp.%	
1995	februar	16 207,7	(14 466,7)	99,05	(98,65)
	mars	18 067,3	(15 946,5)	108,76	(109,48)
	april	16 572,3	(14 751,9)	98,26	(98,41)
	mai	16 339,6	(14 324,6)	95,52	(95,77)
	juni	16 635,3	(15 217,5)	98,11	(98,06)
	juli	16 080,2	(15 639,0)	91,42	(91,24)
	august	16 302,2	(15 535,5)	95,83	(95,44)
	september	17 867,1	(16 522,7)	103,68	(103,75)
	oktober	19 195,5	(16 916,0)	109,40	(109,55)
	november	18 061,2	(15 451,8)	105,11	(105,51)
	desember	17 918,3	(17 464,0)	101,30	(100,92)
	1996	januar	16 676,3	(15 576,3)	93,74

- **Rådata.** Vi skal analysere eksportserien seinere, men det er også interessant å plote de to seriene i samme figur (se figur 3). Fra 1989 er eksportverdiene høyere enn importverdiene, hvor råolje og naturgass har spilt en stor rolle i eksporten. Vi ser at de to seriene har store variasjoner fra måned til måned, og viser en økende tendens. Særlig gjelder dette for eksportserien.

I importserien er det mange flere høye spisser i rådataene (se figur 1), for eksempel mai 1990, april 1991,..osv. Vi kan finne fra tabell C20 i utskriften de tidspunktene som er behandlet som ekstremverdier, samt deres korrigerede faktorer. Det er flere grunner som fører til ekstremverdier, men viktigst her er at store fly, konstruksjoner for oljeplattformer, og ubåter har vært kjøpt inn (f eks. over en milliard kroner for en ubåt). I tabell 3 har vi listet ut noen tidspunkter som hadde de høyeste og laveste ekstremfaktorene, tallene er hentet fra tabell C20. Måneder med lav faktor er juni 1981, november 1994, og måneder med høy faktor er januar, mai 1990 og juli 1994.

- **Trend og sesongjusterte tall.** I figur 5 ser vi at trenden har en tendens til å stige, og at den sesongjusterte serien er mye glattere enn rådataene. De punktene som fortsatt har markante spisser er for eksempel, mai 1990 (innkjøp av fly og ubåter), juli, og november 1994. De andre spissene i rådataene som skyldes påskeeffekten, er fjernet fra den sesongjusterte serien (se tabell 4).

Tabell 3: Ekstremfaktorer for importserien

år	måned	faktor	forklaring
1981	juni	82,83	Pinse
1990	januar	112,58	Høy import generelt
1990	mai	122,09	Fly og ubåter
1994	juli	114,04	Moduler til oljeplattform
1994	november	87,38	Lav import generelt

April 1991 er behandlet som både påskeeffekt og ekstremverdi. Konklusjonen er at påskeskorrigeringen har fungert veldig bra.

Tabell 4: Rådata og sesongjusterte tall

År	Rådata		Sesongjusterte	
	mars	april	mars	april
1975	3 236	4 435	3 787,6	3 732,3
1978	4 652	5 226	5 000,4	4 886,8
1986	10 650	14 234	12 537,2	11 982,7
1989	10 789	12 882	11 668,2	11 326,1
1991	11 294	16 838	13 109,1	13 733,2

- **Sesongkomponent.** Sesongkomponenten S_t er plottet i figur 6. Samtidig har vi også plottet sesongkomponenten for hver måned (figur 7 og 8). Testen viste at det er ingen tegn til at sesongkomponenten har endret seg på 5% nivå. Mars og juli er de månedene som har den høyeste og laveste sesongkomponent, henholdsvis. Variasjonen i sesongkomponenten fra år til år, har spilt en viktig rolle for vurdering av kvaliteten. Filtere fungerer bare bra dersom sesongmønteret er konstant over tid.

- **Irregulærkomponent.** Figur 9 viser irregulærkomponenten med dato for toppunkter. Sammenlignet med sesongkomponenten i figur 6 ser vi at irregulærkomponenten har mye større variasjon. Markante spisser skyldes påskeskorrigeringen og ekstremverdiene.

Ved sesongjustering betrakter vi ofte forholdene I_t/S_t og I_t/T_t . Disse størrelsene er et mål for hvor god dekomponeringen er. Store verdier av I_t/S_t eller I_t/T_t vil gi en dårlig kvalitet for sesongjusteringen. Vi ser i tabell 5 at verdiene til I_t/S_t svært høye, gjennomsnittlig er I_t 5 eller 6 ganger større enn S_t . Dessuten er også T_t dominert av I_t i de første seks kalendermånedene i året.

Tabell 5: Variasjonene til I, S og T.

<i>måned</i>	Irr. (I)	Sesong. (S)	I/S	Trend (T)	I/T
januar	2,529	0,385	6,57	0,367	6,90
februar	2,336	0,459	5,09	0,695	3,36
mars	3,024	0,540	6,60	1,551	1,95
april	1,288	0,849	1,52	0,787	1,56
mai	3,585	0,633	5,66	3,038	1,18
juni	2,277	0,530	4,30	2,232	1,02
juli	2,339	0,436	5,36	2,515	0,93
august	2,755	0,624	4,42	3,359	0,83
september	3,332	0,589	5,66	4,973	0,67
oktober	2,751	0,413	6,66	4,168	0,66
november	2,482	0,437	5,68	4,354	0,57
desember	2,827	0,637	4,44	4,792	0,59

Ved å studere de 11 målene i tabell 6 kan vi gi en mer fyldig vurdering av dekomponeringen. Forklaringen for de 11 målene er gitt i vedlegget.

For å vurdere resultatet for en serie på grunnlag av M_1 til M_{11} , må vi være forsiktige og fleksible, fordi de 11 indikatorene M_1 til M_{11} er basert på egenskaper for de fleste serier som er kjørt i Canada. Dette kan derfor føre til feilaktige vurderinger for en uvanlig serie. For hver M_i er det tilknyttet en vekt w_i , men hvor stor w_i skal være, er det vanskelig å si. Hvis en eller flere tester M_1, \dots, M_{11} feiler, trenger ikke dette nødvendigvis påvirke resultatet. For eksempel, en serie kan ha flat trend, selv om forholdet I/T er stor, men det skaper ikke problemer for sesongdekomponeringen. I en artikkel av J. Lothian og M. Morry (1978) er det en tabell som kalles "The Standard Eleven M Weights", som beskriver hvor stor w_i er for hver test. Ved å bruke

vektene i denne tabellen får vi at $Q = 0.905$.

Vi kommer tilbake til tabell 6. Vi ser at M_1 og M_2 er større enn 1, det betyr at irregulærkomponenten har stor variasjon, men fordi $M_4 = 0,397$ så kan vi ikke forkaste testen $H_0 : \rho = 0$, dvs at I_t er en hvit støy prosess. Dette stemmer med figur 9, vi ser at bortsett fra noen markante spisser som skyldes påskeeffekten, har I_t en jevn variasjon. Verdien av M_5 er lik 1,142, dvs at vi forkaster testen at variasjonen til trenden T_t dominerer variasjonen til I_t etter $(k - 1)$ måneder. Vi kan også si at variasjonen til I_t er høy, og dette kan påvirke resultatet av dekomponeringen. Siden trenden er relativt flat (se figur 4), har verdien for M_5 derfor ikke stor betydning. I tillegg er det ingen tegn til at sesongmønsteret har forandret seg fra år til år. Vi ser at $Q < 1$, dermed er en konklusjon at dekomponeringen ser bra ut.

Tabell 6: Kvalitetsmål

M_i	Forklaringer	Verdi
M_1	Relativt bidrag fra I_t i den sesongjusterte tidsrekken	1.968
M_2	Relativt bidrag fra I_t til den stasjonære delen av variansen	1.522
M_3	Endring fra måned til måned i I_t i forhold til endring i TC_t	0.986
M_4	Mål på autokorrelasjonen i I_t	0.397
M_5	Antallet måneder for at endringen i T_t skal bli større enn endringen i I_t	1.142
M_6	Graden av år til år endring i I_t i forhold til S_t	0.333
M_7	Grad av bevegelig sesongvariasjon i forhold til stabil sesongvariasjon	0.357
M_8	Grad av fluktasjoner i S_t	0.648
M_9	Grad av lineær bevegelse i S_t i hele serien	0.306
M_{10}	Samme som (8) men bare for de siste årene	0.650
M_{11}	Samme som (9) men bare for de siste årene	0.603
Q	(beregnet med vektorer fra tabell 7)	0.905

Tabell 7: Verdiene av w_i

	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5	M_6	M_7	M_8	M_9	M_{10}	M_{11}	sum
vekt	13	13	10	5	11	10	16	7	7	4	4	100

2.1.1.3 Revisjoner

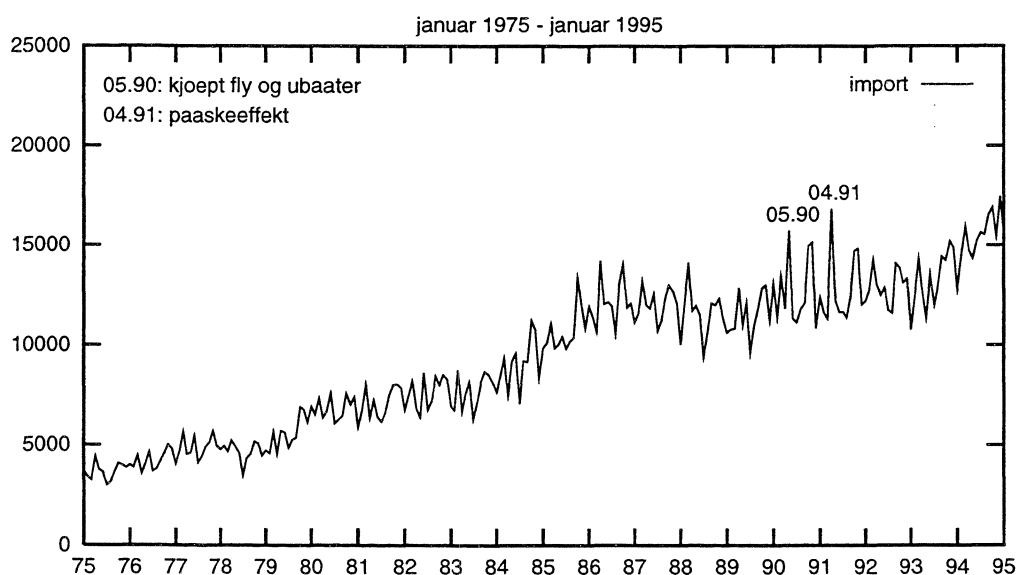
I forbindelse med publiseringen, når nye observasjoner tilføyes, ønsker vi ofte å vite effekten av mulige endringer i trenden og de sesongjusterte tallene. Endringene er avhengig av hvor stabil en serie er. Vi kan få store endringer i de to komponentene på grunn av ekstremverdier eller ustabilitet i sesongmønsteret. Dette er lite gunstig når vi skal publisere trenden og de sesongjusterte tallene. Fordi tallene kan ha så store forskjeller fra gang til gang, bør vi bruke bare rådata i dette tilfellet. En intuitiv måte å innføre revisjonen er å kjøre X-11 ARIMA med forskjellige endepunkter og sammenligne verdiene av trend og sesongjusterte tall for hver kjøring. Dette ble gjennomført for 4 forskjellige perioder [januar 75-mai 90], [januar 75-april 91], [januar 75-juli 94] og [januar 75-januar 95]. Grunnen til å velge akkurat disse periodene er at juli 94, april 91 og mai 90 har ekstremverdier slik at endringene i disse punktene blir lett synlige. Tabell 8 og 9 viser verdiene av trenden og de sesongjusterte tall i de fire periodene (bare de siste observasjonene av perioden er listet ut). Vi ser at endringene fra gang til gang for de to komponentene er ikke store. For eksempel, i mai 1990 går trenden fra 12 512 via 12 461 og 12 434 til 12 409 i den siste kjøringen. Dette betyr vi kan begynne å ta med trend og sesongjusterte tall i publiseringen, men at vi for sikkerhets skyld bør publisere trenden med noen måneder forsinkelser, fordi de siste observasjonene ofte har stor usikkerhet. For eksempel, for april 1981 er det stor endring i trenden fra den andre til den tredje kjøringen. Figur 10 og 11 viser resultatet av revisjonen for trenden og de sesongjusterte tallene.

Tabell 8: Revisjoner av trenden

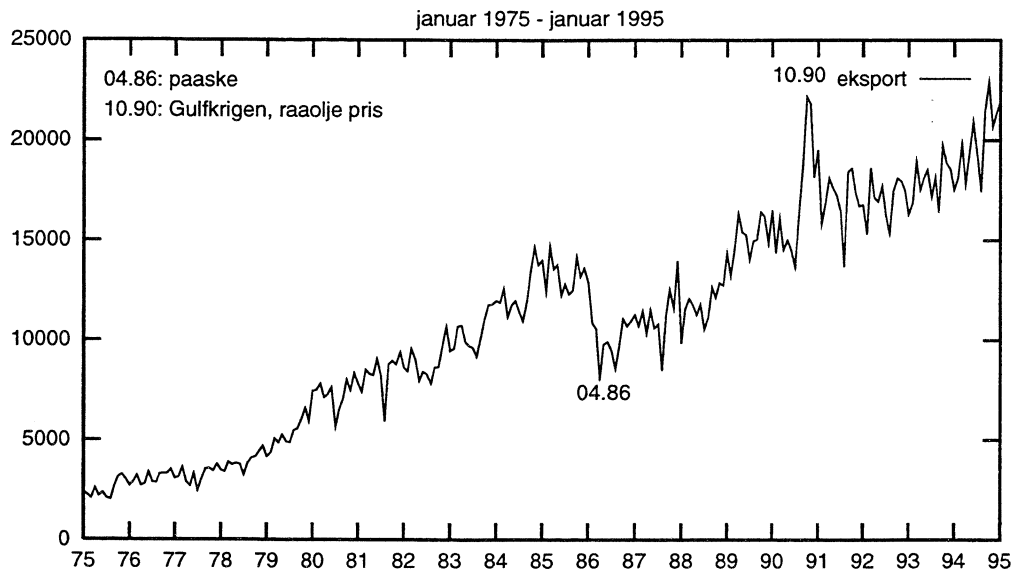
	jan75-mai90	jan75-apr91	jan75-jul94	jan75-jan95
mars 90	12 269,0	12 282,0	12 173,0	12 151,0
april 90	12 396,0	12 370,0	12 316,0	12 280,0
mai 90	12 512,1	12 461,5	12 434,4	12 409,4
april 91	.	13 197,8	12 525,1	12 540,4
july 94	.	.	15 451,1	15 528,5

Tabell 9: Revisjoner av sesongjusterte tall

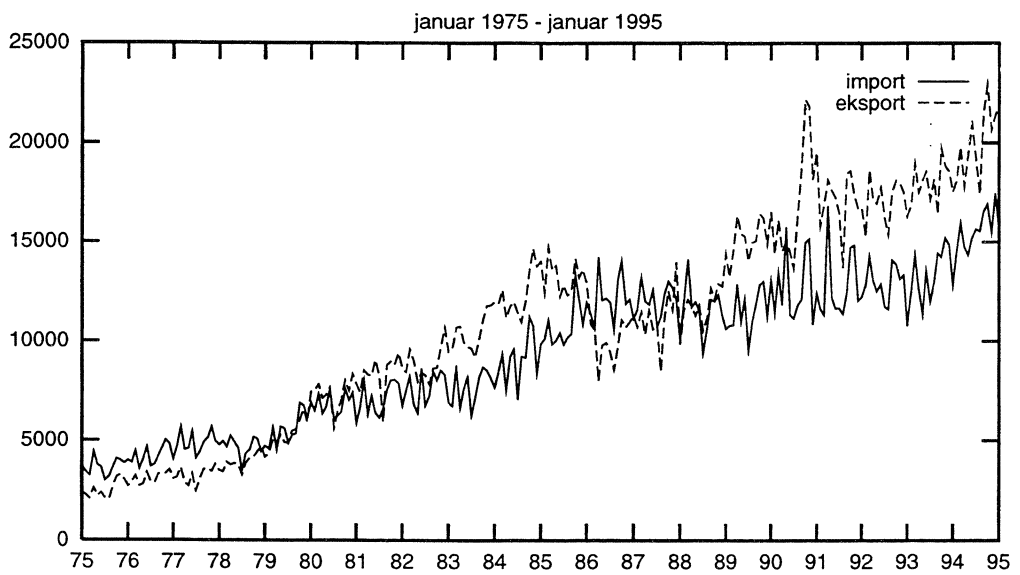
	jan75-mai90	jan75-apr91	jan75-jul94	jan75-jan95
mars 90	11 770,4	11 797,6	11 851,2	11 802,8
april 90	12 434,5	12 281,0	12 439,9	12 387,1
mai 90	14 705,2	14 620,2	15 393,6	15 378,3
april 91	.	13 667,0	13 823,8	13 733,2
july 94	.	.	17 801,4	17 813,4



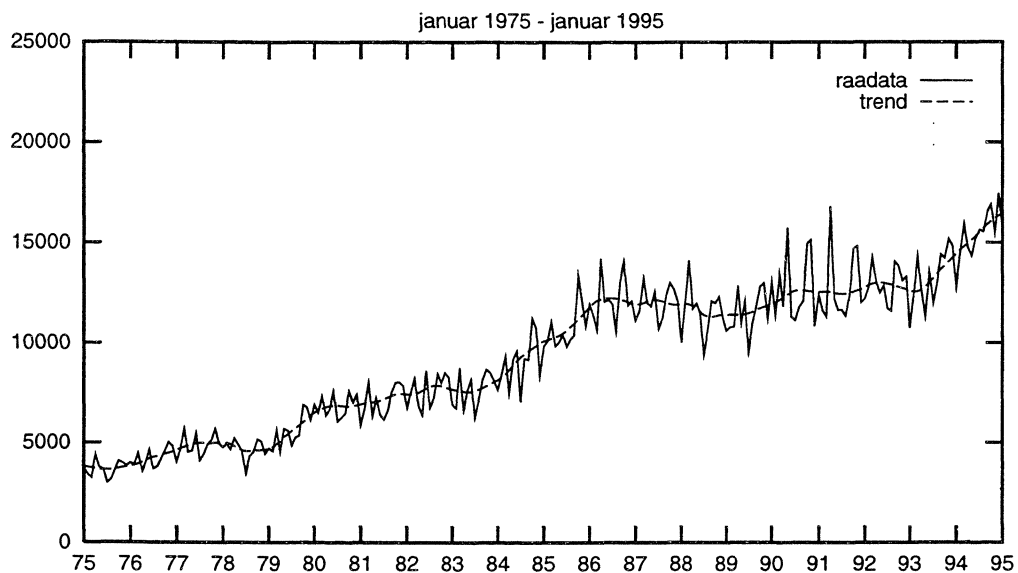
Figur 1: Rådata for import



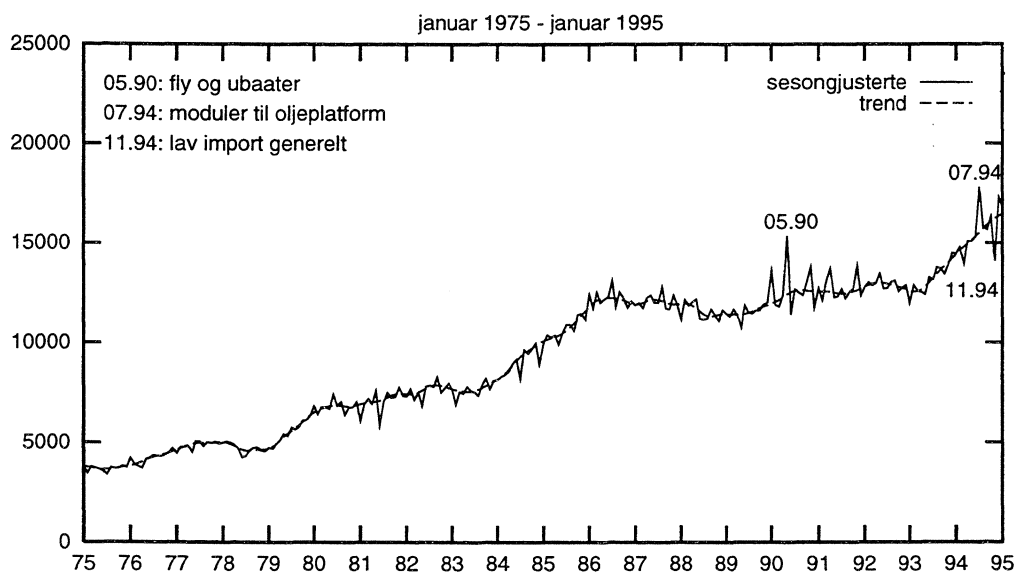
Figur 2: Rådata for eksport



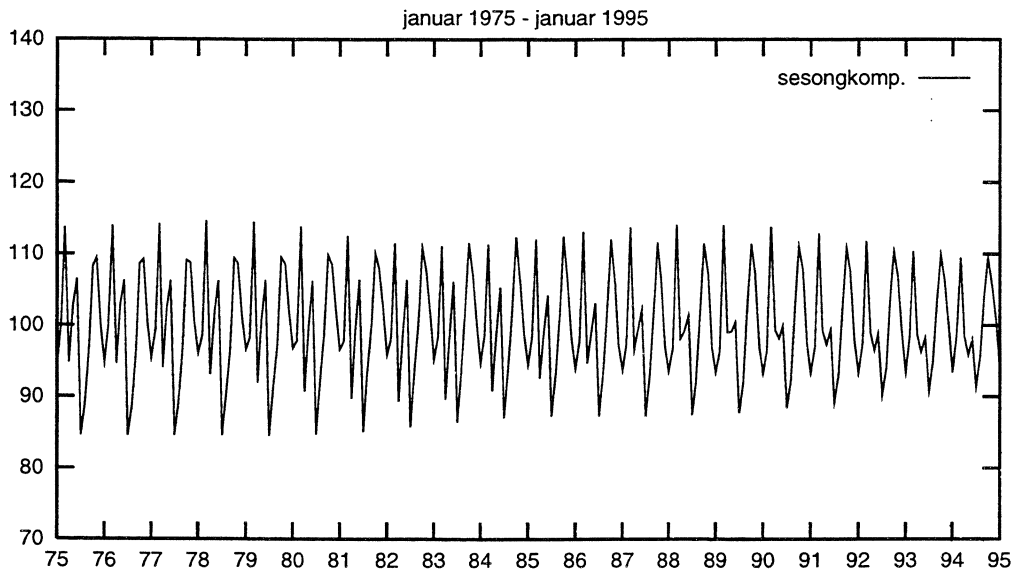
Figur 3: Rådata for import og eksport



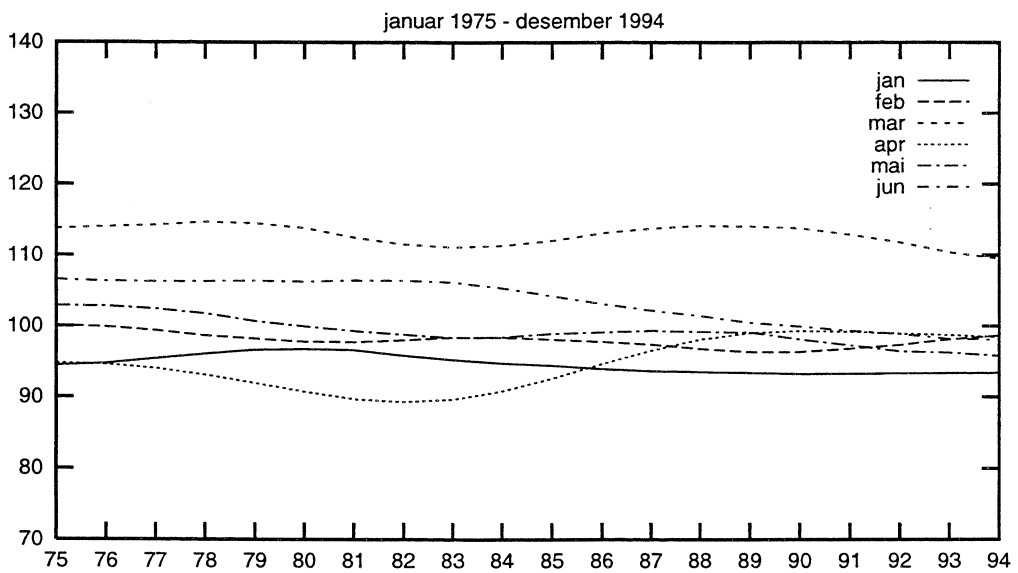
Figur 4: Rådata og trend for import



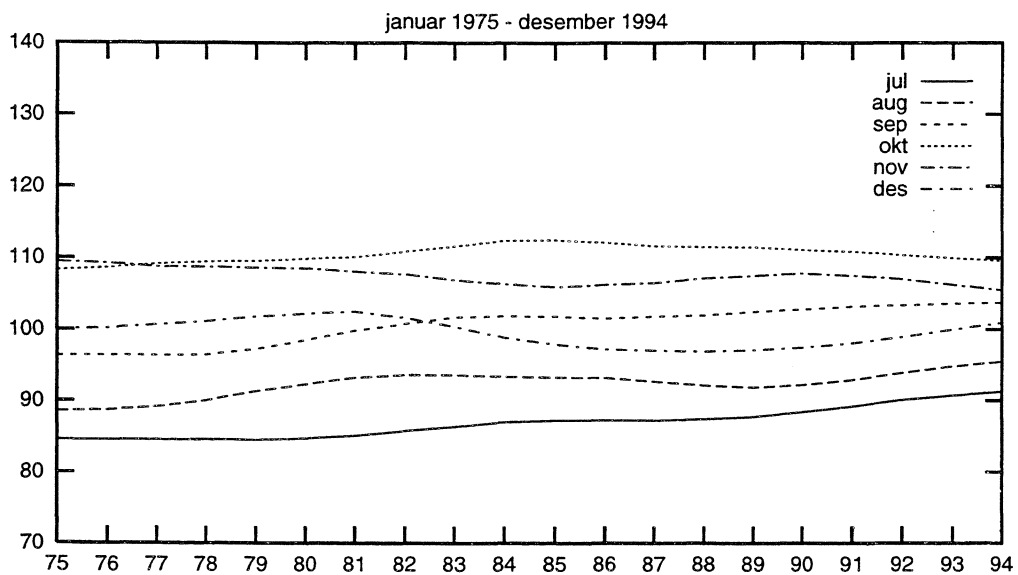
Figur 5: Sesongjusterte tall og trend for import



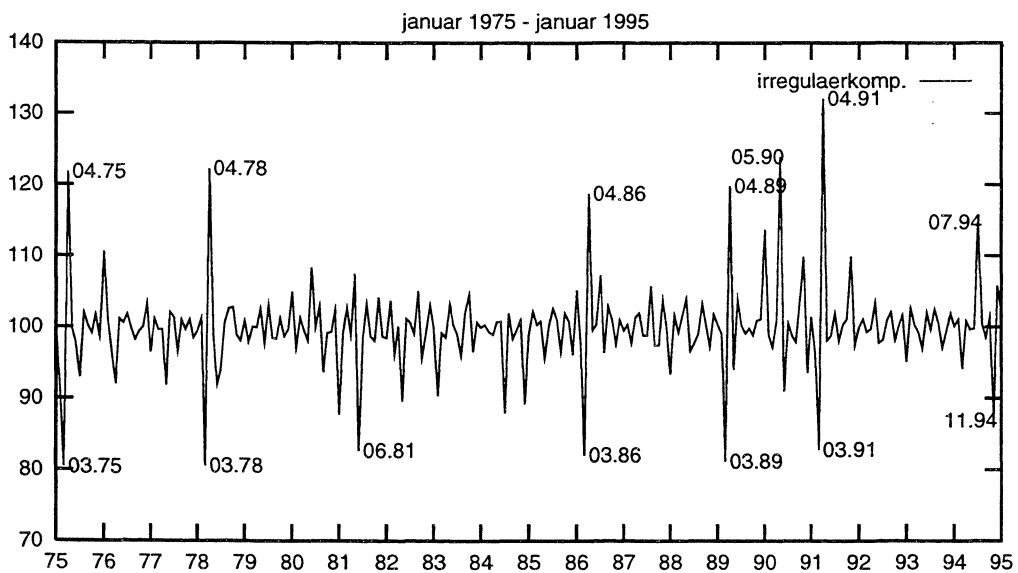
Figur 6: Sesongkomponent for import



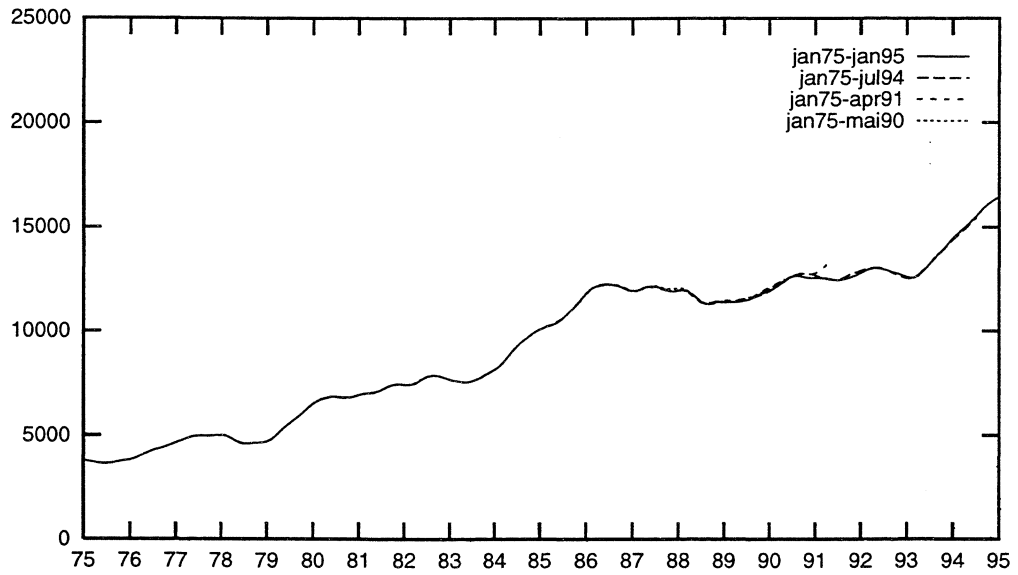
Figur 7: Sesongkomponent for januar-juni



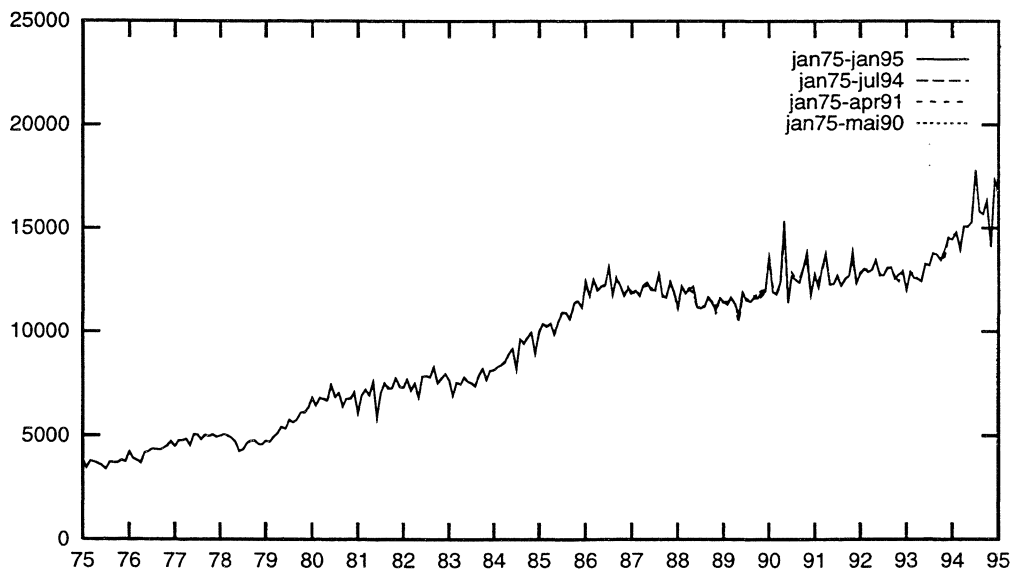
Figur 8: Sesongkomponent for juli-desember



Figur 9: Irregulærkomponent for import



Figur 10: Revisjonen av trenden



Figur 11: Revisjonen av sesongjustert serie

2.1.2 Analyse ved bruk av X-12 ARIMA

Dette er en ny versjon av X-11 ARIMA og laget av Bureau of The Census US. Det offisielle programmet skal på markedet i juli 1995. Vi gjennomførte tilsvarende testing på bakgrunn av en utprøvingskopi. I første omgang har vi brukt programmet for å finne ekstremverdier og intervensjoner, og det fungerer utmerket. Kriteriumet som velges er 3,5, og resultatet er vist i tabell 10. Vi ser at hvis vi tar hensyn til antall arbeidsdager og påskeeffekten så er april i 1975 og 1991 ikke behandlet som ekstremverdier lenger, de ble korrigert for påskeeffekten. To nye tidspunkter er juni 1981 og november 1994. Disse to punktene så vi i figur 9 med X-11 ARIMA metode.

Tabell 10: Ekstremverdier (X-12 ARIMA)

	Tidspunkter	Type	Forklaring
Rådata	apr.75, mai.90, apr.91	AO	påske og høy import
Etter korrigert trad. og påske	jun.81 mai.90, nov.94	AO AO	Pinse lav import overall

AO: Additive Outlier

2.2 Eksportserien

Dataene som analyseres er eksportserien på aggregert nivå (i million kroner). I alt er det 241 månedstall. Det første tallet er januar 1975, og den siste observasjonsmåneden er januar 1995. Rådata er gitt i vedlegget og plottet i figur 2. Vi har følgende resultater:

2.2.1 Analyse ved bruk av X-11 ARIMA/88

2.2.1.1 En kort gjennomgang av resultatene

- **Effekten av antall arbeidsdager:** Den er signifikant i 1% nivå.
- **Påskeeffekten:** er signifikant i 5% nivå. Antall dager n i påskeperioden som ligger før påkesøndag estimert av programmet er 7, mens for importserien er $n = 1$. Dermed er påskeperioden for eksportserien lengre, dvs flere år

skal korrigeres. De årene som ble korrigert er 1975, 1978, 1980, 1983, 1986, 1988, 1989, 1991 og 1994. Tabell 11 viser rådataene og de korrigererte tallene for påskeeffekten.

Tabell 11: Rådata og påskeskorrigererte data.

år	uten prekorri.			med prekorri.		
	mars	april	endr.%	mars	april	endr.%
75	2 072,0	2 620,0	26,45	2 235,0	2 442,0	9,26
78	3 911,0	3 771,0	3,58	4 219,0	3 515,0	16,69
80	7 835,0	7 116,0	9,18	7 917,5	7 042,6	11,05
83	10 681,0	10 733,0	0,49	11 145,5	10 303,6	7,55
86	10 561,0	7 972,0	24,51	11 391,8	7 430,2	34,78
88	12 096,1	11 754,6	2,82	12 622,1	11 284,4	10,60
89	14 518,5	16 334,4	12,51	15 660,6	15 224,2	2,79
91	16 868,8	18 140,5	7,54	18 195,7	16 907,5	7,08
94	19 805,7	17 806,3	10,10	20 666,9	17 093,9	17,29

I tabell A11 i utskriften ser vi at årene som ble korrigert dannet tre grupper avhengig av tidpunktet som påskeperioden falt i. Det er

- gruppe 1: (påske falt i mars) inneholder 1975, 1978, 1986, 1989 og 1991 med faktorene $\hat{e}_{mars} = 92, 71$ og $\hat{e}_{april} = 107, 29$
- gruppe 2: (påske falt tidlig i april) inneholder 1983, 1988 og 1994 med $\hat{e}_{mars} = 95, 83$ og $\hat{e}_{april} = 104, 17$
- gruppe 3: (påske falt litt seint i april) inneholder 1980 med $\hat{e}_{mars} = 98, 96$ og $\hat{e}_{april} = 101, 04$

Vi merker oss at bortsett fra 1975 og 1989 er endringen mellom mars og april etter korrigering større enn endringen mellom mars og april i rådataene. Problemet skyldes de store variasjonene fra mars til april i rådataene. Med samme argumenter som for importserien skal vi litt senere se at irregulærkomponenten for de to månedene i de to nevnte årene i tabell 11, er stor.

- **ARIMA modellen:** Modellen $(0,1,1)(0,1,1)log$ er valgt, med $R^2 = 0,91$, og $\hat{\theta} = 0,535$ og $\hat{\Theta} = 0,737$.

- **Sesongkomponent:** Sesongmønsteret er signifikant med 0.1 % nivå. Det er ingen tegn til at sesongmønsteret har endret seg fra år til år på 5% nivå.

Framskrivningene for 12 måneder fram for rådataene og sesongkomponenten er vist i tabell 12, hvor tall i parentes er (foreløpige tall) hentet fra året før.

Tabell 12: Framskrivninger for rådata og sesongkomponent

år	måned	rådata		se.komp. %	
1995	februar	20 479,0	(18 083,0)	95,4	(95,0)
	mars	23 155,1	(19 805,7)	106,9	(106,7)
	april	20 666,2	(17 806,3)	94,3	(94,5)
	mai	21 936,4	(19 358,5)	101,0	(100,7)
	juni	22 350,9	(20 948,3)	102,9	(102,8)
	juli	20 882,7	(19 251,7)	95,4	(95,2)
	august	20 118,2	(17 409,2)	91,6	(91,7)
	september	22 466,2	(21 465,8)	101,5	(101,8)
	oktober	24 991,3	(22 939,1)	110,6	(110,3)
	november	23 754,8	(20 661,5)	102,4	(102,9)
	desember	23 185,9	(21 369,1)	99,4	(99,4)
	januar	23 156,7	(21 925,0)	98,6	(98,4)

Vi ser at sesongkomponenten har ingen forandring, og rådataene har en tendens til å gå kraftig opp.

2.2.1.2 Tolkning og vurdering av kvaliteten

Vi har følgende figurer til hjelp for tolkningen av resultatene

- Figur 12. rådata og trend.
- Figur 13. rådata og sesongjusterte serie.
- Figur 14. trend og sesongjusterte serie.
- Figur 15. sesongkomponent.
- Figur 16. sesongkomponent for januar-juni
- Figur 17. sesongkomponent for juli-desember
- Figur 18. irregulærkomponent.
- Figur 19. revisjonen av trenden.
- Figur 20. revisjonen av sesongjusterte tall.

- **Rådata og trend.** Rådata og trend er vist i figur 12. Vi ser at rådata har mange bunn- og toppunkter. Trenden er relativt glatt, og positiv. Tall og figurer viser at rådataene har brudd. Det var en sterk nedgang fra mars til

april 1986 (mars=10 561, april=7 972). Det ser ut til at etter mars 1986 ble rådata skjøvet ned med en størrelse α . Dette er et fenomen som kalles “Level Shift” i intervensjonsanalyse. Trenden i punktene som ligger rundt mars og april 1986, er ikke så godt tilpasset med dataene, fordi den ikke gir en god nok beskrivelse av den brå endringen i tidsserien i disse punktene. Dette er en svakhet ved glidende gjennomsnitt teknikker for å estimere trenden.

- **Rådata og sesongjusterte tall.** Det er fortsatt mange markante spisser i den sesongjusterte serien (se figur 13, datoene listes ut for bare noen punkter. For å ha oversikt av alle ekstrepunktene, bruker vi tabell C1 i utskriften). Tabell 13 nedenfor viser rådata og den sesongjusterte serien i årene hvor mars og april ble korrigert for påskeeffekten.

Tabell 13: Rådata og sesongjusterte tall

år	rådata		se.justerte	
	mars	april	mars	april
75	2 072,0	2 620,0	2 074,0	2 533,6
78	3 911,0	3 771,0	3 728,6	3 737,4
80	7 835,0	7 116,0	7 388,9	7 100,5
83	10 681,3	10 733,0	9 938,5	10 665,2
86	10 561,0	7 972,0	10 874,7	7 706,0
88	12 096,1	11 754,6	11 629,1	11 930,7
89	14 518,5	16 334,4	14 463,7	16 271,1
91	16 868,8	18 140,5	17 586,1	17 451,2
94	19 805,7	17 806,3	18 955,1	18 469,9

Ved å kombinere denne tabellen og tabell C1 ser vi at mars og april i 1975 fortsatt har stor avstand etter sesongjusteringen. April i 1983, 1986 og 1989 er behandlet som både påskeeffekter og ekstremverdier.

- **Sesongkomponent.** Testen har vist at endringen i sesongkomponenten fra år til år, ikke er signifikant med 5% nivå. Denne testen er viktig fordi den forteller om hvor god dekomponeringen er. Hvis sesongmønsteret ikke er konstant over tid, da fungerer X-11 ARIMA dårlig. Figurene 15, 16, og 17 viser plott som gir en illustrasjon av denne variasjonen.

Det er vanskelig å sammenligne endringer i sesongkomponenten for import og

eksportserie ved å se på figurene 7, 8, 16 og 17. Verdien av M_8 i de to tabellene 6 og 16 gir mer informasjon. Siden $M_8(\text{eksport})$ er større enn $M_8(\text{import})$ så tyder det på at sesongmønsteret til eksportserien er mindre stabilt. Tabell 14 viser gjennomsnittene av sesongkomponenten for hver måned. Vi ser at juli og august har de laveste verdiene, mens mars, oktober og desember har de høyeste verdiene.

Tabell 14: Gjennomsnitt av sesongkomponenten

måned	verdi	måned	verdi
januar	101,36	juli	91,52
februar	97,09	august	91,16
mars	108,49	september	99,80
april	94,33	oktober	106,36
mai	97,89	november	104,31
juni	99,82	desember	105,05

- **Irregulærkomponent.** Figur 18 viser irregulærkomponenten med datoer. Variasjonen er veldig stor. De markante spissene skyldes ekstremverdier og påskekorrigeringer. For å vurdere hvor god dekomponeringen er, må vi ta hensyn til forholdet mellom I og S , I og T (se tabell 15). Det viser seg at I_t har mye større variasjon i forhold til S_t , og dette medfører at vi ikke kan vise de eksakte verdiene til S_t , m.a.o kan en finne irregulærkomponent i sesongkomponenten.

For å ha oversikt over dekomponeringen, er den beste måten å studere de 11 testene som er vist i tabell 16.

Det er bare de fire indikatorene M_1 , M_8 , M_{10} , og M_{11} som er større enn 1. De øvrige ligger i aksepterte områder. $M_1 > 1$ betyr at det relative bidraget fra I_t til den totale variasjonen er høyt. M_8 , M_{10} og M_{11} er målene for fluktuasjoner til sesongkomponenten S_t , og deres verdier er litt større enn grenseverdien 1. Det betyr at sesongmønsteret ikke er helt stabilt. Basert på de 11 M_i verdiene og Q kan vi si at dekomponeringen av eksportserien ser bra ut.

2.2.1.3 Revisjoner

Tabell 15: Forholdet mellom I , S og T

måned	I/S	I/T
januar	2,59	3,80
februar	8,70	1,97
mars	6,41	1,19
april	7,26	0,91
mai	4,15	0,70
juni	4,90	0,61
juli	3,92	0,50
august	3,86	0,44
september	2,82	0,41
oktober	4,14	0,39
november	5,83	0,33
desember	3,80	0,34

På samme måte som for importserien, men med følgende perioder er eksportserien analysert [januar 75-april 86], [januar 75-desember 87], [januar 75-august 91] og [januar 75-januar 95]. April 1986, desember 1987, og august 1991 er valgt, fordi disse punktene har høye ekstremerverdier (se figur 18). Det blir derfor lett å betrakte endringstørrelser. Resultatene er vist i tabell 17 og 18 (bare de siste punktene), og er plottet i figur 19 og 20. Vi ser at når nye observasjoner tilføyes, har trenden og den sesongjusterte serien endret seg relativt mye i årene 1985, 1986, 1990 og 1991 sammenlignet med de andre tidspunktene. Årsaken skyldes brå forandringer i rådataene i disse årene. For å beregne revisjonen R_t i tidspunktet t for hver kjøring, bruker vi følgende formler

$$R_t = A_{t|T} - A_{t|t} \quad \text{for additiv modell} \quad (1)$$

og

$$R_t = \frac{A_{t|T} - A_{t|t}}{A_{t|t}} \quad \text{for multiplikativ modell} \quad (2)$$

Her er $A_{t|n}$ er den sesongjusterte verdien eller trendverdien i tidspunktet t , beregnet fra serien y_1, y_2, \dots, y_n , hvor $t \leq n \leq T$, og T er antall observasjoner. For eksempel, revisjonen for trenden i tidspunktet $t = \text{mar.85}$

Tabell 16: Kvalitetsmål

M_i	Forklaringer	Verdi
M_1	Relativt bidrag fra I_t i den sesongjusterte tidsrekken	2,823 (1,968)
M_2	Relativt bidrag fra I_t til den stasjonære delen av variansen	0,557 (1,522)
M_3	Endring fra måned til måned i I_t i forhold til endring i TC_t	0,332 (0,986)
M_4	Mål på autokorrelasjonen i I_t	0,020 (0,397)
M_5	Antallet måneder for at endringen i T_t skal bli større enn endringen i I_t	0,637 (1,142)
M_6	Graden av år til år endring i I_t i forhold til S_t	0,147 (0,333)
M_7	Grad av bevegelig sesongvariasjon i forhold til stabil sesongvariasjon	0,450 (0,357)
M_8	Grad av fluktasjoner i S_t	1,057 (0,648)
M_9	Grad av lineær bevegelse i S_t i hele serien	0,284 (0,306)
M_{10}	Samme som (8) men bare for de siste årene	1,105 (0,650)
M_{11}	Samme som (9) men bare for de siste årene	1,009 (0,603)
Q	(beregnet med vektorer fra tabell 7) <i>* tall i parentes er hentet fra importserien</i>	0,808 (0,905)

er

$$\begin{aligned}
 R_t &= \frac{13\,556,8 - 13\,797,1}{13\,797,1} = -0,017 \text{ for } t \in [\text{jan.75} - \text{apr.86}] \\
 &= \frac{13\,556,8 - 13\,718,6}{13\,718,6} = -0,012 \text{ for } t \in [\text{jan.75} - \text{des.87}] \\
 &= \frac{13\,556,8 - 13\,485,1}{13\,485,1} = +0,005 \text{ for } t \in [\text{jan.75} - \text{aug.91}]
 \end{aligned}$$

dvs at trenden har avtatt 1.7% fra tidsintervall [jan.75-apr.86] til [jan.75-jan.95], og for de to andre intervallene [jan.75-apr.86] og [jan.75-aug.91] er endret -1.2% og 0.5% henholdsvis.

Revisjonen for sesongjusterte serien i $t = \text{mar.85}$ er

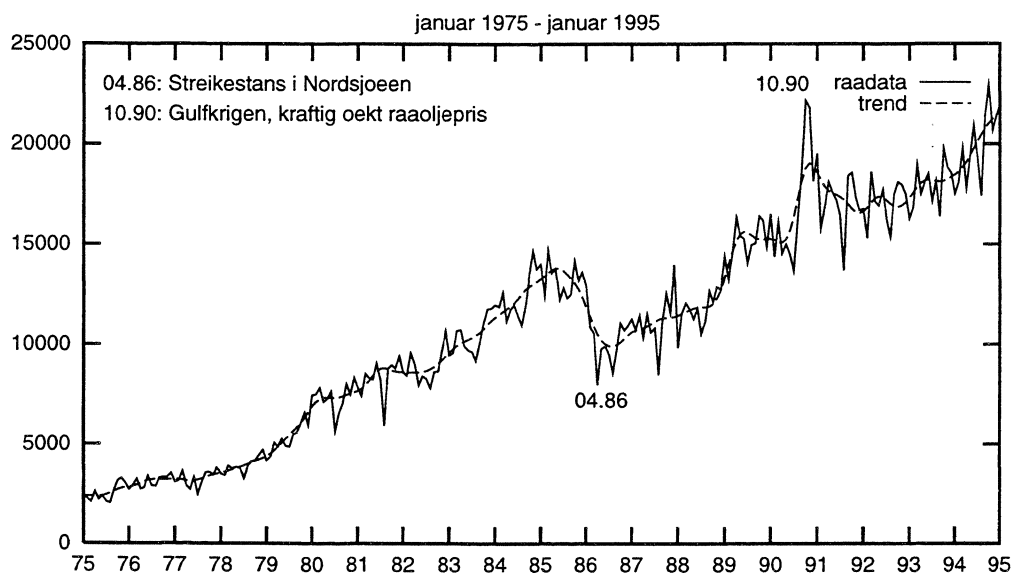
$$\begin{aligned}
 R_t &= \frac{13\,880,6 - 14\,049,7}{14\,049,7} = -0,012 \text{ for } t \in [\text{jan.75} - \text{apr.86}] \\
 &= \frac{13\,880,6 - 14\,042,1}{14\,042,1} = -0,012 \text{ for } t \in [\text{jan.75} - \text{des.87}] \\
 &= \frac{13\,880,6 - 13\,819,2}{13\,819,2} = +0,004 \text{ for } t \in [\text{jan.75} - \text{aug.91}]
 \end{aligned}$$

Tabell 17: Revisjon av trenden.

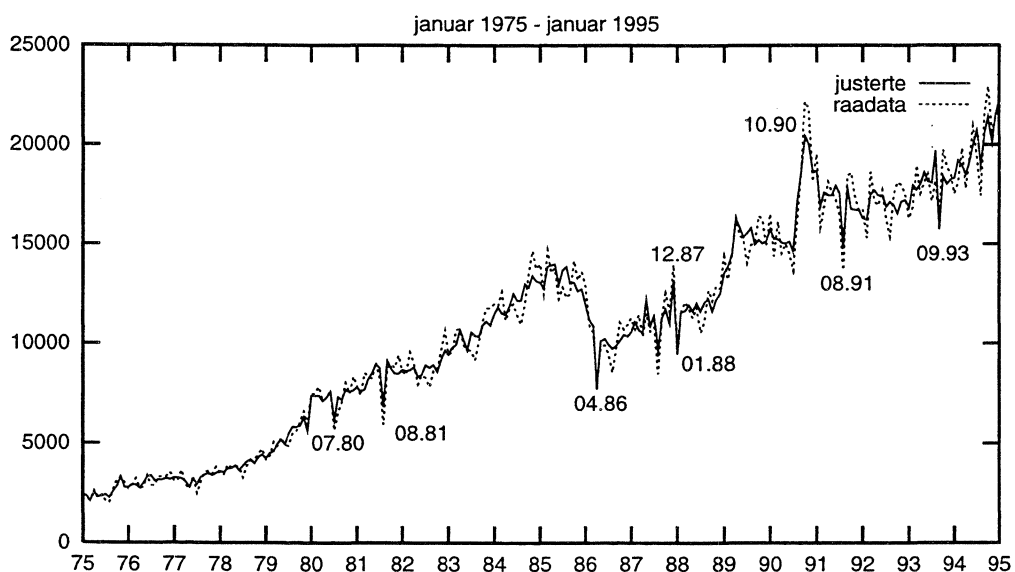
	jan75-apr86	jan75-des87	jan75-aug91	jan75-jan95
mar 85	13 797,1	13 718,6	13 485,1	13 556,8
apr 85	13 984,2	13 866,4	13 607,7	13 707,0
mar 86	10 468,3	10 587,2	10 876,3	10 912,0
apri 86	9 975,7	10 205,3	10 473,4	10 507,9
aug 91	.	11 908,9	11 396,8	11 380,7
des 87	.	.	17 302,4	17 230,8

Tabell 18: Revisjon av sesongjusterte tall.

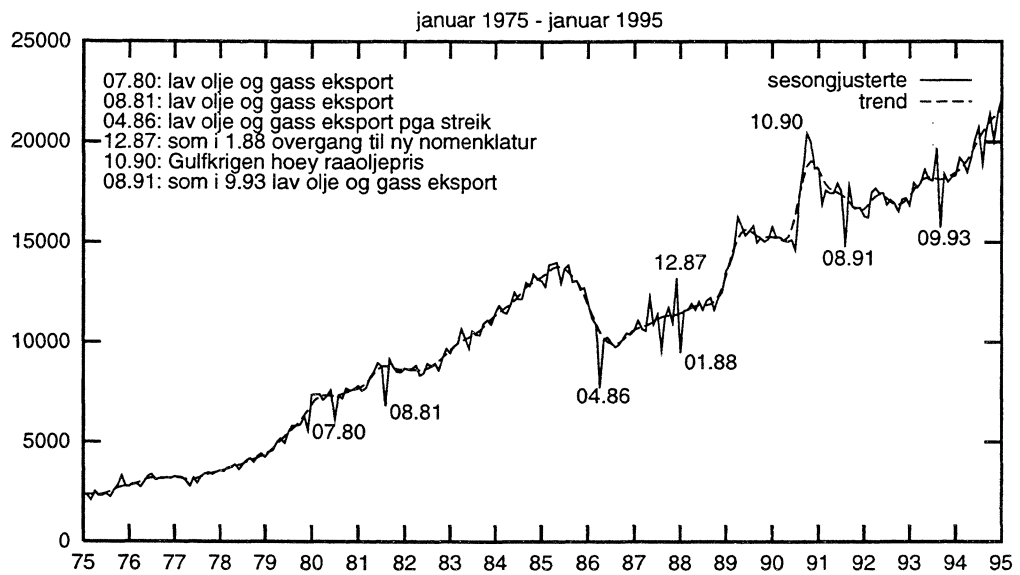
	jan75-apr86	jan75-des87	jan75-aug91	jan75-jan95
mar 86	10 218,5	10 311,6	10 865,2	10 874,7
apr 86	8 416,5	8 410,5	7 690,8	7 706,0
des 87	.	12 194,7	13 168,7	13 221,7
aug 91	.	.	14 881,1	14 763,8



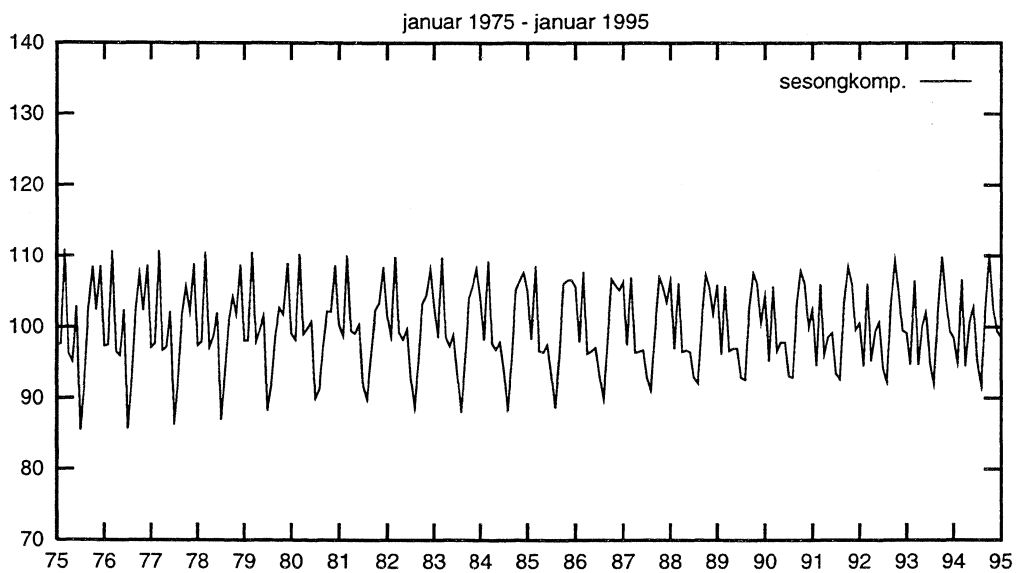
Figur 12: Rådata og trend for eksport



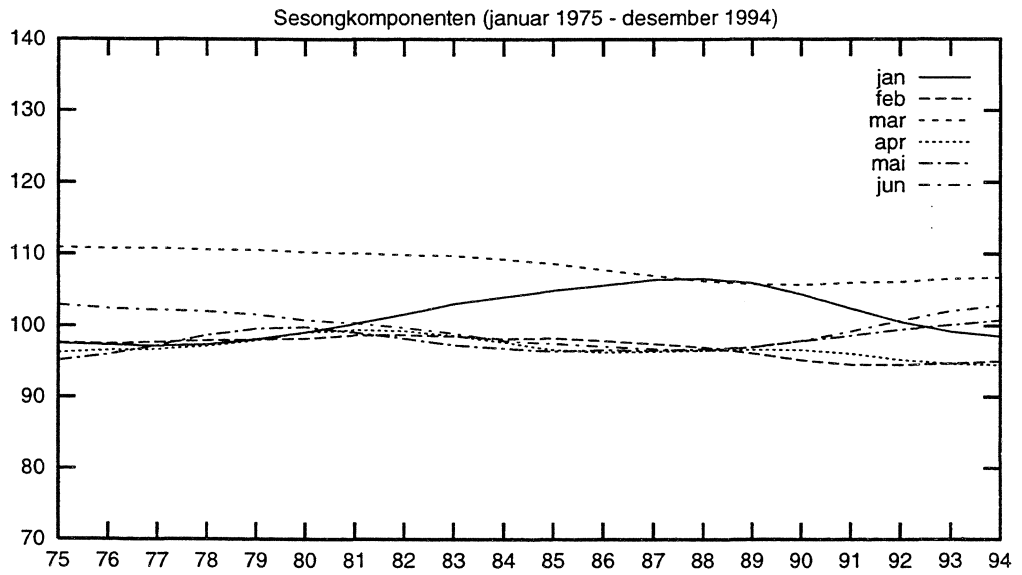
Figur 13: Rådata og sesongjusterte tall for eksport



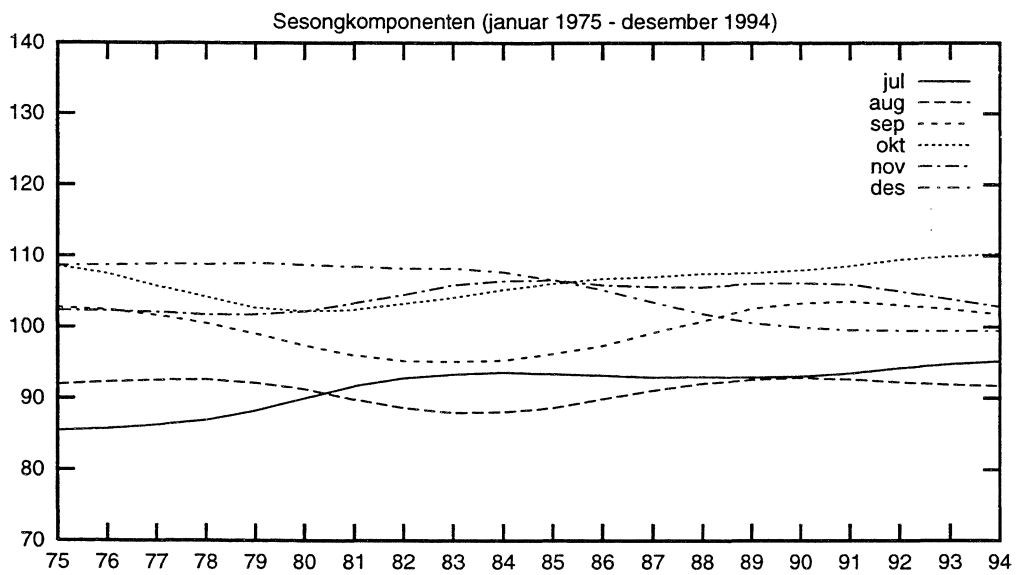
Figur 14: Sesongjusterte tall og trend for eksport



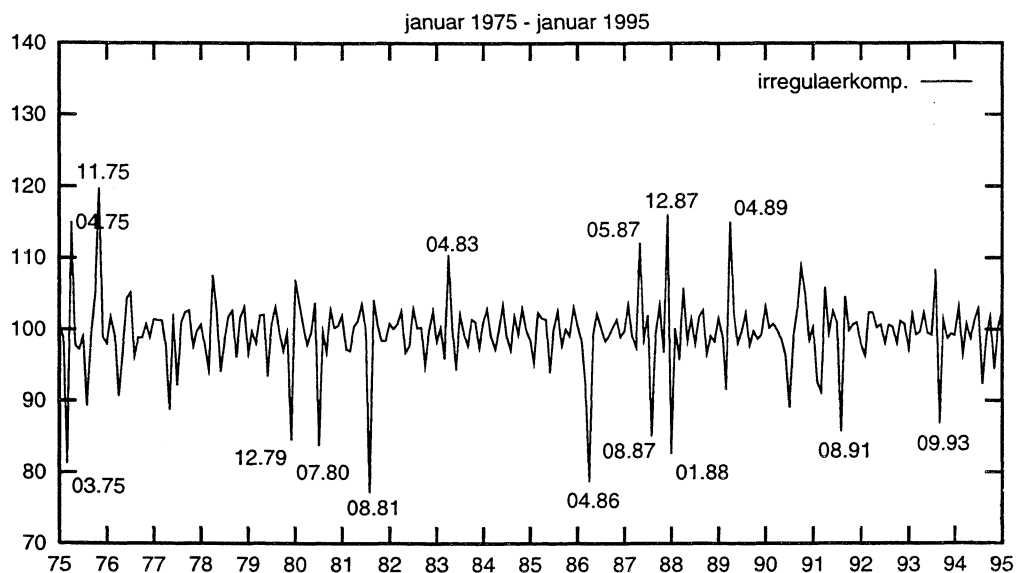
Figur 15: Sesongkomponent for eksport



Figur 16: Sesongkomponent for januar-juni



Figur 17: Sesongkomponent for juli-desember



Figur 18: Irregulærkomponent for eksport

Forklaringer:

Det er noen forklaringer for ekstremverdier i figur 18.

03.75: Påskeeffekt.

04.75: Påskeeffekt.

07.80: Lav olje og gass eksport(*).

08.81: Lav olje og gass eksport(*).

04.83: Påskeeffekt.

04.86: Drastisk fall i råoljepris.

08.87: Lav olje og gass eksport(*).

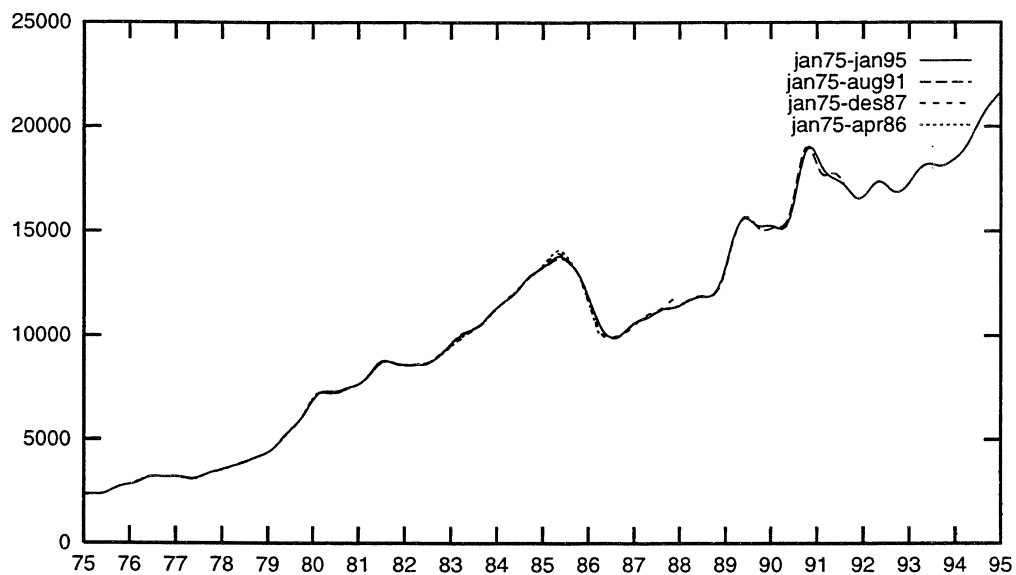
12.87: som i 01.88 overgang til ny nomenklatur 1. januar 1988.

04.89: Påskeeffekt.

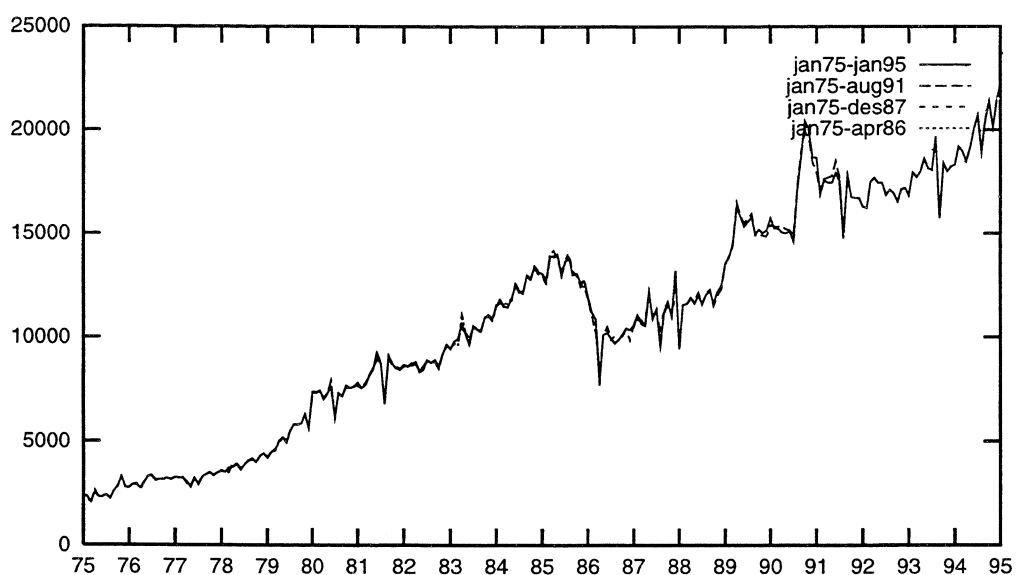
08.91: Lav olje og gass eksport(*).

09.93: Lav olje og gass eksport(*).

(*) Avstenging for vedikehold av oljeinstallasjonene i Nordsjøen, årlig, vanligvis omkring august.



Figur 19: Revisjon av trenden



Figur 20: Revisjonen av sesongjusterte tall

2.2.2 Analyse ved bruk av X-12 ARIMA

Som for importen har vi brukt X-12 ARIMA for å finne ekstremverdier i to tilfeller

- (i) Bruk bare rådata.
- (ii) bruk data etter korrigering for påskeeffekten og arbeidsdageffekten.

På grunn av de store variasjonene i rådataene, har vi valgt et lavere kriterium enn defaultverdi. Dette for å fange opp flere ekstremverdier, og tidspunkter og typer er vist i tabell 19. Vi ser at vi har samme resultat som for X-11 ARIMA, men fordelene med X-12 ARIMA er at programmet har en egen god, og enkel prosedyre for å finne ekstremverdier samt typer. Vi merker oss at etter korrigering for påskeeffekten, er mars 75 og mars 86 ikke lenger ekstremverdier.

Tabell 19: Ekstremverdier (X-12 ARIMA). Kriteriumet=3.0

	Tidspunkter	Type
Rådata	mar.75, aug.81, apr.86, aug.87, jan.88	AO
	jan.80, mar.86, aug.90	LS
Etter korr. med trad. day, påske	nov.75, jul.80, aug.81, apr.86, jan.88, sep.93	AO
	jan.80, aug.90	LS

AO: Additive Outlier

LS: Level Shift.

3 Idempotenthet

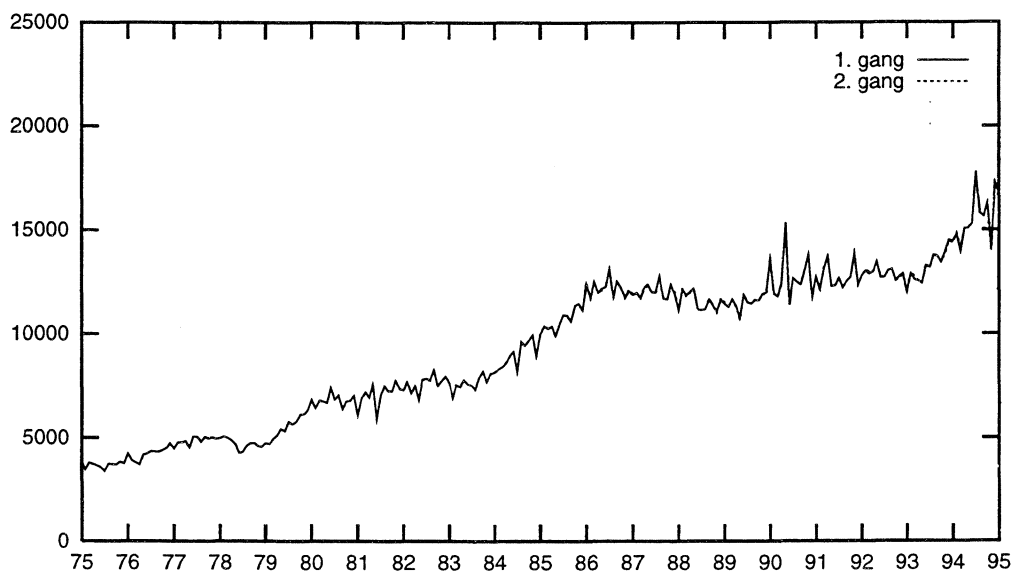
En sesongjustert prosedyre er "idempotent" hvis

$$(O_t^a)^a = O_t^a$$

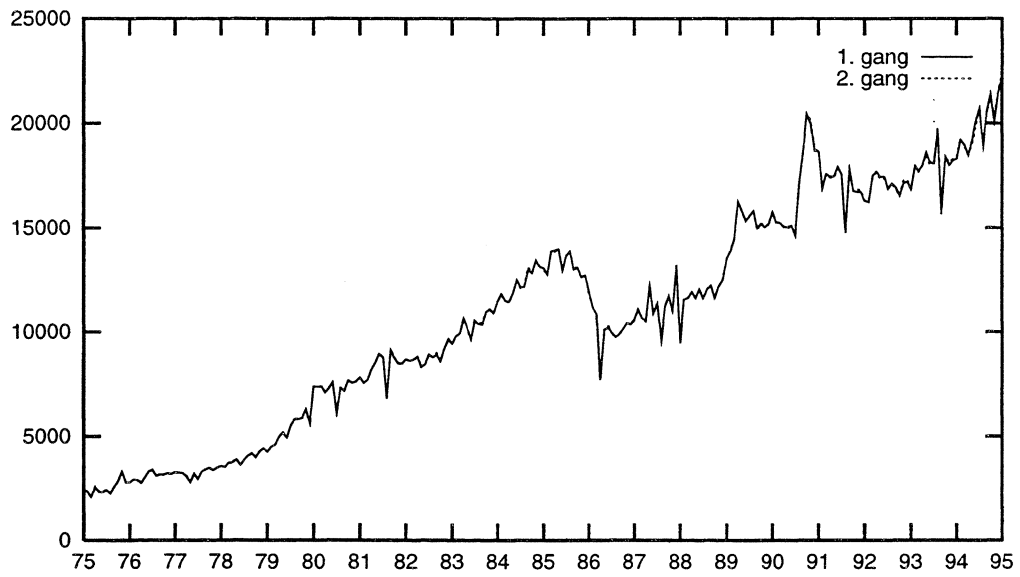
hvor O_t^a er den sesongjusterte serien av O_t , dvs at de sesongjusterte tallene ikke endrer seg dersom en sesongjusterer den en gang til.

På grunn av at en ønsker å fjerne mest mulig sesong fra den sesongjusterte serien, så er en dekomponering god bare hvis de to sesongjusterte tallene i den første og den andre kjøringen er like, eller er tilnærmet like. Vi har gjort

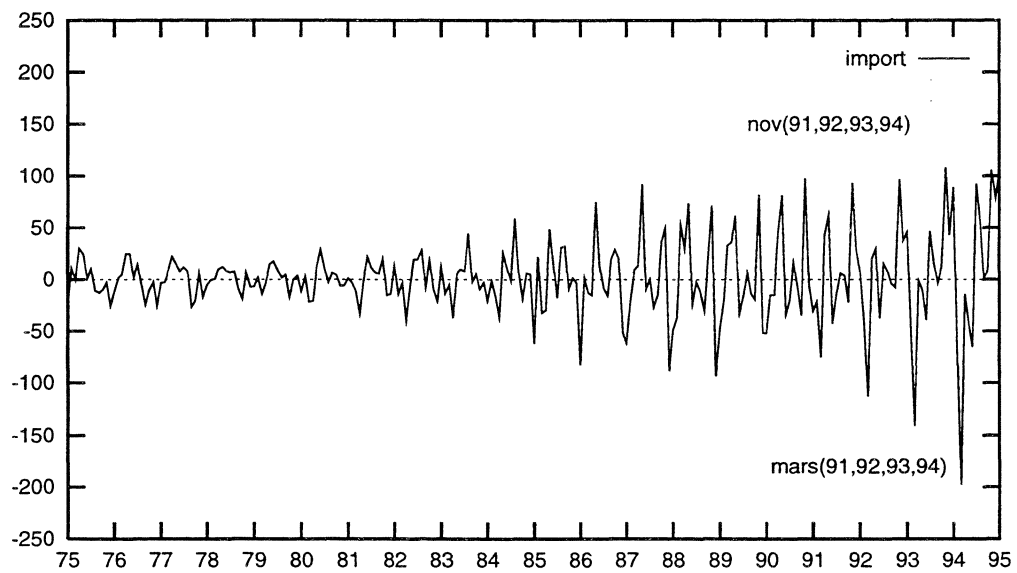
dette for både import- og eksportserien. Resultatet er at forskjellene mellom de to sesongjusterte tallene i de to kjøringene er små, unntatt for noen få tidspunkter. For eksempel, for importserien gjelder dette mars, november 1991, 1992, 1993 og 1994, og for eksportserien gjelder dette juni, november 1991, 1992, 1993 og 1994. Resultatene er vist i figurer 21, 22, 23, og 24. Selv om verdiene for importserien er store i mars i 1992, 1993 og 1994, skyldes ikke dette påskeeffekten, siden påskeeffekten ikke er signifikant i den andre kjøringen.



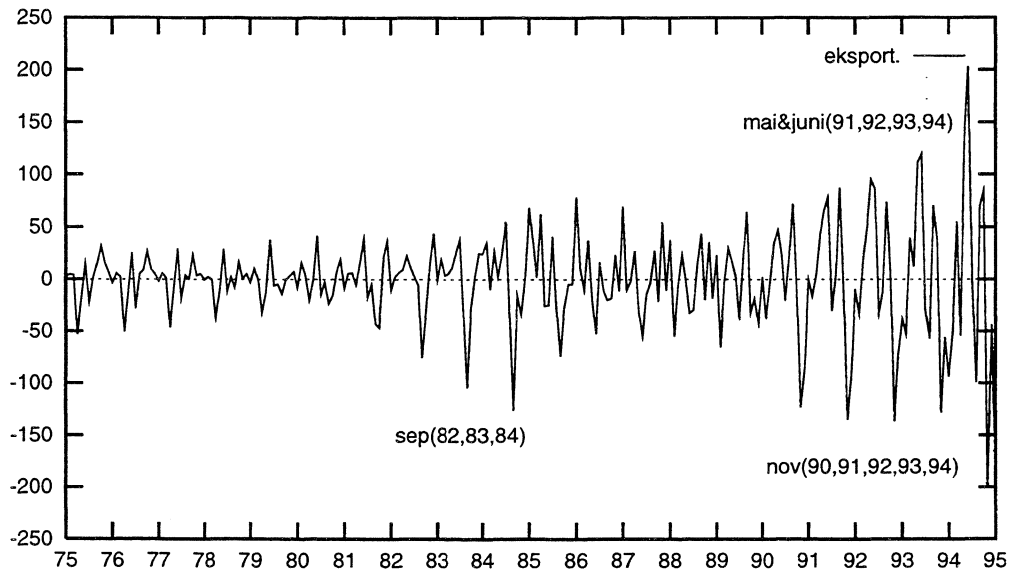
Figur 21: Idempotency for importserien



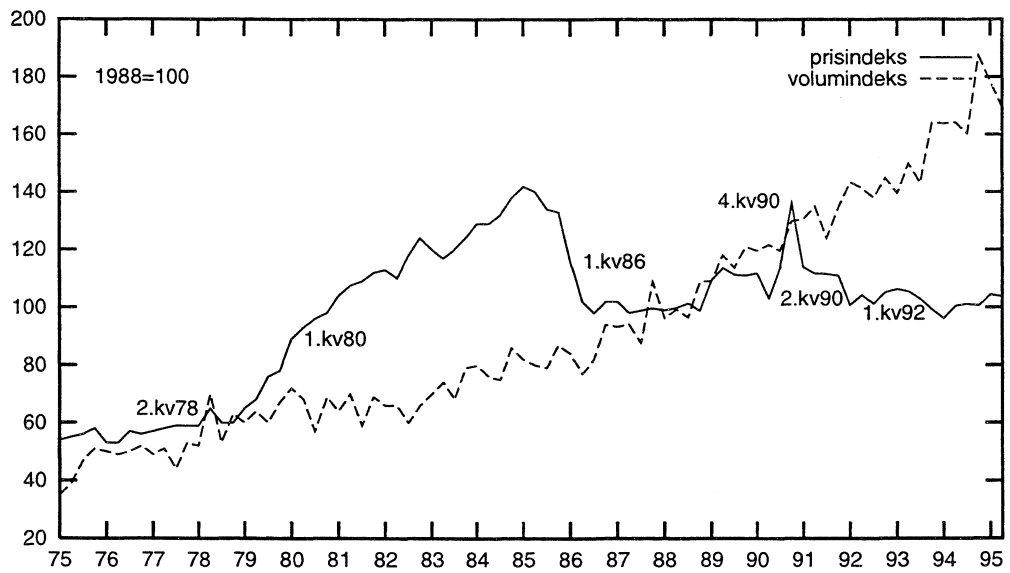
Figur 22: Idempotency for eksportserien



Figur 23: Differansen for sesongjusterte tall mellom to kjøring.



Figur 24: Differansen for sesongjusterte tall mellom to kjøringer.



Figur 25: Eksport. Prisindeks og volumindeks. 1.kv 1975 - 2.kv 1995

4 Konklusjon

Ved å betrakte trendene og de sesongjusterte tallene for de to seriene, ser vi følgende

- For importserien:

Trenden er en voksende jevn kurve. Den sesongjusterte serien er mye glattere enn rådata, selv om det fortsatt er en del uregelmessige punkter, se figur 5.

- For eksportserien:

Trenden endrer seg ganske kraftig. For eksempel, i siste kvartalet av 1985, og ved tidspunkt for Gulfkrigen. Det er også mange uregelmessige punkter i den sesongjusterte serien, se figur 14.

En stor hindring for publisering er eksistensen av ekstremverdier i den sesongjusterte serien. I et slikt tilfelle bør en bare publisere trend og rådata.

Vi mener at for import- og eksportserien er det ikke problemer ved å publisere sesongjusterte tall, selv om det er en del ekstremverdier i den sesongjusterte serien. Grunnen er at vi kan finne forklaringer for disse verdiene. For eksempel, for importserien er påskeeffekten (1975, 1978, 1986), kjøp av fly og ubåter (mai 1990), og moduler for oljeplattform (juli 1994) hovedgrunnene, mens for eksportserien er påskeeffekten (1975, 1983, 1989), lav olje- og gasseksport på grunn av avstenging for vedlikehold av oljeinstallasjonene i Nordsjøen (august 1980, 1987, 1991, 1993), og høy oljepris (1. kv 1985, Gulfkrigen) forklaringene.

For de sesongjusterte tallene er det to tabeller i utskriften, som kan brukes. Det er tabell D11 og tabell E2. Forskjellen mellom disse to tabellene er at i tabell E2, i punktene som er behandlet som ekstremverdier, er de sesongjusterte tallene erstattet med trendverdiene. Ellers er de to tabellene helt like. Dermed er den sesongjusterte serien som publiseres fra tabell E2 glattere enn den i tabell D11. I Statistics New Zealand har en brukt tabell E2 i publiseringen. Dette er ikke helt riktig, fordi vi da mister informasjon om ekstremverdiene, selv om en ikke alltid finner en forklaring på en ekstremverdi. Etter vår mening bør vi publisere sesongjusterte tall fra tabell D11, og beskrive forklaringen av ekstremverdiene i figurene, det har vi gjort i figur 5 og figur 14. Vi vet at råolje og gass har dominert eksportverdien (ca 45%), derfor kan endring i oljeprisen medføre store utslag i tallene. Dette ser vi klart når vi sammenligner eksportverdiene med oljeprisindeks (se figur

25. Det har vært mange store endringer i prisindeksen. For eksempel, i 2. kvartal 1978, 1. kv 1980, 1.kv 1986, 2. kv 1990, 4. kv 1990 og 1. kv 1992). Vi mener derfor at figur 25 er et godt supplement ved for publiseringen av sesongjusterte tall for eksportverdien.

Litteraturliste

- [1] Alan Pankratz (1991): *Forecasting with Dynamic Regression Models*, Wiley
- [2] Box, G.E.P, and Tiao, G, C. (1975): *Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems*, JASA, 70, 70-79
- [3] Estela Bee Dagum (1988): *The X-11 ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method. Foundations and User's Manual*
- [4] Tsay, R. S. (1986): *Time Series Model Specification in the Presence of Outliers*, JASA, 81, 132-141
- [5] Tsay, R. S. (1988): *Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series*, Journal of Forecasting, 7, 1-20
- [6] Lothian J., and Morry M. (1978c): *A Set of Quality Control Statistics for the X-11 ARIMA Seasonal Adjustment Method*, Research Paper, Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
- [7] *SAS/ETS User's Guide*, Version 6, Second Edition
- [8] *X-12 ARIMA Reference Manual* Pre-Release Version 0.2, November 23, 1994

Vedlegg

Forklaringen for de 11 målene som brukes i tabell 6 og 16.

- M_1 : Dette er et mål for det relative bidrag av irregulærkomponenten i forhold til den totale variasjonen. Hvis $M_1 > 1$ er bidraget for høyt.
- M_2 : Dette målet ligner M_1 , men forskjellen er at i beregningen er den originale serien erstattet av en stasjonær serie. Målet for bidraget av I_t i forhold til den stasjonære delen av variansen, er betegnet M_2 . Variasjonen av I_t er akseptert når $M_2 < 1$.
- M_3 : Det er et mål for endringen fra måned til måned i I_t , i forhold til endringen i T_t . Hvis $M_3 > 1$ er endringen i I_t dominerende, og det blir vanskelig å skille I_t fra T_t i komponenten $T_t I_t$.
- M_4 : Dette er en test for hypotesen $H_0 : \rho = 0$ mot $H_1 : \rho \neq 0$, hvor ρ er koeffisienten i en AR modell $I_t = \rho I_{t-1} + \epsilon_t$, ϵ_t er hvit støy prosess. Hvis $M_4 > 1$ er det grunn til å si at I_t ikke er hvit støy prosess, og dette medfører at F -testen i X-11 ARIMA programmet ikke lenger er gyldig (fordi variansen til I_t ikke er konstant når t varierer).
- M_5 : I tabell F.2.E i utskriften listes verdiene av I/T fra januar til desember. Hvis dette forholdet er større enn 1, er I_t dominerende og omvendt. La k være et tall slik at $I_{k-1}/T_{k-1} > 1$ mens $I_k/T_k \leq 1$. Da sier vi at MCD= k , hvor MCD står for Months for Cyclical Dominance. Størrelsen M_5 i tabell 6 er en statistikk for en test om trenden er dominierende etter $k - 1$ måneder. Hvis $M_5 > 1$ er testen ikke gyldig.
- M_6 : For å skille den irregulære og sesongkomponenten fra hverandre, har en brukt det 7-ledds glidende gjennomsnitt filteret (3×5 filter) for den umodifiserte komponenten SI . En har vist fra erfaringer at ved for lave eller for høye verdier av I/S blir (3×5) filteret ikke tilpasset. Sesongmønsteret har mindre bevegelser eller det blir blandet med irregulærkomponenten. I slike tilfeller, bør vi bruke et kortere eller lengre filter. M_6 er en statistikk for å se om vi har høye verdier av I/S , (3×5) filteret er ikke gyldig lenger hvis $M_6 > 1$. Da bør vi bruke (3×1) filteret, eller velge stabilt-sesongmønster filteret. Dette kan gjøres ved å bruke kommandoen $MAVS$ (se side 98 i X-11 ARIMA manualen).
- M_7 : Dette er et mål for stabilitet i sesongmønsteret. En verdi på M_7 (f.eks > 1) indikerer problemet med å identifisere sesongmønsteret.

- M_8 : Det er et mål for fluktuasjoner i sesongkomponenten. Poenget er at sesongfaktorene ikke er akseptable hvis sesongmønsteret endrer seg betydelig fra år til år, eller med andre ord kan vi si at vi har optimale sesongfaktorer når sesongmønsteret er helt likt. Verdien til M_8 er gitt i tabell F3 i utskriften. Hvis $M_8 > 1$ så viser det at sesongkomponenten har høy fluktuasjon.
- M_9 : Det er et mål for lineær bevegelse i sesongkomponenten. Testen er akseptert hvis $M_9 < 1$.
- M_{10} : Det er samme som M_8 men testen gjelder kun de siste årene ($N - 5$, $N - 4$, $N - 3$, $N - 2$, hvor N er antall observasjoner).
- M_{11} : Det er samme som M_9 men testen gjelder for de siste observasjonene (dvs fra $N - 5$ til $N - 2$).

For å ha en oversikt over hvor god dekomponeringen er, beregnes en veiet sum av enkelttallene Q , som er definert ved

$$Q = \frac{\sum_{i=1}^{11} w_i M_i}{\sum_{i=1}^{11} w_i}$$

På samme måte som M_i , viser en stor verdi for Q at dekomponeringen ikke er akseptabel, 1 er grenseverdi for testen.

Tabell 20: Rådata for importserien fra 1975-1984.

ÅR	JAN.	FEB.	MAR.	APR.	MAI.	JUN.
	JUL	AUG.	SEP.	OKT.	NOV.	DES.
75	3 706,00	3 418,00	3 236,00	4 435,00	3 763,00	3 645,00
	2 989,00	3 182,00	3 651,00	4 092,00	3 989,00	3 853,00
76	4 005,00	3 877,00	4 476,00	3 565,00	4 063,00	4 671,00
	3 682,00	3 807,00	4 210,00	4 601,00	5 027,00	4 832,00
77	4 038,00	4 696,00	5 695,00	4 525,00	4 592,00	5 466,00
	4 105,00	4 415,00	4 922,00	5 120,00	5 699,00	4 965,00
78	4 755,00	4 947,00	4 652,00	5 226,00	4 901,00	4 597,00
	3 461,00	4 338,00	4 530,00	5 168,00	5 062,00	4 439,00
79	4 719,00	4 565,00	5 661,00	4 512,00	5 706,00	5 622,00
	4 834,00	5 270,00	5 349,00	6 907,00	6 764,00	6 127,00
80	6 913,00	6 510,00	7 325,00	6 359,00	6 694,00	7 584,00
	6 061,00	6 261,00	6 442,00	7 594,00	7 005,00	7 418,00
81	5 877,00	6 697,00	8 031,00	6 321,00	7 248,00	6 402,00
	6 149,00	6 623,00	7 521,00	8 014,00	8 059,00	7 870,00
82	6 745,00	7 475,00	8 218,00	6 813,00	6 378,00	8 636,00
	6 746,00	7 235,00	8 466,00	8 004,00	8 527,00	8 291,00
83	6 911,00	6 729,00	8 761,00	6 638,00	7 606,00	8 179,00
	6 262,00	7 098,00	8 174,00	8 681,00	8 532,00	8 149,00
84	7 657,00	8 453,00	9 353,00	7 476,00	9 203,00	9 596,00
	7 055,00	9 221,00	9 159,00	11 232,00	10 774,00	8 348,00

Tabell 21: Rådata for importserien fra 1985-1995.

ÅR	JAN.	FEB.	MAR.	APR.	MAI.	JUN.
	JUL	AUG.	SEP.	OKT.	NOV.	DES.
85	9 859,00	10 106,00	11 062,00	9 839,00	10 033,00	10 424,00
	9 811,00	10 185,00	10 369,00	13 385,00	12 064,00	10 827,00
86	11 949,00	11 347,00	10 650,00	14 234,00	12 065,00	12 163,00
	11 960,00	10 563,00	13 040,00	14 056,00	11 878,00	12 109,00
87	11 125,00	11 576,00	13 228,00	12 006,00	11 840,00	12 572,00
	10 706,00	11 224,50	12 385,00	13 022,50	12 677,60	12 064,90
88	10 028,20	11 991,80	14 122,40	11 722,00	11 984,30	11 501,00
	9 378,10	10 645,00	12 100,80	12 002,10	12 328,20	11 280,70
89	10 612,60	10 785,60	10 798,80	12 882,40	10 969,30	12 144,00
	9 562,50	10 986,80	11 833,70	12 830,10	13 005,80	11 215,50
90	13 066,40	11 374,40	13 439,30	11 820,00	15 756,90	11 320,20
	11 124,70	11 800,20	12 106,00	14 962,50	15 149,00	10 845,00
91	12 405,80	11 624,50	11 294,80	16 838,70	12 215,90	11 646,00
	11 668,50	11 351,50	12 441,50	14 723,00	14 833,80	12 021,40
92	12 207,50	12 816,10	14 281,20	13 044,80	12 509,20	12 870,60
	11 737,80	11 599,50	14 094,30	13 865,90	13 128,70	13 325,50
93	10 768,80	12 539,70	14 338,50	12 583,50	11 314,80	13 550,50
	11 965,70	12 978,30	14 435,30	14 233,60	15 202,20	14 851,30
94	12 789,70	14 466,70	15 946,50	14 751,90	14 324,60	15 217,50
	15 639,00	15 535,50	16 522,70	16 916,00	15 451,80	17 464,00
95	15 576,30					

Tabell 22: Rådata for eksportserien fra 1985-1995.

ÅR	JAN. JUL	FEB. AUG.	MAR. SEP.	APR. OKT.	MAI. NOV.	JUN. DES.
75	2 412,00	2 271,00	2 072,00	2 620,00	2 197,00	2 380,00
	2 110,00	2 024,00	2 681,00	3 157,00	3 288,00	3 030,00
76	2 703,00	2 910,00	3 236,00	2 715,00	2 807,00	3 398,00
	2 897,00	2 868,00	3 307,00	3 319,00	3 328,00	3 533,00
77	3 088,00	3 155,00	3 650,00	2 912,00	2 708,00	3 335,00
	2 471,00	3 056,00	3 564,00	3 588,00	3 448,00	3 807,00
78	3 496,00	3 416,00	3 911,00	3 771,00	3 842,00	3 790,00
	3 258,00	3 841,00	4 113,00	4 169,00	4 432,00	4 701,00
79	4 174,00	4 374,00	5 065,00	4 846,00	5 266,00	4 905,00
	4 868,00	5 488,00	5 568,00	6 060,00	6 597,00	5 923,00
80	7 459,00	7 488,00	7 835,00	7 116,00	7 285,00	7 637,00
	5 625,00	6 525,00	7 037,00	8 031,00	7 474,00	8 334,00
81	7 847,00	7 398,00	8 525,00	8 307,00	8 248,00	9 062,00
	8 237,00	5 931,00	8 793,00	8 965,00	8 775,00	9 408,00
82	8 618,00	8 431,00	9 565,00	9 005,00	7 947,00	8 418,00
	8 288,00	7 810,00	8 638,00	8 646,00	9 686,00	10 696,00
83	9 453,00	9 573,00	10 681,00	10 733,00	9 923,00	9 710,00
	9 627,00	9 168,00	10 121,00	11 067,00	11 776,00	11 799,00
84	11 982,00	11 881,00	12 595,00	11 154,00	11 757,00	11 987,00
	11 427,00	10 958,00	11 996,00	13 541,00	14 684,00	13 763,00

Tabell 23: Rådata for eksportserien fra 1985-1995.

ÅR	JAN. JUL	FEB. AUG.	MAR. SEP.	APR. OKT.	MAI. NOV.	JUN. DES.
85	14 013,00	12 436,00	14 720,00	13 571,00	13 800,00	12 234,00
	12 834,00	12 300,00	12 498,00	14 179,00	13 190,00	13 624,00
86	12 918,00	10 855,00	10 561,00	7 972,00	9 782,00	9 921,00
	9 471,00	8 547,00	9 697,00	11 076,00	10 702,00	10 947,00
87	11 278,00	10 706,00	11 445,00	10 335,00	11 528,00	10 607,00
	10 811,00	8 470,40	11 159,60	12 553,50	11 581,90	13 978,80
88	9 840,10	11 552,60	12 096,10	11 754,60	11 278,30	11 810,30
	10 537,30	11 160,60	12 670,70	12 129,80	12 881,70	12 750,10
89	14 394,30	13 219,30	14 518,50	16 334,40	15 409,70	15 284,80
	14 037,70	14 969,10	15 050,90	16 421,20	16 212,30	14 870,40
90	16 522,00	14 383,70	16 128,40	14 529,20	15 020,00	14 499,00
	13 657,00	16 277,60	18 722,70	22 167,10	21 822,00	18 132,00
91	19 537,10	15 807,20	16 868,80	18 140,50	17 601,90	17 226,70
	16 466,80	13 688,70	18 413,50	18 587,00	17 364,30	16 703,10
92	16 768,30	15 293,40	18 630,10	17 138,30	16 926,10	17 732,40
	16 252,10	15 342,80	17 499,50	18 103,60	17 956,00	17 494,00
93	16 281,60	16 854,10	18 953,20	17 503,00	18 100,50	18 534,30
	17 143,10	18 164,10	16 390,30	19 756,70	18 850,10	18 557,10
94	17 516,00	18 083,00	19 805,70	17 806,30	19 358,50	20 948,30
	19 251,70	17 409,20	21 465,80	22 939,10	20 661,50	21 369,10
95	21 925,00					

Statistisk sentralbyrå

Oslo
Postboks 8131 Dep.
0033 Oslo

Telefon: 22 86 45 00
Telefaks: 22 86 49 73

Kongsvinger
Postboks 1260
2201 Kongsvinger

Telefon: 62 88 50 00
Telefaks. 62 88 50 30

ISSN 0806-3745



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway