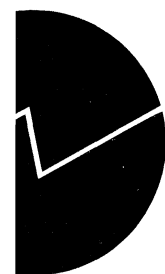


Dinh Quang Pham

**Sesongjustering av tidsserier
i Statistisk sentralbyrå**

En sammenligning mellom
X11 ARIMA og X12 ARIMA

Notater



Innholdsfortegnelse

1	Innledning	3
2	En sammenligning mellom X-11 ARIMA og X-12 ARIMA	5
2.1	Metode	5
2.1.1	X-11 ARIMA	5
2.1.2	X-12 ARIMA.	8
2.2	Default beregninger i X-11 metoden	21
2.3	Manual	23
2.3.1	X-11 ARIMA.	23
2.3.2	X-12 ARIMA.	24
2.4	Valget mellom X-11 ARIMA og X-12 ARIMA	24
3	Sesongjustering av antall førstegangsregistrerte personbiler	26
3.1	Resultater.	27
3.2	Konklusjon.	44
4	Sesongjustering for import	46
4.1	Resultater	47
4.2	Oppsummering	63
5	Sesongjustering for eksport av varer utenom skip, plattformer, råolje og naturgass	66
5.1	Beskrivelse av data	66
5.2	Resultater	66
5.3	Oppsummering	76

Kapittel 1

Innledning

X-11 ARIMA og de tidlige versjonene er basert på glidende gjennomsnitt teknikken, som ble utviklet av Frederick R. Macaulay i the National Bureau of Economic Reseach. W. M. Pearsons var den første som la et grunnlag for sesongjustering ved å dele en tidsserie i en trend (T_t), sesongvariasjon (S_t), og irregulær komponent (I_t).

- Trendkomponenten beskriver en langsiktig utvikling av tidsserien.
- Sesongkomponenten beskriver en periodisk variasjon som gjentar seg fra år til år.
- Irregulær komponenten beskriver den tilfeldige variasjonen som ikke kan forklares.

Ofte skrives en observert tidsserie (O_t) på følgende form

$$\begin{aligned} O_t &= S_t \times T_t \times I_t && \text{multiplikativ modell} \\ O_t &= S_t + T_t + I_t && \text{additiv modell} \end{aligned} \quad (1.1)$$

De to formene kan modifiseres ved å legge til effektene av ukedager og påske. Ukedags-effektene skyldes variasjoner av ulike antall arbeidsdager i kalendermånedene. De påvirker de fleste seriene som beskriver produksjon eller varehandel. En enkel model for ukedags-effekter ble utviklet av Young (1965) og brukes fremdeles i dag i X-11. Den er basert på en regresjonsmodell der en antar at de estimerte effektene er konstant for hele serien. Dette er ikke tilfredstillende for mange serier der effektene kan variere med tiden. Dagum, Queneville og Sutradhar (1992) har laget en stokastisk modell for ukedagseffekter og anvendt Kalman filter for å estimere dem.

En annen svakhet ved X-11 ARIMA er at programmet krever at tidsserien enten skrives som en multiplikativ eller additiv modell. I praksis er det mange serier som tilpasses bedre med en blanding av de to formene eller en mer komplisert ikke-lineær modell. Ofte vil man bruke en multiplikativ modell når størrelsen og mønsteret av sesongkomponenten varierer over tid.

Fra 1954 innførte Julius Shiskin i Bureau of the Census det første programmet i Univac I datamaskinen og betegnet det med Method I. Method II kom et år seinere. De neste versjonene X-3 (1960) og den seinere X-11 (1965) ble tilgjengelige for kommersiell bruk. De var forbedret ved å legge inn i programmet mange opsjoner som brukeren kan velge for å tilpasse sine data. For eksempel, korrigerer for effekten av ukedager og påske.

Det er også mulighet for å estimere sesongkomponenten med et bestemt filter. Mange statistiske tester og mål for kvalitet er beskrevet i programmet. Det finnes også mange opsjoner som brukeren kan velge for å tilpasse sine data, istedet for default verdier som er brukt i estimeringsprosessen. Vi bør ikke misbruke default verdier siden det kan føre til en mekanisk godkjenning av resultatet. Å studere historien for en serie før sesongjustering, er dermed helt nødvendig sammen med å ha kunnskap om tidsserieanalyse.

I X-11 og de tidligere versjonene har man brukt asymmetriske vektorer for endepunktene slik at den siste observasjonen O_T får størst vekt. Dette skaper store revisjoner når nye observasjoner tilføyes. For å unngå problemet kan man forlenge serien ved å gjenta den siste observasjonen et bestemt antall ganger k . Vi får en ny serie som forlenges med $O_{T+1}, O_{T+2}, \dots, O_{T+k}$ som har samme verdi som O_T . O_T er nå ikke lenger en siste observasjon og den kan beregnes med symmetriske vektorer forutsatt at k er stor nok. En ulempe med denne måten er at man kan få et falskt bilde av trenden i de siste punktene. Statistics Canada har anvendt ARIMA modellen for å forlenge serien. Med en tilpasset modell for data i serien kan man estimere framskrivninger med et mønster slik som de observerte data viser. Metoden er utviklet av E.B. Dagum (1975, 1980). Denne versjonen av X-11 har fått et nytt navn og kalles X-11 ARIMA.

Parametriske metoder har også vært brukt for å isolere sesongvariasjon fra observerte data, men det gav ikke bedre resultater enn X-11 metoden. For eksempel, spektralanalyse med H. Rosenblatt (1963) og en generell lineær statistisk modell med Stephenson, J., A. og Farr H.T.

I 1995 har US Bureau of the Census presentert X-12 ARIMA. Det er en ny versjon for sesongjustering men prinsippet er basert på X-11 og X-11 ARIMA, med mange nye prosedyrer og diagnostiske rutiner som kan hjelpe brukeren til lettere å oppdage og behandle problemer i sesongdekomponeringen.

I SSB har vi brukt X-11 og deretter X-11 ARIMA i mange år, på mange tidsserier i flere seksjoner, økonomiske indikatorer (240), arbeidsmarked (260), utenrikshandel, energi og industristatistikk (230), for sesongjustering. Vår erfaring viser at X-11 ARIMA er en god metode. Selv om X-12 ARIMA ble representert for flere år siden, er det ingen land som har erstattet X-11 eller X-11 ARIMA med X-12 ARIMA for sesongjustering. I USA har X-12 ARIMA blitt brukt bare for tidsserier i utenrikshandelen. Eurostat har også (per november 1997) tatt i bruk X-12 ARIMA for serier for utenrikshandel.

I dette notatet vil vi gi en sammenligning mellom X-11 ARIMA og X-12 ARIMA og bruker tre serier som eksempler: Førstegangs registrerte personbiler, import av varer og eksport av varer utenom skip, plattformer, råolje og naturgass.

Det er problemer med å bruke X-11 ARIMA for sesongjustering fra år 2000 og seinere siden programmet kun leser inn de to siste sifrene i årstallet. Vi kjenner ikke til om Statistics Canada skal komme med en ny versjon av X-11 ARIMA som kan løse dette problemet. X-12 ARIMA er ett nytt program for sesongjustering som løser problemet med år 2000. De undersøkelsene vi har gjennomført og som er dokumentert i dette notatet viser at X-12 ARIMA gir bedre resultater enn X-11 ARIMA. Vi mener derfor at X-12 ARIMA bør erstatte X-11 ARIMA i alle sesongjustering av tidsseriene i SSB.

Kapittel 2

En sammenligning mellom X-11 ARIMA og X-12 ARIMA

X-11 ARIMA er vel kjent for folk som arbeider med sesongjustering, mens X-12 ARIMA er helt nytt og har ikke vært brukt i Statistisk sentralbyrå. Sammenligningen er basert på X-11 ARIMA (1988) og en beta-versjon 1.0 av X-12 ARIMA. I alle punktene som må vurderes, er metoden hovedpoenget for sammenligningen. Vi vil sammenligne de to programmene på følgende punkter: metode, manual og programmering.

2.1 Metode

2.1.1 X-11 ARIMA

Sesongjusterte serier brukes for det meste av politikere og analytikere som vil se utviklingen av trend i en økonomisk tidsserie uten å bli forstyrret av sesongvariasjoner. Den første versjonen av sesongjusteringsprogrammet var basert på Bureau of Census metoden I (1954) og II (1955). Det er et sju-trinns program og utviklet av Macaulay (1931). Versjonen ble forbedret etter hvert og fikk nytt navn X-2, X-3, ... Versjonen X-11 har vært brukt siden 1965 og ble utviklet av Shiskin, Young og Musgrave i US Bureau of Census. En ulempe ved X-11 er at observasjonene i samme serien er beregnet med to forskjellige typer av filtre. Det symmetriske filteret brukes for observasjonene i midten av serien, og det asymmetriske filteret brukes for endepunktene. Statistics Canada (Dagum 1975, 1978.c) har forbedret svakhetene av X-11 i de følgende punktene:

- Modellering av originale data med en Box og Jenkins ARIMA modell.
- Å forlenge originale data ett år for hver side (som vi kaller “backcasting” og “forecasting”) ved hjelp av en god tilpasning av en ARIMA modell istedenfor å gjenta den første og siste observasjonen 12 ganger for månedstall og 4 ganger for kvartalstall.
- Innføring av et nytt filter. Det er det sentrerte 24 måneders glidende gjennomsnitt. Det nye filteret gir bedre resultater enn det sentrerte 12 måneders glidende gjennomsnitt filteret i X-11 for seriene som er sterkt påvirket av kort syklus eller har brå endringer i trenden.

Den nye versjonen fikk navnet X-11 ARIMA. Modellen for sesongjusteringen i X-11 eller X-11 ARIMA er

$$\begin{aligned} Y_t &= T_t \times S_t \times I_t && \text{(multiplikativ modell)} \\ Y_t &= T_t + S_t + I_t && \text{(additiv modell)} \\ \log(Y_t) &= \log(T_t) + \log(S_t) + \log(I_t) && \text{(log additiv modell)} \end{aligned}$$

hvor Y_t er ujustert serie, T_t er trend, S_t er en sesongkomponent og I_t er en irregulærkomponent. De tre komponentene er estimert i 13 trinn med forskjellige typer av Hendersons glidende gjennomsnitt. Hele prosessen blir kjørt to ganger.

Metoden som brukes i SSB nå er X-11 ARIMA/88. Sammenlignet med de tidligere versjonene av X-11 og X-11 ARIMA/80, er X-11 ARIMA/88 forbedret når det gjelder

- Framskrivinger
- Sesongjustering

Beskrivelse

- Framskrivning. Det er noen endringer i beregningene for framskrivinger.
 - a. Nye ARIMA modeller. En generell form av en ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s modell er

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D y_t = \theta(B)\Theta(B^s)\epsilon_t \quad (2.1)$$

hvor B er lagoperatoren definert ved $B y_t = y_{t-1}$ og s angir antall observasjoner per år.

$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$, "nonseasonal autoregressive AR operator".

$\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps}$, "seasonal autoregressive AR operator".

$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$, "nonseasonal moving average MA operator".

$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}$, "seasonal moving average MA operator".

$(1-B)^d$ er "nonseasonal differencing of order d ".

$(1-B^s)^D$ er "seasonal differencing of order D ".

Det er i alt 5 ARIMA modeller som er innebygd i programmet. De står i en hierarkisk rekkefølge.

1. (0, 1, 1)(0, 1, 1)_s med eller uten transformasjon
2. (0, 1, 2)(0, 1, 1)_s —
3. (2, 1, 0)(0, 1, 1)_s —
4. (0, 2, 2)(0, 1, 1)_s —
5. (2, 1, 2)(0, 1, 1)_s bruk ikke transformasjon

Den første modellen prøves først. Hvis denne modellen blir forkastet, tester programmet den andre, osv. Dersom ingen av ARIMA modellene blir valgt, kan vi velge den beste blant de fem modellene, eller en kan velge en spesiell ARIMA-modell. Ellers er det ingen forskjeller mellom X-11 og X-11 ARIMA.

Tre kriterier for å velge en ARIMA modell er

- (i) Gjennomsnittlig absolutt prognosefeil i prosent siste 3 år er mindre eller lik 15% (tidligere er 12%).
- (ii) Kji-kvadrat (χ^2) for testing av om residualene er ukorrelerte må være større enn 5% (tidligere er 10%).
- (iii) Det er ingen tegn til “overdifferencing” (i.e $\sum_{i=1}^q \theta_i > 0,9$ eller $\sum_{i=1}^Q \Theta_i > 0,9$).

ARIMA modeller er et viktig verktøy i tidsserieanalysen. Dersom en ikke får tilpasset en ARIMA modell for rådata kommer det av at flere av de tre kriteriene ovenfor ikke er oppfylt. Hvis (i) eller (ii) ikke er oppfylt er variasjonen i rådata uregelmessige. Hvis (iii) ikke er oppfylt er rådata en deterministisk funksjon av tiden. I X-11 er det symmetriske Hendersons filteret brukt for midten av serien, mens for punktene i endene brukes det asymmetriske filteret. En svakhet ved denne metoden er at det blir store variasjoner i trenden når nye observasjoner kommer til. En ekstremverdi i de siste punktene kan forandre retningen til trenden. For å unngå dette forlenger man serien til begge sider ved å gjenta den første og siste observasjonen et bestemt antall ganger. Da kan man bruke de symmetriske vektene for endepunktene i den originale serien. Denne metoden er ikke så god fordi en får et helt annerledes sesongmønster for de gjentatte verdiene. Den beste måten er å bruke ARIMA modeller til å forlenge serien. Da er framskrivninger beregnet og de kan få et sesongmønster som er lik sesongmønsteret fra rådata ved en god ARIMA modell.

- b. Framskrivninger. Default opsjonen er ett år, men programmet kan beregne framskrivninger for opptil tre år. Ofte forlenger man serien bare ett år framover.
 - c. Tilbakeskrivninger. Tilbakeskrivninger beregnes for serie som er kortere enn 7 år.
 - d. Autokorrelasjonen til residualer. Autokorrelasjonen til residualene av ARIMA modellen blir skrevet ut.
 - e. Estimatorene kan angis på forhånd. I beregningen for framskrivninger kan brukeren angi ønskede verdier til parametre for programmet. Programmet skal bruke disse verdiene for hele prosedyren.
 - f. Ukedagseffekter og påskeeffekter. De to effektene er fjernet fra rådata før en bruket en ARIMA modell for framskrivingberegninger.
- Sesongjustering. De følgende punktene er nye i forhold til X-11.
 - a. Estimering av påskeeffekt. Originale data blir korrigeret for påskeeffekt før sesongdekomponering for å ta hensyn til at påskeperioden fra år til år beveger

seg mellom mars og april. Siden antall helligdager i Norge og Canada ikke er det samme, har Statistics Canada laget en ny korrigert prosedyre tilpasset norske forhold, men denne prosedyren fungerer ikke helt perfekt, særlig for detaljomsetningsvolumindeksen. En annen metode for påskekorrigering, utviklet av seksjon 720, har vært brukt i SSB. I metoden bygger vi på en modell som er basert på antall virkedager og helligdager i mars i påskeuka, uka før og etter påske. Programmet for denne metoden er implementert i en FAME rutine.

- b. Økt nøyaktighet for estimering av trend med Henderson filtre. Laniel (1985) har gitt en formel for å beregne de nøyaktige vektene av Hendersons filter.
- c. Lengden for sesongfilter velges av programmet ved å basere seg på det relative forholdet I/S .

Forhold I/S	Filter
$I/S \leq 2,5$	3×3 "moving average"
$3,5 \leq I/S \leq 5,5$	3×5 "moving average"
$I/S \geq 6,5$	3×9 "moving average"

- d. Reskalere originale data. Den originale serien kan forstørres eller forminskes før dekomponering ved opsjonen *DIVPOWER n*. For eksempel, *DIVPOWER 6* betyr at originale data er dividert med 10^6 .
- e. Summen av sesongjusterte tall i løpet av året kan justeres slik at den er lik summen av original data i samme periode (opsjon *TOTAL 1*).

2.1.2 X-12 ARIMA.

Dette er en ny versjon for sesongjustering etter X-11 ARIMA. Metoden er basert på X-11 og X-11 ARIMA, men er forbedret og utvidet med

- a. regARIMA modell.
- b. Sliding spans diagnostiske prosedyrer.
- c. Revisjoner av sesongjusterte tall.
- d. Større muligheter for å velge Hendersons filter.
- e. Nye opsjoner for sesongfilter.
- f. pseudo-additiv modell.

Beskrivelse

- a. regARIMA modell. I modellen antar en at feilledet fra en regresjonsmodell følger en ARIMA modell. La Y_t være en observert tidsserie. Antar at Y_t skrives ved en regresjonsmodell

$$Y_t = \sum_i \beta_i X_{it} + z_t \quad (2.2)$$

hvor for hver i , β_i er regresjonsparametre som skal estimeres, X_{it} regresjonsvariable som er observert i tidspunkt t . Fra ligning (2.2) har vi $z_t = Y_t - \sum_i \beta_i X_{it}$. z_t er residualene og antas ukorrelerte i regresjonsanalysen. Faktisk er z_t ofte korrelerte for de fleste tids-serier. Derfor kan det føre til ugyldige resultater når vi bruker z_t under antagelse at z_t er ukorrelerte. Vi antar nå at z_t , $t = 1, \dots, N$ skrives som en generell multiplikativ sesong ARIMA modell (2.1). Ifølge (2.1) og (2.2) har vi dermed

$$\phi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(Y_t - \sum_i \beta_i X_{it}) = \theta(B)\Theta(B^s)\epsilon_t \quad (2.3)$$

hvor $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ og ϵ_t er ukorrelerte med tid. Ligningen (2.3) er en regARIMA modell for Y_t .

I X-12 ARIMA brukes regARIMA modellen for å estimere:

- *Sesongeffekter*. Dette kan en kalle deterministiske sesongeffekter. 12 regresjonsvariable i modellen (2.2) er definert slik

$$M_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{for måned } i \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

På grunn av kollinearitet (i.e det er korrelasjoner mellom de uavhengige variablene) vil en bruke i modellen bare 11 isteden for 12 indikatorvariable. $M_{i,t}$ er omdefinert slik

$$M_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{for januar} \\ -1 & \text{for desember} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases} \quad \dots \quad \text{og} \quad M_{11,t} = \begin{cases} 1 & \text{for november} \\ -1 & \text{for desember} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

- *Sesongeffekter på sinus og cosinus form*. 6 regresjonsvariable er $[\cos(\frac{2\pi jt}{12}), \sin(\frac{2\pi jt}{12})]$, for $j = 1, \dots, 6$.
- *Ukedagseffekter*. Ukedagseffekter forekommer på grunn av
 - (i) Antall ukedager varierer fra måned til måned. For eksempel, (se tabellene nedenfor) er det 4 mandager, tirsdager, onsdager og torsdager og 5 fredager, lørdager og søndager i mars 1996. I juli 1996 er det derimot 5 mandager, tirsdager og onsdager og 4 torsdager, fredager, lørdager og søndager. Antall ukedager er heller ikke det samme i alle årene for samme kalendermåned. Se for eksempel juli 1995 og 1996.

Antall ukedager for hver måned i 1995

Ant.	Jan	Feb	Mar	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Des
Man.	5	4	4	4	5	4	5	4	4	5	4	4
Tir.	5	4	4	4	5	4	4	5	4	5	4	4
Ons.	4	4	5	4	5	4	4	5	4	4	5	4
Tor.	4	4	5	4	4	5	4	5	4	4	5	4
Fre.	4	4	5	4	4	5	4	4	5	4	4	5
Lør.	4	4	4	5	4	4	5	4	5	4	4	5
Søn.	5	4	4	5	4	4	5	4	4	5	4	5

Antall ukedager for hver måned i 1996

Ant.	Jan	Feb	Mar	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Des
Man.	5	4	4	5	4	4	5	4	5	4	4	5
Tir.	5	4	4	5	4	4	5	4	4	5	4	5
Ons.	5	4	4	4	5	4	5	4	4	5	4	4
Tor.	4	5	4	4	5	4	4	5	4	5	4	4
Fre.	4	4	5	4	5	4	4	5	4	4	5	4
Lør	5	4	5	4	4	5	4	5	4	4	5	4
Søn.	4	4	5	4	4	5	4	4	5	4	4	5

(ii) Aktiviteten i ukedagene er ulik. For eksempel, for klesbutikker eller matbutikker har torsdager høyere vekt enn for de andre dagene. Lørdager har minst vekt og vekten for søndager er null fordi butikkene er stengt.

Eksistensen av ukedagseffekter medfører at det blir vanskelig å sammenligne rådata fra måned til måned eller å sammenligne variasjoner mellom to serier. Derfor må effektene fjernes fra rådata før en utfører en sesongjustering. Ukedagseffekten er også å betrakte som en komponent i likhet med trend, sesongkomponent og irregulærkomponent. I X-12 ARIMA estimeres effektene ved å bruke regARIMA for rådata. La $T_{1,t}$, $T_{2,t}, \dots, T_{7,t}$ være antall mandager, tirsdager, ..., søndager i måned t . De er regresjonsvariable i modellen. På grunn av kollineariteten mellom dem, bruker vi 6 nye variable $T'_{1,t} = \#(\text{mandager} - \text{søndager})$, $T'_{2,t} = \#(\text{tirsdager} - \text{søndager}), \dots$, og $T'_{6,t} = \#(\text{lørdager} - \text{søndager})$ for mandager, tirsdager, ..., lørdager i måned t .

I X-11 ARIMA er irregulærkomponenten fra den første runden brukt for å estimere ukedagseffektene. Youngs modell for disse effektene er

$$N_t^* \hat{I}_t - N_t = \sum_{i=1}^6 \beta_j (D_{jt} - D_{7t}) + \epsilon_t \quad (2.4)$$

hvor \hat{I}_t er irregulærkomponenten fra den første runden og står for responsvariable. β_j er regresjonskoeffisienten for \hat{I}_t m.h.p D_{jt} . D_{jt} er antall ganger som dagen j forekommer i måned t , $j = 1$ for mandag, $j = 2$ for tirsdag, osv. D_{7t} er antall søndager i måned t . $N_t = \sum_{j=1}^7 D_{jt}$ og $N_t^* = (1/4) \sum_{k=1}^4 N_{t+12k}$.

\hat{I}_t i (2.4) er resultatet etter å ha fjernet trenden og sesongkomponenten fra de originale data. Det er noen problemer som oppstår her.

- \hat{I}_t kan være korrelerte.
- Dersom \hat{I}_t er korrelerte, så er residualene fra regresjonsmodellen også korrelerte. Dette fører til at F -test om signifikansen av ukedagseffekter ikke er gyldig fordi fordelingen for F observatoren ikke er F -fordelt lenger.
- Trendfilteret som brukes i den første runden i X-11 ARIMA (sentrert 12 måneders glidende gjennomsnittet), er ikke lang nok for å fange opp korrelasjonen i lengre periode i data.

I X-12 ARIMA bruker man regARIMA modellen og originale data for å estimere ukedagseffekter. For eksempel, regARIMA modellen for multiplikativ dekomponeringen (dvs $Y_t = T_t \times S_t \times I_t$) er

$$(1 - B)^d(1 - B^{12})^D \left\{ \log \left(\frac{N_t^*}{N_t} Y_t \right) - \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) \right\} = \omega_t \quad (2.5)$$

hvor $\phi_p(B)\Phi_P(B^s)\omega_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)\epsilon_t$, $\epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$. (2.5) er en regresjonsmodell hvor feilene ω_t følger en stasjonær ARMA modell. Y_t er originale data og står for responsvariablene.

Sammenligner vi (2.4) og (2.5) ser vi at modellen for estimering av effektene i X-12 ARIMA er mye mer komplisert, men resultatet er mer nøyaktig enn i X-11 ARIMA.

Variablene D_{jt} har en periode 28 år eller 336 måneder (inntil år 2100 og den 29. februar er sløyyfet). For eksempel, kalenderen i 1996 er akkurat lik kalenderen i 1968. N_t er også en periodisk variabel med en periode 4 år. Derfor kan man anvende spektral analyse for å oppdage effekter av ukedager i data. Det viser at hvis høye spisser som forekommer i frekvensene 0,304, 0,348 og 0,432 er det en indikasjon på signifikant effekt.

- *Påskeeffekt.* I modellen antar man en konstant endring i nivået av daglig aktivitetet i en periode før påskesøndag. For hver enkelt måned er regresjonsvariabel $E(\omega, t)$ definert slik

$$E(\omega, t) = \frac{1}{\omega} [\text{antall av } \omega \text{ dager før påskesøndag som faller i måned } t]$$

Antall dager ω må angis på forhånd. X-12 ARIMA kan ikke estimere størrelse ω etter data som i X-11 ARIMA.

- *Intervensjoner.* I tidsserier har vi sett mange tilfeller av at rådata er påvirket av spesielle begivenheter. For eksempel, streik i en fabrikk gjør at produksjonen blir redusert i forhold til de foregående månedene. Lavere bilavgifter som gjaldt fra januar 1996 i Norge, har skapt en økning i bilsalget i flere måneder. Redusert fartsgrense i en by fra tidspunkt t_0 fører til at antall dødsfall ved trafikkulykker

synker. Intervensjoner skaper mange problemer i sesongjustering. (i) Rådata får en brå endring slik at det er vanskelig å finne en ARIMA modell som kan gi gode tilpasninger til data. (ii) Framskrivningene er ikke tilfredsstillende. (iii) Trenden i tidspunktene hvor intervensjoner har skjedd, kan gi et falskt bilde av variasjoner i rådata. En uvanlig høy eller lav verdi i t_0 kan endre retningen til trenden i mange tidspunkter som ligger rundt t_0 . Derfor må intervensjoner fjernes fra data før sesongjusteringen. Merk at det kan være vanskelig å finne substansielle forklaringer på alle intervensjoner. Det finnes intervensjoner som bare er registrerte feil, eller som skyldes flere sammenfallende årsaker.

I intervensjonanalyse antar vi at en observert tidsserie Y_t skrives på form

$$Y_t = f(t) + u_t \quad (2.6)$$

hvor $f(t)$ er intervensjonkomponent som påvirker tidsserien i punkt t . Avhengig av intervensjonstype har vi en modell for $f(t)$. u_t er en uobservert serie som skal estimeres.

I X-12 ARIMA er det tre intervensjonstyper som kan brukes. Det er

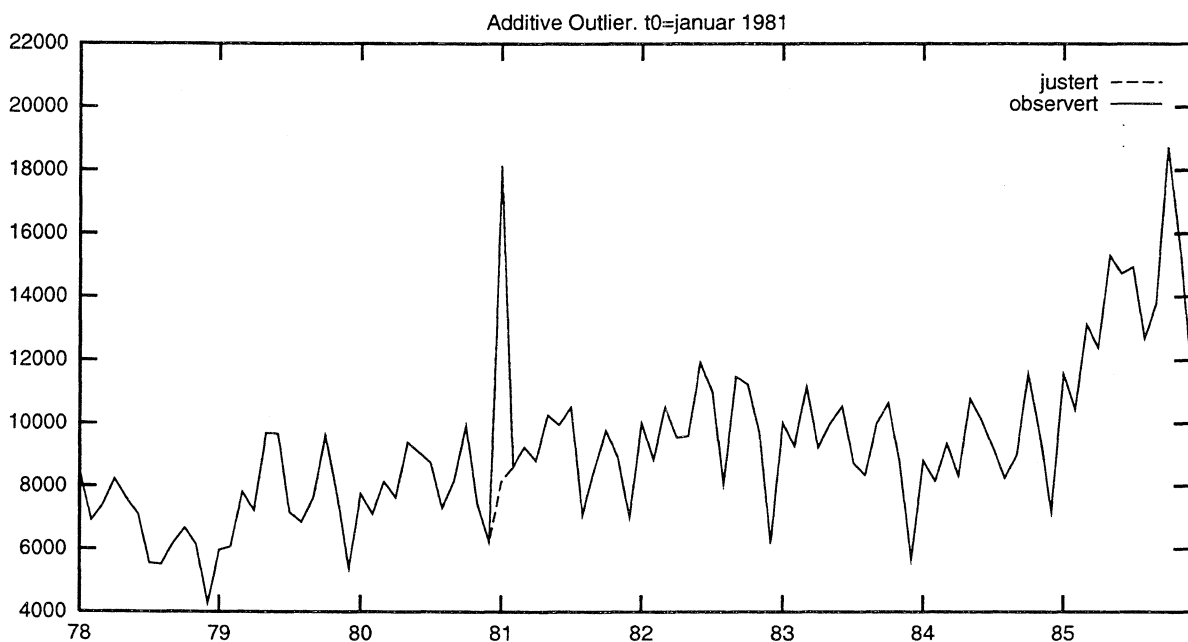
- Additive Outlier at t_0 (Et spesielt utslag for et bestemt tidspunkt t_0). Data har en brå endring i t_0 . Effekten av en AO type påvirker data bare i t_0 og forsvinner etter t_0 . Modellen for $f(t)$ er

$$f(t) = \omega_0 AO_t^{(t_0)} \quad (2.7)$$

hvor

$$AO_t^{(t_0)} = \begin{cases} 1 & \text{for } t = t_0 \\ 0 & \text{for } t \neq t_0 \end{cases}$$

ω_0 er effekten i tidspunkt t_0 . ω_0 vil vanligvis være ukjent og må estimeres fra data. Fra (2.6) og (2.7) ser vi at u_t er lik Y_t når $t \neq t_0$ og de to seriene har en avstand ω_0 i $t = t_0$. Figur 2.1 viser en simulering for Additive Outliers med t_0 = januar 1981 og ω_0 = 10 000 enheter.



Figur 2.1: En simulering for Additive Outliers

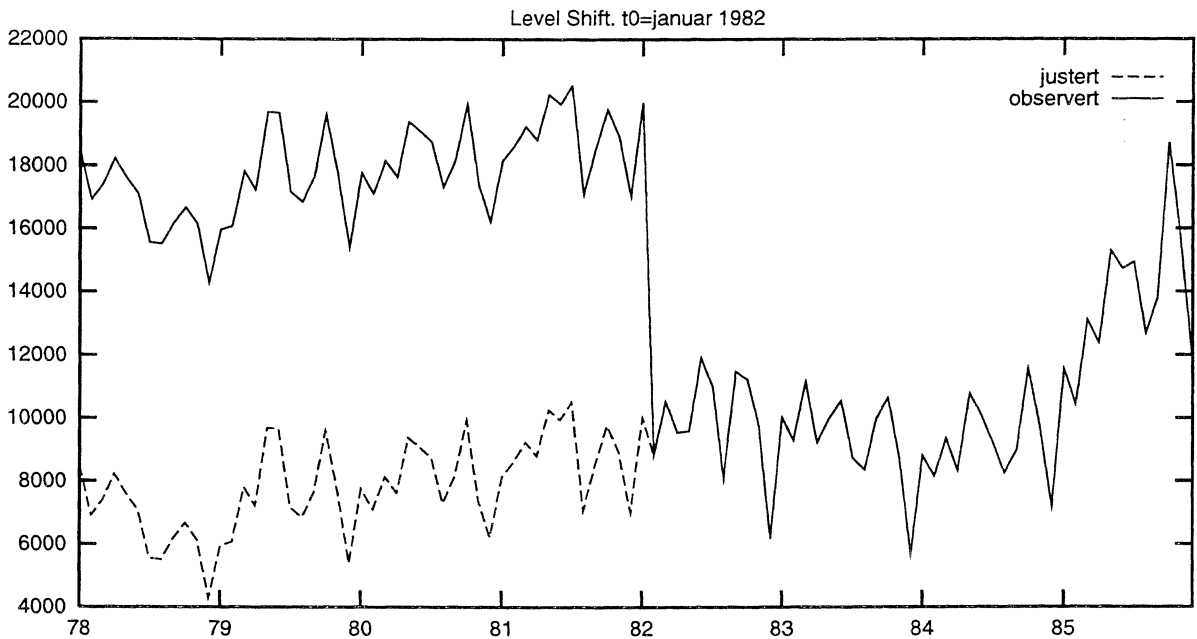
- Level Shift at t_0 (Nivåskift ved tidspunkt t_0). Data ser ut som om serien øker eller synker med en størrelse ω_0 fra t_0 og fremover. Modellen for $f(t)$ er

$$f(t) = \omega_0 LS_t^{(t_0)} \quad (2.8)$$

hvor

$$LS_t^{(t_0)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t < t_0 \\ 0 & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$$

Fra (2.6) og (2.8) ser vi at u_t er Y_t for $t \geq t_0$. Etter t_0 er de to seriene forskjøvet med en konstant. Intervensjoner av typen LS er ikke uvanlig for tidsserier. Figur 2.2 viser en simulering for Level Shift, hvor $\omega_0 = -10\,000$ enheter og $t_0 = \text{januar } 1982$. u_t er lavere enn Y_t med $10\,000$ enheter etter januar 1982.



Figur 2.2: En simulering for Level Shift

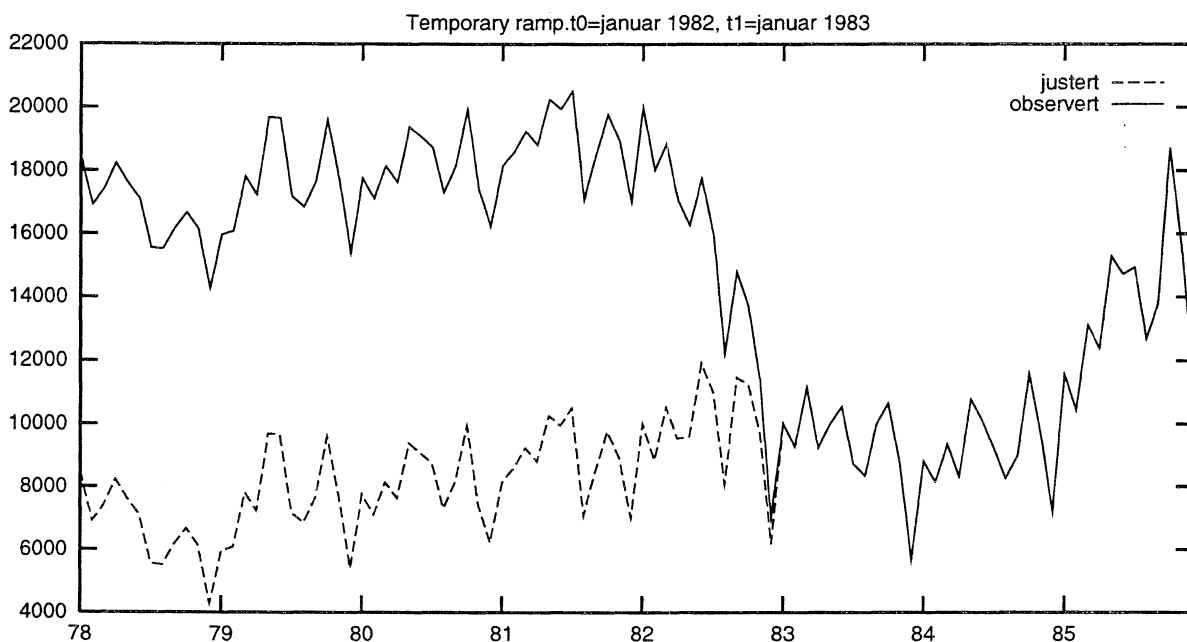
- Temporary Ramp between t_0 to t_1 . Det ser ut som en LS type, men det er to intervensjonstidspunkter t_0 og t_1 . Før t_0 eller etter t_1 er TR og LS sammenfallende. I mellom t_0 og t_1 er $f(t)$ en avtagende eller økende funksjon av t . Modellen for $f(t)$ er

$$f(t) = \omega_0 RP_t^{(t_0, t_1)} \quad (2.9)$$

hvor

$$RP_t^{(t_0, t_1)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t < t_0 \\ (t - t_0)/(t_1 - t_0) - 1 & \text{for } t_0 < t < t_1 \\ 0 & \text{for } t \geq t_1 \end{cases}$$

Figur 2.3 viser en simulering for Temporary Ramp, hvor t_0 er januar 1982 og t_1 er januar 1983, $\omega_0 = -10\,000$ enheter. De to kurvene i figurene 2.2 og 2.3 er sammenfallende for tidspunkter utenfor intervallet [januar 1982, januar 1983].



Figur 2.3: En simulering for Temporary Ramp

I X-12 ARIMA kan man angi tidspunkter for intervensjoner på forhånd, for å estimere effektene, eller effektene og tidspunktene estimeres samtidig ved data.

Vi har de tre typene av intervensjoner AO (Additive Outliers), LS (Level Shift) og TR (Temporary Ramp). LS typen kan ikke estimeres i det første tidspunktet siden nivået av data er ikke kjent. LS kan heller ikke estimeres i det andre og siste tidspunktet siden det ikke kan skilles mellom AO og LS type i disse punktene.

- *Framskrivning.* Framskrivningene er beregnet ved hjelp av regARIMA modell. Variablene i regARIMA modellen kan være AO eller LS outliers, ukedagseffekter, påskeeffekt,... Programmet skal ta hensyn til disse variablene i beregningen for framskrivninger.

b. "Sliding spans" diagnostiske prosedyrer. Formålet med Sliding spans metoden (utviklet av David F. Findley, Brian C. Monsell, Holly B. Shulman og Marian G. Pugh. 1990) er å beregne revisjoner for sesongkomponenten S_t og sesongjusterte tall A_t i et bestemt tidspunkt når vi gjentar sesongjusterings prosedyren på opp til fire forskjellige delvis overlappende delmengder av rådata (såkalt "span" på engelsk). Hver span er å betrakte som en komplett tidsserie og behandles akkurat som de originale data, dvs ukedagseffekter, påskeeffekter, intervensjoner er prekorrigert også fra data, før S_t og A_t estimeres. For eksempel, sesongjusteringen utføres fire ganger i intervallene, [jan.74, des.81], [jan.75, des.82], [jan.76, des.83] og [jan.77, des.84]. Sesongkomponentene og de sesongjusterte tallene for hvert tidspunkt i fire spans er registrert for å beregne revisjoner.

span 1	jan.74	_____	jan.81	_____	des.81			
span 2		jan.75	_____	jan.81	_____	des.82		
span 3			jan.76	_____	jan.81	_____	des.83	
span 4				jan.77	_____	jan.81	_____	des.84

Vi må definere noen symboler. La

- $S_t(k)$ være sesongfaktor estimert fra span k for måned t .
- $A_t(k)$ være sesongjusterte tall estimert fra span k for måned t .
- $MM_t(k)$ være endring i prosent fra måned til måned av sesongjusterte tall, fra span k for måned t . $MM_t(k)$ er definert ved

$$MM_t(k) = \frac{A_t(k) - A_{t-1}(k)}{A_{t-1}(k)} \quad (2.10)$$

- $YY_t(k)$ være endring i prosent fra år til år av av sesongjusterte tall, fra span k for måned t . $YY_t(k)$ er definert slik

$$YY_t(k) = \frac{A_t(k) - A_{t-12}(k)}{A_{t-12}(k)} \quad (2.11)$$

- $N_t = \{k: \text{måned } t \text{ er i den } k\text{-te span}\}$.
- $N_{1_t} = \{k: \text{måned } t \text{ og } t - 1 \text{ er i den } k\text{-te span}\}$.

En sesongfaktor S_t i måned t kalles *upålitelig* hvis

$$S_t^{max} = \frac{\max_{k \in N_t} S_t(k) - \min_{k \in N_t} S_t(k)}{\min_{k \in N_t} S_t(k)} > 0,03 \quad (2.12)$$

Relasjonen (2.12) er en test for at den største differansen i prosent for sesongfaktorene i måned t , S_t^{max} , er større enn 3%.

Vi sier at endringen i prosent fra måned til måned i den sesongjusterte serien er upålitelig hvis

$$MM_t^{max} = \max_{k \in N_{1_t}} MM_t(k) - \min_{k \in N_{1_t}} MM_t(k) > 0,03 \quad (2.13)$$

Relasjonen (2.13) er en test for at den største differansen i prosent for sesongjusterte tallene i måned t , MM_t^{max} , er større enn 3%.

La $N_{12_t} = \{k: \text{måned } t \text{ og } t - 12 \text{ er i span } k\}$, og

$$YY_t(k) = \frac{A_t(k) - A_{t-12}(k)}{A_{t-12}(k)} \quad (2.14)$$

$YY_t(k)$ er årlig endringen i prosent av sesongjusterte tall for måned t . $YY_t(k)$ kalles upålitelig hvis

$$YY_t^{max} = \max_{k \in N_{12_t}} YY_t(k) - \min_{k \in N_{12_t}} YY_t(k) > 0,03 \quad (2.15)$$

Sliding spans og størrelsen Q i X-11 ARIMA.

For å måle kvaliteten av en sesongjustering har Statistics Canada innført 11 teststørrelser M_1, \dots, M_{11} . Disse M_i -ene har verdi fra 0 til 3, lav verdi indikerer en god kvalitet med 1 som grense for testen (se appendikset for beskrivelse av de 11 mål). Et sammenveid mål Q for de 11 målene er definert ved

$$Q = \sum_i \omega_i M_i, \quad \text{hvor} \quad \sum_i \omega_i = 1$$

ω_i er vekten for målet M_i . I appendikset er to standard tabeller for vektene ω_i gjengitt (tabell 1 og 2). Kriteriet for en god dekomponering er at Q er mindre enn 1.

I X-12 ARIMA er sliding spans metoden en måte å vurdere kvaliteten av sesongjusteringen på. Findley og Monsell har gitt eksempler som viser at sliding spans gir bedre evaluering av kvaliteten enn Q . To eksempler er presentert i deres artikkel. Det første eksemplet er "Shipments of building papers (SBP)". Q -verdien for denne serien er 0,68, som indikerer en god sesongdekomponering. Mens sliding spans har vist at sesongkomponenten, endringen i prosent fra måned til måned og endringen i prosent fra år til år ikke er stabil for mange måneder mot slutten av serien. Ved å undersøke nærmere M_{10} og M_{11} ser vi at deres verdier er større enn 1. Sesongvariasjonene i endepunktene er altfor store og serien bør ikke sesongjusteres. Dette er motsatt av konklusjonen vi kommer til basert på Q . Det andre eksemplet er "corn-oil production (COP)". I denne serien er $Q = 1,14$. Det viser en uakseptabel dekomponering. Mens sliding spans har vist en stabil sesongvariasjon. Grunnen til en høy Q -verdi er høye verdier av M_1 og M_2 (≈ 3). Det er to mål for det relative bidraget fra irregulærkomponenten. Blant 11 mål er M_1 og M_2 ikke så viktige slik at store verdier av dem kan vise et galt bilde av hele justeringsprosessen hvis de andre målene, for eksempel M_7 - M_{11} er gode.

La

- $S(\%)$ være prosentandelen måneder hvor sesongkomponenten er definert som upålitelig (dvs $S_t^{max} > 0,03$).
- $MM(\%)$ være prosentandel måneder hvor $MM_t^{max} > 0,03$.
- $YY(\%)$ være prosentandel måneder hvor $YY_t^{max} > 0,03$.

Verdiene for $S\%$, $MM\%$, $YY\%$ og Q er gitt i tabell 2.1.2.

<i>Serie</i>	<i>Dato</i>	Q	$S(\%)$	$MM(\%)$	$YY(\%)$
SBP	jan.74-des.84	0,68	38,9	52,3	5,2
COP	jan.71-aug.85	1,14	1,3	11,3	1,4

Tabell 2.1 viser grenseverdiene for $S(\%)$ og $MM(\%)$. Resultatet er en dårlig sesongjustering for SBP og en motsatt konklusjon for COP.

Tabell 2.1: Grenseverdiene for $S(\%)$ og $MM(\%)$

$S(\%)$	$MM(\%)$	Konklusjon
$S(\%) \leq 15$	$MM(\%) < 40$	god sesongjustering
$15 < S(\%) \leq 25$	$MM(\%) < 40$	mindre god sesongjustering
$S(\%) > 25$	$MM(\%) > 40$	dårlig sesongjustering

Sliding spans og X-11 ukedagseffekter.

Ukedagseffekter i X-11 ARIMA estimeres ved regresjonsanalyse, hvor irregulærkomponenten I_t fra den første runden er input. På grunn av at I_t -ene kan være korrelerte så kan F -test i X-11 ARIMA være ugyldig. Sliding spans har vist at prekorrigering for ukedagseffekter fra X-11 ARIMA kan føre til store endringene fra måned til måned og fra år til år for sesongjusterte tall. En bør ikke prekorrigere ukedagseffekter for en slik serie. Vi får en god test når $F > 15$.

Direkte eller indirekte sesongjustering.

Antar at $X_{1,t}, X_{2,t}, \dots, X_{n,t}$ er n tidsserier. La

$$Y_t = \sum_{i=1}^n X_{i,t}$$

Det er to måter å sesongjustere Y_t .

- (i) Sesongjustering ved å bruke Y_t som input (kalles *direkte sesongjustering*).
- (ii) Sesongjustering for hver $X_{i,t}$ først. Deretter slår vi sammen deres sesongjusterte tall som sesongjusterte tall for Y_t (kalles *indirekte sesongjustering*).

Ofte gir (i) og (ii) forskjellig resultat for sesongjusterte tall av Y_t . Dette skyldes at hver enkelt $X_{i,t}$ kan ha forskjellig sesongmønster og at ikke linearitetet oppstår ved å bruke multiplikativ modell eller i prosedyren for ekstremkorrigering. I X-11 ARIMA vil en beregne glatthet for å bestemme direkte eller indirekte sesongjustering for en aggregert serie. To mål for glatthet er

$$R1 = \frac{1}{N-1} \sum_{t=2}^N (A_t - A_{t-1})^2$$

og

$$R2 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (A_t - T_t)^2$$

hvor A_t og T_t , ($t = 1, \dots, N$) er sesongjustert serie og trend som er beregnet direkte eller indirekte. N er antall observasjoner. $R1$ og $R2$ er beregnet for $t = 1, \dots, N$ og for t varierer i de siste tre årene. La

$$\Delta 1 = 100 \times \frac{R1^{direkte} - R1^{indirekte}}{R1^{direkte}}$$

og

$$\Delta 2 = 100 \times \frac{R2^{direkte} - R2^{indirekte}}{R2^{direkte}}$$

En vil velge en direkte sesongjustering for en serie hvis $\Delta 1$ eller $\Delta 2$ er negative.

Findley foreslår at vi bør bruke sliding spans teknikken for dette problemet. Vi velger den metoden som gir de minste verdier på $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$.

c. Revisjon av sesongjusterte tall.

La Y_t , $t = 1, \dots, N$ være en original serie. t er et bestemt tall hvor $t \leq u \leq N$. $A_{t|u}$ er sesongjusterte tall i tidspunkt t når bare Y_1, \dots, Y_u er brukt i beregningen. Dermed er $A_{t|t}$ sesongjusterte tall i tidspunkt t av serien Y_1, \dots, Y_t . $A_{t|t}$ kalles “concurrent adjustment”, og $A_{t|N}$ kalles “most recent adjustment”. For multiplikativ modell er revisjonen fra $A_{t|t}$ til $A_{t|N}$ for måned t beregnet ved formen

$$R_{t|N}^A = 100 \times \frac{A_{t|N} - A_{t|t}}{A_{t|t}} \quad (2.16)$$

Mengden av $R_{t|N}^A$ for $N_0 \leq t \leq N_1$ kalles “revisions history” for den sesongjusterte serien fra tidspunkt N_0 til tidspunkt N_1 . N_0 må være stor nok slik at ukedagseffekter og påskeeffekter kan estimeres.

For eksempel: La Y_t være observerte data hvor t =januar 1976 til september 1996. Beregningen for revisjonene av sesongjusterte tall fra januar 1990 til september 1996 beskrives slik:

1. X-12 ARIMA beregner sesongjusterte tall for hele serien fra t =januar 1976 til september 1996. La $A_{jan.90|sep.96}$ være justerte tall i januar 1990 for denne serien.
2. X-12 ARIMA kjøres for bare en delmengde av serien fra januar 1976 til januar 1990. La $A_{jan.90|jan.90}$ være sesongjusterte tallet i januar 1990. Revisjonen for januar 1990 er

$$R_{jan.90|sep.96}^A = 100 \times \frac{A_{jan.90|sep.96} - A_{jan.90|jan.90}}{A_{jan.90|jan.90}}$$

3. X-12 ARIMA kjører fortsatt for en ny delmengde av serien fra januar 1976 til februar 1990. De sesongjusterte tallene i februar 1990 fra hele serien $A_{feb.90|sep.96}$ og fra en delmegnde $A_{feb.90|feb.90}$ brukes for å beregne revisjonen i februar 1990.
4. De andre tidspunktene fra mars 1990 til august 1996 er behandlet på samme måte.

Tilslutt lister programmet ut en rekke av revisjonene fra januar 1990 til august 1996. Revisjonen i et tidspunkt sies å være stor hvis $|R_{t|N}^A| > 4\%$.

d. Større muligheter for å velge Hendersons filter.

Lengden av Hendersons filtre som brukes for å beregne trenden i X-11 ARIMA og X-12 ARIMA velges automatisk av programmet. Men i X-12 ARIMA kan en angi på forhånd lengden av filteret med et hvilket som helst odde tall $(2H + 1)$.

e. Ny opsjon for sesongfilter.

Fire filtre 3×3 , 3×5 , 3×9 og stabilt filter er brukt i X-11 ARIMA og X-12 ARIMA for å estimere sesongfaktorer. I X-12 ARIMA er det et 3×15 filter i tillegg. Dette filteret har vært brukt i X-11 programmet, men ikke i X-11 ARIMA.

f. Pseudo-Additiv dekomponering.

I X-11 ARIMA har vi to muligheter for dekomponering av en tidsserie. Det er additiv og multiplikativ modell. La Y_t være en observert tidsserie. Y_t skrives slik

$$Y_t = T_t \times S_t \times I_t \quad \text{multiplikativ modell.}$$

og

$$Y_t = T_t + S_t + I_t \quad \text{additiv modell.}$$

I X-12 ARIMA har vi en ny modell som kalles pseudo-additiv. Modellen brukes for ikke-negative tidsserier hvor Y_t har ganske lave verdier i samme måneder hvert år. Modellen beskrives slik

$$Y_t = T_t \times (S_t + I_t - 1) = T_t \times (S_t - 1) + T_t \times I_t \quad (2.17)$$

Vi ser at når $Y_t \approx 0$ er $S_t \approx 0$. Multiplikativ modell er ikke tilpasset siden sesongjusterte serien $A_t = Y_t/S_t$ har en ugyldig verdi.

For pseudo-additiv modell er sesongjusterte tall i tidspunkt t beregnet ved $A_t = Y_t - T_t(S_t - 1)$. Når $S_t \approx 0$ er $A_t \approx T_t$ siden $Y_t \approx 0$.

I alt er det fire modeller som kan brukes for sesongdekomponering i X-12 ARIMA.

	Modell for Y_t	Modell A_t
Multiplikativ modell (M)	$Y_t = T_t \times S_t \times I_t$	$A_t = T_t \times I_t$
Additiv modell (A)	$Y_t = T_t + S_t + I_t$	$A_t = T_t + I_t$
Pseudo-additiv modell (PA)	$Y_t = T_t \times (S_t + I_t - 1)$	$A_t = T_t \times I_t$
Log-additiv modell	$\log(Y_t) = T_t + S_t + I_t$	$A_t = \exp(T_t + I_t)$

2.2 Default beregninger i X-11 metoden

X-11 ARIMA og X-12 ARIMA har brukt forskjellige rutiner for å prekorrigere effektene av ukedager og påske, mens metoden for å estimere trend T_t , sesongjusterte tall A_t , sesongkomponent S_t og irregulærkomponent I_t er det samme. For å beskrive metoden enklere, antar vi at

- Den originale serien Y_t er ikke påvirket av effektene fra ukedager, påske og intervensjoner.
- Det er ikke nødvendig å forlenge serien til begge sider for at endepunktene kan beregnes med symmetriske vektorer.

De tre modellene for sesongjustering er

$$\begin{array}{ll} \text{Multiplikativ modell (M)} & Y_t = T_t \times S_t \times I_t \\ \text{Additiv modell (A)} & Y_t = T_t + S_t + I_t \\ \text{Pseudo-Additiv modell (PA)} & Y_t = T_t \times (S_t + I_t - 1) \end{array}$$

T_t , A_t , S_t og I_t estimeres i tre trinn.

- Trinn 1. Initiale estimeringer

(i) Estimerer trend ved det sentrerte 12 måneder glidende gjennomsnittet

$$T_t^{(1)} = \frac{1}{24}Y_{t-6} + \frac{1}{12}Y_{t-5} + \dots + \frac{1}{12}Y_t + \dots + \frac{1}{12}Y_{t+5} + \frac{1}{24}Y_{t+6}$$

$T_t^{(1)}$ er trenden i den første runden.

(ii) SI_t ratene

$$\begin{array}{ll} \text{(M, PA)} & SI_t^{(1)} = Y_t/T_t^{(1)} \\ \text{(A)} & SI_t^{(1)} = Y_t - T_t^{(1)} \end{array}$$

(iii) Estimerer innledende skritt for sesongfaktoren $\widehat{S}_t^{(1)}$ ved 3×3 filteret

$$\widehat{S}_t^{(1)} = \frac{1}{9}SI_{t-24}^{(1)} + \frac{2}{9}SI_{t-12}^{(1)} + \frac{3}{9}SI_t^{(1)} + \frac{2}{9}SI_{t+12}^{(1)} + \frac{1}{9}SI_{t+24}^{(1)}$$

(iv) Sesongfaktor

$$\begin{array}{ll} \text{(M, PA)} & S_t^{(1)} = \widehat{S}_t^{(1)} / \left(\frac{1}{24}\widehat{S}_{t-6}^{(1)} + \frac{1}{12}\widehat{S}_{t-5}^{(1)} + \dots + \frac{1}{12}\widehat{S}_{t+5}^{(1)} + \frac{1}{24}\widehat{S}_{t+6}^{(1)} \right) \\ \text{(A)} & S_t^{(1)} = \widehat{S}_t^{(1)} - \left(\frac{1}{24}\widehat{S}_{t-6}^{(1)} + \frac{1}{12}\widehat{S}_{t-5}^{(1)} + \dots + \frac{1}{12}\widehat{S}_{t+5}^{(1)} + \frac{1}{24}\widehat{S}_{t+6}^{(1)} \right) \end{array}$$

(v) Sesongjusterte

$$\begin{aligned}
\text{(M)} \quad A_t^{(1)} &= Y_t/S_t^{(1)} \\
\text{(A)} \quad A_t^{(1)} &= Y_t - S_t^{(1)} \\
\text{(PA)} \quad A_t^{(1)} &= Y_t - T_t^{(1)} \times (S_t^{(1)} - 1)
\end{aligned}$$

- Trinn 2 Estimerer sesongfaktor og sesongjusterte tall

(i) Estimerer trend i andre trinn $T_t^{(2)}$ ved

$$T_t^{(2)} = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_{t+j}^{(1)}$$

hvor $h_j^{(2H+1)}$, $-H \leq j \leq H$, $h_j = h_{-j}$ er Hendersons vektene.

(ii) SI -ratene

$$\begin{aligned}
\text{(M, PA)} \quad SI_t^{(2)} &= Y_t/T_t^{(2)} \\
\text{(A)} \quad SI_t^{(2)} &= Y_t - T_t^{(2)}
\end{aligned}$$

(iii) Estimerer innledende skritt for sesongfaktoren $\widehat{S}_t^{(1)}$ ved 3×5 filteret

$$\begin{aligned}
\widehat{S}_t^{(2)} &= \frac{1}{15} SI_{t-36}^{(2)} + \frac{2}{15} SI_{t-24}^{(2)} + \frac{3}{15} SI_{t-12}^{(2)} + \frac{3}{15} SI_t^{(2)} + \\
&\quad \frac{3}{15} SI_{t+12}^{(2)} + \frac{2}{15} SI_{t+24}^{(2)} + \frac{1}{15} SI_{t+36}^{(2)}
\end{aligned}$$

(iv) Sesongfaktor

$$\text{(M, PA)} \quad S_t^{(2)} = \widehat{S}_t^{(2)} / \left(\frac{1}{24} \widehat{S}_{t-6}^{(2)} + \frac{1}{12} \widehat{S}_{t-5}^{(2)} + \dots + \frac{1}{12} \widehat{S}_{t+5}^{(2)} + \frac{1}{24} \widehat{S}_{t+6}^{(2)} \right)$$

$$\text{(A)} \quad S_t^{(2)} = \widehat{S}_t^{(2)} - \left(\frac{1}{24} \widehat{S}_{t-6}^{(2)} + \frac{1}{12} \widehat{S}_{t-5}^{(2)} + \dots + \frac{1}{12} \widehat{S}_{t+5}^{(2)} + \frac{1}{24} \widehat{S}_{t+6}^{(2)} \right)$$

(v) Sesongjusterte

$$\begin{aligned}
\text{(M)} \quad A_t^{(2)} &= Y_t/S_t^{(2)} \\
\text{(A)} \quad A_t^{(2)} &= Y_t - S_t^{(2)} \\
\text{(PA)} \quad A_t^{(2)} &= Y_t - T_t^{(2)} \times (S_t^{(2)} - 1)
\end{aligned}$$

- Trinn 3. Estimerer endelig Henderson trend og endelig irregulær komponent

(i) Endelig trend

$$T_t^{(3)} = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_{t+j}^{(2)}$$

(ii) Endelig irregulær komponent

$$\begin{aligned} \text{(M, PA)} \quad I_t^{(3)} &= A_t^{(2)} / T_t^{(3)} \\ \text{(A)} \quad I_t^{(3)} &= A_t^{(2)} - T_t^{(3)} \end{aligned}$$

Vi har

Sesongdekomponering	
(M)	$Y_t = T_t^{(3)} \times S_t^{(2)} \times I_t^{(3)}$
(A)	$Y_t = T_t^{(3)} + S_t^{(2)} + I_t^{(3)}$
(PA)	$Y_t = T_t^{(2)} \times (S_t^{(2)} - 1) + T_t^{(3)} \times I_t^{(3)}$

2.3 Manual

2.3.1 X-11 ARIMA.

Manualen er delt i to deler. Del I inneholder en gjennomgang av de generelle prosedyrer. Disse er

- 5 ARIMA modeller.
- Framskrivinger.
- Tilbakeskrivinger.
- Påskeeffekt.
- 13 trinn i beregninger.
- Filtre for trend og sesongmønstre.
- Tester for sesongbevegelser.
- 11 mål for kvalitetskontroll.
- Algoritmen.
- Hendersons vektor.

Del II av manualen inneholder for kommandoene som brukes for

- Input.
- Behandling for ekstreme verdier.
- Estimering for påskeeffekten.
- Dekomponering.
- Korrigering for årlig total.
- Lengden av filtre.
- Utfil.

Hver kommando er bygget opp etter følgende formel

- Option keyword* : feks, EASTER for påskeeffekt.
Syntax : gyldige verdier for parametre, feks EASTER n ($0 \leq n \leq 3$).
Default : Verdien til parameter er gitt på forhånd i programmet, feks EASTER 0.

Det er to eksempler tilslutt. En for månedstall og en for kvartalstall.

2.3.2 X-12 ARIMA.

Vi kan foreløpig dele manualen i to deler. Del I presenterer en ny, men viktig prosedyre, den såkalte regARIMA modell. Det er regresjonsmodeller hvor feilene er beskrevet med en ARIMA modell. Del II er en beskrivelse for alle kommandoene som brukes for

- Input.
- Estimering for intervensjoner.
- Estimering for arbeidsdageffekter.
- Estimering for påskeeffekt.
- Behandling av ekstreme verdier.
- Sesongdekomponering.
- Revisjoner.

Hver kommando er beskrevet i detaljert i følgende formel

<i>Description</i>	:	En innledning for kommandoen.
<i>Usage</i>	:	Lister ut alle parametre som må angis verdier.
<i>Arguments</i>	:	Detaljerte forklaringer for parametre og en oppsummering for tabeller og filer som kan skrives ut.
<i>Rarely used arguments</i>	:	Lister ut parametre som er sjelden brukt.
<i>Details</i>	:	En veldig detaljert beskrivelse for kommandoer, : samt litteratur.
<i>Eksempler</i>	:	Eksempler på bruk av kommandoer.

Vi ser at manualen for X-11 ARIMA er skrevet veldig kompakt. Forklaringene for kommandoene er så korte at det blir litt vanskelig å forstå. Dessuten er det bare eksempler for bruk av kommandoene. Brukeren som vil ha manualen må bestille fra Statistics Canada. Manualen for X-12 ARIMA er skrevet veldig detaljert. Forklaringene er tydelige og det fins mange eksempler for bruk av kommandoene. Det er en oversikt av tabeller eller filer som kan listes ut. Manualen er en ASCII fil og ligger på internett så er den lett å få tak i.

2.4 Valget mellom X-11 ARIMA og X-12 ARIMA

Det anbefales at SSB tar i bruk X-12 ARIMA som program for sesongjustering. For det første er det et problem at X-11 ARIMA ikke kan brukes for år 2000 og seinere, siden programmet kun leser inn de siste to sifrene i et kalenderår. Vi vil få en feilmelding hvis årtallet til den siste observasjonen er mindre enn årstallet til den første observasjonen. Vi kan gå rundt problemet ved å endre årstallene 28 år tilbake, fordi kalenderen har en syklus 28 år, men det er ikke en løsning som er mulig å gjennomføre i praksis. X-11 ARIMA programmet har vært brukt i over 20 år uten store endringer av metoden eller kommandoene. Findley (1990) har vist at de 11 målene $M1 - M11$ for å vurdere sesongjusteringen kan i mange tilfeller gi en feilaktig konklusjon om sesongjustering for en tidsserie og F -test for ukedageffekter kan være ugyldig når $F < 15$. Vi kan ikke beregne revisjoner for trend og for sesongjusterte tall direkte fra programmet. Dessuten kan vi ikke prekorrigere data for intervensjoner.

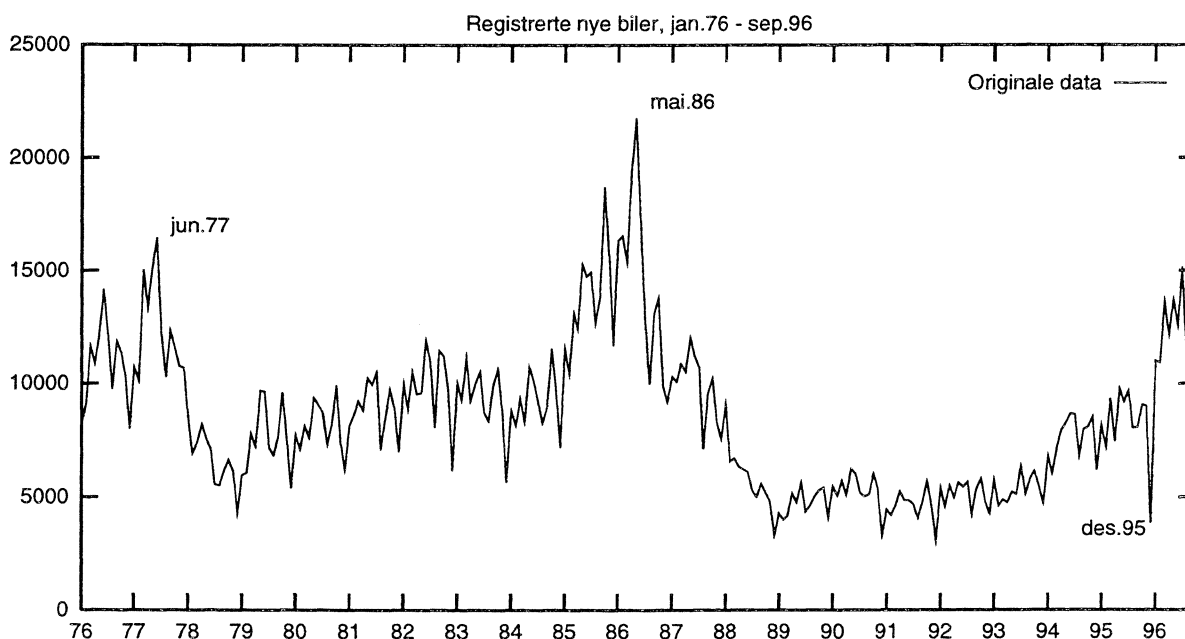
X-12 ARIMA bygger på samme prinsipp som X-11 ARIMA, men med mange forbedringer

bl.a en ny metode for å prekorrigere ukedagseffekter og påskeeffekt. Intervensjoner og revisjonen for trend, sesongjusterte tall kan beregnes direkte fra programmet. Vi er vant å bruke X-11 ARIMA, derfor er det ikke vanskelig å bruke X-12 ARIMA. Dessuten kan programmet kjøre fra FAME. Manualen er veldig god med mye forklaringer og det er lett å få tak i. Det er ikke problem å kjøre X-12 ARIMA for år 2000 og seinere.

Kapittel 3

Sesongjustering av antall førstegangsregistrerte personbiler

Vi skal nå anvende X-11 ARIMA og X-12 ARIMA for en tidsserie over bilsalg i Norge. Det er ikke helt nødvendig å lese kapittel 2 før dette kapitlet. Data er antall førstegangsregistrerte personbiler i Norge. Tallene er observert fra januar 1976 til september 1996. I alt er det 249 observasjoner. Rådata er plottet i figur 3.1. Vi ser at det er mange uvanlig lave og høye punkter i rådata. For eksempel, juni 1977, desember 1978, mai 1986 og desember 1995.



Figur 3.1: Originale data.

Vi utfører følgende kjøring:

- X-11 ARIMA for bilsalg. Rådata skal prekorrigeres for ukedagseffekter og påskeeffekter hvis F -testen er signifikant, ellers bruker programmet rådata som input. For å estimere påskeeffektene må vi vanligvis angi tidspunkt hvor data påvirkes av påskeeffekter på forhånd. Tidspunktet beskrives ved antall dager d før påske-

søndag. For eksempel, $d = 3$ betyr at skjærtorsdag, langfredag og påskeaften har innflytelse på rådata. På grunn av at vi ikke har kunnskap om d , vil vi la d estimeres av programmet fra data.

- b. X-12 ARIMA med prekorrigering bare for ukedagseffekter og påskeeffekter men ikke for intervensjoneffekter. En ulempe ved X-12 ARIMA er at d ikke kan estimeres fra data slik som i X-11 ARIMA. Dette tallet må angis på forhånd. US Census har jobbet med denne saken. Siden det er vanskelig å ha noen a priori oppfatning om verdien på d , bruker vi \hat{d} som er estimert fra X-11 ARIMA for denne kjøringen. ARIMA modellen vil estimeres av programmet fra data. Vi fikk som resultat at det er ingen ARIMA modell som har god nok tilpasning til data. Rådata kan derfor ikke prekorrigeres for ukedagseffektene og påskeeffektene. Framskrivningene kan heller ikke beregnes. Rådata bør prekorrigeres for disse effektene før serien sesongjusteres. I X-11 ARIMA korrigeres ukedagseffektene og påskeeffektene fra rådata uansett, selv om en ikke finner noen god ARIMA modell for data. Men i X-12 ARIMA er det motsatt. Uten ARIMA modell gjøres det ingen korrigeringer. Ukedagseffektene for en multiplikativ modell har følgende form (se manualen for en mer detaljert framstilling)

$$(1 - b)^d (1 - B^{12})^D \left\{ \log \left(\frac{N_t^*}{N_t} Y_t \right) - \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) \right\} = w_t$$

hvor w_t følge en stasjonær ARIMA modell. β_1 er effekten for mandager, β_2 er effekten for tirsdager, osv... $D_{1t}, D_{2t}, \dots, D_{7t}$ er antall mandager, tirsdager, ..., søndager i måned t . Vi ser i denne ligningen at β_i estimeres når vi har en ARIMA modell for w_t . Vi vil kutte ut denne kjøringen fra sammenligningsprosessen fordi det er nesten ingenting å sammenligne med X-11 ARIMA.

- c. X-12 ARIMA med prekorrigering for ukedagseffekter og påskeeffekter, men ikke for intervensjoner. For å estimere disse effektene og framskrivinger har vi lagt inn i programmet en ARIMA modell som er hentet fra X-11 ARIMA. Forskjellen mellom (b) og (c) er at (c) kjøres med en bestemt ARIMA modell fra X-11 ARIMA.
- d. X-12 ARIMA med prekorrigering for ukedager, påske og intervensjoner. Vi bruker fortsatt samme \hat{d} som i (c), men ARIMA modellen kan estimeres fra data enn å hente den fra X-11 ARIMA.

Vi bruker symbolet X11 for X-11 ARIMA, X12(c) og X12(d) for kjøringene som er beskrevet i (c) og (d) henholdsvis. X12(.) betegner både X12(c) og X12(d).

3.1 Resultater.

- Ukedagseffekter.

- X11: Effektene estimeres ved irregulær komponenten I_t fra den første runden av sesongjusteringsprosessen. F -test er brukt for signifikansen. En svakhet ved denne metoden

Tabell 3.1: *Ukedagseffekter.*

Program	Resultat
X11	signifikant i 1,0% nivået, $F=22,6$
X12(c)	signifikant med P -verdi=0,0
X12(d)	signifikant med P -verdi=0,0

er at korrelasjoner mellom leddene I_t kan være store slik at antagelsen om I_t 's uavhengig identiske fordeling ikke er tilfredsstillende. Residualene fra regresjonsmodellen for estimering av ukedagseffekter er også korrelerte. Fordelingen for F -observatoren følger derfor ikke F fordelingen lenger. Den F -verdien som listes ut fra X-11 ARIMA kan være ugyldig.

- X12(c) og X12(d): Effektene estimeres ved en ARIMA modell, hvor rådata er input. Spektralsanalyse og sliding spans teknikken er brukt for å få en mer pålitelig test. Findley (1990) har bevist at F -test i X-11 ARIMA ikke er god nok for å teste signifikansen av ukedagseffekter, bortsett fra når F -verdien er større enn 15. Resultatene fra begge programmer viser at rådata er påvirket av ukedagseffekter.

De korrigerede faktorene er gitt i tabell A8.B for X11-ARIMA og i tabell A5 for X-12 ARIMA.

- Påskeeffekter.

d er estimert ved X-11 ARIMA. Vi får $\hat{d} = 5$. Denne verdien brukes også i X12(c) og X12(d) for å estimere påskefaktorene. Testene har vist at påskeeffekten er signifikant for X11, X12(c) og X12(d).

Tabell 3.2: *Påskeeffekt.*

Program	Resultat
X11	signifikant i 0,0% nivået
X12(c)	signifikant med t -verdi=-5,6
X12(d)	signifikant med t -verdi=-7,1

Påskefaktorene i X11, X12(c) og X12(d) er gitt i tabell 3.3. De blanke feltene har verdien 100%. Vi ser at

- X-12 ARIMA korrigerer påskeeffekter for alle årene i serien, mens X-11 ARIMA korrigerer bare årene hvor påskedagene ¹ ligger i mars eller mellom mars og april.

¹Med påskedagene mener vi dagene som er påvirket av påskeeffekten. For eksempel, for $d = 5$ er tirsdag, onsdag, skjærtorsdag, langfredag, påskeaften, påskesøndag og 2. påskedag lik påskedagene.

Det er bare 7 av 21 år som blir korrigert. De er 1978, 1983, 1986, 1988, 1989, 1991 og 1994.

- Faktorene for X12(c) og X12(d) er nesten de samme. Dette viser at korrigeringer for intervensjoner ikke ødelegger påskeeffekter. Avstandene mellom effektene fra X11 og X12() er relativt store. På mange tidspunkter er det nesten 6%.
- Årene som har samme korrigerede faktorer danner en gruppe. Disse gruppene er de samme for X11, X12(c) og X12(d). Dette viser at prinsippet for å gruppere påskeeffekter i X11 og X12(.) er like. Metodene i X11 og X12(.) definerer påskeeffekter på forskjellige måter. Dessuten bruker de ikke samme kilder for input. Derfor får vi ikke de samme resultatene.
- Differansene mellom de korrigerede faktorene for mars og april ved X12(.) er mindre enn de som korrigeres ved X11. Korrigerede faktorer for mars med X12(.) er høyere enn de som estimeres ved X11. For april måned er det omvendt.

Vi tar et eksempel for å se hvor store forskjellene er mellom de tre justerte tallene for påskeeffektene ved X11, X12(.). Rådata for mars 1978 er 7 396 biler. Fra tabell 3.3 har vi

Påskejusterte tall med X11 for mars er $7\,396 / 0,849 = 8\,711$

Påskejusterte tall med X12(c) for mars er $7\,396 / 0,908 = 8\,145$

Påskejusterte tall med X12(d) for mars er $7\,396 / 0,912 = 8\,109$

Differansen er størst mellom X11 og X12(d) med 602 biler.

- ARIMA modell.

ARIMA modellen som er valgt for X11 er (0 1 1)(0 1 1). For X12(d) er den (0 1 2)(0 1 1). Forskjellen mellom de to modellene er at det er flere støyledd i modellen for X12(d), nemlig ϵ_{t-2} og ϵ_{t-14} . Ligningene for X11 og X12(d) er

$$X11 : Y_t = Y_{t-1} + Y_{t-12} - Y_{t-13} + \epsilon_t - \theta\epsilon_{t-1} - \Theta\epsilon_{t-12} + \theta\Theta\epsilon_{t-13} \quad (3.1)$$

$$X12(d) : Y_t = Y_{t-1} + Y_{t-12} - Y_{t-13} + \epsilon_t - \theta_1\epsilon_{t-1} - \theta_2\epsilon_{t-2} - \Theta\epsilon_{t-12} + \theta_1\Theta\epsilon_{t-13} + \theta_2\Theta\epsilon_{t-14} \quad (3.2)$$

Modellen (0 1 1)(0 1 1) brukes for å beregne framskrivinger i X-11 ARIMA. Mens (0 1 2)(0 1 1) brukes for å beregne ukedagseffekter, påskeeffekter og framskrivinger i X-12 ARIMA.

- Framskrivinger.

La F_t^{X11} , $F_t^{X12(c)}$ og $F_t^{X12(d)}$ være framskrivingene som beregnes fra X11, X12(c) og X12(d) i tidspunkt t , der t går fra oktober 1996 til september 1997. I tabell 3.5 ser vi at det er store forskjeller mellom F_t^{X11} og $F_t^{X11(.)}$ for noen tidspunkter, for eksempel, desember 1996, mars, april og juni 1997. Vi prøver å finne en forklaring for hvert tidspunkt.

Tabell 3.3: Påskefaktorer fra X11, X12(c) og X12(d).

År	Mars			April		
	X11	X12(c)	X12(d)	X11	X12(c)	X12(d)
1976		105,8	105,6		94,5	94,7
1977		105,8	105,6		94,5	94,7
1978	84,9	90,8	91,2	115,1	110,0	109,6
1979		105,8	105,6		94,5	94,7
1980		105,8	105,6		94,5	94,7
1981		105,8	105,6		94,5	94,7
1982		105,8	105,6		94,5	94,7
1983	94,0	96,6	96,7	106,0	103,5	103,4
1984		105,8	105,6		94,5	94,7
1985		105,8	105,6		94,5	94,7
1986	84,9	90,8	91,2	115,1	110,0	109,6
1987		105,8	105,6		94,5	94,7
1988	94,0	96,6	96,7	106,0	103,5	103,4
1989	84,9	90,8	91,2	115,1	110,0	109,6
1990		105,8	105,6		94,5	94,7
1991	84,9	90,8	91,2	115,1	110,0	109,6
1992		105,8	105,6		94,5	94,7
1993		105,8	105,6		94,5	94,7
1994	94,0	96,6	96,7	106,0	103,5	103,4
1995		105,8	105,6		94,5	94,7
1996		105,8	105,6		94,5	94,7

Framskrivinger for påskeeffekter

1997	84,9	90,9	91,2	115,1	110,0	109,6
------	------	------	------	-------	-------	-------

- For desember 1996. Forklaringen blir enklere ved å beskrive beregningsmåten for framskrivinger. La Y_t være input. Y_t er rådata som blir korrigert for ukedagseffekter, påskeeffekter og intervensjonseffekter. Framskrivningene fra X11 eller X12(.) beregnes med det samme prinsippet, men med to forskjellige ARIMA modeller. ARIMA modellen som brukes i X11 og X12(c) er $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$, mens i X12(d) $(0\ 1\ 2)(0\ 1\ 1)$. Fra (3.1) og (3.2) ser vi at det spiller ingen rolle når vi bruker modellen $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$ for forklaringen. Ligningen for Y_t er

$$Y_t = Y_{t-1} + Y_{t-12} - Y_{t-13} + \epsilon_t - \theta\epsilon_{t-1} - \Theta\epsilon_{t-12} + \theta\Theta\epsilon_{t-13}$$

hvor ϵ_t er ukorrelerte og uavhengige av Y_{t-1}, \dots, Y_1 . Vi ser at Y_t er en funksjon av Y_{t-1}, Y_{t-12} og Y_{t-13} pluss støyledd. Den siste observasjonen for bilsalg er i september 1996. Vi vil beregne framskrivningen for oktober 1996, $F_{okt.96}^X$ (X. betyr det at X11 eller X12(c) eller X12(d)). $F_{okt.96}^X$ estimeres ved "Minimum mean squared error (MMSE) linear predictions", som er basert på de nåværende og historiske observasjonene. Vi antar

Tabell 3.4: ARIMA modeller fra X11, X12(c) og X12(d).

Program	Modell
X11	$(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)log$ valgt av data
X12(c)	$(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)log$ hentet fra X11
X12(d)	$(0\ 1\ 2)(0\ 1\ 1)log$ valgt av data

videre at

- Den riktige ARIMA modellen er brukt.
- regARIMA modellen² kjøres med de korrekte variablene.
- Ingen intervensjoner skal skje i framskrivingsperioden.
- Parametrene estimeres fra ARIMA modellen er nær de sanne parametrene.

Hvis input er en transformasjon fra original skala, så skal framskrivinger transformeres tilbake til den opprinnelige skalaen etter beregninger.

$F_{okt.96}^X$ skrives slik

$$F_{okt.96}^X = E(Y_{okt.96} | Y_{sep.96}, \dots, Y_{jan.76})$$

hvor $E(Y_t | Y_t, \dots, Y_1) = Y_t$, $E(\epsilon_t | Y_t, \dots, Y_1) = \epsilon_t$ og $E(\epsilon_{t+l} | Y_t, \dots, Y_1) = 0$. Dermed

$$F_{okt.96}^X = Y_{sep.96} + Y_{okt.95} - Y_{sep.95} + st\oyledd$$

og

$$F_{nov.96}^X = F_{okt.96}^X + Y_{nov.95} - Y_{okt.95} + st\oyledd$$

Framskrivning for desember 1996 er

$$F_{des.96}^X = F_{nov.96}^X + Y_{des.95} - Y_{nov.95} + st\oyledd$$

Vi ser at $F_{des.96}^X$ er beregnet fra $Y_{des.95}$. Lav verdi av $Y_{des.95}$ skal bidra til lav verdi av $F_{des.96}^{X11}$ og $F_{des.96}^{X12(c)}$. Desember 1995 er et intervensjonstidspunkt (se tabell 3.6). $Y_{des.95}$ blir justert opp, derfor har vi en høyere verdi for $F_{des.96}^{X12(d)}$. Vi ser at intervensjonseffekter har påvirket framskrivinger.

- For mars og april 1997. Store differanser mellom framskrivinger kan skyldes påskefaktorene.
- For juni 1997. finnes det ingen forklaring.

- Intervensjoner.

Intervensjoner er utenforliggende begivenheter som påvirker data i en tidsserie. For eksempel, da Kuwait ble invadert av Irak i begynnelsen av august 1990, økte prisen på

²se kapittel 2 for regARIMA modell

Tabell 3.5: Framskrivinger og 95% konfidensintervaller.

År	måned	X11	X12(c)			X12(d)		
		F_t	Nedre	F_t	Øvre	Nedre	F_t	Øvre
1996	oktober	13 430	11 278	14 067	17 545	11 830	13 965	16 485
	november	12 287	9 129	11 986	15 737	9 691	11 900	14 613
	desember	7 908	5 758	7 879	10 782	6 955	8 927	11 458
1997	januar	13 947	9 814	13 954	19841	10 434	13 879	18 461
	februar	12 450	8 075	11 873	17 458	8 690	11 940	16 405
	mars	15 327	7 735	11 766	17 898	8 272	11 729	16 631
	april	13 805	9 881	15 478	24 244	10 746	15 661	22 823
	mai	15 804	9 498	15 264	24 532	10 119	15 111	22 566
	juni	15 296	8 439	13 901	22 898	9 118	13 934	21 291
	juli	16 687	9 464	15 998	27 041	10 341	16 180	25 315
	august	12 897	6 721	11 627	20 113	7 484	11 962	19 118
	september	14 336	7 652	13 540	23 959	8 315	13 568	22 139

råolje kraftig. I slutten av september ble spotprisen for Nordsjøolje notert til over 40 US\$ pr. fat. Prisen gikk litt opp og ned rundt 40 US\$ pr. fat til midten av oktober. Deretter falt prisen til 30 US\$ pr. fat. Konsekvensen var at verdien for norsk eksport i september, oktober 1990 og flere måneder senere ble høy. Gerhard Thury og Michael Wüger (1992) har vist at eksistensen av intervensjoner i serien kan gi alvorlige negative effekter. ARIMA modellen kan gi en dårlig tilpasning til data. Framskrivinger har derfor mindre verdi. Intervensjoner skaper problemer for sesongjustering også. Dermed bør intervensjoner fjernes fra rådata før en sesongjustering utføres.

Intervensjonsanalyse har blitt innført i X-12 ARIMA. Det er tre typer som estimeres. De er AO (Additive Outlier) i tidspunkt t_0 , LS (Level Shift) i t_0 og Temporary Ramp (TR) fra t_0 til t_1 . En AO type vil vise en brå endring i t_0 og slutt etter t_0 . En LS type viser en varig endring fra og med et gitt tidspunkt t_0 . En TR type viser en avtagende tendens eller en økning fra t_0 til t_1 med raten α . Utenfor t_0 og t_1 er TR en LS type.

Typene, tidspunktene og effektene av intervensjoner for bilsalg estimeres fra data med default verdier. De listes ut i tabell 3.6. Blant de 5 intervensjonene kan vi gi forklaringene for desember 1977, juli 1986 og desember 1995.

- Desember 1977: Prisen for nye biler økte fra januar 1978, og var grunnen til at tallet i desember 1977 ble plutselig høyere enn vanlig.

- Juli 1986: Devalueringen i mai 1986 førte til at antall nye førstegangsregistrerte biler gikk kraftig ned fra juli.

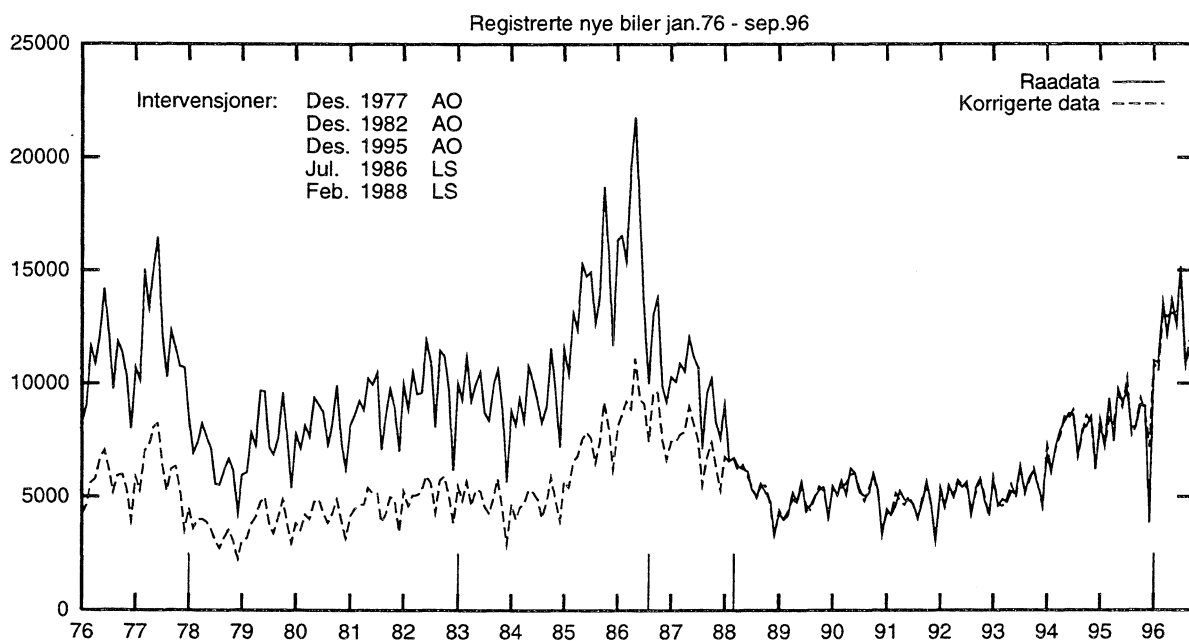
- Desember 1995: Denne intervensjonseffekten har trolig sammenheng med lavere bilavgifter fra januar 1996.

Figur 3.2 viser data før og etter korrigerings for intervensjoner. Den korrigerte serien har

Tabell 3.6: Intervensjoner.

Tidspunkt	Type	Estimater	std. avvik	t-verdi
Des. 1977	AO	0,4496	0,0646	6,96
Des. 1982	AO	-0,2330	0,0628	-3,71
Des. 1995	AO	-0,6043	0,0663	-9,11
Jul. 1986	LS	-0,3475	0,0769	-4,52
Feb. 1988	LS	-0,3153	0,0770	-4,09

mindre variasjoner. Den er input for sesongjustering i $X_{12}(d)$. La z_t være rådata etter å har transformert for logaritmen og korrigert for ukedagseffekter og påskeeffekter. Tabell 3.6 tolkes slik: For t =januar 1976, ...juli 1986 er z_t korrigert ned med $(0,3475 + 0,3152)$. z_t er også korrigert ned for t =august 1986, ...februar 1982 med 0,3153. Mens z_t blir korrigert opp i to tidspunkter desember 1982 og desember 1995. For t =desember 1977 er z_t justert ned med 0,4496.



Figur 3.2: Rådata og korrigerte data for effektene av ukedager, påske og intervensjoner

- Kvalitetsmål.

Blant de 11 målene er $M1^{X_{11}}$ og $M1^{X_{12}(d)}$ større enn 1 (se tabell 3.7). Det viser at bidraget fra I_t til den totale variasjonen er høy. Dette betyr også at variasjonen av I_t er høy i forhold til variasjonen i S_t . Det blir derfor vanskelig å skille disse to komponentene fra hverandre (J. Lothian and M. Morry (1978.c)). Det er en årsak til dårlig sesongjustering. De tre komponentene trend T_t , sesongkomponent S_t og irregulær komponent I_t antas å være ortogonale for en god sesongjustering. For å ha en nøyaktig vurdering

må vi gå gjennom alle målene og Q -verdi. Ingen mål kan alene bestemme kvaliteten til en sesongjustering, selv om det er noen mål som får høyere vekt enn de andre. For eksempel, hvis $M7 > 1$ får vi med stor sannsynlighet dårlige estimater for T_t , S_t og I_t . Fra tabell 3.7 har vi

- $M1$, $M2$, $M3$ og $M4$ fra X12(c) er mindre enn disse målene i X12(d). Dette kan skyldes at korrigeringer for intervensjoner har økt variasjoner til I_t .

- For de andre målene er vurderingen nesten like for alle tre X11, X12(c) og X12(d).

$Q^{X11} = 0,533$. Det viser en god sesongjustering ved X-11 ARIMA. Merk at vi kan ikke si noen ting om revisjoner fra $M1$ - $M11$. Disse målene gir bare et generelt bilde for variasjonene fra I_t og S_t i forhold til hele serien.

Tabell 3.7: Kvalitetsmål.

M_i	Forklaringer	X11	X12(c)	X12(d)
$M1$	Relativt bidrag fra I_t i den sesongjusterte tidsrekken	1,392	0,774	1,068
$M2$	Relativt bidrag fra I_t til den stasjonære delen av variansen	0,397	0,148	0,432
$M3$	Endring fra måned til måned i I_t i forhold til endring i TC_t	0,266	0,253	0,302
$M4$	Mål på autokorrelasjonen i I_t	0,039	0,078	0,195
$M5$	Antallet måneder for at endringen i T_t skal bli større enn endringen i I_t	0,522	0,552	0,487
$M6$	Graden av år til år endring i I_t i forhold til S_t	0,389	0,400	0,277
$M7$	Grad av bevegelig sesongvariasjon i forhold til stabil sesongvariasjon	0,282	0,275	0,256
$M8$	Grad av fluktasjoner i S_t	0,619	0,604	0,597
$M9$	Grad av lineær bevegelse i S_t i hele serien	0,260	0,262	0,291
$M10$	Samme som (8) men bare for de siste årene	0,881	0,911	0,837
$M11$	Samme som (9) men bare for de siste årene	0,851	0,870	0,806
Q		0,533	0,410	0,460

X-12 ARIMA vil bruke sliding span metoden framfor $M1 - M11$ og Q som en diagnose for sesongjustering. Metoden ble beskrevet i detaljert i kapittel 2.

- Sliding spans.

Sliding spans er en ny metode i X-12 ARIMA. Vi kan ikke kjøre sliding spans i X-11 ARIMA. For å kunne sammenligne revisjonene fra sesongkomponenten og sesongjusterte tall fra X11, X12(c) og X12(d), har vi laget et program for X-11 ARIMA, hvor formlene er hentet fra X-12 ARIMA. Det er fire spans som er valgt av programmet. De er

span 1 : fra januar 1985 til september 1993.

- span 2 : fra januar 1986 til september 1994.
- span 3 : fra januar 1987 til september 1995.
- span 4 : fra januar 1988 til september 1996.
- hele serien: fra januar 1976 til september 1996.

Antall observasjoner for hvert span er 105, mens for hele serien er 249. Hvert span er å betrakte som en komplett tidsserie. Dette betyr at effektene fra ukedager, påske og intervensjoner er korrigert fra rådata før sesongjustering. De fire spans kjøres med X-11 ARIMA også.

Siden det er det første eksemplet i dette notatet, vil vi her gjenta noen symboler som er definert i kapittel 2. For de andre eksemplene presenterer vi bare resultatene. La

- $N_t = \{k : \text{måned } t \text{ er i } k\text{-te span}\}$.
- $N1_t = \{k : \text{måned } t \text{ og } t - 1 \text{ er i } k\text{-te span}\}$.
- $N12_t = \{k : \text{måned } t \text{ og } t - 12 \text{ er i } k\text{-te span}\}$.
- $S_t(k)$ betegnes som sesongfaktoren fra span k for måned t . Sesongfaktoren i måned t sies å være *upålitelig* hvis

$$S_t^{max} = \frac{\max_{k \in N_t} S_t(k) - \min_{k \in N_t} S_t(k)}{\min_{k \in N_t} S_t(k)} > 0.03 \quad (3.3)$$

- $S(\%)$ viser prosentandel måneder hvor $S_t^{max} > 0.03$.
- $A_t(k)$ betegnes som sesongjusterte tall fra span k for måned t .
- $A\%$ er definert akkurat som $S\%$.
- $MM_t(k)$ betegnes som endring i prosent av sesongjusterte tall fra måned $(t - 1)$ til måned t . Formelen for $MM_t(k)$ slik

$$MM_t(k) = \frac{A_t(k) - A_{t-1}(k)}{A_{t-1}(k)} \quad (3.4)$$

$MM_t(k)$ sies å være upålitelig hvis

$$MM_t^{max} = \max_{k \in N1_t} MM_t(k) - \min_{k \in N1_t} MM_t(k) > 0.03 \quad (3.5)$$

- $MM(\%)$ viser prosentandel måneder hvor $MM_t^{max} > 0,03$.
- $YY_t(k)$ betegnes som endring i prosent av sesongjusterte tall fra måned t og samme måned men i et år tilbake (dvs $(t - 12)$). Formelen for $YY_t(k)$ er

$$YY_t(k) = \frac{A_t(k) - A_{t-12}(k)}{A_{t-12}(k)} \quad (3.6)$$

$YY_t(k)$ sies å være upålitelig hvis

$$YY_t^{max} = \max_{k \in N12_t} YY_t(k) - \min_{k \in N12_t} YY_t(k) > 0,03 \quad (3.7)$$

- $YY(\%)$ viser prosentandel måneder hvor $YY_t^{max} > 0,03$.

Grenseverdiene for $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$ er gitt i tabell 3.8. $S\%$ er høy hvis $15 < S\% < 25$ og ekstrem høy hvis $S\% > 25$. For $MM\%$ er to intervaller $[35, 40]$ og $[40, \infty]$. Det fins bare en grense for $YY\%$. Den er 10%.

Tabell 3.8: Grenseverdier for $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$.

	Intervall	Konklusjon
$S\%$	$15 < S\% < 25$	veldig høy
	$25 < S\%$	ekstrem høy
$MM\%$	$35 < MM\% < 40$	veldig høy
	$40 < MM\%$	ekstrem høy
$YY\%$	$10 < YY\%$	ekstrem høy

Resultatene for X11, X12(c) og X12(d) er gitt i tabell 3.8.

Tabell 3.9: $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$. Terskelverdien=0,03

	X11	X12(c)	X12(d)
$S\%$	37 av 117 (31,6%)	31 av 117 (26,5%)	30 av 117 (25,6%)
$A\%$	41 av 117 (35,0%)	40 av 117 (34,2%)	33 av 117 (28,2%)
$MM\%$	61 av 116 (52,6%)	63 av 116 (53,8%)	65 av 116 (56,0%)
$YY\%$	27 av 105 (25,7%)	36 av 105 (30,8%)	20 av 105 (19,0%)

37 av 117 betyr at det er 37 av 117 observasjoner som faller utenfor terskelverdien 0,03

Vi ser at X12(d) gir minst revisjoner for $S\%$, $A\%$ og $YY\%$.

Resultatene fra tabell 3.8 og 3.9 viser en dårlig sesongjustering for bilsalg. Vi får en motsatt konklusjon fra X-11 ARIMA. Histogrammene for $S\%$, $A\%$, $MM\%$ og $YY\%$ er plottet i figurene 3.3-3.6. Her finner vi månedene som har store endringer. Det er desember i 1987, 1988, 1989, 1990, 1991 og juli 1992.

Merk at grenseverdien 0,03 for S_t^{max} , MM_t^{max} og YY_t^{max} er basert på erfaringer. Det er ikke fast. Brukeren kan selv angi en terskelverdi. Ekspertene går inn for å bruke 0,03.

Vi prøver å øke terskelverdien fra 0,03 til 0,04. Størrelsene for $S\%$, $A\%$, $MM\%$ og $YY\%$ er gitt i tabell 3.10.

Vi ser at $S\%$, $A\%$, $MM\%$ og $YY\%$ er fortsatt store for X11, mens for X12(d) er disse størrelsene mindre slik at en kan godta sesongjusteringen for bilsalg ved nivået 4%. Merk at $S\%$ og $A\%$ har nesten alltid de samme verdiene. Derfor er det ikke helt nødvendig å ta hensyn til $A\%$ for vurdering. Det er nok med tre størrelser $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$.

Tabell 3.10: S%, MM% og YY%. terskelverdi=0,04

	X11	X12(c)	X12(d)
S%	25 av 117 (21,4%)	21 av 117 (17,9%)	19 av 117 (16,2%)
A%	21 av 117 (17,9%)	26 av 117 (22,2%)	18 av 117 (15,4%)
MM%	48 av 116 (41,4%)	35 av 116 (30,2%)	33 av 116 (28,4%)
YY%	17 av 105 (16,2%)	22 av 105 (20,9%)	8 av 105 (7,6%)

Histogram for the Maximum percentage difference

```

Differences      Frequency
0.35 +#####
      |#####
1.73 +#####
      |#####
3.12 +#####
      |#####
4.51 +###
      |##
5.89 +##
      |#
6.59 +#

Outlier [#####]

One '#'= 1 observation[s]

Maximum percentage difference considered to be outliers
Time      Maximum percentage difference
-----
12:1987   8.12
12:1988   8.01
12:1989   8.23
12:1990   8.00
12:1991   8.19
7:1992    7.60

```

Figur 3.3: Histogrammet for S%. Terskelverdi=0.03

```

Histogram for the Maximum percentage difference

Differences      Frequency
  0.43 +#####
        |#####
  2.16 +#####
        |#####
  3.89 +#####
        |#####
  5.62 +##
        |##
  7.35 +##
        |#
  8.22 +#

Outlier [##

One '#'= 1 observation[s]

Maximum percentage difference considered to be outliers
Time      Maximum percentage difference
-----
12:1987   9.47
12:1991   9.02

```

Figur 3.4: Histogrammet for $A\%$. Terskelverdi=0.03

```

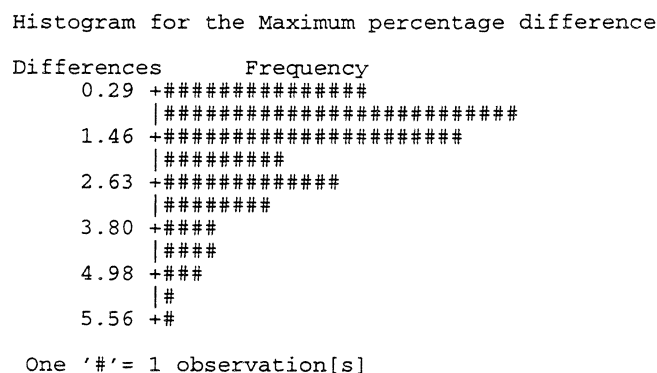
Histogram for the Maximum percentage difference

Differences      Frequency
  0.64 +#####
        |#####
  3.21 +#####
        |#####
  5.79 +#####
        |#####
  8.36 +##
        |##
 10.93 +##
        |##
 12.21 +##

One '#'= 1 observation[s]

```

Figur 3.5: Histogrammet for $MM\%$. Terskelverdi=0.03



Figur 3.6: Histogrammet for YY%. Terskelverdi=0.03

- Revisjoner.

La Y_1, Y_2, \dots, Y_T være en observert tidsserie. La $A_{t|T}$ være sesongjusterte tall i tidspunkt t som beregnes fra Y_1, Y_2, \dots, Y_T . $A_{t|T}$ kalles "most recent seasonal adjustment" i tidspunkt t . La $A_{t|t}$ være sesongjusterte tall i tidspunkt t som beregnes fra Y_1, Y_2, \dots, Y_t , hvor $1 \leq t \leq T$. $A_{t|t}$ kalles "concurrent seasonal adjustment" i tidspunkt t . Revisjonen av sesongjusterte tall i tidspunkt t er definert slik:

$$\begin{aligned}
 R_t &= \frac{A_{t|T} - A_{t|t}}{A_{t|t}} && \text{for multiplikativ modell} \\
 R_t &= A_{t|T} - A_{t|t} && \text{for additiv modell}
 \end{aligned}
 \tag{3.8}$$

Revisjonene for trend og sesongkomponent er definert på tilsvarende vis.

Prinsippet for å beregne revisjoner beskrives slik:

- i Vi velger et tidspunkt t_0 i serien. Programmet kan også gjøre det for oss. Vi må velge t_0 slik at lengden til serien Y_1, \dots, Y_{t_0} er lang nok for å kunne prekorrigere for ukedagseffekter, påskeeffekter, intervensjoner. I dette eksemplet er t_0 valgt av programmet. Vi får t_0 =januar 1984.
- ii Den nye serien $Y_{jan.76}, \dots, Y_t$, hvor t =januar 1984 sesongjusteres med prekorrigering for effektene av ukedager, påske og intervensjoner. Vi har nå to verdier for sesongjusterte tall i tidspunkt t =januar 1984. Den ene verdien er $A_{jan.84|jan.84}$ som beregnes fra serien $Y_{jan.76}, \dots, Y_{jan.84}$. Den andre verdien er $A_{jan.84|sep.96}$ som beregnes fra den opprinnelige serien $Y_{jan.76}, \dots, Y_{sep.96}$. Revisjonen for januar 1984 er

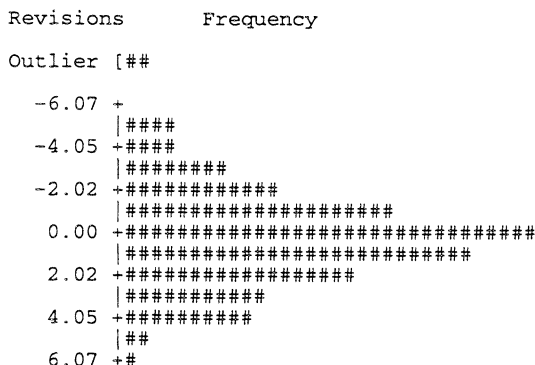
$$R_{jan.84} = \frac{A_{jan.84|jan.84} - A_{jan.84|sep.96}}{A_{jan.84|jan.84}}$$

Revisjonene for de andre tidspunktene fra februar 1984 til august 1996 beregnes med samme måten som i [ii]. De listes ut i de nedenfor figurene.

R 1 Revisions of the concurrent seasonal adjustments
 From 1984.Jan to 1996.Aug
 Observations 152
 Type of Revision: Percent

	Jan May Sep	Feb Jun Oct	Mar Jul Nov	Apr Aug Dec	AVABS
1984	1.17 -0.01 5.09	0.87 -0.69 2.95	-0.61 -1.22 1.89	0.50 2.35 -1.87	1.60
....
1995	1.22 -0.39 2.89	-0.22 0.30 3.42	-1.11 -4.57 4.19	-2.18 -0.14 1.29	1.83
1996	2.80 0.52	1.52 0.89	1.69 -1.13	-1.07 -0.24	1.23
AVABS	2.79 1.45 2.67	1.49 1.10 2.25	1.15 2.92 2.07	0.97 1.40 1.97	
Total Abs.-	279.92	Mean Abs.-	1.84	Std. Dev.-	2.39

Histogram for the Percent Revision



One '#' = 1 observation[s]

Percent Revision considered to be outliers

Time	Percent Revision
7:1993	-7.99
7:1994	-7.71

Summary Statistics for the Percent Revision

Minimum	:	-8.0
25th Percentile	:	-1.1
Median	:	0.3
75th Percentile	:	1.7
Maximum	:	5.6
Standard Deviation	:	2.0

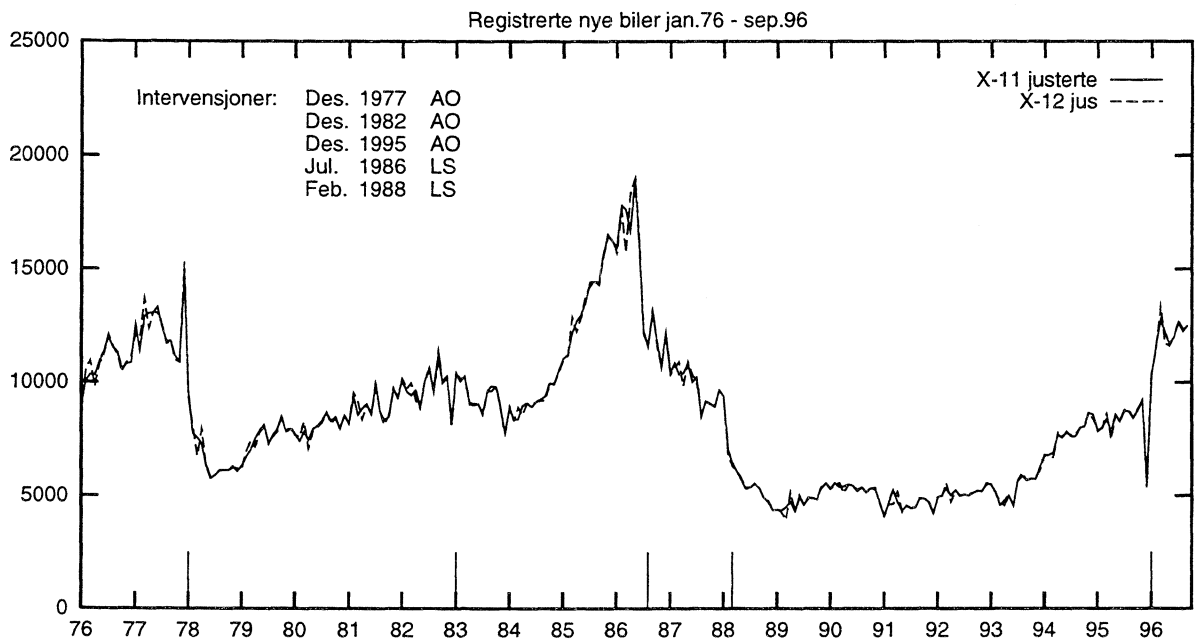
R 1.A Concurrent seasonal adjustments
 From 1984.Jan to 1996.Aug
 Observations 152
 Type of Revision: Percent

	Jan May Sep	Feb Jun Oct	Mar Jul Nov	Apr Aug Dec	TOTAL
1984	4558.17 4681.23 4516.42	4265.93 4697.44 4968.04	4614.98 4767.11 5007.71	4388.59 4622.53 5470.22	56558.38
....
1995	7861.23 8602.86 8177.26	7981.79 8269.27 8560.82	8713.32 9211.61 8875.10	7619.01 8812.58 5295.48	97980.33
1996	10055.76 11539.45	11340.21 11922.29	13125.08 12869.58	11862.89 12354.56	95069.83
AVGE	6342.26 6619.51 6220.41	6485.32 6543.54 6208.81	6611.08 6898.93 6374.48	6588.92 6762.62 6201.91	
Table Total-	987145.71	Mean-	6494.38	Std. Dev.-	1979.40

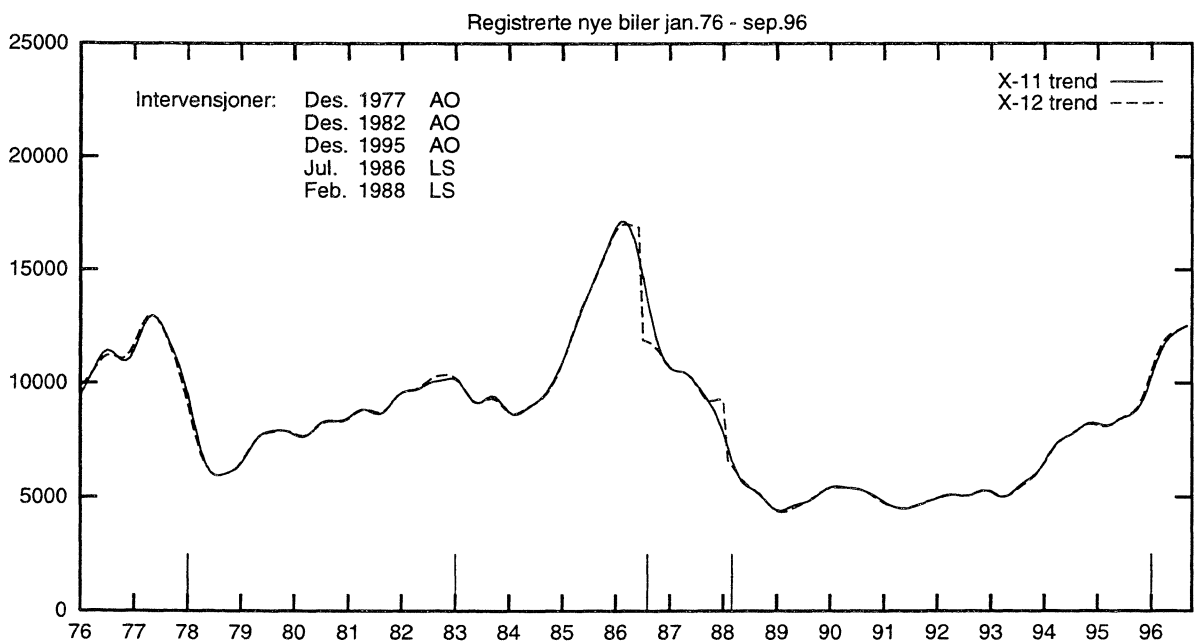
R 1.B Final seasonal adjustments
 From 1984.Jan to 1996.Aug
 Observations 152

	Jan May Sep	Feb Jun Oct	Mar Jul Nov	Apr Aug Dec	TOTAL
1984	4611.35 4680.98 4746.49	4302.87 4665.15 5114.71	4586.63 4709.11 5102.41	4410.33 4731.14 5367.90	57029.08
....
1995	7957.46 8569.57 8413.82	7964.38 8294.13 8853.59	8616.77 8790.99 9247.35	7452.68 8800.36 5363.78	98324.87
1996	10337.28 11599.15	11512.02 12028.40	13347.31 12724.43	11735.37 12324.89	95608.85
AVGE	6308.82 6681.72 6323.24	6493.34 6600.85 6338.57	6664.06 6750.88 6426.95	6547.32 6704.71 6145.35	
Table Total-	988581.46	Mean-	6503.83	Std. Dev.-	1980.21

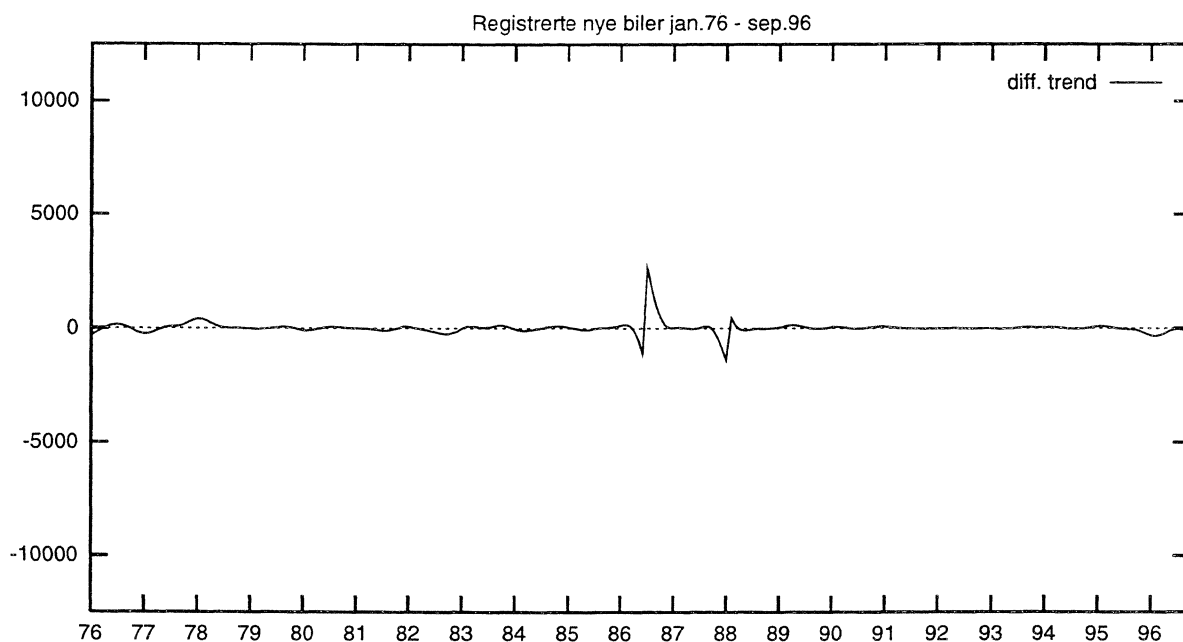
Trender og sesongjusterte tall fra X11 og X12(d) er plottet i figurer 3.9 og 3.10. De to trendene er skilt fra hverandre i punktene som ligger rundt juli 1986 og februar 1988. De er to intervensjonstidspunkter. Differansene av de to trendene og sesongjusterte tallene fra X11 og X12(d) er vist i figurer 3.11 og 3.12.



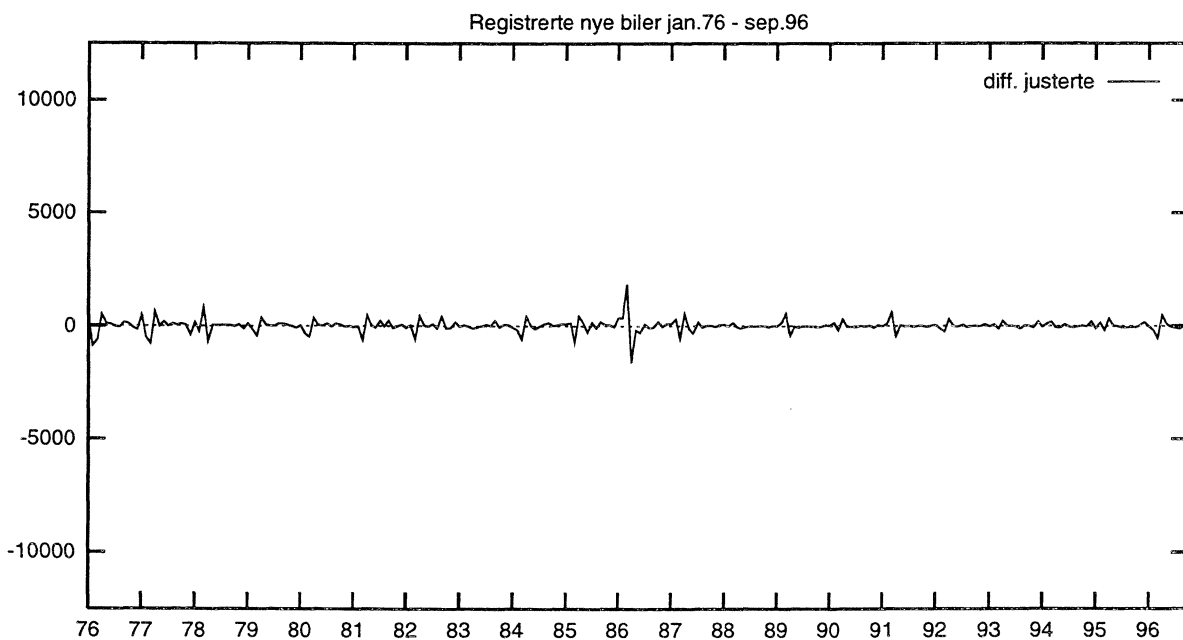
Figur 3.9: Sesongjusterte tall fra X11 og X12(d).



Figur 3.10: Trender fra X11 og X12(d).



Figur 3.11: Differansen mellom trendene ved X11 og X12(d).



Figur 3.12: Differansen mellom sesongjusterte tallene ved X11 og X12(d).

3.2 Konklusjon.

Sliding spans metoden viste at X-11 ARIMA har gitt en feil konklusjon angående sesongjusteringen for bilsalg. Vi har publisert tall for sesongjusterte verdier fordi Q -verdien er god. Vi har ikke beregnet helt nøyaktige revisjoner for sesongkomponenten og sesongjusterte tall for hvert tidspunkt når nye observasjoner tilføyes på samme måte som X-12

ARIMA har gjort. Grunnen er at vi ikke hadde en god metode som sliding spans for å beregne revisjoner. Det vi har gjort er å velge noen bestemte tidspunkter i serien og beregne endringer for S_t og A_t fra kjøring til kjøring. Vi får veldig lite informasjon om revisjoner. I tillegg har vi ikke kunnskap for å opprette grenseverdiene. Sliding spans er en meget god metode i X-12 ARIMA for revisjoner. En får nøyaktig informasjon om endringer. Det blir derfor lettere å gi en eksakt vurdering for en sesongjustering enn å bruke de 11 målene og Q -verdi.

Intervensjonsanalysen er også anvendt i X-12 ARIMA. Intervensjonene er fjernet fra rådata før dekomponering. En får derfor bedre tilpasning mellom data og ARIMA modell og mer tilfredsstillende framskrivinger. Trenden beskriver nøyaktige variasjoner av rådata i tidspunktene hvor intervensjoner oppstod.

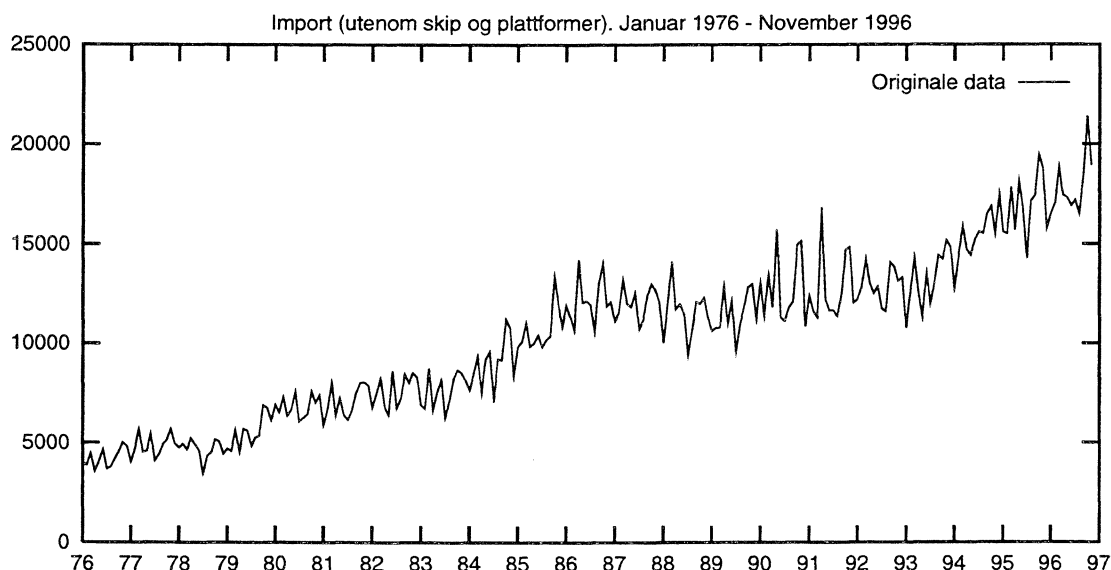
En svakhet ved X-11 ARIMA når det gjelder korrigerer for ukedagseffekter og påskeeffekter er å bruke irregulær komponenten I_t fra den første runden som input. Siden I_t kan være korrelerte, så er F -testen ikke gyldig. For å unngå problemet bruker X-12 ARIMA rådata som input. Prosedyren for å estimere antall dager d før påskesøndag har ikke fungert bra i X-12 ARIMA. Denne prosedyren ser ut til å være bedre i X-11 ARIMA.

Generelt sett, er X-12 ARIMA en bedre metode enn X-11 ARIMA.

Kapittel 4

Sesongjustering for import

Data er importserien (utenom skip og plattformer) i mill. kroner for perioden januar 1976 til november 1996. I alt er det 251 observasjoner. Rådata er plottet i figur 4.1. Sammenlignet med bilsalgdataene, har serien mindre variasjoner og et klart sesongmønster.



Figur 4.1: Originale data.

Vi utfører følgende kjøringer for importserien:

- X-11 ARIMA. Rådata skal prekorrigeres for ukedagseffekter og påskeeffekter hvis F -test er signifikant, ellers brukes rådata som input for estimeringer. Vi vil la antall dager d før påskesøndag estimeres av programmet fra data i estimeringen for påskeeffekter.
- X-12 ARIMA. Rådata er prekorrigert effektene for ukedager, påske og intervensjoner. Siden antall dager d før påskesøndag ikke kan estimeres av programmet fra data som det er gjort i X-11 ARIMA, så henter vi verdien av d fra X-11 ARIMA for denne kjøringen.

Vi bruker symbolene X11 for X-11 ARIMA og X12 for X-12 ARIMA for korthets skyld.

4.1 Resultater

Fra rådataene ser vi at serien er en voksende funksjon med tiden, vi vil derfor bruke den multiplikative modellen for sesongjusteringen. Vi har følgende resultater:

- Ukedagseffekter

Ukedagseffektene er signifikante i begge programmene. F -verdien og χ^2 er vist i tabell 4.1. Vi får ikke de samme vektene for ukedager ved X11 og X12. Korrigerte faktorer for hver enkel måned er derfor ikke de samme.

Tabell 4.1: *Ukedagseffekter.*

Program	Resultat
X11	signifikant i 1% nivået, $F=47,47$
X12	signifikant med $\chi^2 = 173,14$, P -verdi=0,00

- Påskeeffekter

Tabell 4.2: *Påskeeffekt.*

Program	Resultat
X11	signifikant i 0,0% nivået $F = 368,6$
X12	signifikant med t -verdi=-11,94

Merk at X-12 ARIMA har brukt en ny metode for påskeskorrigerings. Ved den nye metoden er sesongkomponenten fjernet fra estimeringen for påskeeffekter. Antall dager d før påske-søndag er estimert fra dataene ved X-11 ARIMA. Vi får $\hat{d} = 1$. Dvs påskedagene som er påvirket av påskeeffekter er påskeaften, påske-søndag og andre påskedag. Siden \hat{d} ikke kan estimeres ved X-12 ARIMA, antar vi at \hat{d} er også lik 1 slik som i X-11 ARIMA. Tabell 4.2 viser testene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.

Begge programmer viste at påskeeffekten er signifikant i importserien. Påskefaktorene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er gitt i tabell 4.3. De blanke feltene har verdien 100%. Det er bare fire år som blir korrigeret av X-11 ARIMA. De er 1978, 1986, 1989 og 1991, mens for X-12 ARIMA er alle årene i serien blir korrigeret.

Vi definerer noen symboler her

\hat{E}_{mars}^{X11} og \hat{E}_{april}^{X11} er korrigerede faktorer for mars og april ved X-11 ARIMA.

\hat{E}_{mars}^{X12} og \hat{E}_{april}^{X12} er korrigerede faktorer for mars og april ved X-12 ARIMA.

K_{mars}^{X11} og K_{april}^{X11} er korrigerede data for påskeeffekter i mars og april ved X-11 ARIMA.

K_{mars}^{X12} og K_{april}^{X12} er korrigerede data for påskeeffekter i mars og april ved X-12 ARIMA.

Y_{mars} og Y_{april} er rådata i mars og april.

Tabell 4.3: Påskefaktorene for X_{11} og X_{12} .

År	Mars			April		
	X11	X12	diff.	X11	X12	diff.
1976		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1977		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1978	80,0	87,4	-7,4%	120,0	114,4	5,6%
1979		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1980		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1981		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1982		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1983		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1984		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1985		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1986	80,0	87,4	-7,4%	120,0	114,4	5,6%
1987		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1988		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1989	80,0	87,4	-7,4%	120,0	114,4	5,6%
1990		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1991	80,0	87,4	-7,4%	120,0	114,4	5,6%
1992		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1993		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1994		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1995		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1996		106,4	-6,4%		94,0	6,0%
1997	80,0	87,4	-7,4%	120,0	114,4	5,6%

For eksempel, for 1991 er

$$\begin{aligned} \hat{E}_{mars}^{X_{11}} &= 80,0 & \hat{E}_{april}^{X_{11}} &= 120,0 \\ \hat{E}_{mars}^{X_{12}} &= 87,4 & \hat{E}_{april}^{X_{12}} &= 114,4 \end{aligned}$$

Rådata for mars og april 1991 er

$$Y_{mars} = 11\ 294 \quad \text{og} \quad Y_{april} = 16\ 838$$

Etter korrigeringen er

$$\begin{aligned}
K_{mars}^{X11} &= 11\,294/0,800 = 14\,117,5 \\
K_{april}^{X11} &= 16\,838/1,200 = 14\,031,7 \\
K_{mars}^{X12} &= 11\,294/0,874 = 12\,922,2 \\
K_{april}^{X12} &= 16\,838/1,144 = 14\,718,5
\end{aligned}$$

Avstandene mellom korrigerede data i mars og april ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er

$$\begin{aligned}
K_{mars}^{X11} - K_{april}^{X11} &= 86,0 \\
K_{mars}^{X12} - K_{april}^{X12} &= -1\,796,0 \\
K_{mars}^{X11} - K_{mars}^{X12} &= 1\,195,3 \\
K_{april}^{X11} - K_{april}^{X12} &= -686,8
\end{aligned}$$

Vi ser at

- For årene 1978, 1986, 1989 og 1991 er $\hat{E}_{mars}^{X11} < \hat{E}_{mars}^{X12} < \hat{E}_{april}^{X12} < \hat{E}_{april}^{X11}$, ellers er $\hat{E}_{mars}^{X12} = 106,4$, $\hat{E}_{april}^{X12} = 94,0$ og $\hat{E}_{mars}^{X11} = \hat{E}_{april}^{X11} = 100,0$. Dvs korrigerede faktorer for mars og april ligger nærmere ved X-12 ARIMA enn ved X-11 ARIMA bortsett fra årene som ikke blir korrigeret av X-11 ARIMA. Forskjellene mellom \hat{E}_{mars}^{X11} og \hat{E}_{mars}^{X12} er store. Vi får også en stor avstand mellom \hat{E}_{april}^{X11} og \hat{E}_{april}^{X12} .
- Korrigerede data K_{mars}^{X11} og K_{mars}^{X12} er dermed svært forskjellige, siden $K_{mars}^{X11} = Y_{mars}/\hat{E}_{mars}^{X11}$. Dette gjelder også for april. Vi får $K_{mars}^{X11} > K_{mars}^{X12}$ og $K_{april}^{X11} < K_{april}^{X12}$.

Siden sesongkomponenten S_t og sesongjusterte tall A_t er beregnet fra dataene som blir korrigeret for ukedagseffekter, påskeeffekter og intervensjoner, blir det dermed store forskjeller mellom korrigerede data som kan føre til en stor avstand mellom A_t^{X11} og A_t^{X12} i mars og april. Dette kan bli et problem for publisering av sesongjusterte tall i mars og april hvis X-12 ARIMA erstatter X-11 ARIMA i sesongjustering.

\hat{d} estimeres av X-12 ARIMA ved tre verdier 1, 8 og 15. Modellen som har minst AIC blir valgt. Siden prosedyren for estimering \hat{d} ikke fungerer bra, så må vi kjøre programmet for hver verdien av d . ARIMA modell velges av dataene. AIC er vist i nedenfor tabellen.

\hat{d}	t -verdi	ARIMA	AIC	Resultat
1	-10,07	(2 1 2)(0 1 1)	3 760	signifikant ble valgt
8	-7,32	(0 1 2)(0 1 1)	3 792	signifikant
15	-6,21	(2 1 2)(0 1 1)	3 805	signifikant

Vi ser at det er signifikant for alle verdiene av d , men $\hat{d} = 1$ gir minst AIC. Dermed har X-11 ARIMA og X-12 ARIMA gitt samme verdier for \hat{d} .

Tabell 4.4: *Korrigerede data for påskeeffekter ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.*

År	Rådata			X-11 ARIMA			X-12 ARIMA		
	Mars	April	Diff.	K. Mars	K. April	Diff.	K. Mars	K. April	Diff.
76	4 476	3 565	911	4 476	3 565	911	4 206	3 792	414
77	5 695	4 525	1 170	5 695	4 525	1 170	5 352	4 813	538
78	4 652	5 226	-574	5 815	4 355	1 460	5 322	4 568	754
79	5 661	4 512	1 149	5 661	4 512	1 149	5 320	4 800	520
80	7 325	6 359	966	7 325	6 359	966	6 884	6 764	119
81	8 031	6 321	1 710	8 031	6 321	1 710	7 547	6 724	823
82	8 218	6 813	1 405	8 218	6 813	1 405	7 723	7 247	475
83	8 761	6 638	2 123	8 761	6 638	2 123	8 234	7 061	1 172
84	9 353	7 476	1 877	9 353	7 476	1 877	8 790	7 953	837
85	11 062	9 839	1 223	11 062	9 839	1 223	10 396	10 467	-70
86	10 650	14 234	-3 584	13 312	11 861	1 450	12 185	12 442	-256
87	13 228	12 006	1 222	13 228	12 006	1 222	12 432	12 772	-340
88	14 122	11 722	2 400	14 122	11 722	2 400	13 272	12 470	802
89	10 798	12 882	-2 083	13 498	10 735	2 763	12 355	11 260	1 094
90	13 439	11 820	1 619	13 439	11 820	1 619	12 630	12 574	56
91	11 294	16 838	-5 544	14 118	14 032	86	12 923	14 719	-1 796
92	14 281	13 044	1 237	14 281	13 044	1 236	13 422	13 877	-455
93	14 338	12 583	1 755	14 338	12 583	1 755	13 476	13 386	89
94	15 943	14 748	1 196	15 943	14 748	1 195	14 984	15 689	-704
95	17 851	15 690	2 161	17 851	15 690	2 160	16 777	16 692	85
96	18 876	17 441	1 435	18 876	17 441	1 434	17 740	18 555	-814

K. Mars og K. April betyr korrigerede data for mars og april

- ARIMA modell

ARIMA modellen velges fra dataene. For X-11 ARIMA velges modellen $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$, mens for X-12 ARIMA velges $(2\ 1\ 2)(0\ 1\ 1)$. Vi har $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$ er den enkleste blant de fem modellene fordi den har færreste parametre som estimeres. Denne modellen i X-12 ARIMA er også tilfredsstillende for de tre kriteriene for å velge en ARIMA modell, men programmet velger $(2\ 1\ 2)(0\ 1\ 1)$ siden den følger data bedre.

- Framskrivinger

La F_t^{X11} og F_t^{X12} være framskrivningene som beregnes fra X-11 ARIMA og X-12 ARIMA. Deres verdier er vist i tabell 4.6.

Vi ser at framskrivningene i mars og april 1997, er store forskjellige.

For mars er $F_{mar.97}^{X11}=20\ 433$ og $F_{mar.97}^{X12}=15\ 545$.

For april er $F_{apr.97}^{X11}=18\ 526$ og $F_{apr.97}^{X12}=23\ 166$.

Tabell 4.5: ARIMA modeller for X11 og X12.

Program	Modell	Estimatene	
X11	(0 1 1)(0 1 1)	$\hat{\theta} = 0.688$	$\hat{\Theta} = 0.664$
X12	(2 1 2)(0 1 1)	$\hat{\phi}_1 = 0.776$ (0.147)	$\hat{\phi}_2 = -0.050$ (0.102)
		$\hat{\theta}_1 = 1.452$ (0.134)	$\hat{\theta}_2 = -0.609$ (0.086)
		$\hat{\Theta} = 0.753$ (0.044)	

Tallene i parentesene er standardavvikene.

X-11 ARIMA lister ikke ut standardavvikene for parametrene.

Tabell 4.6: Framskrivinger og 95% konfidensintervaller.

År	måned	X11		X12	
		F_t	Nedre	F_t	Øvre
1996	desember	18 269	16 273	18 063	20 050
1997	januar	17 308	15 845	17 679	19 725
	februar	17 941	15 882	17 814	19 981
	mars	20 433	13 691	15 545	17 649
	april	18 526	20 236	23 166	26 520
	mai	18 651	15 858	18 277	21 063
	juni	18 784	15 358	17 883	20 822
	juli	17 739	15 251	17 931	21 081
	august	18 148	14 380	17 061	20 243
	september	20 174	17 021	20 382	24 407
	oktober	21 788	18 203	22 000	26 589
	november	20 534	16 194	18 736	24 054

For å beregne framskrivinger bruker X-11 ARIMA/X-12 ARIMA den ARIMA modellen i tabell 4.5 og de korrigerede dataene av påske- ukedagseffekter samt intervensjoner som input. Siden de korrigerede dataene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er store forskjellige i mars og april måneder, får vi også store avviker mellom F_t^{X11} og F_t^{X12} i mars og april 1997. For de andre månedene er F_t^{X11} og F_t^{X12} nesten samme verdier.

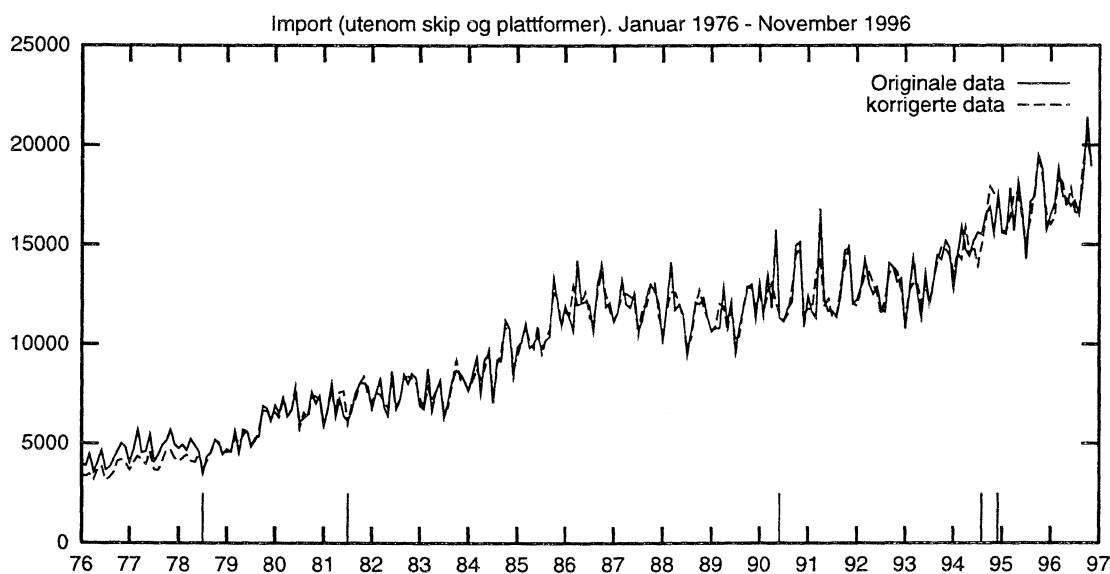
- Intervensjoner

Default opsjoner er brukt i estimeringen for intervensjoner. I tabell 4.7 ser vi at rådata er blitt korrigeret med AO typer i juni 1981, mai 1990, juli 1994 og november 1994, og med LS type i juni 1978. Tabell 4.7 tolkes slik: Dataene etter å ha korrigeret for effektene av ukedager, påske, blir justert opp i juni 1981 med $e^{0,2048}$ og november 1994 med $e^{0,1636}$, deretter ned i mai 1990 og juli 1994 med størrelsene $e^{0,2129}$ og $e^{0,1603}$ henholdsvis. En negativ effekt av LS typen i juni 1978 viser at dataene fra januar 1976 til juni 1978 (30

måneder) blir justert ned med samme størrelse $e^{0,1542}$. Sammenligning med figur 3.2 viser at endringene fra rådataene til de korrigerede dataene i importserien er mye mindre enn endringene i bilsalgdata. Forklaringene for intervensjoner i importserien er gitt i tabellen. Vi ser at ved å kjøpe fly, ubåter og moduler for oljeplattform har økt importverdier i mai 1990 og juli 1994.

Tabell 4.7: Intervensjoner.

Tidspunkt	Type	Estimator	std. avvik	t -verdi	Forklaringer
Jun. 1978	LS	-0,1542	0,0383	-4,03	
Jun. 1981	AO	-0,2048	0,0449	-4,56	Pinse
Mai. 1990	AO	0,2129	0,0447	4,76	Fly og ubåter
Jul. 1994	AO	0,1603	0,0458	3,50	Moduler til oljeplattform
Nov. 1994	AO	-0,1636	0,0459	-3,56	Lav import generelt



Figur 4.2: Rådata og korrigerede data for effektene av ukedager, påske og intervensjoner.

- Kvalitetsmål.

I sesongjustering, ønsker vi at

- (i) Irregulær komponenten er en tilfeldig ukorrelert prosess.
- (ii) Sesongkomponenten er stabilt, særlig i de siste tidspunktene.
- (iii) De tre komponentene I_t , S_t og T_t må skille perfekt fra hverandre.

Vi får en dårlig sesongjustering dersom en av de tre forutsetningene (i), (ii) og (iii) ikke er tilfredsstillende.

Tabell 4.8 presenterer $M1$ - $M11$ for begge programmer, men disse målene vil vi heller

bruke for å vurdere kvaliteten til sesongjusteringen for importserien ved X-11 ARIMA sammenliknet med X-12 ARIMA. Hver M_i knytter til en test, hvor $M_i < 1$ forteller om god kvalitet til testen. I praksis bør vi sjekke stabiliteten av sesongmønsteret først (det viser av M_7), siden sesongjusterte tallene blir dårlige dersom sesongmønsteret endrer seg mye over tid. I mange tilfeller vil en ikke sesongjustere serien. Alle tolkningene her er beskrevet for X-11 ARIMA.

Vi får store verdiene for M_1 og M_2 ($M_1=1,844$ og $M_2=1,461$). Dette betyr at det relative bidraget fra I_t er for høyt i forhold til det relativt bidraget fra S_t (hvis $M_6 > 1$) eller fra T_t (Hvis $M_3 > 1$ eller $M_5 > 1$). Vi kan få en dårlig estimator for S_t eller T_t på grunn av dette, siden S_t eller T_t kan bli forverret med variasjoner fra irregulær komponenten. I dette eksemplet, får vi lave verdier av M_6 og høye verdiene av M_3 og M_5 . Dermed kan bevegelsen av irregulær komponenten blandes inn i trenden og T_t , I_t er ikke uavhengige lenger.

Det (3×5) filteret som er default, brukes for å estimere S_t fra den SI_t komponenten. Dette filteret tilpasser ikke alle typer av data. For noen serier kan ett av de to følgende tilfeller inntreffe:

(i) Filteret er ikke fleksibelt nok til å følge sesongbevegelser. Dette skyldes endringene fra år til år av sesongkomponenten er altfor høy i forhold til endringene av irregulær komponenten.

(ii) Filteret er altfor fleksibelt slik at sesongkomponenten kan bli blandet med en del av irregulær komponenten. Dette skyldes endringene fra år til år av sesongkomponenten er altfor lave i forhold til endringene av irregulær komponenten.

En stor verdi av M_6 (dvs $M_6 > 1$) vil indikere at enten (i) eller (ii) har forekommet. Dermed bør man bruke et annet filter enn (3×5) filteret for å få en bedre estimering for S_t . Det (3×5) filteret fungerer bra for dette eksemplet siden M_6 er mindre enn 1. Lave verdiene til $M_6 - M_{11}$ viser en stabil sesongkomponenten.

De 11 målene M_1-M_{11} og Q i tabell 4.8 viser en god sesongjustering for importserien, med en stabil sesongkomponent men trenden kan bli forverret av variasjoner fra irregulær komponenten, siden $M_3 > 1$.

Hvis en bruker $M_1 - M_{11}$ som mål for å vurdere kvaliteten til en sesongjustering i X-12 ARIMA, så får vi samme konklusjon for importserien. Blant de 11 målene får M_1^{X12} , M_2^{X12} , M_3^{X12} , M_5^{X12} , M_7^{X12} , M_9^{X12} , M_{10}^{X12} og M_{11}^{X12} mindre verdier enn de som beregnes fra X-11 ARIMA. Dette betyr at X-12 ARIMA gir mer stabilitet for sesongkomponenten og mindre variasjoner for irregulær komponenten, slik at trenden T_t^{X12} ikke er forverret ($M_3^{X12} < 1$).

Figurene 4.3 og 4.4 viser sesongkomponentene fra januar 1976 til november 1996. De kan også plottes på en annen måte som beskriver slik:

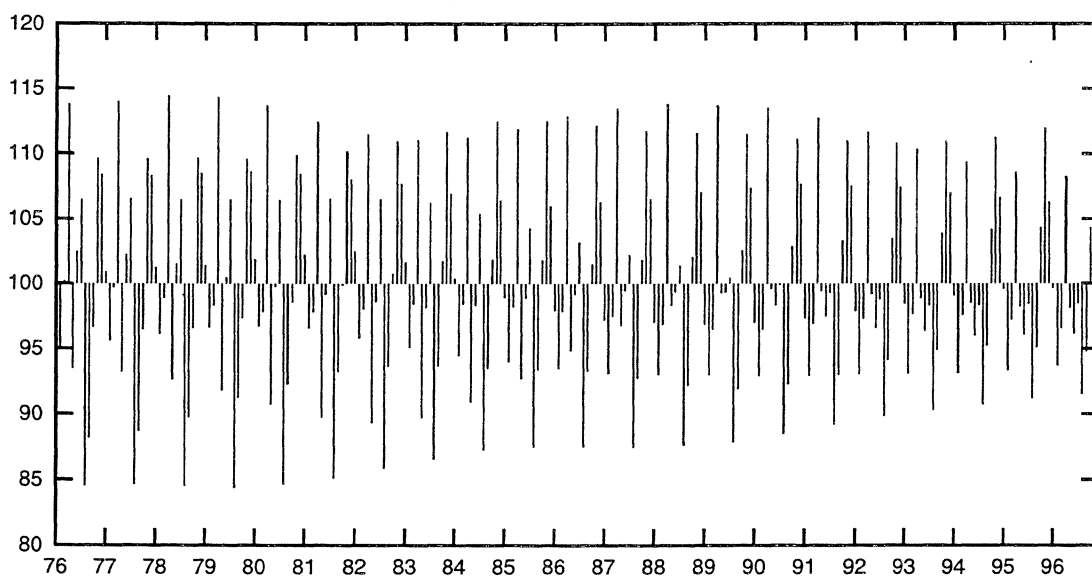
La i stå for måned og j stå for år for størrelsen $DS_{i,j}$. For eksempel, for januar 1976 definerer vi $DS_{jan,76}$ slik

$$\begin{aligned} DS_{jan,76} &= S_{jan,76} - \bar{S}_{jan} \\ &= S_{jan,76} - \frac{1}{21}(S_{jan,76} + S_{jan,77} + \dots + S_{jan,96}) \end{aligned}$$

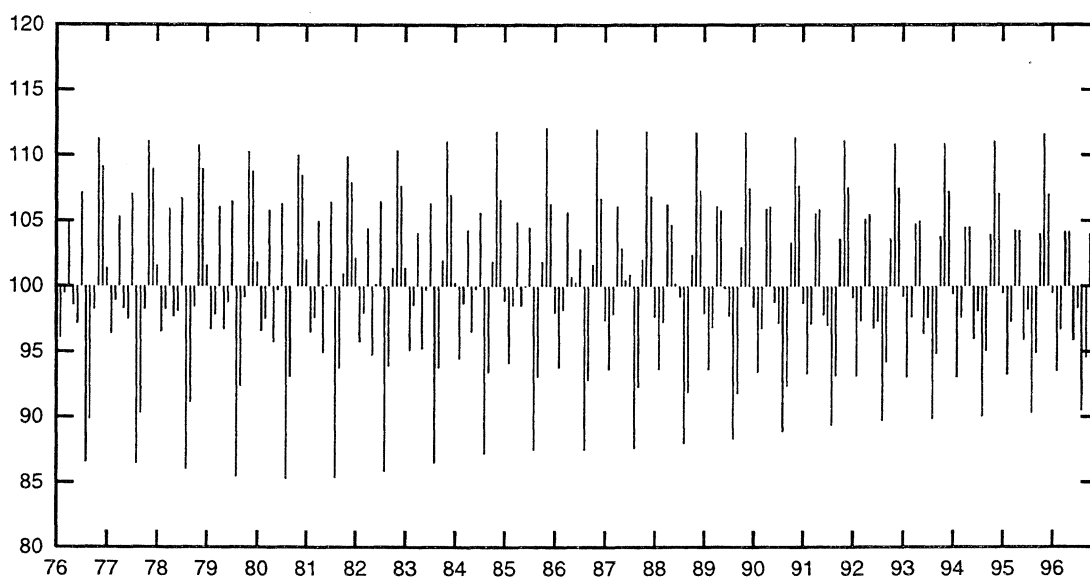
Tabell 4.8: Kvalitetsmål.

M_i	Forklaringer	X11	X12
$M1$	Relativt bidrag fra I_t i den sesongjusterte tidsrekken	1,844	1,484
$M2$	Relativt bidrag fra I_t til den stasjonære delen av variansen	1,461	1,168
$M3$	Endring fra måned til måned i I_t i forhold til endring i TC_t	1,059	0,852
$M4$	Mål på autokorrelasjonen i I_t	0,233	0,350
$M5$	Antallet måneder for at endringen i T_t skal bli større enn endringen i I_t	1,124	1,078
$M6$	Graden av år til år endring i I_t i forhold til S_t	0,399	0,443
$M7$	Grad av bevegelig sesongvariasjon i forhold til stabil sesongvariasjon	0,360	0,320
$M8$	Grad av fluktasjoner i S_t	0,616	0,632
$M9$	Grad av lineær bevegelse i S_t i hele serien	0,321	0,264
$M10$	Samme som (8) men bare for de siste årene	0,583	0,457
$M11$	Samme som (9) men bare for de siste årene	0,562	0,436
Q		0,860	0,710

hvor S_{jan76} er sesongfaktoren i januar 1976. Vi ser at $DS_{jan,76}$ er endringen av sesongfaktoren i januar 1976 i forhold til gjennomsnittet for alle januar i serien. Vi beregner på tilsvarende måte for de andre $D_{i,j}$, i =januar, ..., desember og j =1976, ..., 1996. $D_{i,j}$ er plottet i figurene 4.5 og 4.6.

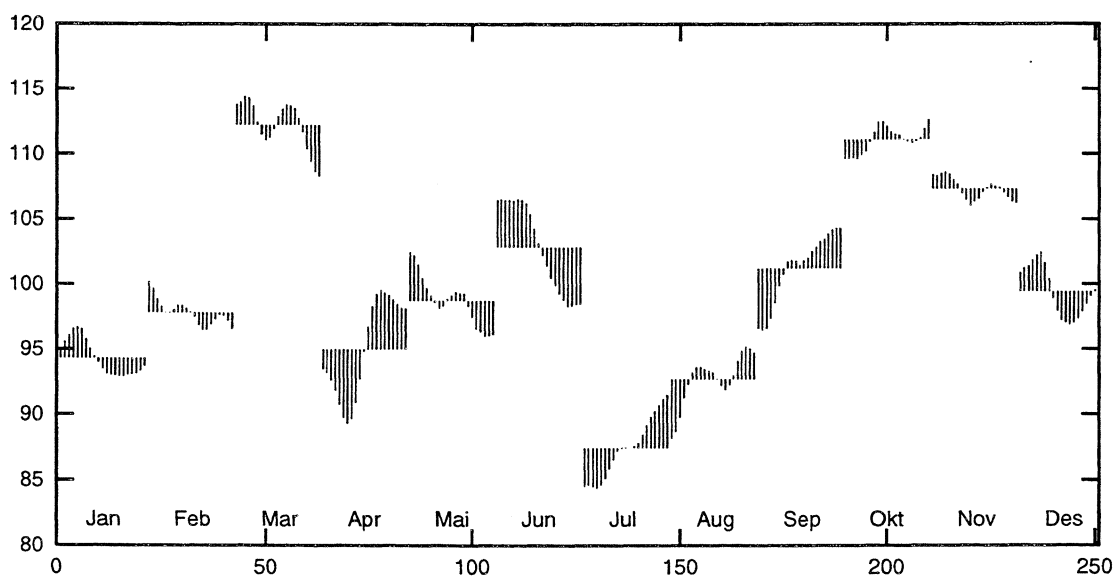


Figur 4.3: Sesongkomponenten fra X-11 ARIMA.

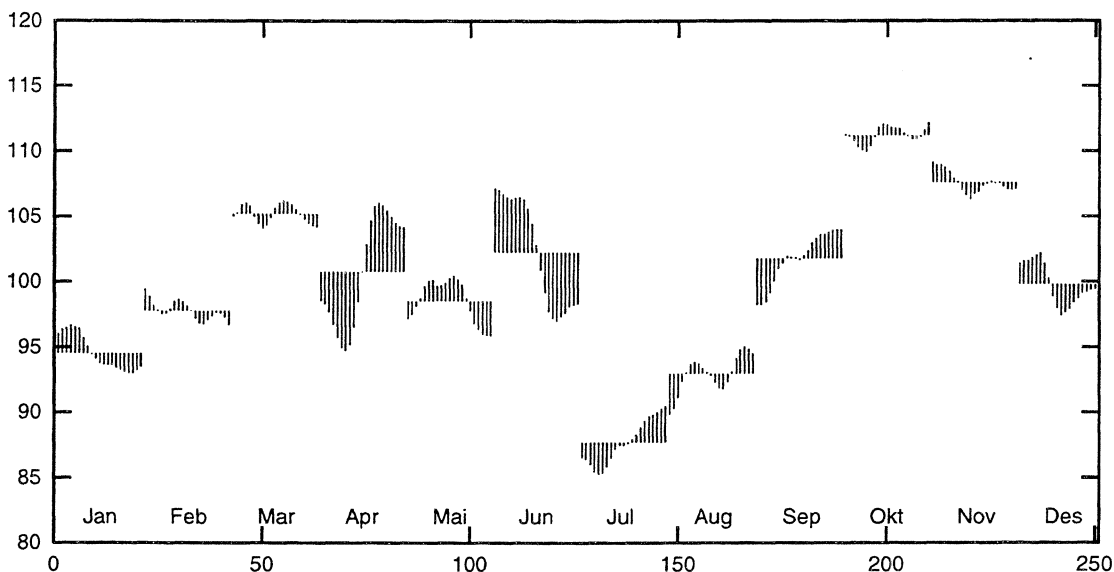


Figur 4.4: Sesongkomponenten fra X-12 ARIMA.

Fordelen ved denne metoden er at for hver enkelt måned har en et nøyaktig bilde av sesongmønstrene for alle årene. Det er lettere å se fra figur 4.5 enn fra 4.3 at sesongmønstret i april og juni ikke er stabilt, det er en stor nedgang i de første årene og en stor økning i de siste årene og omvendt for juni. Figur 4.6 viser påvirkningen av den nye metoden for påskekorrigering på sesongfaktorene i mars og april. Forskjellen mellom dem er mindre ved X-12 ARIMA enn ved X-11 ARIMA.



Figur 4.5: Sesongkomponenten fra X-11 ARIMA.



Figur 4.6: Sesongkomponenten fra X-12 ARIMA.

- Sliding spans.

Fire delvis overlappende delmengder, som vi kaller ”span”, er valgt av programmet. De er

- span 1 : fra januar 1985 til november 1993.
- span 2 : fra januar 1986 til november 1994.
- span 3 : fra januar 1987 til november 1995.
- span 4 : fra januar 1988 til november 1996.
- hele serien : fra januar 1976 til november 1996.

Antall observasjoner for hele serien er 251, mens for hver span er det bare 107 observasjoner. Rådataene i de fire spans skal sesongjusteres ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA med samme opsjoner som vi har brukt for de originale data. $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$ (se definisjoner i kapittel 2) beregnes fra dataene i disse fire spans. Resultatene er vist i tabell 4.9.

Tabell 4.9: $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$. Terskelverdi=0,03

	X-11 ARIMA	X-12 ARIMA
$S\%$	9 av 119 (7,6%)	9 av 119 (7,6%)
$MM\%$	43 av 118 (36,4%)	25 av 118 (21,2%)
$YY\%$	7 av 107 (6,5%)	1 av 107 (0,9%)

9 av 119 betyr at det er 9 av 119 observasjoner som faller utenfor terskelverdien 0,03

Antall måneder i perioden fra januar 1985 til november 1996, hvor $S\%^{X12}$, $MM\%^{X12}$

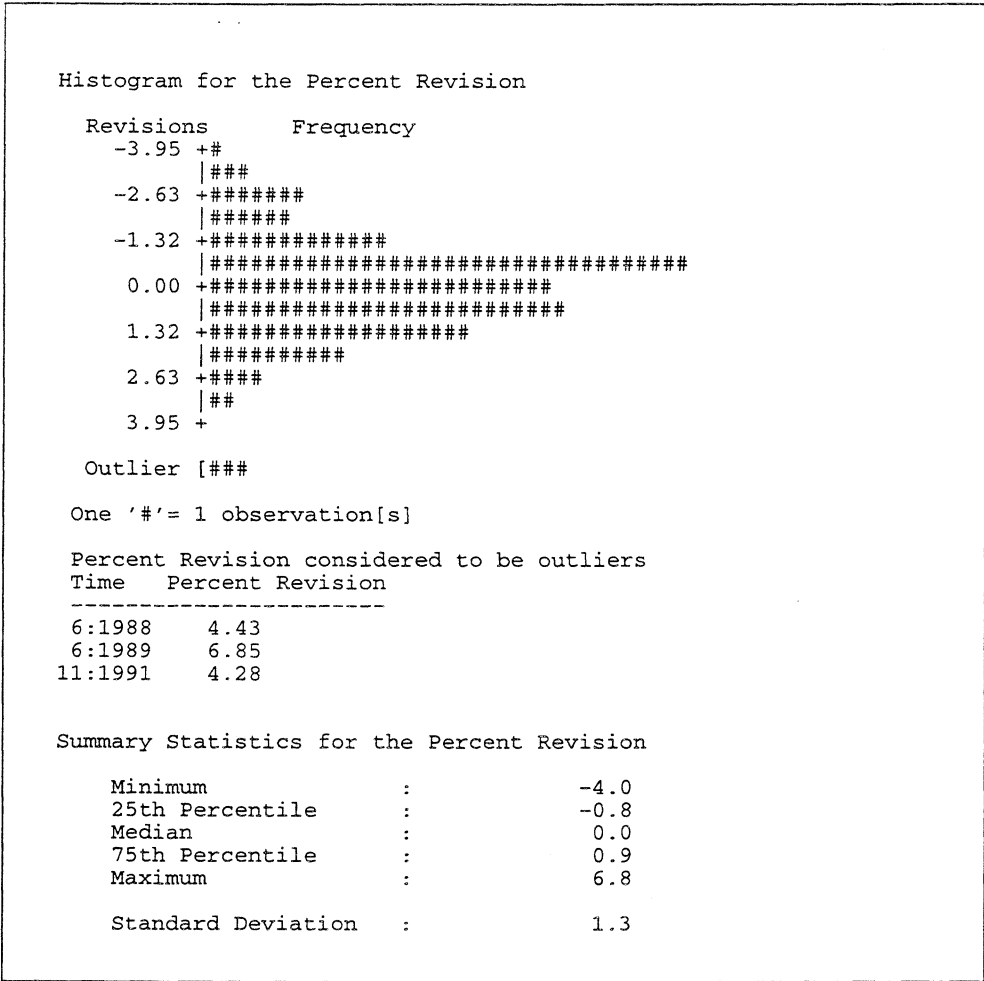
og $YY\%^{X12}$ er større enn 0,03, er 9, 25 og 1 henholdvis. Disse tallene er mindre enn grenseverdiene, så får vi en god sesongjustering for importserien ved X-12 ARIMA (se tabell 3.8 for grenseverdier). Tabell 4.9 viser også at vi får dåligere tall for $MM\%^{X11}$ og $YY\%^{X11}$.

- Revisjoner.

Default opsjonen er brukt her. Revisjonene for sesongjusterte tallene og trenden er beregnet fra januar 1984 til oktober 1996 men ikke for november 1996, fordi det er det siste punktet. I alt er det 154 måneder som det skal beregnes revisjoner for. Figur 4.7 viser histogrammet av revisjonene for sesongjusterte tall. Den største verdien er 6,8 og den minste er -4,0. Juni 1988 (4,43), juni 1989 (6,85) og november 1991 (4,28) er de tre månedene som har høyeste verdiene, de andre varierer i intervallet [-3,95 3,95]. Histogrammet av revisjonene for trend er vist i figur 4.8. Bortsett fra juli 1984 (6,79) varierer de andre i et lengre intervall [-4,82 4,82].

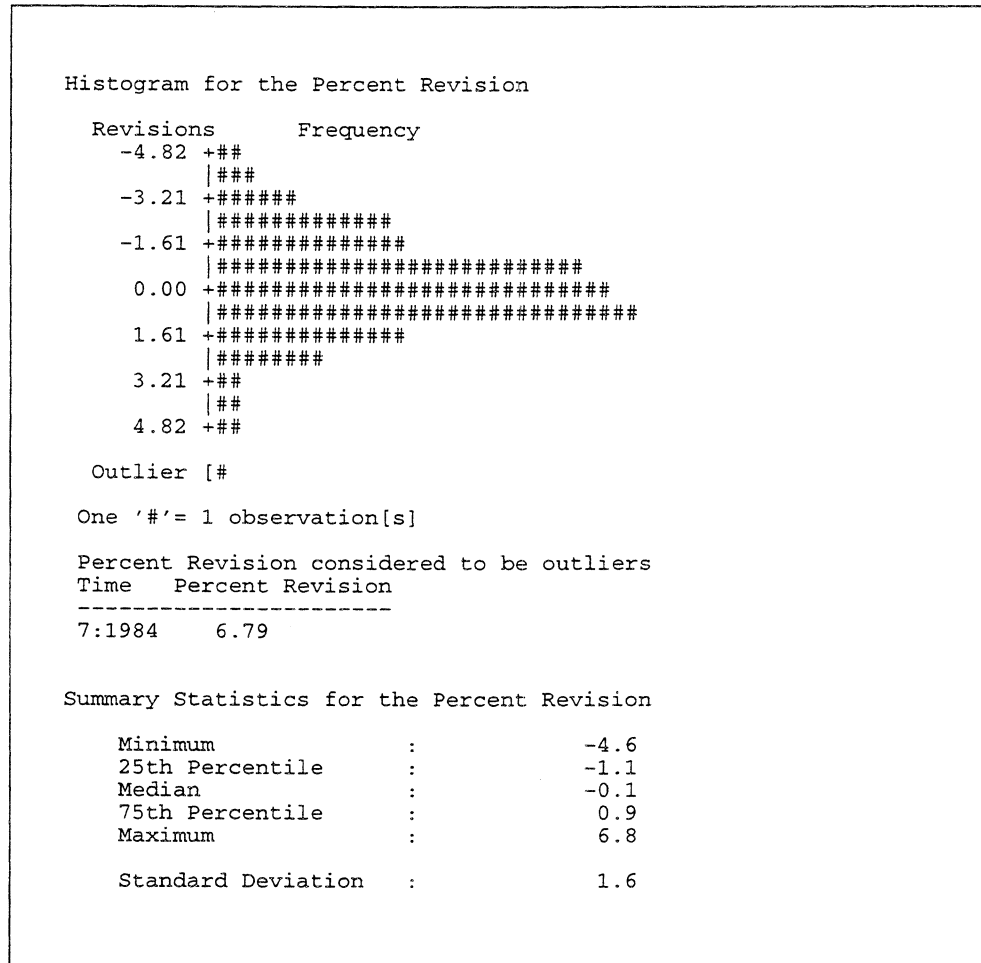
Tabell 4.10: Revisjonene > 4%.

Sesongjusterte tall			Trend		
År	Måned	Revisjon	År	Måned	Revisjon
1985	April	-4,04	1984	Juli	6,79
1988	Juni	4,43	1984	August	4,67
1989	Juni	6,85	1988	May	-4,65
1991	November	4,28	1990	November	-4,49
			1993	Mai	4,07
			1993	Juni	4,56



Figur 4.7: Revisjoner for sesongjusterte tall.

Histogrammene og tabell 4.10 viser at revisjonene ble større med trenden enn med sesongjusterte tallene. Dette kan skyldes store variasjoner av irregulær komponenten som har påvirket trenden ($M1$, $M3$ og $M5$ har vist dette i tabell 4.8). En fordel ved revisjonsanalyse er at vi vet nøyaktig hvilke måneder som har store endringer.



Figur 4.8: Revisjoner for trend.

- Forskjellene mellom sesongjusterte tallene og trendene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.

Trendene og sesongjusterte tallene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er plottet i figurene 4.9 og 4.10. Det er vanskelig å se forskjellene mellom A_t^{X11} og A_t^{X12} , T_t^{X11} og T_t^{X12} ved disse to figurene. Vi innfører

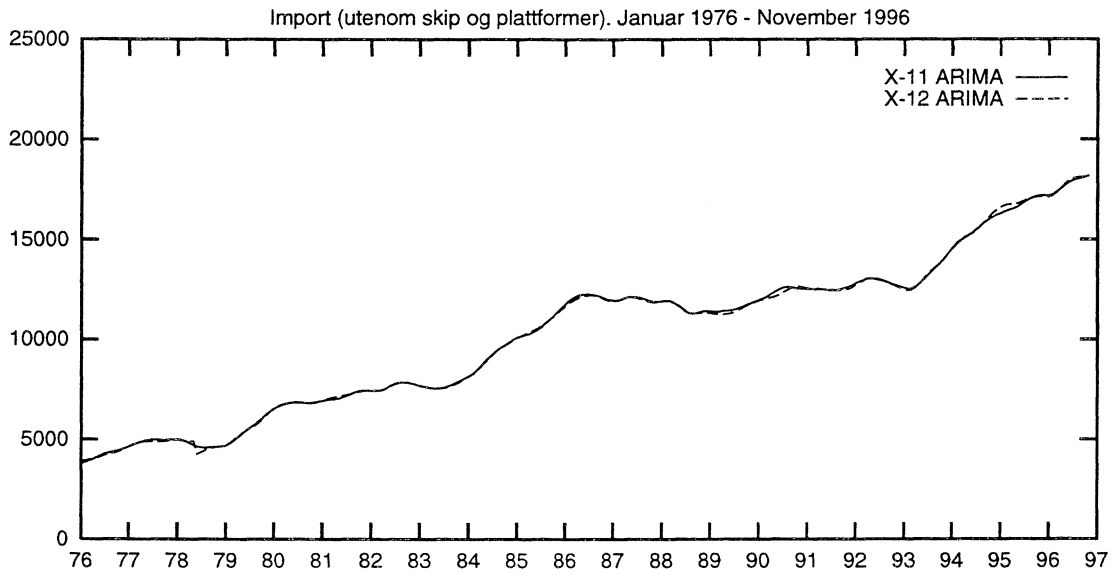
$$D_t^T = \frac{T_t^{X11} - T_t^{X12}}{T_t^{X11}} \times 100\% \quad (4.1)$$

og

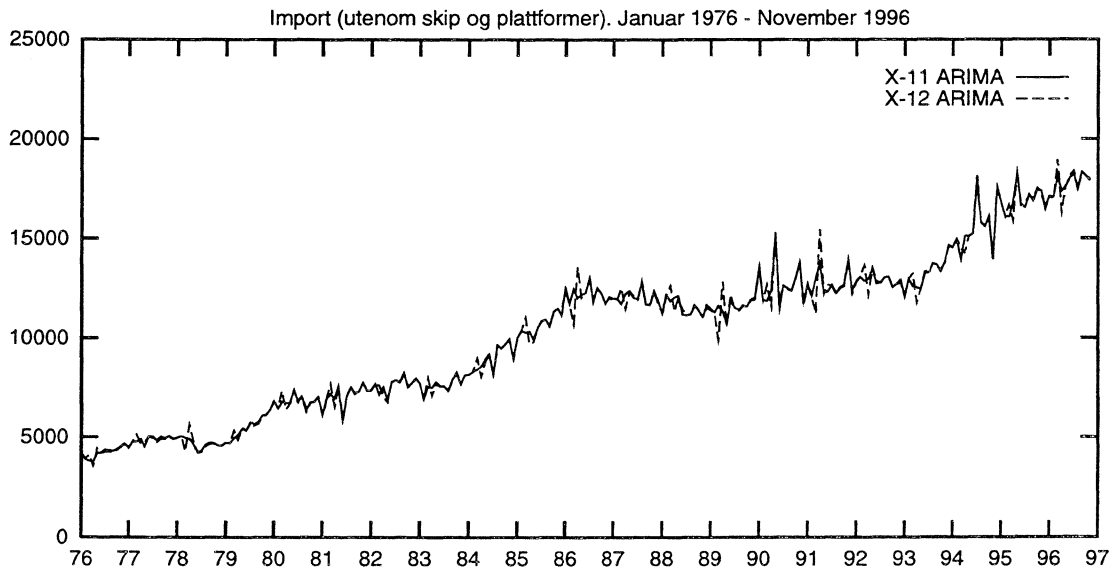
$$D_t^A = \frac{A_t^{X11} - A_t^{X12}}{A_t^{X11}} \times 100\% \quad (4.2)$$

D_t^A er relative differansene av A_t^{X11} og A_t^{X12} i forhold til A_t^{X11} . På samme måte er D_t^T relative differansene av T_t^{X11} og T_t^{X12} i forhold til T_t^{X11} . Store verdier av dem vil vise store avstander mellom de to sesongjusterte seriene eller trendene. Vi har ingen grenseverdi for å si at D_t^A eller D_t^T er stor når D_t^A eller D_t^T faller utenfor denne verdien.

Minimum, maksimum median og kvartiler for disse to størrelsene er vist i tabellene 4.11 og 4.12.



Figur 4.9: Trender fra X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.



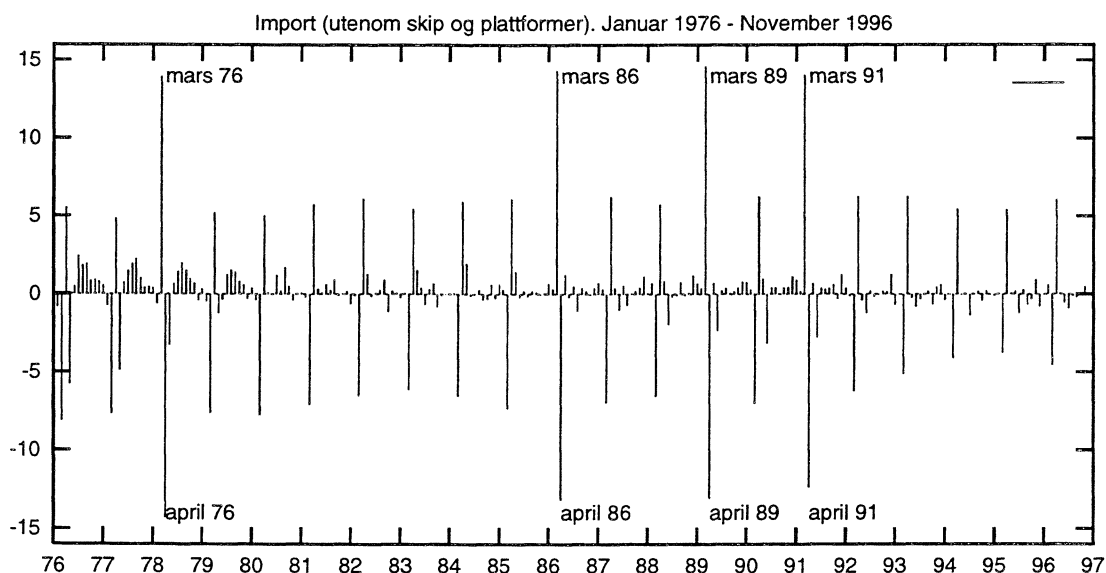
Figur 4.10: Sesongjusterte tall fra X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.

Tabell 4.11: (Minimum, maksimum, medianen og kvartilene for D_t^A)

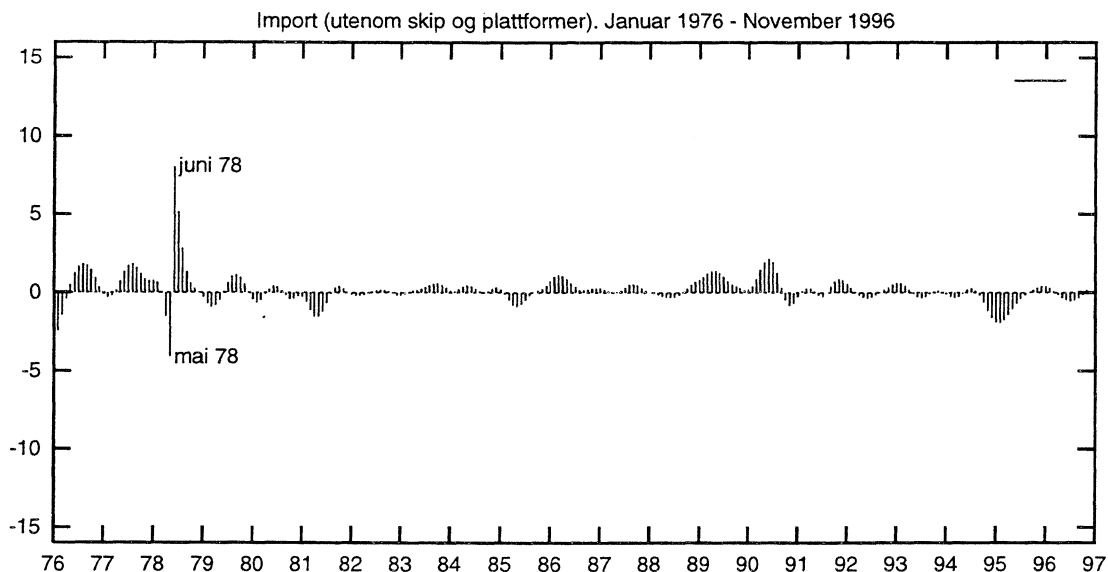
		Ekstreme verdier							
Quantiles				Lavest	Tidspunkt	Høyst	Tidspunkt		
100%	Max	14,63	99%	14,06	-8,14	Mar. 1976	13,95	Mar. 1978	
75%	Q3	0,74	95%	5,78	-14,32	Apr. 1978	14,35	Mar. 1986	
50%	Med	0,22	90%	1,97	-13,17	Apr. 1986	14,63	Mar. 1989	
25%	Q1	-0,30	10%	-2,79	-13,06	Apr. 1989	6,29	Apr. 1990	
0%	Min	-14,32	5%	-6,57	-12,38	Apr. 1991	14,06	Mar. 1991	

Tabell 4.12: (Minimum, maksimum, medianen og kvartilene for D_t^T)

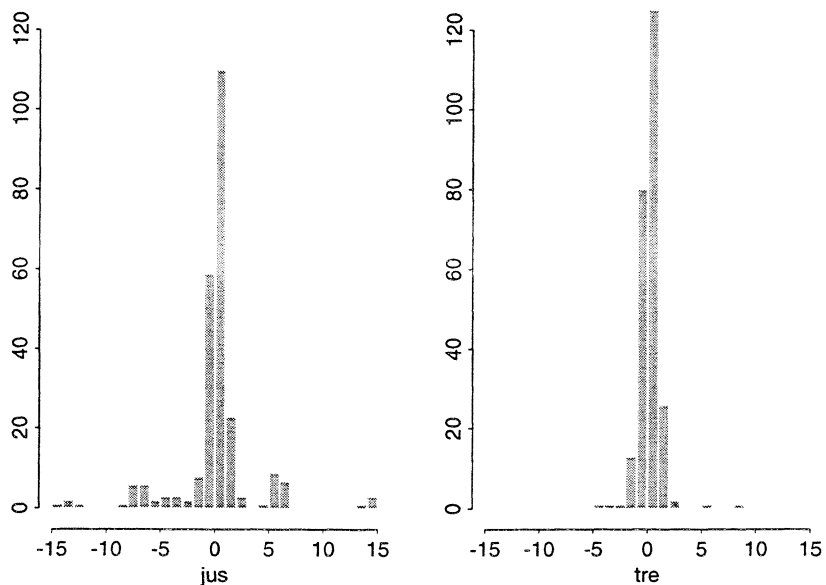
		Ekstreme verdier							
Quantiles				Lavest	Tidspunkt	Høyst	Tidspunkt		
100%	Max	8,02	99%	2,84	-3,41	Jan. 1976	8,02	Jun. 1978	
75%	Q3	0,49	95%	1,46	-2,44	Feb. 1976	5,18	Jul. 1978	
50%	Med	0,14	90%	1,09	-4,07	Mai 1978	2,84	Aug. 1978	
25%	Q1	-0,23	10%	-0,66	-1,88	Jan. 1995	2,17	Jun. 1990	
0%	Min	-4,07	5%	-1,22	-1,92	Feb. 1995	1,95	Jul. 1990	



Figur 4.11: Relativ differanse mellom sesongjusterte tallene ved X-11 og X-12, D_t^A



Figur 4.12: Relativ differanse mellom trendene ved X-11 og X-12, D_t^A



Figur 4.13: Histogrammene av relative differansen for sesongjusterte tall og trend.

Vi ser at D_t^A varierer fra -14,32 til 14,63, der medianen er 0,22. 25% av verdiene til D_t^A er mindre enn -0,30 og 75% er mindre enn 0,74. Histogrammet er vist i figur 4.13. Vi ser av tabell 4.11 og figur 4.11 at mars og april er månedene som har de største verdiene for D_t^A , særlig for årene 1978, 1986, 1989, 1990 og 1991. De er disse årene hvor påskeeffekter blir korrigert av X-11 ARIMA og X-12 ARIMA også.

For trenden varierer D_t^T i et mindre intervall fra -4,07 til 8,02, med medianen lik 0,14. 25% av verdiene til D_t^T er mindre enn -0,23 og 75% er mindre enn 0,49 (se tabell 4.12,

4.12 og figur 4.13). D_t^T har store verdier i mai, juni, juli og august 1978, juni og juli 1990. Dette er tidspunktene hvor intervensjoner har skjedd.

De sesongjusterte tallene for mars og april ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er vist i tabell 4.13. Vi ser at forskjellene i mars og april er store, særlig for årene 1978, 1986, 1989 og 1991. For de andre månedene bortsett fra mars og april er de to sesongjusterte tallene A_t^{X11} og A_t^{X12} nesten like.

Tabell 4.13: Sesongjusterte tall i mars og april ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.

År	Mars			April		
	Rådata	Jus.(X11)	Jus.(X12)	Rådata	Jus.(X11)	Jus.(X12)
76	4476.0	3811.1	4121.6	3565.0	3756.7	3547.8
77	5695.0	4770.1	5136.1	4525.0	4902.3	4664.2
* 78	4652.0	4972.5	4278.8	5226.0	4935.3	5642.2
79	5661.0	4961.0	5340.4	4512.0	5114.0	4847.0
80	7325.0	6812.9	7341.7	6359.0	6728.1	6387.5
81	8031.0	7179.8	7691.1	6321.0	6938.0	6538.8
82	8218.0	7143.0	7610.9	6813.0	7514.9	7054.2
83	8761.0	7532.8	7995.3	6638.0	7473.4	7063.7
84	9353.0	8424.6	8975.4	7476.0	8559.8	8050.7
85	11062.0	10283.1	11040.3	9839.0	10353.7	9719.5
* 86	10650.0	12480.1	10689.1	14234.0	12007.4	13589.4
87	13228.0	11719.4	12535.9	12006.0	12223.9	11458.8
88	14122.4	11848.6	12626.9	11722.0	12039.0	11343.3
* 89	10798.8	11617.9	9917.9	12882.4	11356.5	12840.0
90	13439.3	11864.6	12697.0	11820.0	12356.1	11578.6
* 91	11294.8	13035.2	11201.9	16838.7	13768.7	15472.6
92	14281.2	12854.2	13655.3	13044.8	12959.9	12145.0
93	14338.5	12590.3	13234.3	12583.5	12540.7	11753.8
94	15943.5	13915.9	14494.0	14748.1	15117.8	14294.9
95	17851.6	16079.8	16687.1	15690.7	16779.2	15870.9
96	18876.1	18138.2	18969.7	17441.7	17339.7	16288.1

* : årene som påskeeffekter blir korrigert av X-11 og X-12 ARIMA

4.2 Oppsummering

Vi får samme konklusjoner for sesongjusteringen til importserien ved bruk av X-11 ARIMA og X-12 ARIMA, men i beregningene er det for de følgende punkter som de to programmene gir forskjellige resultater.

1. *Ukedagseffekter og påskeeffekter.* Korrigerede faktorer for ukedagseffekter ved de to programmer er nesten like. Forskjellige metoder for påskeeffekter medførte at påskefaktorer i mars og april ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er helt annerledes (se tabell

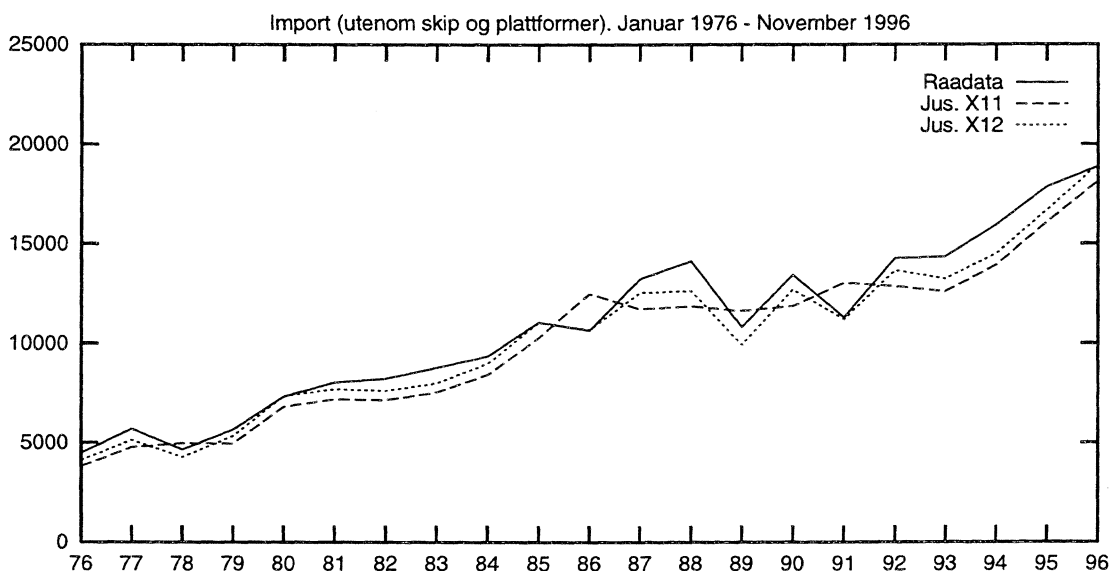
4.3). Den nye metoden for påskekorrigeringen fungerer bedre siden sesongvariasjonene fjernes fra påskeeffekter. Det er en fordel. Vi mangler imidlertid en rutine for å estimere antall dager d før påskesøndag i X-12 ARIMA.

2. *ARIMA modell.* Vi får ikke samme ARIMA modeller. Den $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$ som er valgt i X-11 ARIMA, er også valgt i X-12 ARIMA, men modellen $(2\ 1\ 2)(0\ 1\ 1)$ gir bedre tilpasninger til data.

3. *Intervensjoner.* X-11 ARIMA estimerer ikke for intervensjoner. Vi får gode forklaringer for intervensjoner i X-12 ARIMA.

4. *Framskrivninger.* Begge programmer bruker ARIMA modeller for å beregne framskrivninger, men X-12 ARIMA gir bedre framskrivninger, siden intervensjoner er fjernet før beregninger.

5. *De 11 målene $M1$ - $M11$ og Q -verdi.* Det er 8 av 11 mål der X-12 ARIMA gir lavere verdier enn for X-11 ARIMA (se tabell 4.8). Vi får mindre variasjoner for irregulær komponenten I_t^{X12} og trenden T_t^{X12} blir ikke forstyrret av bevegelsene til I_t slik som trenden ved X-11 ARIMA. Dessuten er sesongmønsteret S_t^{X12} mer stabilt enn S_t^{X11} , særlig for de siste årene.

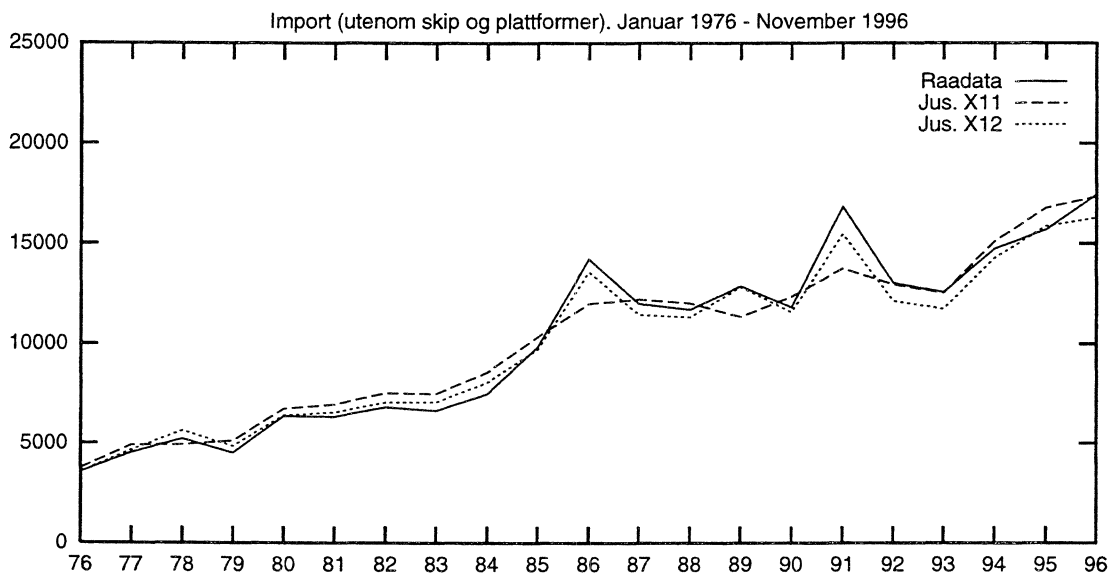


Figur 4.14: Rådata og sesongjusterte tall A_t^{X11} og A_t^{X12} for mars måned.

6. *Sesongkomponent.* X-11 ARIMA og X-12 ARIMA gir nesten samme sesongfaktorer for alle månedene bortsett fra mars og april, der er forskjellene store. Gjennomsnittet for \bar{S}_t^{X11} i mars og april er 112,3 og 95,0 mens for \bar{S}_t^{X12} er det lik 105,2 og 100,8 henholdsvis. De sesongjusterte tallene A_t^{X11} og A_t^{X12} i mars og april måneder er helt annerledes (se tabell 4.13), særlig for årene 1978, 1986, 1989 og 1991. Dette er et problem for publisering av sesongjusterte tall hvis X-12 ARIMA skal erstatte X-11 ARIMA. A_t^{X11} , A_t^{X12} og rådata Y_t i mars og april fra 1976 til 1996 er plottet i figurene 4.14 og 4.15. Vi ser at for mars 1976, 1978, 1986, 1989 og 1991 er $A_t^{X11} > Y_t > A_t^{X12}$. For de andre årene er $Y_t > A_t^{X12} > A_t^{X11}$. For april er det omvendt.

7. *Trend.* Sammenlignet med de sesongjusterte tallene er trendene T_t^{X11} og T_t^{X12} nesten

like. De er litt forskjellige i tidspunkter der intervensjoner oppstod. Siden vi publiserer trend bare med figur er det nesten ingen forskjell når X-11 ARIMA eller X-12 ARIMA brukes for sesongjustering.



Figur 4.15: Rådata og sesongjusterte tall A_t^{X11} og A_t^{X12} for april måned.

8. *Sliding spans.* Resultatene viser at X-12 ARIMA gir bedre sesongjusterte tall enn X-11 ARIMA.

For å summere opp mener vi at X-12 ARIMA fungerer bedre både metodisk og praktisk sammenliknet med X-11 ARIMA.

Kapittel 5

Sesongjustering for eksport av varer utenom skip, plattformer, råolje og naturgass

Vi presenterer her resultater for sesongjustering av eksportserien ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.

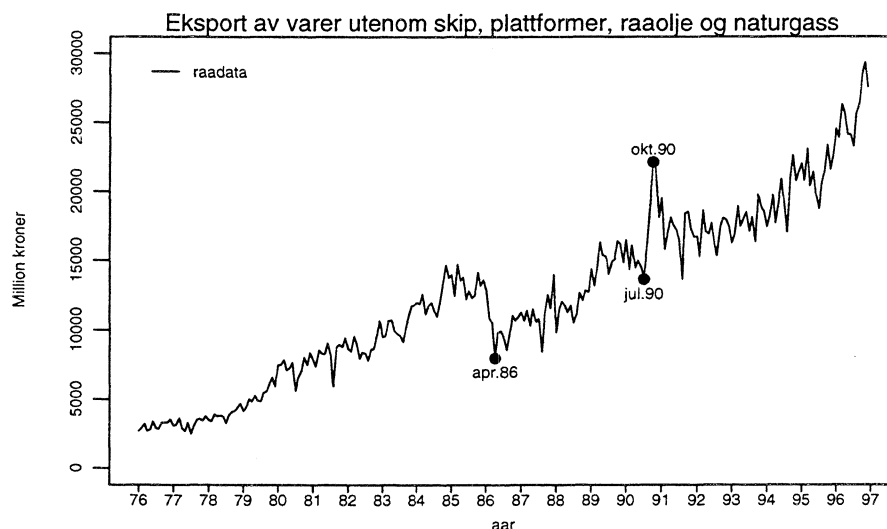
5.1 Beskrivelse av data

Dataene er hentet fra NORMAP'EKS.VETSO.VR.U i perioden fra januar 1976 til desember 1996. I alt er det 252 observasjoner. Rådata er plottet i figur 5.1. Verdiene på y-aksen er i million kroner. Kurven er en voksende funksjon med tiden. Rådata bør derfor transformeres til logaritmisk skala før vi sesongjusterer. April 1986, juli 1990 og oktober 1990 er blant de laveste og høyeste verdiene i rådata. Vi ser at det er mange ekstremverdier i rådata. Deres tidspunkter og effekter skal estimeres og fjernes før en sesongjusterer serien.

5.2 Resultater

- Prekorrigering

- X-11 ARIMA. Vi bruker default opsjoner i programmet for å estimere effektene av ukedager og påske. Rådata blir prekorrigert for hver enkel effekt dersom sin F -test er signifikant.
- X-12 ARIMA. Rådataene blir prekorrigert for effektene av ukedager, påske og intervensjoner med default opsjoner. Prekorrigeringen blir utført når F -test er signifikant. I bilsalg og importserien har vi antatt at $\hat{d}^{X12} = \hat{d}^{X11}$ i påskekorrigeringen, siden rutinen for å estimere \hat{d} ikke fungerte bra. Rutinen er nå rettet opp. Vi vil beregne \hat{d} fra dataene slik som i X-11 ARIMA i dette kapitlet.



Figur 5.1: Rådata av eksportserien

- Ukedagseffekter

Testen for ukedagseffekter ved X-11 ARIMA er signifikant i 1% nivået med $F = 12,1$ (Findley, Brain, Holly and Marian (1990) har vist at F -testen for ukedagseffekter i X-11 ARIMA kan være mangelfull dersom $F < 15$. Det var mange tilfeller der korrigeringen for ukedagseffekter med lave F verdier, har ført til store endringer fra måned til måned og fra år til år i den sesongjusterte serien. Rådata i dette tilfellet bør derfor ikke prekorrigeres). Resultatene for X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er vist i tabell 5.1.

Tabell 5.1: Ukedagseffekter

Program	Resultat
X-11 ARIMA	signifikant i 1% nivået, $F=12,1$
X-12 ARIMA	signifikant med $\chi^2=45,4$. p -verdi=0,00

I estimeringen for ukedagseffekter ved X-12 ARIMA er det to kommandoer `td` og `lom` som kan brukes.

- `td`: anbefales for *flow serie*¹ og når kommandoen `transform`² er brukt. I dette tilfellet er skuddårseffekter fjernet før en utfører transformasjonen. Rådataene blir dividert med lp_t faktorene

$$\begin{aligned}
 lp_t &= 28, 25/29 && \text{når } t \text{ er februar i skuddår} \\
 lp_t &= 28, 25/28 && \text{når } t \text{ er februar i vanlig år} \\
 lp_t &= 1 && \text{når } t \text{ ikke er februar}
 \end{aligned}$$

¹Bilsalg data er en flow serie, fordi tall i en januar måned er summen av antall biler som blir solgt på ukedager i denne måneden

²brukes for multiplikativ modell

- lom og td6: anbefales når vi vil kjøre med en additiv modell. Rådata blir korrigert med faktorene $N_t - \bar{N}$, hvor N_t er lengden av måned t . $\bar{N} = 30,4375$.

Vi bruker kommandoen td for eksportserien.

- Påskeeffekt

- X-11 ARIMA. F -test viser at påskeeffekter ikke er signifikant i 10% nivået ($F = 2,61$). Rådata blir dermed ikke korrigert for påskeeffekten. Vi får $\hat{d} = 8$.
- X-12 ARIMA. Testen viser at påskeeffekten er signifikant med $t = -4,47$. Vi får også $\hat{d} = 8$. Påskedagene er perioden fra og med lørdag i uka før påskeuka til og med 2. påskedag. I alt er det 10 dager.

I påskeskorrigeringen ved X-12 ARIMA får en kun 3 verdier til \hat{d} . Det er 1, 8 eller 15. Siden det er vist at det er nesten ingen signifikant differanse mellom $\hat{d} = 1$ og $\hat{d} = 2, 3, 4, 5, 6$, eller mellom $\hat{d} = 8$ og $\hat{d} = 9, 10, 11, 12, 13, 14$.

Resultater er vist i tabell 5.2.

Tabell 5.2: Påskeeffekter

Program	Resultat
X-11 ARIMA	ikke signifikant i 10% nivået, $F = 2,62$
X-12 ARIMA	signifikant med $t = -4,47$

Vi bruker symbolene X-11 for X-11 ARIMA og X-12 for X-12 ARIMA. Påskefaktorene E_t^{X11} og E_t^{X12} er gitt i tabell 5.3. De blanke feltene er 100%. Vi ser at differansene $|E_t^{X11} - E_t^{X12}|$ er høye, opptil 3,4% for årene 1976, 1977, 1979, 1981, 1982, 1984, 1987, 1990, 1992, 1993 og 1995. Dette kan føre til store avstander mellom de to sesongjusterte tallene for disse tidspunktene.

Tabellen nedenfor viser at de 21 årene er delt i de samme klassene, men med forskjellige faktorer. Før 1980 er faktorene som beregnes fra X11 høyere, mens etter 1980 er det omvendt.

Klassifisering av årene etter påskefaktorene

Påskefaktor		År
X11	X12	
96,1	95,4	78, 86, 89 og 91
97,6	97,3	83, 88 og 94
99,0	100,3	80
99,5	101,3	85 og 96
100,0	103,4	76, 77, 79, 81, 82, 84, 87, 90, 92, 93 og 95

Tabell 5.3: Påskefaktorene for X11 og X12.

År	Mars			April		
	X11	X12	diff.	X11	X12	diff.
1976		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1977		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1978	96,1	95,4	0,7%	103,9	104,8	-0,9%
1979		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1980	99,0	100,3	-1,3%	101,0	99,7	1,3%
1981		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1982		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1983	97,6	97,3	0,3%	102,4	102,7	-0,3%
1984		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1985	99,5	101,3	-1,8%	100,5	98,7	1,8%
1986	96,1	95,4	0,7%	103,9	104,8	-0,9%
1987		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1988	97,6	97,3	0,3%	102,4	102,7	-0,3%
1989	96,1	95,4	0,7%	103,9	104,8	-0,9%
1990		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1991	96,1	95,4	0,7%	103,9	104,8	-0,9%
1992		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1993		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1994	97,6	97,3	0,3%	102,4	102,7	-0,3%
1995		103,4	-3,4%		96,7	3,3%
1996	99,5	101,3	-1,8%	100,5	98,7	1,8%
Framskrivinger						
1997		95,4	4,6%		104,8	-4,8%

- ARIMA modell

For X-11 ARIMA velges modellen $(0,1,1)(0,1,1)$, mens for X-12 ARIMA er den $(0,1,2)(0,1,1)$. Vi ser at det er et støyledd mer i den modellen fra X-12 ARIMA. Estimerte parametre er vist i tabell 5.4.

- Intervensjoner

Vi bruker default opsjoner i estimeringen for intervensjoner. Tidspunktene og typene er listet ut i tabell 5.5.

Vi ser at rådata er blitt korrigert med AO typer i juli 1980, august 1981, april 1986 og januar 1988, mens med LS typer i januar 1980 og august 1990. En grunn som førte til disse ekstremverdiene i rådata er høy eller lav oljepris. Tabell 5.5 tolkes slik: La Y'_t være dataene etter å ha korrigert for effektene av ukedager og påske. Denne serien blir korrigert opp i juli 1980 med $exp(0, 2025)$, august 1981 med $exp(0, 2465)$, april 1986 med

Tabell 5.4: ARIMA modeller

Program	Modell	$\hat{\theta}_i$	$\hat{\Theta}$
X11	(0 1 1)(0 1 1)log	0,453	0,814
X12	(0 1 2)(0 1 1)log	0,508 (0,063) -0,103 (0,063)	0,812

Tallene i parentesene er standardavvikene
X-11 ARIMA lister ikke ut standardavvikene for parametrene

Tabell 5.5: Intervensjoner.

Tidspunkt	Type	Estimater	std. avvik	t-verdi	Forklaring
Jan. 1980	LS	0,1964	0,0532	3,69	
Jul. 1980	AO	-0,2025	0,0515	-3,93	Lav olje og gass eksport
Aug. 1981	AO	-0,2465	0,0513	-4,80	Lav olje og gass eksport
Apr. 1986	AO	-0,3606	0,0531	-6,79	Drastisk fall i råoljepris
Jan. 1988	AO	-0,1934	0,0511	-3,78	Overgang til ny nomenklatur
Aug. 1990	LS	0,2250	0,0527	4,27	Gulfkrigen høy oljepris

$exp(0,3606)$ og januar 1988 med $exp(0,1934)$. Deretter er

- alle månedene fra januar 1976 til og med desember 1979 er justert opp med $exp(0,1964)$.

- alle månedene fra januar 1976 til juli 1990 er justert opp med $exp(0,2250)$.

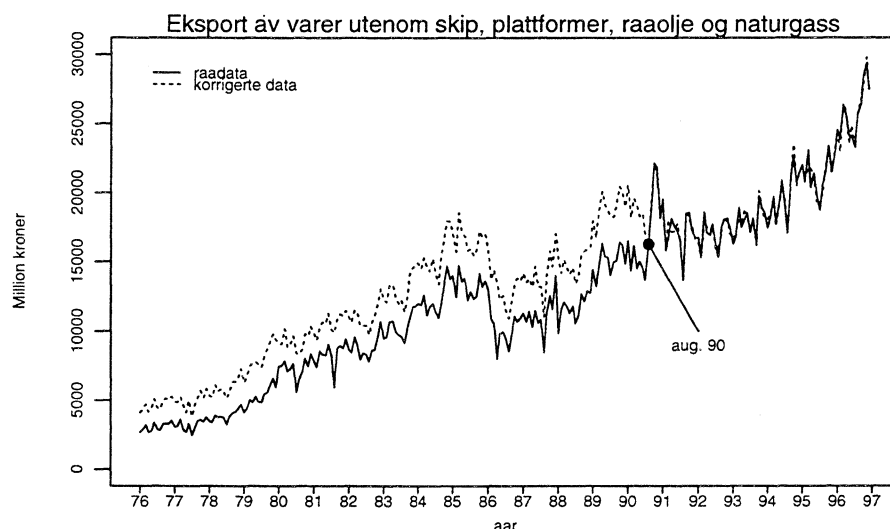
La Y_t'' være dataene etter å ha korrigert Y_t' for intervensjonene. Y_t'' beregnes slik

$$Y_t'' = Y_t' + Y'_{jul.80} e^{0,2025} + Y'_{aug.81} e^{0,2465} + Y'_{apr.86} e^{0,3606} + Y'_{jan.88} e^{0,1934} + Y'_{t \in [jan.76, des.79]} e^{0,1964} + Y'_{t \in [jan.76, jul.90]} e^{0,2250} \quad (5.1)$$

Vi ser av ligning (5.1) at juli 1980, august 1981, april 1986 og januar 1988 er blitt korrigert opp to ganger, en gang med AO og en gang med LS typen.

Rådata og korrigerede data etter effektene av ukedager, påske og intervensjoner er vist i figur 5.2. Fra januar 1976 til august 1990 er de korrigerede dataene høyere enn rådata.

La $Y_t''^{X11}$ og $Y_t''^{X12}$ være korrigerede data for effektene av ukedager, påske og intervensjoner ved X11-ARIMA og X-12 ARIMA. $Y_t''^{X11}$ og $Y_t''^{X12}$ brukes som input for å estimere trend, sesongkomponent og irregulær komponent. Vi ser at i intervallet [januar 1976, august 1980] er $Y_t''^{X12}$ høyere enn $Y_t''^{X11}$ ellers er $Y_t''^{X12} \approx Y_t''^{X11}$. Trenden som estimeres fra $Y_t''^{X12}$ må justeres ned med samme nivå som vi har korrigert opp for intervensjon-effekter, mens sesongmønsteret er ikke påvirket av intervensjon-effekter.



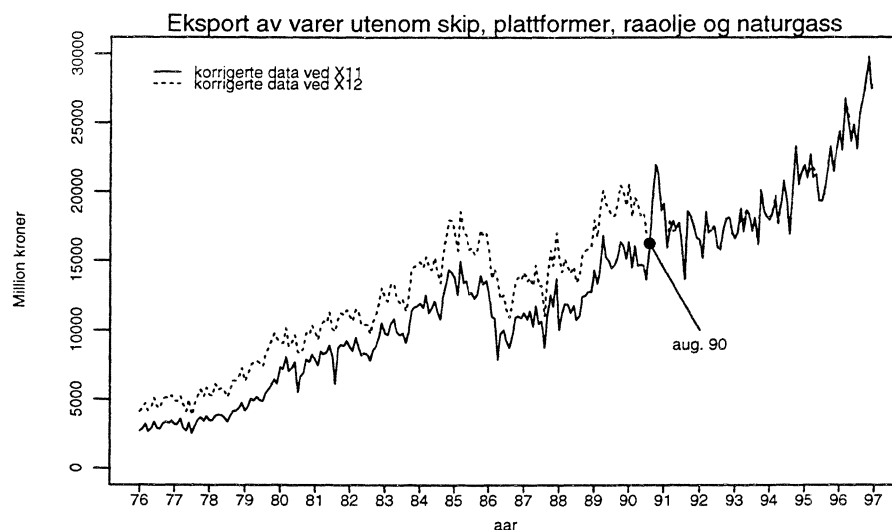
Figur 5.2: Rådata og korrigerede data for effektene av ukedager, påske og intervensjoner.

- Framskrivinger

La F_t^{X11} og F_t^{X12} være framskrivningene som beregnes fra X-11 ARIMA og X-12 ARIMA. Deres verdier er vist i tabell 5.6. Vi ser at framskrivningene F_t^{X11} og F_t^{X12} i mars 1997 er store henholdsvis 29 728 og 26 939. For april er $F_t^{X11}=27\,956$ og $F_t^{X12}=30\,404$. Forklaringen for dette er den samme som i importserien. For de andre månedene er $F_t^{X11} \approx F_t^{X12}$. Vi får ikke 95% konfidensintervaller for F_t^{X11} .

Tabell 5.6: Framskrivinger og 95% konfidensintervaller.

År	måned	X11		X12	
		F_t	Nedre	F_t	Øvre
1997	januar	28 083	25 787	29 165	32 985
	februar	26 845	23 566	26 986	30 904
	mars	29 728	23 037	26 939	31 502
	april	27 956	25 590	30 404	36 124
	mai	28 060	23 411	28 180	33 922
	juni	28 158	23 044	28 110	34 290
	juli	26 664	22 335	27 600	34 107
	august	26 650	20 873	26 105	32 649
	september	29 296	23 281	29 440	37 229
	oktober	31 781	25 406	32 503	41 583
	november	30 988	23 158	29 924	38 667
	desember	30 723	23 515	30 693	40 063



Figur 5.3: Korrigerede data ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA

- Tester for sesongmønster og sesongbevegelser

Testene for sesongmønster og sesongbevegelser ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA er beskrevet i tabell 5.7. Vi ser at begge programmer gir samme resultater. Trenden eller sesongjusterte tall blir dårlige hvis sesongmønsteret beveger seg med tid.

Tabell 5.7: Tester for sesongmønster og sesongbevegelser ved X11 og X12

Program	Test	F-verdi	df	Resultat
X11	sesongmønster	22,5	11	signifikant i 0,1% nivået
	sesongbevegelser	1,1	10	ikke signifikant
X12	sesongmønster	29,6	11	signifikant i 0.1% nivået
	sesongbevegelser	1,1	10	ikke signifikant

- Kvalitetsmål og tolkning for X-11 ARIMA

Tabell 5.8 viser $M1 - M11$ for begge programmer. Disse målene vil vi heller bruke for å vurdere kvaliteten til sesongjusteringen ved X-11 ARIMA sammenliknet med X-12 ARIMA.

Vi får store verdier for $M1$ ($M1 = 2,694$). Dette betyr at det relative bidraget fra I_t kan være for høyt i forhold til det relativt bidraget fra S_t eller fra T_t . Vi kan få en dårlig estimering for T_t eller S_t på grunn av dette. $M3$ og $M5$ er de to målene som kobler irregulær komponenten og trenden. Siden de er mindre enn 1, er det ingen tegn på at trenden blir forstyrret av store variasjoner fra den irregulære komponenten. Vi får også lav verdi for $M6$ ($M6 = 0,339$). Dette viser at endring fra år til år i I_t i forhold til S_t , er ikke for lav eller for høy slik at det blir vanskelig å skille I_t perfekt fra S_t . Figur 5.4 viser den irregulære komponenten slik den estimeres fra X-11 ARIMA. Det er mange høye og

Tabell 5.8: Kvalitetsmål.

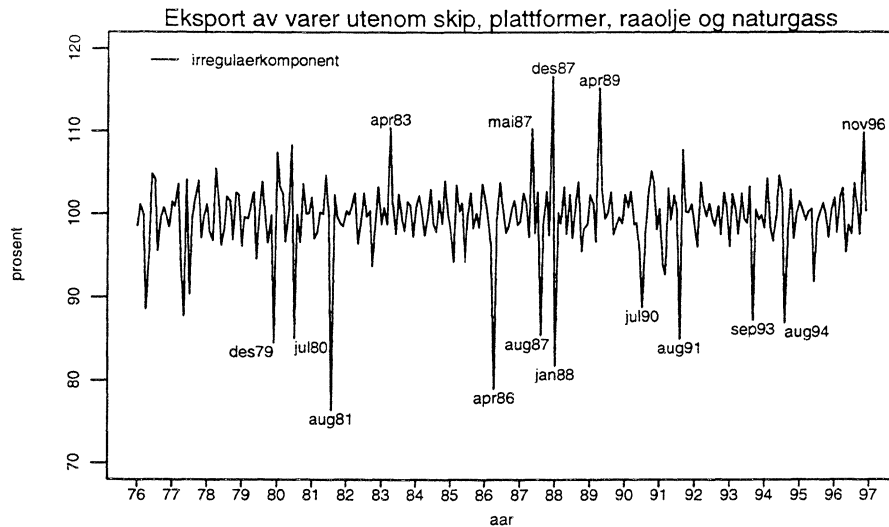
M_i	Forklaringer	X11	X12
$M1$	Relativt bidrag fra I_t i den sesongjusterte tidsrekken	2,694	1,743
$M2$	Relativt bidrag fra I_t til den stasjonære delen av variansen	0,548	0,513
$M3$	Endring fra måned til måned i I_t i forhold til endring i TC_t	0,479	0,473
$M4$	Mål på autokorrelasjonen i I_t	0,136	0,213
$M5$	Antallet måneder for at endringen i T_t skal bli større enn endringen i I_t	0,579	0,564
$M6$	Graden av år til år endring i I_t i forhold til S_t	0,339	0,399
$M7$	Grad av bevegelig sesongvariasjon i forhold til stabil sesongvariasjon	0,477	0,414
$M8$	Grad av fluktasjoner i S_t	1,120	1,009
$M9$	Grad av lineær bevegelse i S_t i hele serien	0,278	0,285
$M10$	Samme som (8) men bare for de siste årene	1,257	0,947
$M11$	Samme som (9) men bare for de siste årene	1,165	0,705
Q		0,810	0,630

lave punkter i serien. Forklaringene for dem beskrives i det følgende:

- Juli 1980 Lav olje og gass eksport(*)
- August 1981 Lav olje og gass eksport(*)
- April 1983 Påskeeffekt
- April 1986 Drastisk fall i råoljepris
- August 1987 Lav olje og gass eksport(*)
- Desember 1987 som i januar 1988 overgang til ny nomenklatur 1. jan. 1988
- April 1989 Påskeeffekter
- August 1991 Lav olje og gass eksport(*)
- September 1993 Lav olje og gass eksport(*)

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

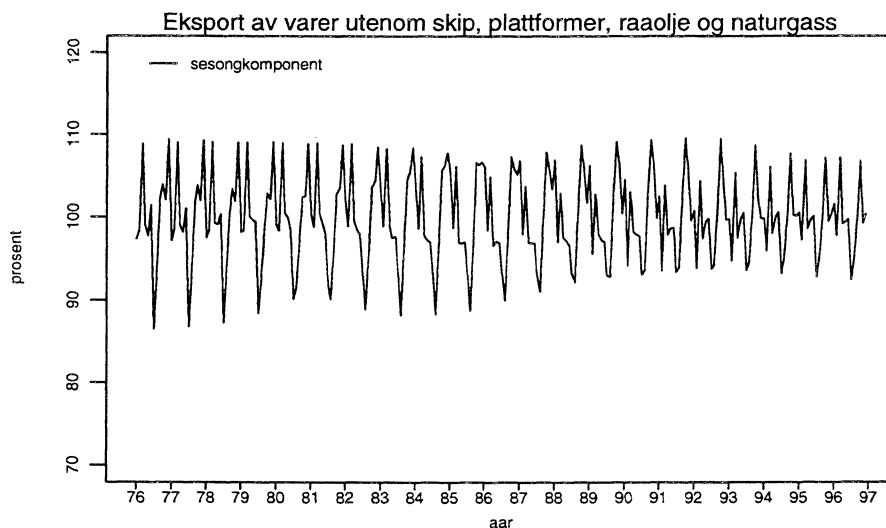
Vi ser at de lave eller høye oljeprisene har ført til mange ekstrepunkter i I_t , mens målet $M4$ viser at I_t er en hvit støy prosess. En konklusjon for $M1$ er at selv om vi får store verdier for $M1$ blir ikke kvaliteten til sesongjusteringen mindre. Lave verdier for $M7$, $M9$ og store verdiene for $M8$, $M10$, $M11$ kan tolkes slik: Sesongmønsteret er klart men det er store fluktasjoner i sesongkomponenten slik at S_t ikke kan være stabil lenger og variasjonene i de siste årene kan følge en stokastisk prosess. Figur 5.5 viser sesongfaktorene fra måned til måned i 21 år (1976-1996), mens figur 5.6 viser sesongfaktorene fra år til år i 12 måneder (januar, februar, ..., desember). Vi ser at januar og desember har



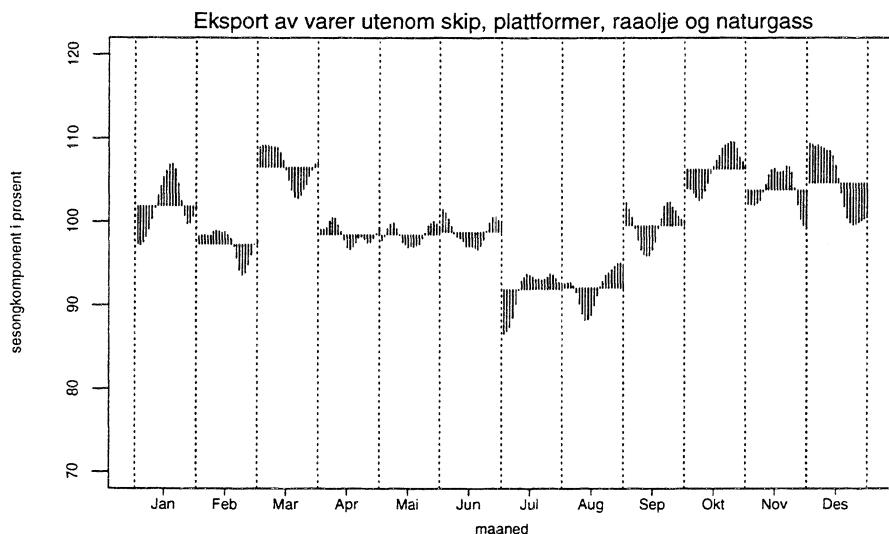
Figur 5.4: Irregulær komponent ved X-11 ARIMA

relative større endringer fra år til år sammenlignet med de andre månedene. Dette vises ved deres standaravvik i figur 5.7.

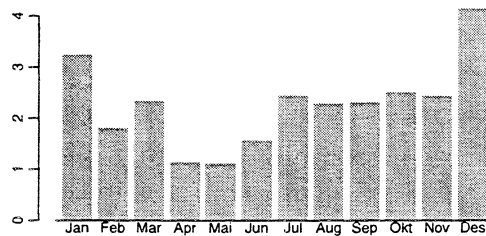
Selv om de 11 målene $M1$ til $M11$ i X-12 ARIMA ikke skal brukes for å vurdere kvaliteten til sesongjusteringen, gir de oss informasjon om serien vi analyserer. Vi ser at $M1^{X12} > 1$ men målet er mye mindre enn $M1^{X11}$. De to målene $M10^{X11}$ og $M11^{X11}$ er større enn 1, mens $M10^{X12}$ og $M11^{X12}$ mindre enn 1. Dette vil si at sesongkomponenten S_t^{X12} har mindre variasjoner i de siste årene sammenlignet med S_t^{X11} .



Figur 5.5: Sesongfaktorene fra måned til måned i 21 år, ved X-11 ARIMA



Figur 5.6: Sesongfaktorene fra år til år i 12 måneder, ved X-11 ARIMA



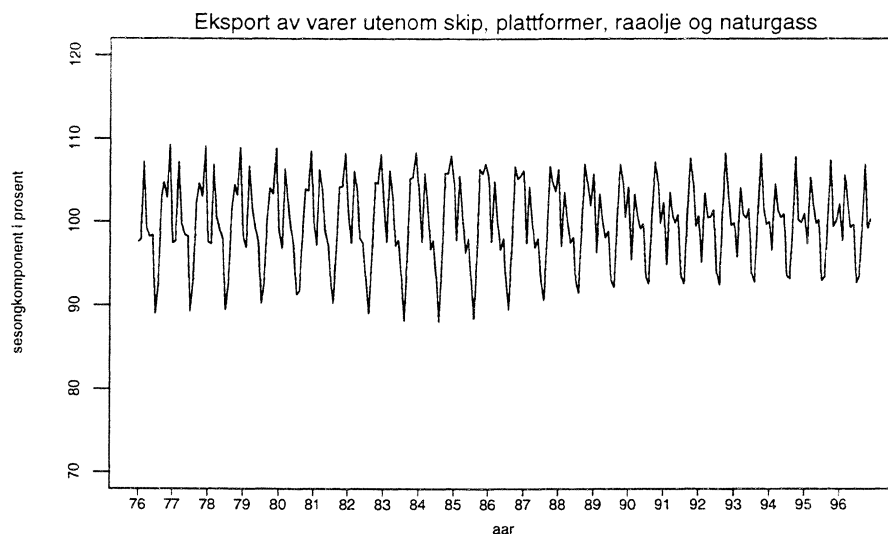
Figur 5.7: Standardavvik for sesongkomponenten i 12 måneder

- Sliding spans ved X-12 ARIMA

”Sliding spans” metoden er beskrevet i kapittel 2. Det er 4 delvis overlappende delmengder som blir valgt av programmet. De er

- span 1 : fra januar 1986 til desember 1993
- span 2 : fra januar 1987 til desember 1994
- span 3 : fra januar 1988 til desember 1995
- span 4 : fra januar 1989 til desember 1996
- hele serien : fra januar 1976 til desember 1996

Antall observasjoner for hver span er 96, mens for hele serien er det 252 observasjoner. Rådata i de 4 spans sesongjusteres ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA med samme opsjoner som vi har brukt for de originale data. $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$ fra begge to programmer er listet ut i tabell 5.9. I tabell 5.9 betyr 21 av 108 at det er 21 av 108 observasjoner som faller utenfor terskelverdien 0,03. Dette utgjør 19,4%. Sammenlignet med grenseverdiene for $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$ i tabell 2.1 får vi en bedre sesongjustering for eksportserien ved X-12 ARIMA enn ved X-11 ARIMA.



Figur 5.8: Sesongfaktorene fra måned til måned i 21 år, ved X-12 ARIMA

Tabell 5.9: $S\%$, $MM\%$ og $YY\%$ med terskelverdi=0,03

	X-11 ARIMA	X-12 ARIMA
$S\%$	21 av 108 (19,4%)	9 av 108 (8,3%)
$A\%$	22 av 108 (20,4%)	17 av 108 (15,7%)
$MM\%$	38 av 107 (35,5%)	38 av 107 (35,5%)
$YY\%$	18 av 96 (18,8%)	16 av 96 (16,7%)

Vi ser i figurer 5.9 and 5.10 at variasjoner av sesongkomponentene i januar og desember ved X-12 ARIMA er mye større enn de andre månedene.

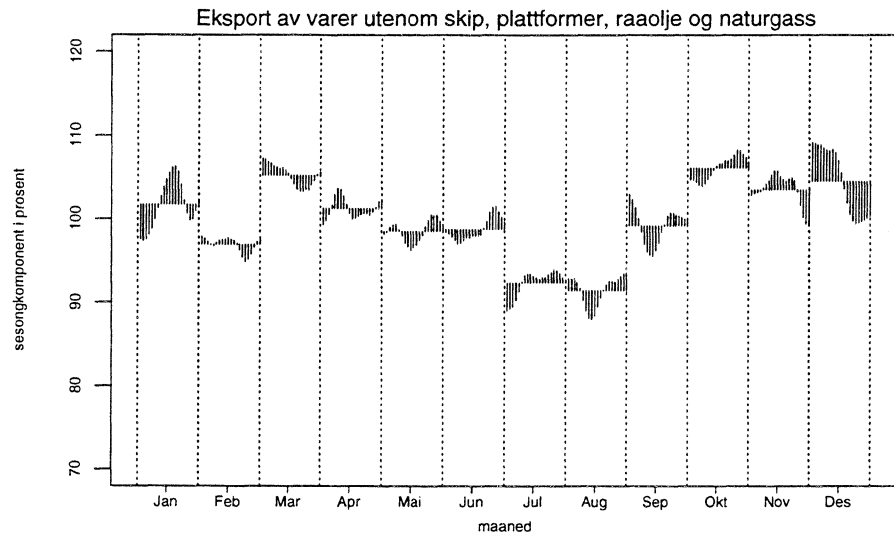
5.3 Oppsummering

Vi får motsatt konklusjon om påskeeffekt. Testen viser at effekten er signifikant bare ved X-12 ARIMA. Rådata blir dermed korrigert for både effektene av ukedager og påske før å sesongjustere. Mens det er bare ukedagseffekter som blir korrigert fra rådata ved X-11 ARIMA. Dermed har vi fått litt forskjellige tall for den sesongjusterte serien i mars og april i noen år.

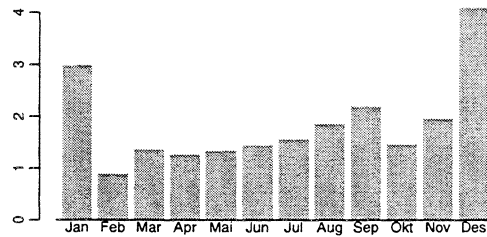
Ved å anvende intervensjonsanalyse gir X-12 ARIMA mer informasjon om endringene i rådata (se tabell 5.5) og korrigeringen for ekstreme verdier er mer effektiv.

ARIMA modellen er ikke helt den samme i begge to programmer. Forskjellen er bare et støy ledd mer i X-12 ARIMA. Det gir ingen betydning for framskrivinger bortsett fra for mars og april 1997 som skyldes påskekorrigeringen.

Tabell 5.9 viser at revisjoner av sesongjusterte tall er litt mindre ved X-12 ARIMA.

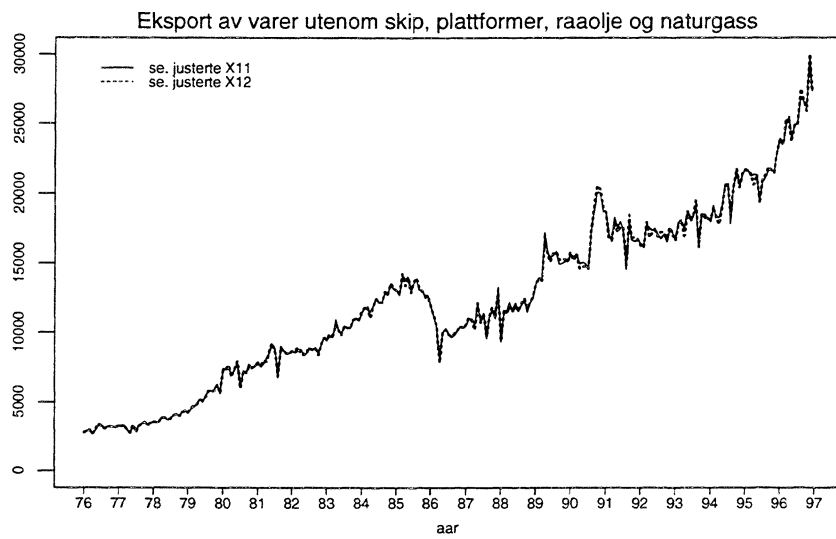


Figur 5.9: Sesongfaktorene fra år til år i 12 måneder, ved X-12 ARIMA

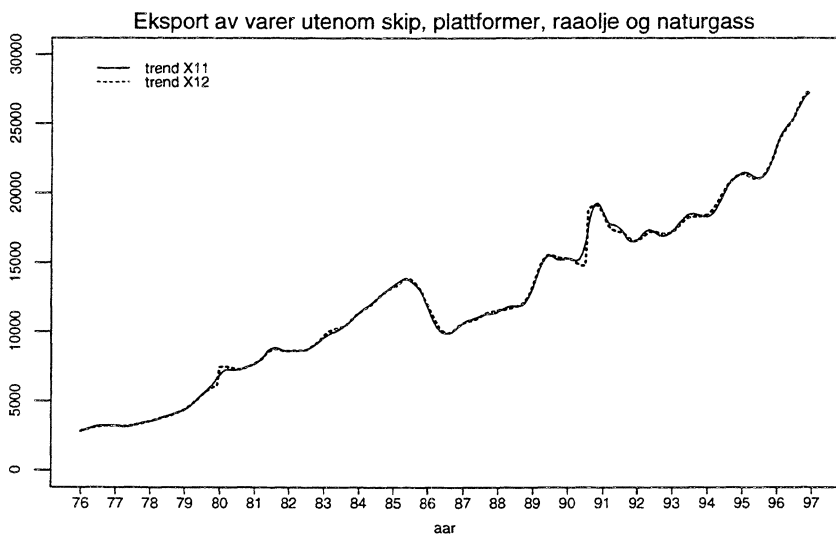


Figur 5.10: Standardavvikler for sesongkomponenten i 12 måneder

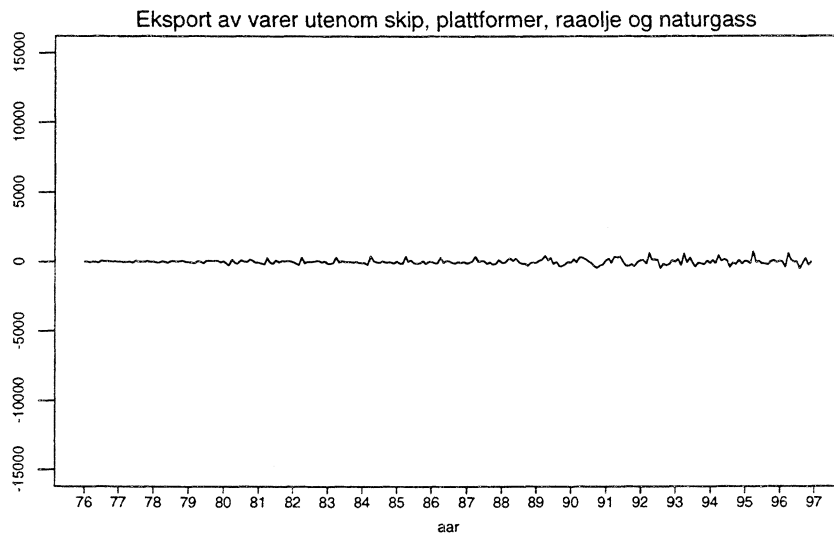
Stort sett får vi samme resultat for eksportserien ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA.



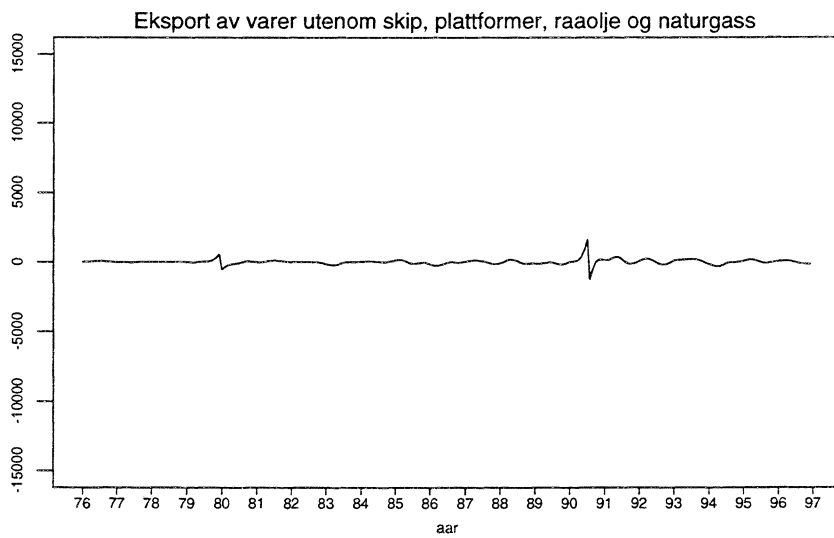
Figur 5.11: Sesongjusterte tallene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA



Figur 5.12: Trender ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA



Figur 5.13: Differansen mellom sesongjusterte tallene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA



Figur 5.14: Differansen mellom trendene ved X-11 ARIMA og X-12 ARIMA

Appendiks A

Kvalitets mål i X-11 ARIMA

X-11 ARIMA programmet lister ut i tabell F.2 en liste med 11 mål $M1 - M11$, hvor deres verdier varierer fra 0 til 3. For verdier under 1 er kvaliteten tilfredstillende. Kvaliteten blir dårligere når M_i går mot 3. Formlene for $M1 - M11$ er gitt i notatet av J. Lothian og M. Morry (1978.c). La T_t , S_t og I_t være trenden, sesongkomponenten og irregulærkomponenten i en tidsserie. A_t er den sesongjusterte serien. De 11 målene beskrives i det følgende.

- $M1$: *Relativt bidrag fra I_t i den totale variasjonen.* La

$$\bar{I}(k)^2 = \frac{1}{N-k} \sum_{t=k+1}^N (I_t - I_{t-k})^2$$

$\bar{I}(k)^2$ er den totale variasjonen i lag k fra I_t . For de originale dataene er beregnet ved

$$\bar{O}'(k)^2 = \bar{T}(k)^2 + \bar{S}(k)^2 + \bar{I}(k)^2$$

der $\bar{T}(k)^2$ og $\bar{S}(k)^2$ beregnes på samme måte som $\bar{I}(k)^2$, fra tabellene D12 og D10. Det relative bidraget fra I_t i forhold til originale dataene er

$$R_{I(k)} = \frac{\bar{I}(k)^2}{\bar{O}'(k)^2} \times 100\%$$

Ved erfaringer viser man at $k = 3$ er best for å sammenligne. Grenseverdien for $R_{I(k)}$ er 10%. La

$$M1 = \frac{R_{I(3)}}{10}$$

så grenseverdien for $M1$ er 1. Når $M1 > 1$ vil det vise at $\bar{I}(k)^2$ er høy i forhold til $\bar{O}'(k)^2$, slik at trend eller sesongkomponent kan bli forstyrret av variasjoner fra I_t . Dermed kan hverken T_t eller S_t skilles helt perfekt fra I_t og sesongjusteringen er av lavere kvalitet.

- $M2$: *Relativt bidrag fra I_t til den stasjonære delen.* Bidraget av I_t sammenlignes med den originale serien etter å ha fjernet trendkomponenten fra den første runden. En størrelse $M2$ er innført for denne testen. Hvis $M2 > 1$ vil det vise at bidraget fra I_t er høyt.

- *M3 : Endring fra måned til måned i I_t i forhold til endring i T_t .* Formålet i sesongdekomponeringen er å fjerne sesongkomponenten fra den originale serien for å ha et godt bilde av sesongjusterte serien. Ikke bare det, trenden og den irregulære komponenten må også være helt klar. Hvis endringen fra måned til måned i I_t er større enn endringen i trenden, blir det vanskelig å skille de to komponentene I_t og T_t i den tredje runden. Kvaliteten til dekomponeringen blir mindre. En størrelse $M3$ er definert for denne testen. Hvis $M3 > 1$ er variasjonen til I_t for høy.
- *M4 : Mål på autokorrelasjon i I_t .* I sesongjustering ønsker man at I_t er en uavhengig og tilfeldig prosess. Man antar at I_t skrives på formen $I_t = \rho I_{t-1} + \epsilon_t$, (ϵ_t er hvit støy prosess). Testen er $H_0 : \rho = 0$ mot $H_1 : \rho \neq 0$. Et mål $M4$ er innført for denne testen. Når $M4$ er større enn 1, vil det vise en signifikans for $\rho \neq 0$. Da er I_t ikke en uavhengig tilfeldig prosess. Dette medfører at alle tester som er basert på I_t kan være ugyldige.
- *M5 : Antallet måneder for at endringen i T_t skal bli større enn endringen i I_t .* En vil teste at det fins en k slik at etter k måneder skal endringene i T_t dominere endringene i I_t . Testen er ikke signifikant når $M5 > 1$.
- *M6 : Endring fra år til år i I_t i forhold til endringen i S_t .* For å skille de to komponentene I_t og S_t bruker man (3×5) filtret for SI komponenten i den andre runden. Ved erfaringer viser det at når forholdet \bar{I}/\bar{S} er for lavt ($< 1,5$), er (3×5) filtret ikke tilpasset, siden filtret ikke er fleksibelt nok til å følge sesongvariasjonen. Omvendt når \bar{I}/\bar{S} er for høyt ($> 6,5$), da er det (3×5) filtret for fleksibelt slik at sesongkomponenten blander seg i den irregulære komponenten. En størrelse $M6$ er innført for å gi opplysninger til filteret. Hvis $M6 > 1$ betyr det at (3×5) filtret ikke er tilpasset. Et alternativ er å bruke (3×1) filtret når forholdet $\bar{I}/\bar{S} < 1,5$ eller stabil opsjonen når $\bar{I}/\bar{S} > 6,5$. Forholdet \bar{I}/\bar{S} er listet ut i tabell F2.H.
- *M7 : Grad av bevegelig sesongmønster i forhold til stabilt sesongmønster.* Formålet er å måle hvor stor andelen av den stabile delen er i forhold til bevegelige delen i sesongkomponenten. En lager et mål $M7$ ved å basere seg på to F -tester, en for stabiliteten F_S og en for bevegelsen F_M . Lave verdier i F_S og høye verdier i F_M vil medføre til at sesongmønsteret ikke er identifiserbart og verdien til $M7$ øker. Grensen for $M7$ er 1. Når $M7 > 1$ sier vi at sesongmønsteret ikke er identifiserbart. Blant 11 tester for kvaliteten er denne testen viktigst. Årsakene til at $M7 > 1$ er:
 - (i) Ingen sesong i det hele tatt i den originale serien.
 - (ii) Variasjonen i sesongkomponenten er så stor at sesongmønsteret ikke kan identifiseres.
 - (iii) Additiv modell er brukt når serien tilpasses bedre med multiplikativ modell.
 - (iii) kan rettes ved å endre modell for den originale serien. Verdien til $M7$ kan da bli mindre.
 Ofte vil man ikke sesongjustere en serie når verdien til $M7$ er større enn 1.
- *M8 : Grad av fluktuasjoner i sesongkomponenten gjennom hele serien.* En størrelse $M8$ er innført for måle fluktuasjoner i den sesongkomponenten S_t . $M8 > 1$ viser

at fluktuasjonene er så store at S_t ikke er stabil lenger. Dermed får en et dårlig estimat for den sesongjusterte serien.

- $M9$: Grad av lineær bevegelse i S_t i hele serien. $M9 > 1$ viser at fluktuasjoner i S_t ikke er tilfeldige.
- $M10$: Grad av fluktuasjoner i S_t i de siste årene. Denne testen er samme som $M8$ men bare for de siste årene.
- $M11$: Grad av lineær bevegelse i S_t i de siste årene. Denne testen er samme som $M9$ men bare for de siste årene.

De to målene $M10$ og $M11$ gir informasjon om fluktuasjoner og bevegelser i sesongkomponenten for de siste årene. Testen for grad av fluktuasjoner ($M8$ og $M10$) er mindre viktig enn testen for grad av bevegelser ($M9$ og $M11$) i sesongkomponenten. Til slutt har vi en størrelse Q som er definert slik

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

hvor w_i er vekten for M_i . Målene som er relativt viktige, har større vekt. De 11 w_i -ene er gitt i tabell 1.

Tabell 1. 11 vekter for 11 mål.

	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	w_7	w_8	w_9	w_{10}	w_{11}
Verdi	13	13	10	5	11	10	16	7	7	4	4

Vi ser at $M1$, $M2$ og $M7$ har største vekter fordi de er relativt sett viktigere enn de andre. Det er noen punkter som vi synes er viktige for brukeren for å kunne vurdere kvaliteten til den sesongjusterte serien.

- De 11 målene gjelder for de fleste seriene, men ikke for alle. De er bare empiriske mål.
- Mål som har større vekt er relativt sett viktigere.
- Hvis en serie der alle $M_i > 1$ vil vi ikke sesongjustere denne serien.
- Ingen mål kan alene bestemme kvaliteten av sesongdekomponeringen.
- Når $M7 > 1$ skal en være svært forsiktig med å sesongjustere serien.
- Hvis brukeren bruker ett annet filter enn (3×5) filtret for estimering av sesongfaktorene, er $w_6 = 0$.
- For en serie som er mindre enn 6 år eller stabil opsjon er brukt for estimering av sesongfaktorer, får vektene w_8 , w_9 , w_{10} og w_{11} null verdiene. De 11 modifiserte vektene for de 11 målene er vist i tabell 2.

Tabell 2. 11 modifiserte vektene.

	w_1	w_2	w_3	w_4	w_5	w_6	w_7	w_8	w_9	w_{10}	w_{11}
Verdi	17	17	10	5	11	10	30	0	0	0	0

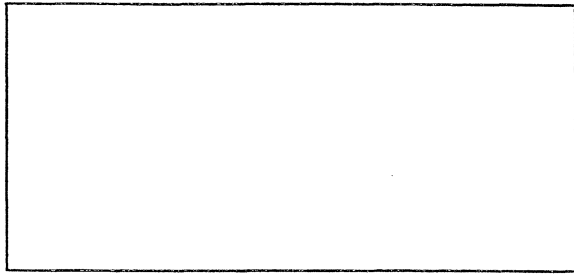
Referanser

- [1] Dagum Estela Bee (1988): *The X11ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method Foundations and User's Manual*
- [2] J. Lothian and M. Morry: *A set of Quality Control Statistics for the X-11 ARIMA*
- [3] John Higginson (1975): *An F Test for the presence of moving seasonality when using census method II-X-11 variant*
- [4] Bureau of the Census: *X-12 ARIMA Reference Manual, Beta Version 1.1a, November 22, 1996*
- [5] David F. Findley, Brian C. Monsell, William R. Bell, Mark C. Otto and Bor-Chung Chen (1996): *New Capabilities and Methods of the X-12 ARIMA Seasonal Adjustment Program*
- [6] S-PLUS User'Manual, version 3.2, December 1993
- [7] Leiv Solheim og Dinh Quang Pham (1997): *Prekorrigering av påskeeffekten for detaljvolumindeksen 1979-1997. Notater 73/97*

De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

- 97/63 S. Stamnes og B.L. Western: Inntekts- og kostnadsundersøkelse for privatpraktiserende psykologer 1996: Dokumentasjon. 26s.
- 97/64 H.M. Teigum: Barns helse og velferd 1996: Dokumentasjon og frafallsanalyse. 39s.
- 97/65 F. Gjertsen: Dødsårsaksregistret i Statistisk sentralbyrå: Rapport om virksomheten i 1996. 56s.
- 97/66 B. Olsen: Prøveundersøkelse om 1-3 dagers sykefravær i sentral sykefraværstatistikk: Dokumentasjon. 15s.
- 97/67 S. Nygårdseter: Prisindeks for engroshandel. 22s.
- 97/68 R. Johansen: REGARD - Modell for regional analyse av arbeidsmarked og demografi: Teknisk dokumentasjon. 212s.
- 97/69 A.A. Ritland: Inntekts- og formuesundersøkelsen 1996: Dokumentasjonsrapport. 21s.
- 97/70 B. Bye: Imperfeksjoner i arbeidsmarkedet: Konsekvenser for velferdseffekter av en grønn skattereform. 18s.
- 97/71 P.E. Gjedtjernet, B. Haveråen og I. Jonassen: Inntekts- og formuesundersøkelsene for aksjeselskaper 1994 og 1995: Dokumentasjon. 75s.
- 97/72 E.J. Fløttum: Grupperinger av næringer i offisiell statistikk - revidert utgave. 41s.
- 97/73 L. Solheim og D.Q. Pham: Prekorrigering av påskeeffekten for detaljvolumindeksen 1979-1997. 58s.
- 97/74 D. Roll-Hansen: Lesernes mening om avisen Forskning. 45s.
- 97/75 M.V. Dysterud og E. Engeli: Tettstedsavgrensning og arealbruksstatistikk for tettsteder 1997: Dokumentasjon av metode og programmering. 61s.
- 98/1 L.C. Zhang: Dokumentasjonsrapport: Den nye estimeringsmetoden for Arbeidskraftundersøkelsen (AKU): Fylkesvis kalibrering med landsetterstratifiserte vektorer som startverdier. 18s.
- 98/2 FoB2000. Rapport fra seminar om innholdet i Folke- og boligtellinger år 2000. 20. november 1997, i SSB, Oslo. 50s.
- 98/3 L. Belsby og A. Vedø: Frafallsanalyse av Helseundersøkelsen 1995. 22s.
- 98/4 H.M. Teigum: Omnibusundersøkelsene 1997: Dokumentasjonsrapport. 138s.
- 98/5 Metodevalg og kostnader ved etablering og drift av et boligregister. Revidert forslag: Rapport fra en arbeidsgruppe som har revidert og oppdatert planene for opprettelse av et boligregister. 31s.
- 98/6 S. Kristoffersen og R. Eriksen: Inntekts- og formuesundersøkelsen for personlig næringsdrivende 1993: Dokumentasjon. 172s.
- 98/8 P.Ø. Kolbjørnsen: Pilotundersøkelse om postvirksomhet. 24s.
- 98/9 K. Bjønnes, G. Dahl og B.R. Joneid: FD - Trygd: Dokumentasjonsrapport: Pensjoner, grunn- og hjelpestønader, avslag på uførepensjon. 1992-1993. 123s.
- 98/10 I. Helde: Arbeidsgiveravgiften 1967-1998 - soneinndelingen. 37s.
- 98/11 V. Pedersen: Inntekts- og formuesundersøkelsen 1995: Dokumentasjon. 89s.
- 98/12 A. Langørgen: Indekser for bosettingsmønstre i kommunene. 7s.
- 98/13 G. Dahl, B.R. Joneid og R. Wølner: FD - Trygd: Dokumentasjonsrapport: Økonomisk sosialhjelp. 1992-1993. 26s.
- 98/14 A.S. Abrahamsen: Oppgavebyrde og fleksibilitet for bedrifter og foretak etter SSBs utvalgsplaner. 91s.
- 98/15 FoB2000: Folke- og boligtellinger i Danmark og Finland: Rapport fra en studietur 1.-4. desember 1997. 29s.
- 98/16 A.A. Ritland: Livsstil, seksualitet og helse: En spørreskjemaundersøkelse: Dokumentasjonsrapport. 13s.

Notater



Tillatelse nr.
159 000/502

B *Returadresse:*
Statistisk sentralbyrå
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

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