Statistics Norway

Statistisk sentralbyrå

Joaquin Rodriguez

Sesongjustering i praksis - en innføring

April 1997

Notater

Avdeling for økonomisk statistikk / Seksjon for økonomiske indikatorer

Innhold

1. INNLEDNING 5

1.1 FORMÅLET MED DENNE INNFØRINGEN 5
1.2 HVORFOR SESONGJUSTERING? 6
1.3 HVA KREVES FOR Å PRODUSERE SESONGJUSTERTE TALL ? 7
1.4 KORT OM STATUS FOR SESONGJUSTERING I STATISTISK SENTRALBYRÅ 7

2. TIDSSERIER - DEKOMPONERING 9

2.1 DEKOMPONERING AV TIDSSERIENE - DEFINISJONER 9
2.2 ORIGINALSERIER - RÅDATASERIER 10
2.3 PREKORRIGERTE SERIER 11
2.4 SESONGJUSTERTE SERIER 11
2.5 TRENDSERIER 12
2.6 DEN IRREGULÆRE TIDSSERIEKOMPONENTEN 12

3. TIDSSERIEEGENSKAPER - MODELLERING 13

3.1 GENERELT OM MODELLBYGGING 13
3.2 TIDSSERIEANALYTISKE BEGREPER 14
3.3 ARIMA-MODELLER 18
3.4 ARIMA-SESONGMODELLER 19
3.5 IDENTIFISERING OG ESTIMERING AV ARIMA-MODELLER 20
3.6 MODELL-KONTROLL 20

4. SENTRALE OPSJONER 22

4.1 PREKORRIGERINGSRUTINER 22
4.2 EKSTREME VERDIER 25
4.3 ADDITIV ELLER MULTIPLIKATIV 26
4.4 DIREKTE ELLER INDIREKTE JUSTERING 27
4.5 LØPENDE ELLER FASTE KORRIGERINGSFAKTORER 30
4.6 LIKE ÅRSTALL 30

5. TOLKNING AV RESULTATER 31

5.1 KVALITATIVE TESTER I X11ARIMA 31
5.2 ANDRE KVALITATIVE INDIKATORER 32
5.3 MODELLSPESIFIKASJON OG STATISTISKE TESTSTØRRELSER FOR EN ENKELTE SERIE 33
5.4 PRESENTASJON AV RESULTATER 38

6. X11ARIMA I FAME: KRITERIER FOR VALG AV SENTRALE PARAMETRE 41

6.1 SERIENS IDENTIFIKASJON 41
6.2 SESONGJUSTERING 41
6.3 OPSJONENE FOR Å PREKORRIGERE SERIENE 42
6.4 EKSTREME VERDIER 44
6.5 OUTPUT 44

7. HVA GJØR VI NÅR RESULTATENE IKKE ER TILFREDSTILLENDE? 46

7.1 ENDRING I PARAMETRENE 46
7.2 BEHANDLING AV SPESIALTILFELLE 47
7.3 NOEN VIKTIGE KJØREREGLER 48

8. X11ARIMA I FAME: PRAKTISKE EKSEMPLER 50

8.1 HVORFOR X11ARIMA I STEDFOR SABL? 50
8.2 KORRIGERING AV EN ELLER FLERE SERIER - ET EKSEMPEL 50

8.3 EKSEMPEL MED DELVIS OPPDATERING 51
8.4 EDITERING AV INPUT-FILER 52
8.5 GENERERING AV X11ARIMA INPUT-FILER 52
8.6 DE VANLIGSTE FEILENE 54

9. SESONGJUSTERING FRA SAS 57

9.1 MÅNEDLIGE SERIER - ET EKSEMPEL 57
9.2 KVARTALSSERIER - ET EKSEMPEL 60

10. REFERANSER 62

11. VEDLEGG 63

11.1 VEDLEGG 1: MATEMATISKE FORMULERINGER AV M-TESTENE I X11ARIMA 63
11.2 VEDLEGG 2: OPPSUMMERING AV SYNTAKSER OG OPSJONER VED SESONGJUSTERING FRA SAS 68

DE SIST UTGITTE PUBLIKASJONENE I SERIEN NOTATER 71

Sesongjustering i praksis - en innføring

1. Innledning

Krav fra våre brukere, eksternt og internt, og forpliktende internasjonale rapporteringer gjør at seksjoner i SSB som er ansvarlig for konjunkturstatistikk må utarbeide sesongjusterte tall som en del av sitt produkt. For å vurdere kvaliteten på sesongjusterte tall forutsettes god kjennskap til underlagsmaterialet. Dette tilsier at sesongjusteringsarbeidet bør utføres av den som er ansvarlige for tallene. De som til daglig jobber med det grunnleggende datamaterialet for en serie har utvilsomt også de beste forutsetninger for å tolke resultatene (forløpet i seriene). For mange statistikker og serier, der sesongmønsteret betyr mye for utviklingen, vil det ofte være nødvendig å legge sesongjusterte tall til grunn for analyse- og kommentararbeidet.

1.1 Formålet med denne innføringen

Intensjonen med denne innføringen i sesongjustering er å gi leseren innsikt i de mest sentrale deler av problematikken relatert til en vanlig sesongjusteringsrutine. Dette notatet har en hovedvekt på den praktiske siden av arbeidet. For at leseren skal få en noe mer inngående forståelse av grunnlaget er det enkelte steder tatt med utdrag fra teorien eller gitt referanser til relevant litteratur.

Sesongjusteringsrutinene har som hovedformål å bearbeide en serie for lettere å kunne forstå hva slags informasjon som ligger bak originaldataene. De vanligst brukte sesongjusteringsprogrammene for sesong-justeringsarbeidet dekomponerer seriene i trend, sesong og en irregulær komponent. Disse verktøyene tilbyr også en rekke tester som grunnlag for å vurdere resultatene av sesongjusteringsarbeidet.

Metoder for å beregne sesongjusterte tall er naturlig nok preget av tidsserieanalyseverktøy. Generelt kreves en viss opplæring og en god del erfaring for å forstå teorien og begrepsbruken rundt tidsserieproblematikken. Med dagens metoder er det likevel ikke nødvendig å ha en fullstendig forståelse av modeller eller beregninger som ligger bak for å vurdere om resultatene er tilfredsstillende.

To sesongjusteringsprogrammer står sentralt i sesongjusteringsarbeidet i Statistisk sentralbyrå - X11ARIMA og X12ARIMA. Det finnes imidlertid en rekke verktøy for sesongjustering - ofte utviklet for eller tilpasset nasjonale formål. Eurostat har i løpet av de to siste årene foretatt en gjennomgang av tilgjengelige verktøy der de etter en empiriske og teoretisk vurdering sidestiller tre verktøy - TRAMO-SEATS, X12ARIMA og X11ARIMA. Slike sammenligninger av verktøy faller utenfor rammen for denne innføringen. For spesielt interesserte viser vi imidlertid til Fisher (1995) og til en norsk vurdering Rodriguez (1996).

I de fire første kapitlene gis en kortfattet innføring i sentrale begreper, terminologien og metoder, samtidig som det gis en tolkning av tidsseriekomponentene. I kapitlene 5 og 6 ser vi litt nærmere på de praktiske problemene som vi står overfor når vi beregner og tolker de sesongjusterte serier. Kapittel 7 handler om det å vurdere kvaliteten på sesongjusterte serier (tester mv.) og gir også praktiske råd for hvordan man løser konkrete problemer. I kapitlene 8 og 9 vises en full gjennomføring av sesongjusteringsrutinene basert på to konkrete eksempler. Kapittel 8 benyttes X11ARIMA i FAME[1] og i kapittel 9 X11-prosedyrer fra SAS.

Denne innføringen oppsummerer erfaringene med sesongjustering ved seksjon for økonomiske indikatorer (240). Vi håper at dette skal gjør det mulig for flere fagseksjoner å engasjere seg i sesongjusteringsarbeidet [2].

---

[1] Forecasting Analysis Modelling Environment. Et tidsintelligent datalager med unike graf, rapport og analyse muligheter som allerede er etablert i SSB

[2] Hovedansvarlig for innholdet i dette notatet har vært Joaquin Rodriguez. Nyttige kommentarer på faglig innretning og innhold, strukturering av dokumentet og språk har kommet fra flere kollegaer. Jeg vil med dette takke for bidragene.

1.2 Hvorfor sesongjustering?

I forbindelse med analyse av økonomiske tidsserier observeres ofte at utviklingen gjennom året er relativt ensartet. Eksempelvis er salget av juletrær konsentrert i desember måned, industriproduksjonen er generelt lav i juli måned, osv. Årsakene til de karakteristiske sesongbevegelser kan skyldes:

- Institusjonelle forhold, som omfatter forhold bestemt av de konvensjoner et samfunn har valgt å anvende i sin organisering. Eksempelvis: plassering av religiøse/verdslige høytider, terminer for inn- og utbetaling til/fra offentlige menigheter, ferie, osv.

- Klima forhold, som eksempelvis påvirker konsumet av bestemte varetyper, produksjon i utendørsbransjer, plassering av ferier, osv.

Utslag i økonomiske tidsserier, som alene er sesongbestemt, skaper sjelden den store interesse blant økonomer, nettopp fordi de forekommer regelmessig. Det er ikke særlig oppsiktsvekkende at det i 1996 ble solgt flere juletrær i desember enn i november. For å vurdere om juletrærsalget i desember 1996 var eksepsjonelt stort er det nødvendig å rense tidsserien for de sesongbetingede utslag.

En kvalifisert vurdering av om arbeidsledighet virkelig går opp eller ned er selvsagt ganske umulig bare ved å betrakte utviklingen i den ukorrigerte serie. Den skal først renses for de vanlige sesongmessige utslag. Først deretter kan en sådan vurdering foretas på meningsfull vis og eventuelt hensiktsmessige forslag til politiske inngrep formuleres. Behovet for sesongkorrigering er således i vidt omfang forbundet med ønsket om å etablere retningslinjer for hvordan den økonomiske politikk skal praktiseres- eller rettere sagt, hvordan den bør praktiseres gitt at målsettingene er klart definert.

Det er opplagt at jo tidligere et skift i den økonomiske utviklingen observeres, desto mindre drastisk behøver effektive økonomiske-politiske inngrep å være. Da drastiske politiske inngrep i den økonomiske utviklingen oftest vil være kontroversielt , er det derfor behov for så tidlig som mulig å få identifisert «skiftet» i den økonomiske utvikling. Nettopp analyse på basis av sesongkorrigerte tall gir mulighet for dette. Derfor kan sesongkorrigering oppfattes som et slags varslingssystem.

Mange høyfrekvente tidsserier (uke, måned, kvartal mv.) påvirkes åpenbart av både sesong- og kalender-effekter. Erfaringene er at månedsserier i langt større grad enn kvartalserier er påvirket av slike effekter. Jo høyere frekvensen er det større kan disse effektene være for de løpende resultater. Vi har også erfaring for at volum- og verdiserier oftere inneholder sesongeffekter - både på detaljerte og aggregerte nivåer. I prisserier forekommer sesongmønstre på detaljerte nivåer, men er mindre vanlig på aggregerte nivåer.

For å tolke disse effektene har det vært vanlig å forutsette at hver observasjon i en tidsserie kan dekomponeres i de tre komponentene: sesong/kalender, trend og irregulær (eller den uforklarte) komponent.

Begrunnelsen for å estimere og fjerne sesong/kalendereffekter kan oppsummeres på følgende måte:

- Man får et tydeligere bilde av utviklingen til indikatoren som måles
- Det er klart mer meningsfullt å sammenligne tall fra to forskjellige perioder (kvartal, måned) innenfor samme kalenderår
- Det er klart mer meningsfullt å sammenligne norske og internasjonale tall for samme indikator
- Det er enklere å identifisere og tolke ekstreme utslag i tidsserie (spesielle hendinger som påvirker serien)

Man kan si at sesongjusterte tall forenkler tolkningen av seriene for brukerne - både løpende og historiske tall - uten at betydelig informasjon samtidig går tapt. De fleste eksterne brukerne av sesongjusterte tall er opptatt av forløpet i en eller flere serier og ikke nødvendigvis selve nivået. Den mulighet som gis gjennom sesongjustering til å identifisere og tolke ekstreme utslag i seriene gjør det mulig å informere om betydningen av faktorer bak spesielle endringer i forløpet på en serie. Slik informasjon kan være helt avgjørende for de eksterne brukernes forståelse og videreformidling av resultater.

Det er viktig å være klar over at sesongjustering er en rutine som ikke uten videre er entydig definert. Sesongjusterte tall kan i betydelig grad være preget av subjektive forutsetninger og vurderinger ved valg av metode, opsjoner mv. Forutsetninger som ligger til grunn for arbeidet med sesongjustering må derfor være en del av den informasjon som gis til brukerne.

1.3 Hva kreves for å produsere sesongjusterte tall ?

Det kreves generelt elementære gode kunnskaper om EDB for å gjennomføre og å tolke resultater fra en sesongjusteringsprosedyre. I tillegg er det klart en fordel om brukeren [3] har:

- gjennomført grunnkurs i SAS[4], samt brukt og forstått SAS' arbeidsmåte, eller
- grunnferdighet i UNIX, f.eks. interne dokumenter 96/12 (SOLARIS UNIX Kurs- og brukerhefte)
- grunnleggende kunnskaper om statistisk test teori
- grunnleggende kunnskaper om regresjonsanalyse
- grunnferdigheter i FAME, f. eks. Notater 94/18 (Innføring i FAME)
- installert og brukt MyFAME[5]
- arbeidet seg gjennom «X11ARIMA user's manual»
- regelmessig kontakt med andre i sesongsjusteringsmiljøet i SSB - se kapittel 1.4

Sesongjusteringsprogrammer er nå installert på alle plattformer i SSB. Vi vil likevel spesielt nevne FAME eller rettere MyFAME. Sesongjustering fra MyFAME har gjort det utrolig enkelt å benytte grafisk framstillinger som del av analysen av resultatene - noe som erfaringsmessig har vist seg helt sentralt. De som er vant til å bruke SAS kan imidlertid lett implementere slike rutiner ved SAS-programmering selv om omfang på rapporter og tester er ganske redusert hvis vi sammenligner med det vanlige X11 ARIMA-programmet.

Generelt kan man si at resultatene fra sesongjustering er sterk betinget av i hvor stor grad forskjellige alternativer har vært testet. Det er derfor erfaringen og kunnskaper om dine serier som til slutt betyr mest.

1.4 Kort om status for sesongjustering i Statistisk sentralbyrå

Det er Seksjon for statistikk metoder og standarder (720), Seksjon for økonomiske indikatorer (240) og Forskningsavdeling som har arbeidet mest med sesongjustering. Medarbeidere i Forskningsavdelingen og i EDB-gruppen (203) har også bidratt til å etablere og utvikle dagens rutiner.

Når det gjelder faglige spørsmål har følgende medarbeidere i SSB god erfaring på området: Liv Belsby, Dihn Quang Pham, Knut Låstad , Terje Skjerpen og Anne Berit Dahle.

Erik Søberg og Jørgen Ouren spiller en sentral rolle ved etableringen og utviklingen av rutiner i FAME. Anders Rygh Swensen, Dihn Pham og Terje Skjerpen er kanskje de som mest inngående har drøftet de mest tekniske spørsmål og problemstillinger.

Seksjon 720 har hatt et faglig utviklingsansvar for å etablere og utvikle sesongjusteringsrutiner for følgende statistikker: utenrikshandelen, nyregistrerte personbiler, AKU, hotellstatistikken, detaljomsetningsindeksen (volum) og byggearealstatistikken. Seksjon 240 har etablert egne rutiner for å sesongjustere produksjonsindeksen for industri, ordrestatistikk for utvalgte industrinæringer, konjunkturbarometeret og konsumprisindeksen. All sesongjustering av KNR-tall utføres ved Forskningsavdelingen. Laila Håkonsen utfører beregningene (dvs. kjører programene). Når det opptrer problemer eller hvis det lages inn nye opsjoner involveres Jørgen Ouren og Terje Skjerpen.

[3] Videre i dette notatet brukes «brukere» betegnelsen om de som er ansvarlige for å justere seriene. I enkelte situasjoner, der det klart går fram av sammenhengen, dekker betegnelsen også sluttbrukere av statistikkene.
[4] Dette gjelder bare hvis en ønsker å bruke SAS til sesongjustering.
[5] MyFAME er et verktøy til å analysere ulike serier fra forskjellige databaser ved hjelp av statistiske funksjoner og kommandoer.

Som del av dokumentasjonsstrategien i SSB pågår det arbeidet med sikte på å dokumentere alle korttids-statistikker. Denne dokumentasjonen gir innsikt i de mest sentrale metoder og forutsetninger som er gjort for den enkelte statistikk.

Her følger en oversikt over emner og personer som per idag er involvert i sesongjusteringen i SSB.

Emne	Antall[6]	Hyppighet	Publiseringsform	Kontakt person: EDB	Kontakt person: faglig/metode
Utenrikshandel	6	Måned	Original, sesong.	Anne Berit Dahle	Anne Berit Dahle Dihn Phan
KNR	2000	Kvartal	Original, sesong	Laila Håkonsen og Jørgen Ouren	Terje Skjerpen
AKU	6	Måned	Original,sesong	Ole Sandvik Dihn Phan	Ole Sandvik Dihn Phan
Nyregistrerte personbiler	1	Måned	Original, sesong	Arve Alsvik Dihn Phan	Terje Skjerpen Leiv Solheim
Detaljomsetnings-indeksen, volum	17	Måned	Orginal, sesong	Arve Alsvik Dihn Phan Yngve Vogt Erik Søberg	Leiv Solheim Terje Skjerpen
Hotellstatistikk	3	Måned	Original, sesong	Kjell Åge Torp	Dihn Pahn Tom Granseth
Produksjonsindeks for bygg og anlegg	3	Måned	Original, sesong	Ingvei Seliussen	Knut Ivar Låstad Randi Jule Ingvei Seliussen
Prisindeks, nye eneboliger	1	Måned	Original, sesong	Ingvei Seliussen	Ingvei Seliussen
Byggeareal-statistikk	5	Måned	Original, sesong, trend	Ingvei Seliussen	Liv Belsby Ingvei Seliussen
Produksjons-indeks, industri	150	Måned	Original, prekorr., sesong, trend	Anders Andersen	Joaquin Rodriguez
Ordre (industri)	100	Kvartal	Original, sesong, trend	Pål Bakken Jacob Andreas	Joaquin Rodriguez
Konjunktur-barometer	200	Kvartal	Original, trend	Bjørg Dervik	Tom Andersen
Konsum-prisindeksen	1	måned	Original, sesong	Geir Omseth	Arne Bråten

[6] Antall serier som justeres, ca.

2. Tidsserier - dekomponering

Mange av tidsseriene som utarbeides i Statistisk sentralbyrå publiseres både i originalform, sesongjustert og i enkelte tilfelle publiseres også trendserier. Erfaringsmessig har brukere problemer med å tolke hva som ligger bak slike serier - dels fordi det ofte mangler informasjon om eventuelle spesielle hendinger, og dels fordi det kan være uklart i hvilken grad resultatene er preget av rutinene og metodene som har vært brukt.

Vi skal senere vise at sesongjusterte tall, som de øvrige tidsseriekomponentene, er et resultat av en prosedyre som forutsetter skjønnsmessige valg fra fagstatistikeren. I mange tilfeller må f.eks. seriene prekorrigeres for å fjerne kalendereffekter, og ekstreme verdier må behandles som del av arbeidet med å identifisere det underliggende sesongmønster. Valg av noen av de sentrale opsjonene, som ikke alltid er like klart definert, bidrar derfor til at resultatene et stykke på vei vil være preget av subjektive vurderinger.

Det betyr imidlertid ikke at de sesongjusterte tall blir mindre interessante eller viktige for brukerne. En god sesongjustering av viktige serier der sesongmønstre finnes bidrar utvilsomt til å heve informasjonsverdien av en statistikk (serien) sett fra et brukersynspunkt. Det sentrale må imidlertid være at vi som statistikkprodusenter - også av sesongjusterte tall - er klar over hva våre valg betyr for sluttresultatet, og at vi om det er nødvendig konkluderer med at sesongjusterte tall av en serie ikke vil tilføre brukerne ny informasjon. Som del av det å etablere et grunnlag for å foreta slike vurderinger er det derfor viktig at vi klargjør terminologien og etablerer en presis forståelse av hva mener vi med de forskjellige tidsseriekomponentene. Nedenfor følger et kort gjennomgang om hvordan de viktigste komponentene bør tolkes.

2.1 Dekomponering av tidsseriene - definisjoner

I tidsserieanalyse er det generelle utgangspunkt at variasjonen i en tidsserie kan dekomponeres i et sett veldefinerte, ikke observerbare, enkelkomponenter som antas å være uavhengige av hverandre. Forutsetningen om uavhengighet er nødvendig for å kunne identifisere komponentene. Selv om forutsetningen om uavhengighet bare sjelden er oppfylt i praksis, er det av hensyn til beregningene av sesongjusterte tall og av analytiske grunner hensiktsmessig å operere med en slik dekomponering av variasjonen i en tidsserie.

I alle klassiske tidsseriemodeller baserer man seg på at en tidsserie O består av tre grunnleggende komponenter - *trend* (T), *sesong* (S), og *residual eller irregulær* (I) . En tidsseriemodell på additiv form formuleres ofte slik :

$$O_t = T_t + S_t + I_t \qquad t = 1,\ldots\ldots\ldots,T$$

For mange serier er det ønskelig å formulere modellen ved hjelp av en fjerde komponet K_t som representerer kalender effekter. Månedslengden og antall arbeidsdager som intreffer i måneden er to konkrette eksempler som fanges ved K_t.

Dagens dekomponeringsmetoder tar utgangspunkt i å definere sesongeffekten som utslag i serien av systematisk og tilnærmet regelmessig karakter innenfor et år, og som skyldes et årlig forekommende fenomen. Salg av juletrær er et typisk eksempel. Sesongeffekten kan ikke forklares ved de andre faktorer som påvirker tidsserien.

Trenden i en tidsserie er et uttrykk for den langsiktige tendensen som påvirker serien og har en forholdsvis jevn og monoton karakter. Trenden kan imidlertid gå både opp og ned.

En tidsserie vil også kunne inneholde helt tilfeldige variasjoner, som ikke lar seg enkelt modellere som funksjon av tiden eller andre variable. Denne effekten på serien betegnes som den irregulære komponent eller residualen.

Grunnleggende idéen for sesongjusteringsanalyse er altså at en observert tidsserie består av tre effekter - eller tre ikke observerbare tidsserier - en for hver av effektene - som kan identifiseres og beskrives hver for seg.

Hvilken betydning disse komponentene skal ha i en konkret studie avhenger naturlig nok av hvilket problem man analyserer. Hvis vi f.eks. ønsker å analysere utviklingen i industriproduksjonen over de siste 10 år, der vi vil se bort fra tilfeldige svingninger i konjunkturene, er det trenden som står i sentrum for analysen. Vanligvis vil vi, som formidlere av statistikk være opptatt av de aktuelle tall, og da er det oftest den *sesongjusterte serien* (O - S = T + I i den additive modellen), som blir viktig. I en slik serie formidler trendkomponenten den underliggende tendens i serien, mens den irregulære komponenten formidler virkningen av den ikke forklarte variasjon rundt trenden.

Som produsenter og formidlere av statistikk er det viktig å være klar over at forståelse av de faktorer som ligger bak den irregulære komponenten er viktig og nødvendig informasjon. Dette gjelder både for vår egen kontroll og vurdering av kvaliteten på serier og som del av det som formidles til eksterne brukere.

Det ligger også i dette at kvaliteten på hver av komponentseriene avhenger av metoden og rutiner som brukes i arbeidet med å dekomponere originalserien.

Videre skal vi gi en oversikt over de vanligste serietypene som publiseres på måneds- eller kvartalsbasis. Dette har dels som formål å sette de vanlige standardproduktene inn i et tidsserieperspektiv. Vi forsøker også å drøfte egenskaper og forskjeller ved de ulike serier.

2.2 Originalserier - rådataserier

Den vanligst publiserte serietype i statistikker med månedlig eller kvartalsvis hyppighet betegnes *originalserier*. Denne serietypen eller nærliggende varianter med samme funksjon i publiseringen har imidlertid også andre betegnelser f.eks. ujustert serie, ukekorrigert serie, prekorrigert serie for å nevne noen. Betegnelsene til tross bygger de fleste av disse seriene på ulike former for spesialbearbeidinger eller korreksjoner - både i revisjons- og klargjøringsfasen (dvs. fram til *produksjonsklar fil* foreligger), og også i den videre prosesseringen (beregningsfasen og eventuelt tidserieanalysen). For mange av korreksjonene som foretas er formål og metoder like. I hvilken fase av produksjonen slike korreksjoner foretas varierer trolig i større grad fra undersøkelse til undersøkelse.

For å konkretisere skal vi bruke produksjonsindeks for industrien som eksempel. Som del av det ordinære revisjonsarbeidet skjer det i revisjons- og klargjøringsfasen en periodisering av primærdata der alle rapporterte data omregnes til kalendermåned. Dette har bakgrunn i at primæroppgavene ikke alltid refererer seg til tellingsperioden (måneden) - avvikende rapporteringsperiode, f.eks. 4 uker, 5 uker o.l. Etter bearbeidingen av primærdataene - basert på regler for hvordan dette skal håndteres - foreligger det vi kaller en produksjonsklar fil.

På produksjonsindeksområdet beregnes med utgangspunkt i produksjonsklar fil en *råserie* [7]. Denne serien inneholder maksimalt av den primærinformasjon vi mottar gjennom oppgavene, og reflekterer faktiske forhold i tellingsperioden der både trend-, sesong-, kalender- og tilfeldige effekter er beholdt. Endringstallene fra en måned til neste for en rådataserie gir imidlertid begrenset informasjon for brukerne da månedene ikke er direkte sammenlignbare (februar har f.eks. færre produksjonsdager enn mars noe som også påvirker produksjonen). Denne serien er derfor først og fremst av interesse i våre egne bearbeidinger og til bruk i økonometriske modeller.

For å komme fram til det vi i produksjonsindekssammenheng betegner som originalserien eller ukekorrigert serie foretas ytterligere bearbeidinger av serien. Den største forskjellen mellom originalserien og råserien er at originalserien har fått innarbeidet sammenlignbarhet på månedsbasis ved omregning til standardmåned [8]. Her

[7] Som støtte for makrokontrollarbeidet (kontroll på aggregerte nivå) på produksjonsindeksområdet benyttes informasjon om seriene generert gjennom tidsserieanalyse - basert på de første estimater for rådataseriene - til å identifisere feil eller svakheter i det underliggende materialet.

[8] I omregningen til standardmåned foretas en virkedagskorreksjon der det tas hensyn til det normale antall arbeidsdager pr. uke i de respektive bransjer.

kan også bevegelige helligdager skape problemer som krever spesialbehandling. Pinsedagene, som beveger seg mellom mai og juni, er et typisk eksempel. Slike forhold kan også bidra til å skape problemer ved tolkningen av tall for disse to månedene.[9]

Endringstall i slike originalserier er påvirket av både sesongvariasjoner og tilfeldige utslag i tillegg til endringer i trenden. Av den grunn vil ofte endringstallene være vanskelig å tolke, men både fortegnet og nivået på endringene avspeiler faktiske forhold - selv om det altså kan være vanskelig å identifisere «årsaken» til endringene.

I sesongjusteringssammenheng kan slike fenomener skape problemer. En sentral oppgave i dette arbeidet er derfor å fjerne slike effekter («støy») ved forskjellige prekorrigeringer av serien før *sesongfaktorene* beregnes.

2.3 Prekorrigerte serier

Som nevnt over foretas det i mange statistikker direkte korreksjoner for kalendereffekter i prosesseringen fram til det produktet som kalles originalserien.

I sesongjusteringsarbeidet starter man imidlertid vanligvis med råseriene da de fleste programmer for sesongjustering har innbygde standardløsninger for prekorrigerer. Rent teknisk er prekorrigerte serier et stadium mellom rådata og sesongjusterte tall. Prekorrigeringsfaktorer bør beregnes for å sikre at de endelige sesongfaktorer bli mer stabile. Den prekorrigerte serien i sesongjusteringen framkommer ved først og fremst å fjerne kalendereffekter fra råseriene. Metodene som benyttes i prekorrigeringen er imidlertid ikke spesielt sofistikerte. Det kan derfor skje at effekter som har bakgrunn i andre forhold enn kalendereffekter, f.eks. streiker, driftsstans osv, blir nedtonet. Da formålet med prekorrigeringen er å rendyrke underlagsmaterialet for beregningen av de underliggende sesongfaktorer innebærer i praksis slike utilsiktede justeringer ingen problemer for sluttresultatet.

Det er imidlertid generelt viktig å klargjøre formålet med prekorrigeringen - enten det skjer som del av beregningene av sesongfaktorene i tidsserieanalysen eller som del av beregningsarbeidet med produksjonen av originalseriene. I omregningen av produksjonsindeksen til standardmåned (ukekorrigert serie / originalserien) foretas det f.eks. korreksjoner for ulik månedslengde, forskjeller i intensiteten mellom ulike ukedager (virkedagskorreksjoner - engelsk : *tradingsday*) og effekter av påsken.

Vanligvis tas det i disse omregningene til standardmåned (produksjonsindeksen) ikke hensyn til virkningen av et varierende antall feriedager, streik og andre typer ekstreme verdier. Dette er dels fenomener som opptrer på faste tidspunkt gjennom året (f.eks. juleferien) og slike forhold behandles som sesongeffekter og fjernes i tidsserieanalysen. Streik eller ekstreme utslag i en serie generert av spesielle hendinger av ikke-systematisk karakter defineres som irregulære effekter. De beholdes altså i originalserien, men vil i sesongjusteringssammenheng fjernes fra underlagsmaterialet før beregningen av sesongfaktorer skjer.

Beregning av prekorrigerte serier gir klart størst mening for serier med månedlige hyppighet. Kvartalserier har nærmest pr. definisjon ikke virkedagseffekter. Erfaringene har imidlertid vist at det likevel i noen tilfeller kan være aktuell å fjerne effekter av de bevegelige påskedagene.

2.4 Sesongjusterte serier

I de sesongjusterte seriene er både kalender- og sesongeffekter fjernet fra råseriene. Sesongjusterte serier viser derfor en sammensatt effekt av trend og irregulær komponent (eller O - S = T + I i den additive modellen). Også i de sesongjusterterte seriene kan endringstallene variere kraftig fra en periode til neste. Som en generell regel vil slike variasjoner skyldes en isolert (ikke systematisk) effekt. Dette vil imidlertid ikke gjelde for serier der tilfeldige svingninger er helt dominerende.

---

[9] I mange land velger man i slike tilfelle å publisere tall for slike «månedspar» samlet. Denne praksis følges ikke i Norge.

For oss som fagstatistikere er det behov for vurderinger på to plan - a) å fastslå sesongegenskapene til de forskjellige seriene som skal formidles og b) formidle hva som ligger bak og betydningen av den irregulære komponenten i serier der sesongegenskapene til serien er vurdert som gode. Dersom en serie ikke har et klart definert sesongmønster kan det vel stille spørsmål ved om den bør sesongjusteres overhode. Sesongjusterte tall er imidlertid i mange tilfelle grunnleggende for tolkningen av utviklingen i en serie. Det er derfor uheldig at sesongjusterte seriene ikke er stabile. Selv om muligheten til ARIMA-modellering har bidratt til å bedre kvaliteten på de mest aktuelle sesongjusterte tallene er det likevel et faktum at det for mange serier fortsatt er stor usikkerhet i de mest aktuelle tallene.

2.5 Trendserier

For serier der sesongmønsteret ikke er definert og tilfeldige variasjoner betyr mye for forløpet gir sesongjusterte tall veldig lite informasjon. I slike tilfelle kan trendutviklingen (serien for trendkomponenten) være til hjelp i tolkningen av utviklingen.

Trenden viser den langsiktige utviklingen i en serie hvor de mer kortsiktige svingninger er fjernet. Den er relativt enkel å tolke, men er samtidig vanskelig å bestemme korrekt - dessverre også i dette tilfelle spesielt i slutten av serien. I trendserier der de enkelte komponentene er klart definert er ofte endringstallene fra en periode til neste uforandret. For å relatere trendutviklingen til virkningen på årsbasis er det vanlig å publisere tall for årsveksten beregnet på grunnlag av endringene i trendserien fra en periode til neste (f.eks. vil en endring i trenden fra september til oktober på 0,2 prosent gi en årsvekst på om lag 2,4 prosent (multiplisert med 12)).

Tolkningen av trendutviklingen er på ingen måte triviell. Men - det finnes enkelte grove tommelfingerregler. En av de er at dersom fortegnet på trendutviklingen fra en periode til den neste endres, kan det være en indikator på et konjunkturomslag i den variabelen som måles. For serier hvor første estimat på trenden (fra tidsserie analysen) er ustabil (serier med store og hyppige endringer) er det ofte nødvendig å foreta en glatting for å lette tolknings arbeidet.

2.6 Den irregulære tidsseriekomponenten

Den tilfeldige komponenten publiseres vanligvis ikke. Den kan beregnes som differensen/forholdet mellom trend og sesongjusterte tall. I noen tilfeller kan det være interessant å undersøke om det finnes noen systematikk ved den. Den kan fungere som en indikator på kvaliteten til de øvrige tidsseriekomponentene.

X11ARIMA anvender informasjonen som ligger i den irregulære komponenten for å beregne både virkedagseffekter og påskeeffekter. Mange av de testene som brukes for å kartlegge kvaliteten på sesong og trend tall tar utgangspunkt i strukturen på den tilfeldige komponenten. Vi kan si at den tilfeldige komponenten spiller tilsvarende rolle som residualen i en vanlig regresjonsanalyse.

Etter denne gjennomgangen av tidsserier - dekomponering og serietyper som er i bruk - har vi i forbindelse med omtalen av enkelte typer serier spesielt pekt på usikkerhet knyttet til de mest aktuelle tall. Usikkerheten i sesong- og trendseriene skyldes i praksis enten grunnleggende forhold ved det kjennetegn som er målt for en næring (det kan ikke enkelt modelleres med tid som forklaringsvariabel), men kan også skyldes svakheter ved målingene / opplegget for undersøkelsen. I sesongjusteringsarbeidet er det lite fagstatistikeren kan gjøre med slike forhold, men det arbeide som gjøres er likevel viktig for resultatene.

Den klassiske tidsseriemodellen dekomponerer originalserier i tre deler- trend, sesong og irregulær komponent. Fagstatistikerens oppgave er ved bruk av de tilgjengelige verktøy å foreta den beste dekomponering, men det er ikke gitt hva en skal legge i betegnelsen «beste dekomponering». I dette arbeidet blir modelleringsarbeidet viktig. Videre skal vi se nærmere på prinsippene for modellering ved bruk av eksempler fra produksjonsindeksen.

3. Tidsserieegenskaper - modellering

I dette kapitlet gis en innføring i en del grunnleggende begreper og sammenhenger i forbindelse med modellarbeidet - en del av forarbeidet til sesongjusteringen. For brukere som er nye på dette fagfeltet kan dette være en grei måte å få en viss oversikt på . Mer erfarne brukere kan nøye seg med en rask gjennomlesing. Dette kapittelet og noen av momentene som behandles i kapittel 5 bygger på Sørensen (1994).

Modellarbeidet har vanligvis flere funksjoner i sesongjusteringsarbeidet. Med basis i modeller som beskriver på en god måte forløpet i en serie kan vi imputere tilbakegående serier (back-casting) der data mangler - for å muliggjøre eller styrke grunnlaget for sesongjusteringsanalysen. Sesongjustering krever vanligvis serier av en viss lengde. Modellene benyttes imidlertid oftere i framskriving av originalserien, også dette for å bedre kvaliteten på sesonganalysen - spesielt for de mest aktuelle sesongjusterte tall som gjerne står i fokus for brukernes interesse. Den valgte modell brukes også til å identifisere og behandle ekstreme verdier. I enkelte serier vil det være behov for å erstatte observerte verdier med verdier som er estimert ved bruk av modellen - for å beregne sesongfaktorene.

3.1 Generelt om modellbygging

Med de statistiske modellene ønsker vi å finne funksjonelle sammenhenger mellom en eller flere variable basert på statistiske observasjoner av variablene. Det finnes ikke generelle kriterier som leder oss til en entydig identifisering av den ideelle modell, men følgende praktiske kjøreregel kan gi en antydning : en god modell skal kunne beskrive data, være meningsfull, enkel og å ha akseptabel statistiske egenskaper.

Statistiske modeller for å beskrive variasjoner i en enkel variabel deles vanligvis i to hovedtyper:

- **Flerdimensjonale (strukturelle) modeller** hvor variasjon i en variabel forklares ved endringer i en eller flere andre variabler, dvs. endringer i **responsvariablen** (den avhengig variabel) forklares ved hjelp av en eller flere **uavhengige** variabler. Et klassisk eksempel er å forklare husholdningers forbruk i periode t (c_t), som en lineær funksjon av inntekt i samme periode (y_t) :

$$C_t = \alpha + \beta Y_t + a_t$$

Forbruket i periode t er avhengig av inntekt i samme periode på en konkret måte - her spesifisert ved en lineær funksjon, hvor α og β er **parametre** (konstanter). Modellbyggerens oppgave er, på basis av empiriske data for c_t og y_t å estimere parametrene. Sammenhengen mellom modellens variable og parametre kan i praksis ikke forventes å være helt presis noe som uttrykkes ved **restleddet** a_t. Dette tas med for å fange opp forhold som ikke eksplisitt framgår av den spesifiserte modellen. Slike relasjoner kalles også **stokastiske relasjoner** - i motsetning til **deterministiske relasjoner** der sammenhengen mellom modellens parametre og variablene gjelder eksakt. Deterministiske relasjoner vil i praksis kun gjelde for rene definisjonssammenhenger.

- **Endimensionale (univariate) modeller** hvor verdien av en variabel i en periode forklares ved observasjoner av samme variabel i en eller flere foregående perioder, dvs. laggede verdier av samme variabel. Eksempelvis kan man modellere husholdningers forbruk i periode t som funksjon av forbruket i foregående periode t-1, ved funksjonen :

$$C_t = \alpha + \beta C_{t-1} + a_t$$

Modellen har den samme lineære struktur som i den strukturelle modellen ovenfor, men der altså inntekt erstattes av forbruk i foregående periode (lagget en periode). Denne modell pretenderer imidlertid ikke å gi noen uttømmende forklaring på hvorfor husholdningers forbruk utvikler seg som det gjør. Relasjonen er mer et utrykk for et postulat av typen «forbrukerne gjør noe idag fordi man også gjorde det i går». Som grunnlag for å forklare - særlig - kortsiktige økonomiske atferd er dette neppe en helt urealistisk antakelse.

Hvilken modelltype er best[10] ? Det kan neppe være tvil om at den strukturelle modellens evne til nettopp å kvantifisere årgangssammenhenger gjør den mer attraktiv enn den endimensjonale modellen. Sesongjustering basert på spesialkonstruerte strukturelle modeller for hver enkelt serie er imidlertid meget ressurskrevende og ikke aktuelt - til tross for sympatiske egenskaper. Ved sesongjustering av f.eks. den månedlige produksjonindeksen for industrien (hvor det inngår ca. 150 serier) kreves enklere og mer standardiserte løsninger.

Videre i dette notatet skal vi forholde oss til endimensjonale modeller som også er de vanligst omtalte og benyttede i de mest kjente sesongjusteringsverktøyene. Vi skal videre begrense oss til en type endimensjonale modeller som betegnes ARIMA-modeller.

3.2 Tidsserieanalytiske begreper

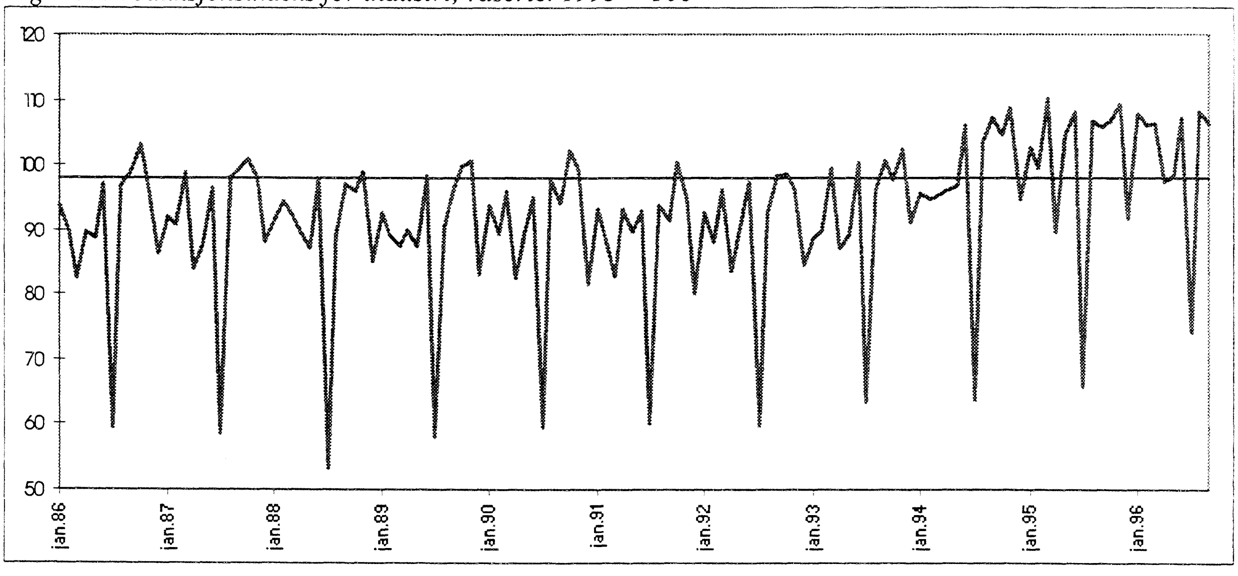
I de endimensjonale økonomiske tidsserier betraktes hovedsakelig modeller som er formulert i **diskret tid**, dvs. modeller hvor det er lik tidsavstand mellom alle observasjoner i variabelen.

Før vurdering og valg av konkrete modeller foretas i sesongjusteringsanalyse ofte en transformasjon av dataene (serien) for å sikre at dataene oppfyller en rekke statistiske egenskaper. For å konkretisere dette skal vi ta utgangspunkt i en serie fra produksjonsindeksen - nærmere bestemt serien for total produksjon i industrien (SN D eller SN 15 - 37). Produksjonsindeksen har for tiden 1995 som basis, dvs. 1995 = 100.

Forløpet i industriproduksjonen, som måles hver måned, over de siste ti år kan karakteriseres ved en stigende trend - spesielt i de siste årene. Sammenligner vi måned til måned endringer for flere år ser vi at det er et felles mønster - et sesongmønster. Dette blir åpenbart bestemt av vanlige høy- og lavaktivitetsperioder på etterspørselssiden, i hvert fall for næringene hvor produksjon og etterspørsel foregår simultant. Sesongforløpet påvirkes også av forhold som sommerferie, faste og bevegelige helligdager. De bevegelige helligdagene (spesielt påske og pinse) bidrar imidlertid også til å forstyrre det månedlige forløpet i serien. Serien er også historisk blitt påvirket av andre forhold som streik, teknisk eller andre former for driftsstans mv.

For å gi en første innføring i tankegangen og prosessen rundt tidsserieanalyse - og sesongjustering mer spesifikt - har vi i figur 1 nedenfor plottet produksjonsindeks for industri. Vi ser av figuren at serien har en stigende tendens (eller trend). Dekomponering av sesongeffekten krever *et posisjonsmål* (en referanse) som ikke varierer over tid. For å etablere et slikt posisjonsmål med ønskede egenskaper (større grad av stabilitet over tid) foretas en såkalt differensiering på serien.

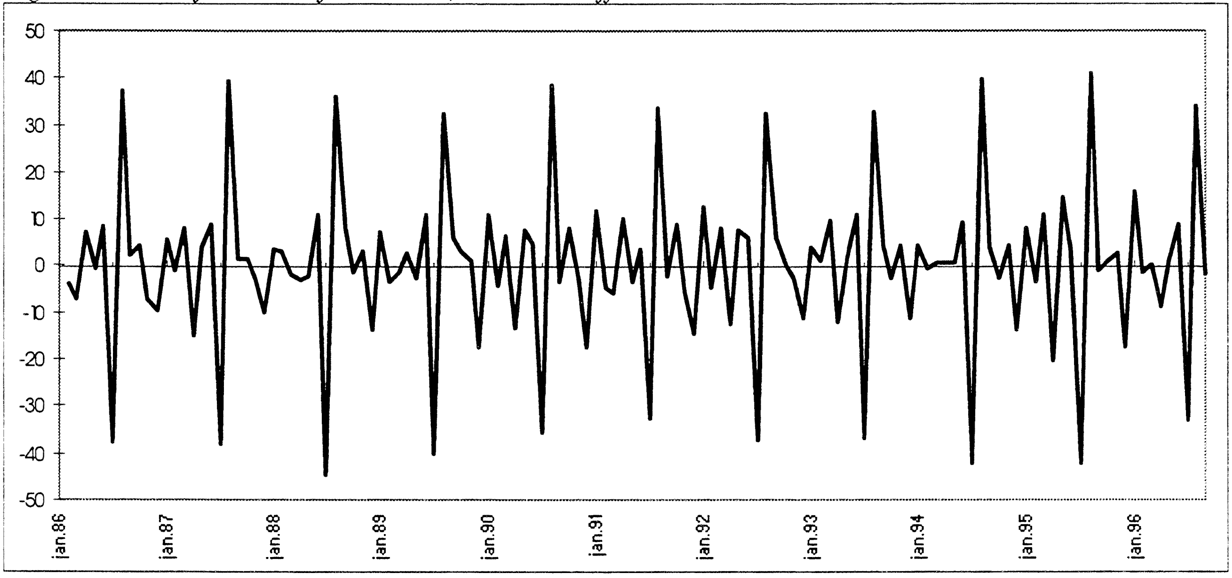
Figur 1. Produksjonsindeks for industri; råserie. 1995 = 100



[10] De to variantene av modeller kan også kombineres

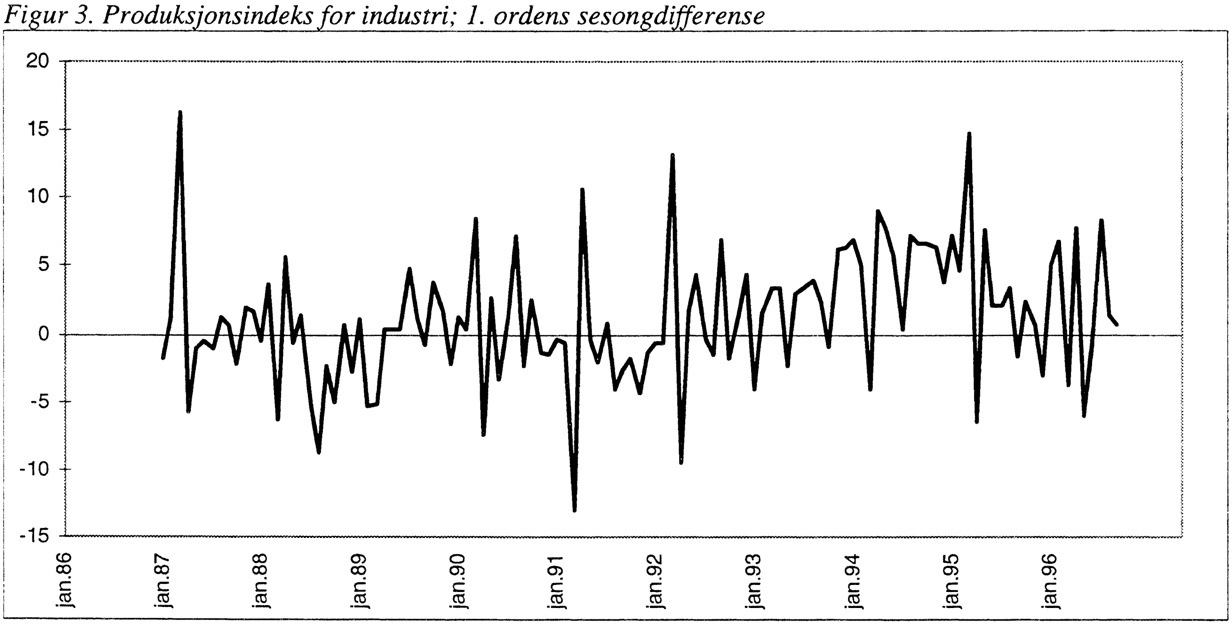
I figur 2 vises en **1. ordens differanse** av serien. Transformasjonen (differensieringen) som er utført i dette tilfelle er $Z_t = Y_t - Y_{t-1}$, der Y_t er verdien på observasjonen på tidspunkt t. Ved en enkel visuell inspeksjon av figuren ser vi at denne enkle transformasjon gir et gjennomsnitt over tid nær null. Vi ser videre at variasjonen omkring gjennomsnittet er rimelig systematisk i det enkelte år - noe som tyder på sesongsvingninger.

Figur 2. Produksjonsindeks for industri; 1. ordens differense



Denne systematikken i variansstørrelsen, som funksjon av tiden, kan beregnes på grunnlag av en videre differensiering av serien som er vist i figur 2. For å få et begrep om denne systematikken beregner vi en 1. ordens sesongdifferense, dvs. $W_t = Z_t - Z_{t-s}$, hvor s står for sesonglengden (12 måneder i dette tilfellet). Den samlede effekt av denne dobbeltdifferensen er illustrert i figur 3. Som framgår av figuren er det nå ikke lenger noen tendens til at variansen systematisk avhenger av tiden.[11]

Figur 3. Produksjonsindeks for industri; 1. ordens sesongdifferense



[11] En tilnærmet konstant varians kan også oppnås ved logaritmiske transformasjoner av data. Dette har sammenheng med variansens størrelse ofte vil være avhengig av observasjonenes absolutte nivå. Når data transformeres logaritmisk fjernes denne nivåavhengigheten.

Ved disse transformasjonene (differensieringer i to omganger) har vi oppnådd at både gjennomsnittsverdi og varians er uavhengig av tiden, dvs. den forventede verdi av de transformerte dataene på ethvert tidspunkt er konstant. Dette karakteriserer en **stasjonær** stokastisk prosess. Ved estimering av en modell for en stasjonær tidsserie er det mulig å beregne sannsynligheten for at tidsserien skal ha bestemt verdier i framtiden.

Et første steg i arbeidet med å bygge tidsseriemodeller er derfor å gjennomføre en transformasjon av dataene for å oppnå stasjonaritet. For å bestemme hvilken transformasjon som gir de beste resultater anvendes vanligvis mer systematiske metoder enn den intuitive som vi har anvendt ovenfor.

Et viktig redskap, blant mange, er estimeringen av **autokorrelasjonfunksjonen (ACF)** og **den partielle autokorrelasjonfunksjonen (PACF).** Disse viser samvariasjonen mellom observasjoner med forskjellige lag (kovariansen) i forhold til den samlede variasjon (variansen) i en tidsserie.

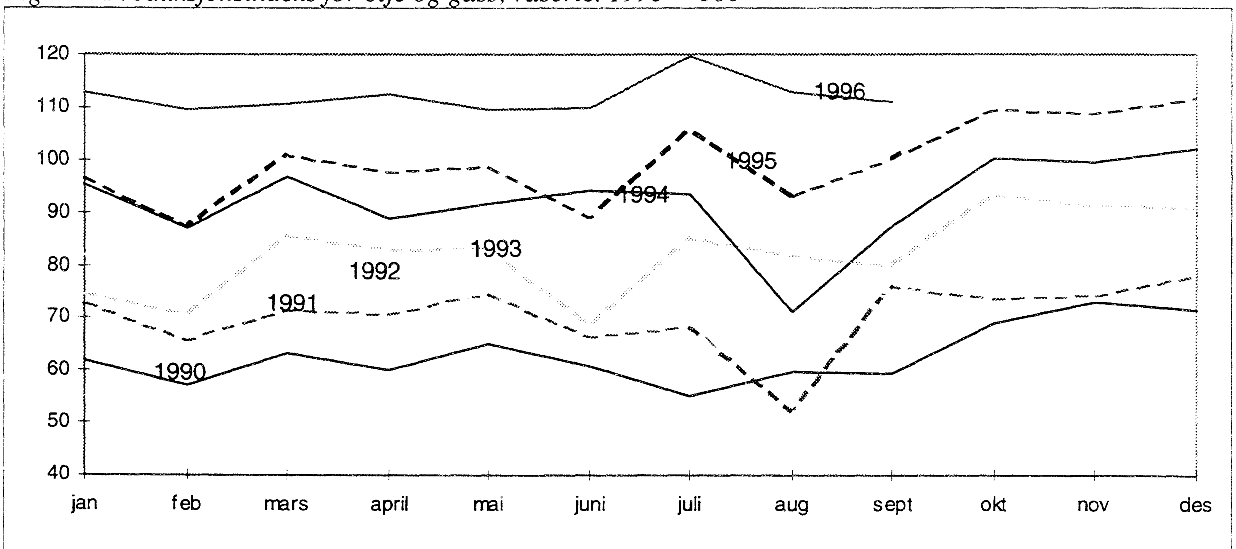
Anta at det er n observasjoner av en variabel Y_t (t=1,2,......,n). Da kan autokorrelasjonen for lag L, estimeres ved:

$$\hat{\rho}_L = \frac{n-1}{n-L-1} \cdot \frac{\sum_{t=L+1}^{n} (Y_t - \overline{Y})(Y_{t-L} - \overline{Y})}{\sum_{t=1}^{n} (Y_t - \overline{Y})^2}; \qquad \text{hvor} \quad \overline{Y} = \sum_{t=1}^{n} Y_t / n$$

Hvis det er ikke noen form for sammenheng mellom observasjonene for et gitt lag er autokorrelasjonen lik null. Den maksimale verdi som autokorrelasjon kan ha er ± 1, som utrykker en perfekt lineær sammenheng.

Videre skal vi se litt nærmere på hvordan autokorrelasjonsfunksjonen kan bistå i arbeidet med å bygge en modell. I figur 4 vises originalserien for produksjonsindeks for utvinning av olje og gass. Vi har valgt denne serien fordi den har en enkel identifiserbar trend.

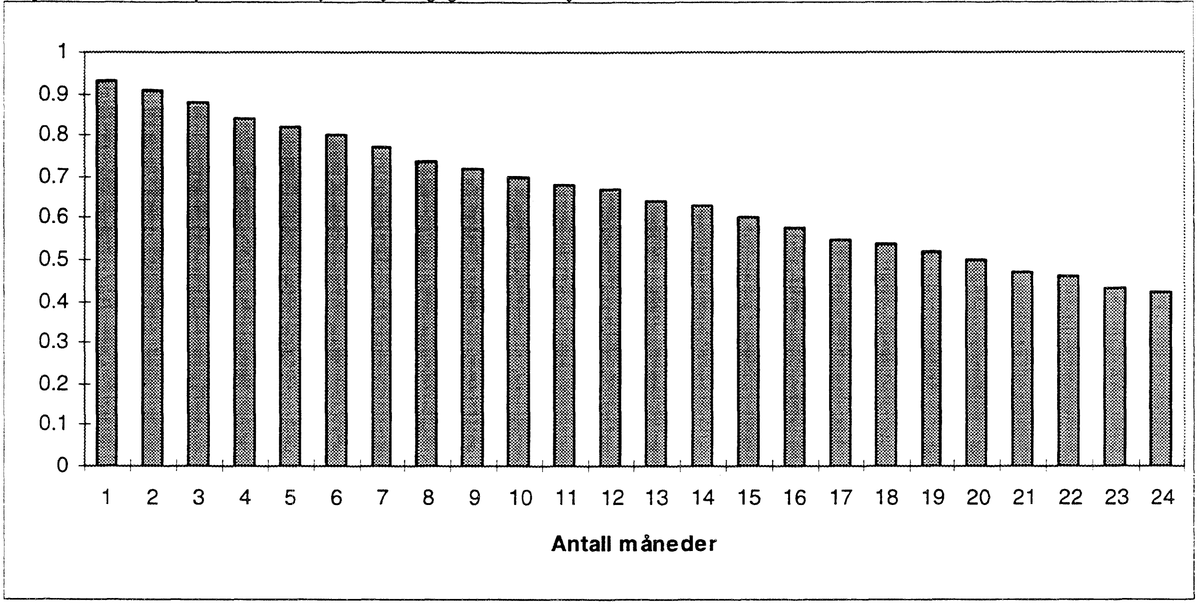
Figur 4. Produksjonsindeks for olje og gass; råserie. 1995 = 100



Vi ser av figuren - ved å se på nivået til årsseriene - at serien har en forholdsvis klar stigende trend. Den har imidlertid ikke noe klart visuelt identifiserbart sesongmønster.

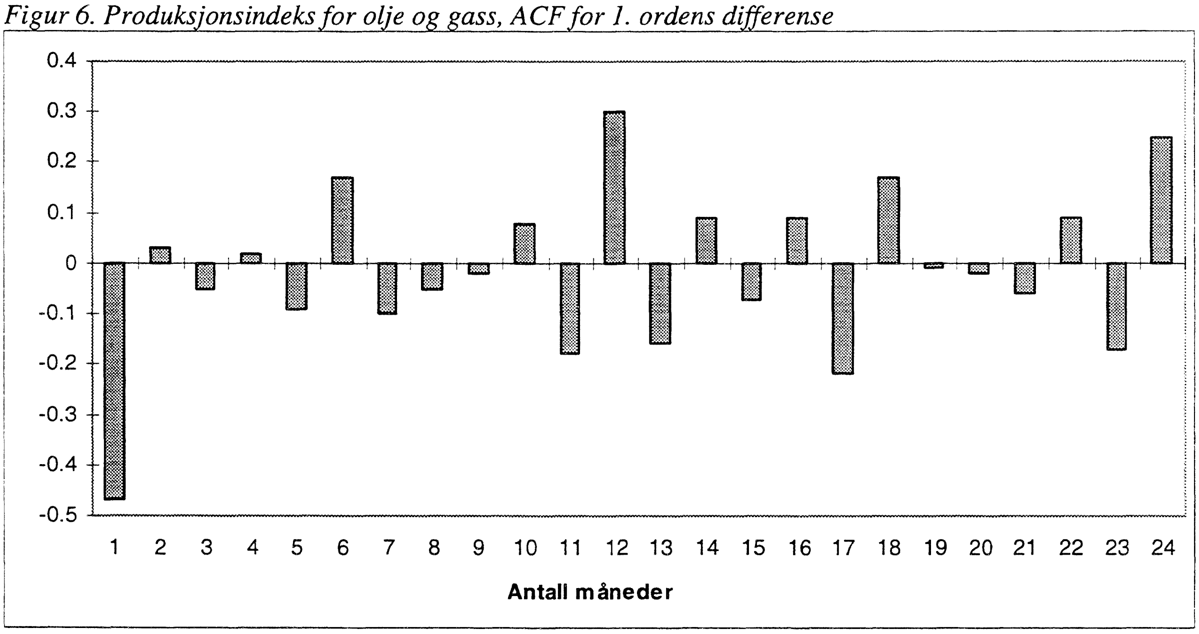
I figur 5 vises autokorrelasjonsfunksjonen for denne serien. Figuren viser autokorrelasjonen for serien ved ulike lag fra 1 - 24 måneder (nedre akse). Vi ser at det er stor grad av autokorrelasjon for alle lag samtidig som den langsomt «dør ut» eller blir mindre. Det ligger i dette at parene av observasjoner skal være langt fra hverandre i tid for at deres samvariasjon blir liten i forhold til den samlede variasjon i serien. Og dette er også karakteristisk for en serie som inneholder trend.

Figur 5. Produksjonsindeks for olje og gass, ACF for råserien



Ved transformering av serien (1. ordens differanse) fjernes denne trenden noe som gir en autokorrelasjon (ACF) som vist i figur 6.

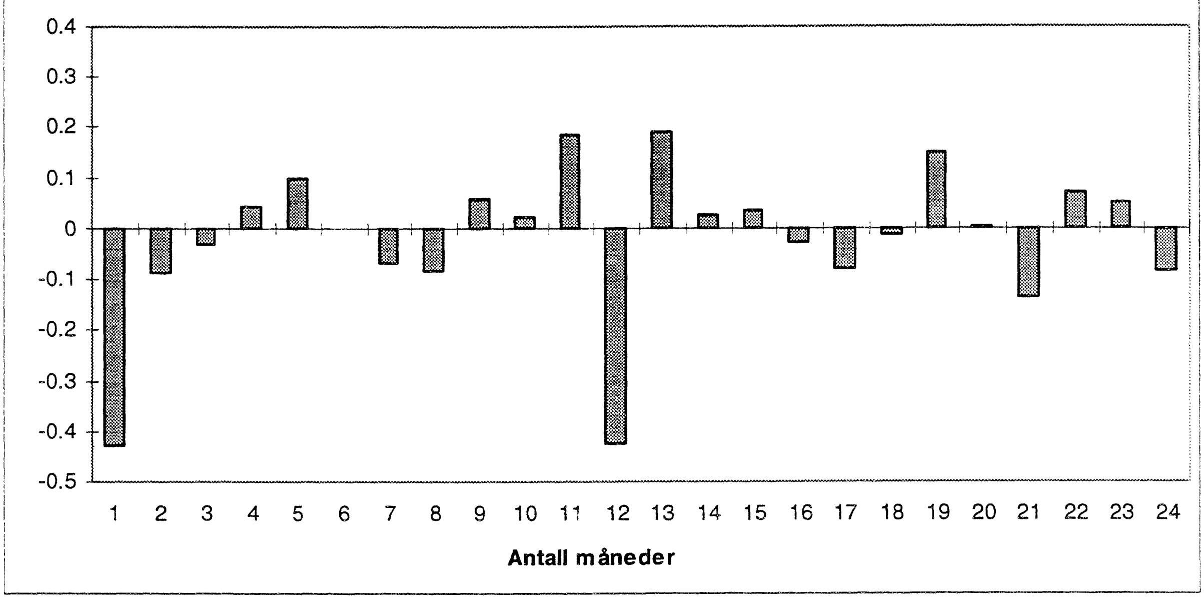
Figur 6. Produksjonsindeks for olje og gass, ACF for 1. ordens differense



I figur 6 får vi ved 1. ordensdifferensiering av serien et første visuelt inntrykk av sesongvarisjonen, som i dette tilfelle ikke ser så stabil ut. Størst autokorrelasjon har vi for lag 1, men dette tillegges ingen vekt da det reflekterer det vi allerede har fastslått - at det er en stigende trend i serien. Vi ser imidlertid at autokorrelasjonen for lagene 12 og 24 er forholdsvis store noe som tyder på sesongeffekter. Vi ser også at lagene 6 og 18 er noe større enn andre verdier. Denne systematikken i autokorrelasjonen trekker i retning at det er 6 eller 12 perioders differensiering (måneder) som best kan identifisere eventuelle sesongmønstre, da sesongeffekten per definisjon skal være et fast fenomen innen et kalenderår..

Det følger av dette at et lag på 12 måneder framstår som det primære valg for en 1.ordens sesongdifferanse. Autokorrelasjonen for denne dobbeldifferansen er vist i figur 7. Vi ser av figuren at det er ikke lenger noen systematikk i autokorrelasjonen og at autokorrelasjonskoeffisientene ikke er særlig store - bortsett ved lagene 1 og 12. En mer fullstendig analyse ved bruk av PACF viser at vi ved å transformere serien på denne måten

Figur 7. Produksjonsindeks for olje og gass, ACF etter dobbeltdifferensiering



identifiserer en IMA(1,1)-modell (integrate moving average av grad 1), som grunnlag for videre modellering. Vi viser også til framstillinger av dette Cryer (1986).

3.3 ARIMA-modeller

Grunnleggende for ARIMA-modellering er forutsetningen om at seriens struktur kan beskrives ved hjelp av en endimensjonal modell. Slike modeller beskriver som nevnt verdien i periode ***t*** som en funksjon av tidligere verdier (***AR***: *autoregressiv*) pluss en kombinasjon av løpende og lagede verdier av restleddet (***MA***: *moving average, glidende gjennomsnitt*). **I** (*integrated, integrert*) gir mulighet for å behandle ikke-stasjonære serier.

En ARIMA-modell uttrykkes gjerne på formen:

ARIMA (p,d,q)

der

p = autoregresjonsgrad,
d = differensgrad - og
q= glidende gjennomsnittsgrad

At en tidsserie er *integrert* av orden **d** innebærer at serien er stasjonær når serien er differensiert d ganger. Hvis vi har en originalserie Y og analysen viser at d må være 1 så betyr dette at den transformerte serien Z der $Z_t = Y_t - Y_{t-1}$ er stasjonær. For en teknisk definisjon av stasjonæritet viser vi til litteraturen - se f.eks. Cryer (1986). For å gi leseren en intuitiv forståelse av dette kan vi si at en tranformert serie er stasjonær når både gjennomsnitt og varianse er konstante over tiden. Dette impliserer også at vi kan forklare utviklingen i serien ved å identifisere parametrene som ligger bak.

En *autoregressiv modell* av orden p=1, AR(1) modell, hvor variabelen Z_t er stasjonær, er gitt ved:

$$Z_t = \varphi_t Z_{t-1} + a_t$$

hvor det antas at verdien av responsvariablen Z_t kan beskrives som en lineær funksjon av den laggede verdien av variablen og et restledd. Restleddet antas å være et resultat av en uavhengig identisk normalfordelt stokastisk variabel med forventningsverdi = 0 og konstant varians. Dette betegnes i litteraturen som **hvit støy** (engelsk: white noise). Betegnelsen autoregressiv refererer seg til at modellens parameter kan estimeres ved regresjonsanalyse, hvor den uavhengige variabel altså er verdi av responsvariabelen i foregående perioder.

Et glidende gjennomsnitt (moving average - MA) refererer seg til en type modell hvor variasjonen i responsvariabelen kan uttrykkes som et veiet gjennomsnitt av restleddet og dets verdier i foregående perioder. Den enkleste MA-modellen er MA(1), dvs. q=1, der responsvariabelen bare er avhengig av verdien på restleddet i foregående periode. En formalisering av denne modellen kan være :

$$Z_t = a_t - \theta_t a_{t-1}$$

Med den innførte notasjon kan AR(p)- og MA(q)-modeller kombineres. En generell formulering av den stasjonære tidsserie Z_t er :

$$Z_t - \varphi_1 Z_{t-1-} - \varphi_2 Z_{t-2-} - \ldots\ldots \varphi_p Z_{t-p} = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \ldots - \theta_q q a_{t-q}$$

Dvs. en ARIMA(p,q) modell. Hvis man supplerer denne generelle modellen med noen mer tekniske forutsetninger kan det vises at en MA-modell av vilkårlig orden kan gi en god tilnærming til AR-modeller av tilstrekkelig høy orden - og omvendt. Når man likevel benytter kombinasjoner av MA- og AR-modeller skyldes dette at modellestimeringen kan foregå ved hjelp av færre parametre.

3.4 ARIMA-sesongmodeller

ARIMA-modeller er beregnet til å modellere stasjonære prosesser, men kan også utvides slik at de kan ta hensyn til systematiske sesongvariasjoner. Denne type modeller kalles ofte sesong-ARIMA-modeller og uttrykkes :

ARIMA $(P,D,Q)_S$

der

P = orden av autokorrelasjon i en sesongmodell
D = orden på sesongdifferensen
Q = orden av glidende gjennomsnitt i en sesongmodell
s = sesonglengden, f. eks. måneder (s = 12) eller kvartaler (s = 4)

En ARIMA $(P,1,Q)_{12}$ modell for en tidsserie Y_t er derfor en modell hvor differensen $W_t = Y_t - Y_{t-12}$ ligger til grunn ved estimering av parametrene. Formuleringen er ellers som ovenfor. Ved å innføre selvstendige betegnelser for sesong-ARIMA-parametre fås den generelle formuleringen av en AR(P)- og MA(Q)-sesongmodell for den stasjonære tidsserien W_t:

$$W_T - \Phi_1 W_{t-1} - \ldots - \Phi_P W_{t-P} = a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \ldots - \Theta_Q a_{t-Q}$$

I modelleringen av korte økonomiske tidsserier er sesong ARIMA-modellen eller den ordinære ARIMA-modellen sjelden velegnet, fordi sesong- og trend-bevegelser opptrer samtidig. En modelltype som ofte brukes for å modellere de fleste høyfrekvente serier kombinerer de to modelltypene - f.eks. :

ARIMA (p,d,q) x $(P,D,Q)_{s;}$

Ved anvendelse av lagoperatoren[12], og ved å bruke betegnelsen for den opprinnelige serien kan modellen formuleres slik :

$$(1 - \varphi_1 B - \ldots - \varphi_p B^P)(1 - \Phi_1 B^S - \ldots \Phi_P B^{PS})(1 - B)^d (1 - B^S)^D Y_t = (1 - \theta_1 B - \ldots \theta_{pq} B^q)(1 - \Theta_1 B^S - \ldots - \Theta_Q B^{QS}) a_t$$

[12] Lagoperatoren B (*backward shift operator* eller *lag operator*) transformerer observasjoner i periode t til observasjoner for periode t-d. Dette kan formuleres generelt: en tidsserie Y_t er integrert av orden d, hvis serie:$(1-B)^d Y_t$ er stasjonær og serie : $(1-B)^{d-1} Y_t$ ikke er stasjonær

For $p = P = 0$ og $d = D = q = Q = 1$ brukes i litteraturen betegnelsen **Airline-modellen,** fordi den ble brukt av Box og Jenkins (Box and Jenkins, 1976) i en studie av passasjertrafikk på fly. Denne modellen spiller også en sentral rolle i dagens sesongjusteringsmetoder. Den er enkel - har kun to parametre (θ_1 og Θ_1) og det viser seg at de fleste serier la seg forklare relativt godt med denne modellen.

3.5 Identifisering og estimering av ARIMA-modeller

I praksis vil det ofte være mulig å beskrive stasjonære tidsserier ved mange forskjellige ARIMA-modeller. Det generelle krav til modellbygging nevnt foran - at modellen skal være meningsfull (og helst også enkel) - reduserer imidlertid antall kandidater. Rent generelt er det få økonomiske tidsserier som krever en høyere differenseorden enn 2 for å oppnå stasjonæritet, og ofte kan ordenen av enten autoregressiv eller glidende gjennomsnitt settes til null. Som nevnt er den enkle Airline-modellen $(0, 1, 1)(0, 1, 1)_S$, velegnet i de fleste tilfeller.

Utgangspunktet for å identifisere en ARIMA-modell er som nevnt foran ACF. Med denne informasjonen kan vi bestemme en passende differensegrad slik at vi oppnår stasjonæritet i den transformerte serien. Informasjonen fra ACF- og PACF-beregningene benyttes også til å identifisere ordnene av autokorrelasjon og glidende gjennomsnitt , dvs. å fastsette parametrene p, P og q, Q.

Identifikasjonsprosessen bygger på forholdsvis kompliserte matematiske beregningner, men i praksis handler dette om å identifisere noen enkle egenskaper ved bruk av ACF og PACF. Jeg skal ikke gå nærmere inn på dette her, men viser til litteraturen, f.eks. Cryer (1986).

For ikke helt å ta motet fra leseren skal jeg her legge til at dette virker vanskeligere enn det i praksis er. For å få en praktisk forståelse av modellbygging i sesongjusteringsarbeidet er det mer enn nok med en kort innføring der det legges vekt på å bruke konkrete eksempler.

For å konkretisere skal vi igjen benytte eksemplet med serien for olje- og gassutvinning fra produksjonsindeksen. Autokorrelasjonsberegningene (ACF) vist i figurene 6 og 7 var med unntak for laggene 1 og 12 ikke signifikante. Forholdene skulle derfor ligge godt tilrette for å prøve[13] med standardmodellen for økonomiske serier, dvs. Airline-modellen, ARIMA $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$

$$(1-B)(1-B^{12})Y_t = (1-\theta B)(1-\Theta B^{12}) \Leftrightarrow Y_t = Y_{t-1} + (Y_{t-12} - Y_{t-13}) + a_t + \theta_1 a_{t-1} - \Theta_1 a_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 a_{t-13}$$

En tolkning av modellen kan være: verdien for periode t settes lik verdien for t-1 og korrigeres deretter med avviket som var et år tidligere. Parameter θ_1 kan tolkes som omfanget for trenden og Θ_1 er et uttrykk for restleddets innvirkning på sesongmønsteret. Intuitivt kan dette forklares ved å konstatere at når både θ_1 og Θ_1 er lik null blir i det lange løpet $Y_t = Y_{t-1}$

For estimering av parametre i den siste relasjon benyttes vanlige estimeringsteknikker for minimering av kvadrerte sumavvik. Da restleddene imidlertid ikke er observerbare må vi anvende iterative metoder ved estimeringen. Dette er et ganske omfattende beregningsarbeid som heldigvis i praksis overlates til edb-maskinene. Resultatene fra estimeringen gir i vårt eksempel $\theta_1 = 0.65$ og $\Theta_1 = 0.71$. Disse skal vi se nærmere på i neste kapittel.

3.6 Modell-kontroll

En første kontroll av modellen er å sjekke de estimerte parametrene. Generelt skal summen av parameter-estimatene for den ordinære ARIMA-modellen og for sesongmodellen være mindre enn 1. Hvis summen er større enn 1 er det et uttrykk for at det er foretatt for mange differensieringer. Resultatene fra beregningene på serien for olje- og gassutvinning (se over) basert på Airline-modellen viser at sumkravet ikke oppfylt.

[13] Det er forøvrig helt «ufarlig» å velge en konkret ARIMA-modell, fordi modellkontrollen ofte vil indikere hvilken alternativ modell som bør velges.

En må også undersøke i hvilken grad modellen kan forklare variasjonen i tidsserien. Modellens forklaringsgrad vurderes ved beregning av **determinasjonskoeffisienten** R^2 :

$$R^2 = \frac{\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2_{res}}{\hat{\sigma}^2} = \frac{\text{variansen i opprinnelig - residualvariansen}}{\text{variansen i opprinnelig serie}} = 0.79$$

Beregninger basert på eksemplet viser at om lag 79 prosent av variasjonen i serien for olje- og gassutvinning forklares av Airlinemodellen noe som umiddelbart må betegnes som lite tilfredsstillende basert på erfaringer fra mange typer serier. Erfaringene fra estimering av ARIMA modeller for økonomiske serier viser at det er ganske vanlig å finne verdier nær 1 for determinasjonkoeffisienten. En såvidt lav koeffesient er derfor en indikasjon på at valg av modellen $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ ikke var så heldig.

En modell anvendes ofte til å predikere tidligere og framtidige verdier. En sammenligning mellom verdier som er beregnet på grunnlag av en spesifisert modell (f.eks. for de tre siste år) og de faktiske observerte tall for samme periode, er en mye brukt form for modellkontroll. Dette er også den mest relevante med tanke på bruken av ARIMA-modellen til framskrivninger for sesongjusteringsformål i X11ARIMA-programmet.

Modellens forutsetninger om at restleddets variasjon er hvitt støy kan testes ved en **portmanteau test** ved bruk av Ljung-Box's testindikator :

$$Q_{LB} = n(n+2)\sum_{L=1}^{k} \frac{\hat{\rho}_L^2}{n-L}$$

hvor ρ_L = er den estimerte residual-autokorrelasjon for lag L, n er antall residualer og k er antall lag som inngår i estimeringen. Q_{LB} vil være asymtotisk χ^2 - fordelt (kji-kvadrat) med antall frihetsgrader lik k minus antall estimerte parametre. En signifikanssannsynlighet for Q_{LB} større enn 5 prosent tolkes som uttrykk for at hypotesen om at restleddet er hvitt støy ikke kan avvises. I vårt eksempel er signifikanssannsynligheten lik 0,012 noe som klart indikerer at restleddets variasjon ikke kan oppfattes som hvitt støy.

4. Sentrale opsjoner

Når vi beregner sesongjusterte tall er det mange opsjoner som er metodebestemt. Likevel er det en del spørsmål som vi må ta stilling til og som klart har betydning for de endelige resultater. De viktigste av disse er :

- Er det nødvendig å prekorrigere seriene ?
- Hvordan skal ekstreme verdier behandles ?
- Inngår sesongkomponentene på en multiplikativ eller additiv form ?
- Når seriene er aggregater - skal vi korrigere på aggregatet eller på de enkelte elementer i aggregatet?
- Skal vi beregne sesongfaktorer løpende (på nytt for hver måned) eller skal vi estimere faktorer for en periode framover og benytte disse i den løpende sesongjusteringen ?
- Bør årstall være like for originalserien og den sesongjusterte serien ?

Det å ha forståelse for formålet med sesongjustering er grunnleggende for å kunne ta stilling til de problemstillingene som er stilt opp ovenfor. Sesongjustering handler i stor grad om å bestemme trenden i en serie og/eller om det er skjedd endringer i trenden. De fire første problemstillingene nevnt over har på forskjellig vis innvirkning på det å bestemme trenden. De to siste dreier seg i større grad om hvordan og hvilke krav vi skal stille til resultater som formidles.

Videre i dette kapitlet skal vi drøfte disse problemstillingene fra en praktisk innfallsvinkel[14]. Dette vil gi den enkelte som skal arbeide med sesongjustering et grunnlag for selv å vurdere de momenter som er relevante ved valg av verdier for opsjonene. I neste kapittel går vi på grunnlag av disse drøftingen videre og forklarer hvordan valg av optimale opsjoner kan gjøres i praksis.

4.1 Prekorrigeringsrutiner

Prekorrigeringen av en tidsserie består stort sett av å etablere rutiner som fjerner kalender bestemte effekter på en serie. Disse rutinene har stor betydning for arbeidet med å bestemme trenden og de endelige sesongjusterte tall, og er særlig relevante når vi arbeider med serier som er sterkt påvirket av antall arbeidsdager, f.eks. månedlig produksjon, detaljomsetning osv. For serier som måler tilstand pr. en dato er dette irrelevant, f.eks. prisindekser pr. 15. i en måned, antall arbeidsledige hver onsdag osv. Det vil imidlertid også i tidsserier basert på denne type observasjoner kunne forekomme sesongmønstre, men hvor altså prekorrigering ikke gir mening.

De viktigste rutinene på dette området korrigerer for månedslengden, antall virkedager i måneden og bevegelige helligdager i forbindelse med påske. På grunnlag av de korrigerte seriene som framkommer ved bruk av korreksjonsfaktorene for varierende antall virkedager, som tar hensyn til både antall dager i måneden og antall av de ulike ukedager som inntreffer, kan vi sammenligne to forskjellige måneder. Ved bruk av rutinen for korreksjoner for bevegelige helligdager i påsken kan vi sammenligne tall for mars-april uansett hvordan påskedagene faller i de to månedene.

Virkninger av bevegelige helligdager i forbindelse med pinse (mai - juni) og andre typer enkelteffekter bør fjernes før sesongjusteringsfaktorer beregnes. Dette er behandlet i en tidligere dokumentasjon Rodriguez (1993). Der forklares mer teknisk hvordan slike forhold behandles i X11ARIMA. Notatet inneholder også konkrete eksempler og forklaring.

[14] For en mer teknisk beskrivelse av disse momentene henvises til Dagum (1988, 1992) og Lothian and Morry (1977)

Virkedagseffekter (tradingsday)

Er det nødvendig å prekorrigere seriene ? Når skal vi bruke rutinen for virkedagskorreksjoner ? Først og fremst må seriene bestå av månedlige data [15]. Seriens karakter må være slik at det er rimelig å forutsette at seriens verdi er påvirket av hyppigheten av de ulike ukedagene gjennom måneden [16]. Som et eksempel vil serier fra detaljomsetningsindeksen normalt være påvirket av antall virkedager (åpningsdager) og vil også normalt variere med antall torsdager (lang åpningstid) og lørdager i måneden. Vi kan ha grunn til å anta at omsetningen på torsdager og lørdager er større enn for andre virkedager.

I prekorrigeringsrutinen i X11ARIMA benyttes tallserien for den avledede irregulære komponenten, som blir beregnet på grunnlag av de første estimatene på sesong og trend. Metoden forutsetter at førsteestimatet på den irregulære komponenten implisitt inneholder en del informasjon av systematisk art, som er avhengig av blant annet antall virkedager, intensitet mm. Ved å modellere denne informasjonen, og bruk av vanlig regresjons- og testteknikk, kan vi identifisere og fjerne disse effektene fra rådatamaterialet.

Ved bruk av standardrutiner og -tester i X11ARIMA kan vi identifisere om det er påkrevd å foreta en prekorrigering av en serie. I en automatisk prekorrigering av serien beregnes det vekter som tilordnes den enkelte virkedag. Det er imidlertid mulig utifra en faglig vurdering å angi andre vekter som skal tilordnes de ulike ukedagene. I dette ligger det altså to forhold som krever en vurdering fra vår side.

Skal vi la datamaterialet bestemme vektene for ulike dagene selv om vi «vet» at vektene har en klar fordeling på de enkelte ukedager (jf. eksempelet med detaljomsetning over)? Og videre - skal vi prekorrigere en serie når testen for virkedagskorreksjoner ikke gir klar signifikans ? Begge spørsmål bør erfaringsmessig besvares med - ja.

Vi bør generelt ikke overstyre de estimerte vektene fra prekorrigeringsrutinen. Grunnen til det er at vi med den valgte modellen har funnet systematiske effekter i den irregulære komponenten som er avhengig av antall virkedager mm. De maskinelt bestemte vektene fungerer derfor utvilsomt mest effektivt når de systematiske effektene skal tas vekk. I eksemplet med detaljomsetningen la vi til grunn at torsdag og lørdag er de ukedagene der omsetningen trolig er størst. Med informasjon om fordelingen av omsetningen på de ulike dagene kunne vi - med en god faglig begrunnelse - benytte disse som vekter. Når vi likevel anbefaler de estimerte vektene fra prekorrigeringsrutinen har dette sammenheng med at disse vektene er beregnet på grunnlag av alle systematiske effekter i den irregulære serien, og ikke bare forhold som skyldes hyppigheten av ukedager.

Hovedargumentet for å foreta prekorrigering - selv når det ikke er signifikant - bygger på en vektlegging av stabiliteten over tid. Sesongjustering i stor skala forutsetter at et produksjonsopplegg som er smidig og i minst mulig grad krever løpende inngrep eller styring fra saksbehandler. Her skal man også huske at virkedagsfaktorer i praksis vil beregnes på nytt hver gang en ny observasjon legges til serien, dvs. at regresjonsmodellen tilføres en ny observasjon (ny ligning) hver måned. Nye observasjoner kan derfor også påvirke testresultater og som følge av dette må parametrene revideres.

Slike revisjoner i parametrene bør imidlertid kun gjøres en gang i året og ikke tilfeldigvis når datamaterialet sier det. Vi må alltid prøve å unngå faktorer som kan skape ustabilitet i de sesongjusterte tall.

Man kan etter dette argumentere for at det er like greit å ikke prekorrigere seriene så lenge vi holder samme kriterium i løpet av kalenderåret. På den andre siden gjør vi ingen feil ved å prekorrigere en serie der vi mener at det er virkedagseffekter tilstede, selv om testen ikke er klart signifikant. Dette er bare et spørsmål om signifikansnivå. Vi vil uansett fjerne en del støy ved å prekorrigere en serie.

---

[15] Virkedagseffekter kan også forekomme i kvartalsserier. Spesielt aktuelt kan dette være i forbindelse med påskedagene som fra år til år kan falle i 1. og/eller 2. kvartal. Betydningen av slike effekter reduseres imidlertid kraftig i kvartalsserier og blir av den grunn ofte ignorert.

[16] Ikke alle serier som bygger på sumtall behøver å ha virkedagseffekter. Månedlige lønnssummer vil f.eks. kunne bestå av flere komponenter der fastlønn ofte er en tungtveiende del. Seriens nivå vil derfor kunne være uavhengig av antall virkdager. Enkelte lønnskomponenter, f.eks. overtidsgodtgjørelser, helligdagstillegg mm. kan imidlertid være påvirket av virkedagseffekter.

Påskekorreksjoner (Easter effect)

Et særlig tilfelle av virkedagseffekter er knyttet til påske. Antall ukedager er det samme, men plasseringen i måneden varierer (bevegelige helligdager). For en del serier kan det derfor være nødvendig å justere for effekter som følger av påskedagenes bevegelse. I en del serier har det erfaringsvis vært nesten umulig å bestemme et stabilt sesongmønster for månedene mars og april uten slike korreksjoner.

Faste helligdager, som f.eks. 1. januar, 1. og 17. mai, faller derimot i samme måned fra år til år. Det foretas ingen særskilt prekorrigering for slike helligdager, da disse anses å være av sesongmessige karakter og behandles ved bruk av sesongjusteringsteknikker. Det som spesielt skaper problemer med påskedagene er bevegelsen mellom mars og april. Et år kan påskedagene ligge i april, et annet i mars og i et tredje år kan de være fordelt mellom de to månedene. Det er særlig de to siste situasjonene som modellen i X11ARIMA tar hensyn til. Vi ser også at dette er et problem både for måneds- og kvartalsdata.

I X12ARIMA fremkommer det en kritikk av påskejusteringsrutinene i X11ARIMA. I X12ARIMA blir det foretatt prekorrigering både i mars- og apriltallene uansett når påske inntreffer. Dessuten tar X12ARIMA utgangspunkt i den originale serien for å beregne disse effektene. X11ARIMA henter denne informasjonen fra den irregulære komponenten.

Når påsken faller i april er det ingen grunn til å spesialkorrigere seriene. Påskeeffekter blir oppfattet som sesongmessige og behandles med sesongjusteringsteknikker.

Også for påskekorrigeringen genereres det tester som viser i hvor stor grad effekten er signifikant. I dette tilfellet er spørsmålet om signifikans ved prekorrigering av mindre betydning da effekten er tidsavgrenset til en kort periode hvert år, eventuelle problemer med ustabilitet er tilsvarende begrenset.

Det er viktig å være klar over at det i mange serier er slik at påskeeffekten varer i flere dager enn det de bevegelige hellidagene tilsier (i X11ARIMA: estimated build-up period). Det vil f.eks. være slik at omsetningen normalt øker betydelig i dagene før helligdager, og kanskje spesielt mye før påskedagene. Ved å velge den riktige opsjon vil X11ARIMA automatisk beregne denne perioden. I neste kapittel viser vi et konkret eksempel, se tabell A10, som kan gi leseren en følelse av hva dette handler om.

Det bør her også legges til at rutinen for påskeeffekter ikke skal benyttes når en serie slutter i mars. For å beregne konsistente faktorer krever påske-rutinen at det finnes data for både mars og april. Når mars-data er den siste observasjonen i en serie benyttes vanligvis ett av to alternativer :

- legg in ARIMA-framskrevne tall for april før påskerutinen kjøres - eller
- bruk de estimerte påske-faktorene som ble generert av rutinen ett år tidligere

Vi ser nærmere på dette i neste kapittel.

Andre bevegelige helligdager - pinse

Utviklingen i en del serier er åpenbart påvirket av andre bevegelige helligdager (enn påske) eller spesielle feriedager. Når disse feriedagene faller i samme måned hvert år blir effekter fjernet med vanlige sesong-justeringsfiltre og krever ingen spesiell behandling. Dette skjer imidlertid ikke med bevegelig helligdager, og fridager i forbindelse med pinse er et eksempel på dette. Problemstillingen er nøyaktig den samme som for påskedagene, men der mai og juni er involvert i stedet for mars og april. Siden mai og juni faller i samme kvartal er dette altså bare et problem ved månedsdata.

Et relevant spørsmål er om ikke rutinen for korreksjoner av virkedager er velegnet til å fange og fjerne denne type effekter. Svaret er dessverre nei - av to grunner :

1. Hvis pinsedagene betyr mye for resultatet i en serie blir den irregulære komponenten for mai (eller juni) en ekstrem verdi. I dette tilfellet blir denne observasjonen totalt neglisjert når virkedagskoeffisientene beregnes jf. Dagum (1988). X11ARIMA vil «tolke» disse ekstremverdiene som generert av andre forhold

enn vanlige virkedagsvariasjoner. Virkedagskoeffesientene for disse månedene beregnes derfor uten å ta hensyn til verdien.

2. I tilfellet hvor pinsedagene ikke er så relevant for resultatet i en serie blir effektene fanget opp i regresjonskoeffisientene. Dette skjer imidlertid på en uheldig måte. Et konkret eksempel kan illustrere dette:

   Anta at pinsedagene faller i juni. Da vil tall for den irregulære komponenten inneholde denne informasjonen. La oss videre anta at tirsdag og onsdag inngår fem ganger i juni, mens de øvrige ukedagene inngår fire ganger[17]. Det som skjer ved bruk av rutinen for virkedagseffekter er at hyppigheten av disse to dagene oppfattes som årsak til den «unormale» verdien. Det er imidlertid åpenbart feil da pinsedagene faller i juni uansett hvilke av ukedagene som inngår fem ganger i juni. Dette betyr i praksis for resultatet av tidsserieanalysen at betydning av ukedagene som inngår fem ganger i juni overdrives når virkedagsfaktorene beregnes.

Dette problemet kan løses på flere måter. Det kan foretas en manuell korreksjon allerede i rådataserien. Et alternativ kan være å bruk påskefaktorene (tilpasset til pinsedagene). Dette er imidlertid i begge tilfelle et krevende arbeide samtidig som vi neglisjerer informasjonen som ligger implisitt i tall for den irregulære komponenten i disse månedene. Den beste løsning er å lage en modell ved bruk av tall for de irregulære komponentene for mai og juni. En slik modell forklares i Rodriguez (1993).

4.2 Ekstreme verdier

Innledningsvis i dette kapitlet reiste vi det generelle spørsmålet om hvordan ekstreme verdier skal behandles. I de aller fleste serier vil det forekomme ekstreme verdier. Ekstreme verdier kan defineres som «en sjelden forekomst» eller spesielle avvik fra den modell som ligger til grunn for å forklare resten av dataene. Disse kan være generert av mange ulike bakenforliggende faktorer. De vanligste hovedtypene er:

- feil i data
- spesielle begivenheter
- ekstreme verdier til slutt i serien

I de fleste undersøkelser forekommer feil i data som ikke er oppdaget i revisjonen, og som heller ikke normalt vil bli oppdaget ved vanlige revisjonsrutiner. Utslag fra et normalforløp i en serie behøver imidlertid ikke å være feil, men kan være et resultat av spesielle hendinger. I produksjonsmålinger kan tekniske eller markedsbestemte driftsstans, streiker m.v. være forhold som genererer slike spesielle avvik fra et normal-forløp. Dette er ekstremverdier som er riktige og som vanligvis vil ha stor betydning for tolkningen av det som skjer i en næring eller gruppe. Ikke desto mindre kan det være behov for å fjerne slike effekter når vi skal identifisere om det har skjedd en endring i trenden.

Ved hjelp av rutiner i X11ARIMA er det mulig å identifisere slike observasjoner. Disse rutinene tjener en dobbel funksjon. De gir nyttig informasjon til å forklare betydningen av slike isolerte effekter. Samtidig identifiseres verdier som må korrigeres for å unngå at beregningen av sesongfaktorene forstyrres. For å behandle ekstreme verdier på en raffinert måte er det viktig å skille mellom de forskjellige typer av ekstreme verdier.

Ekstreme verdier til slutt i serien

[17] Modellspesifikasjon på additiv form for å estimere virkedagsfaktorer er slik:

$[I+D_r]=X_{1i}\delta_1 + X_{2i}\delta_2 + \dots\dots + X_{7i}\delta_7 + I_i$ *hvor:*

$[I+D_r]$ *er den irregulær komponenten for måned i. I dette ledd er tradings – day effekt inkludert.*

X_{ji} *er antall ganger som ukedagen j inntreffer i måned i.*

Ved slutten av en tidsserierekke er det vanskelig - ja nesten umulig å behandle ekstreme verdier. Et enkelt eksempel kan illustrere problemet. La oss tenke en tidsserierekke som har hatt en stabil og monoton trend og som plutselig får et nivåskift. Hvordan kan vi vite om den ekstreme verdien som vi observerer representerer et nivåskift eller at vi står foran et vendepunkt? Åpenbart trengs det flere observasjoner framover for å gi et riktig svar.

Det finnes enkelte måter å behandle slike problemer i tidsserieanalysen. En metode kan være å bruke ARIMA-modeller for å framskrive seriene og deretter konstruere sigma-grenser[18] for de framskrevne tallene. Hvis den sanne observerte verdien er utenfor disse grensene må en bruke økonomisk kunnskap for å forstå årsakene og finne en fornuftig måte å korrigere resultatene og/eller forklaring. En slik metode eller forklaring forutsetter god kjennskap til primærdataene og bør som tidligere nevnt utføres av eller i samråd med de som kjenner primærmaterialet. I enkelte tilfelle kreves også ytterligere kontakt med oppgavegiver. En alternativ måte for å løse dette problemet kan være å markere slike ekstreme observasjoner og legge spesielt stor vekt på å kommentere disse i publikasjonene.

Skift i sesongmønstre

Ekstremverdier til slutt i en serie kan oppstå på flere måter. I de siste årene har det f.eks. forekommet skift i ferieavviklingsmønstre mellom juli og august, der den tidligere faste fellesferien i juli er blitt avløst av en mer tilpasset ferieavvikling i juli -august. Slike skift vil i år der fenomenet er stort nok i omfang kunne føre til betydelige forskyvninger i produksjonen mellom de to månedene. Dette må på den ene side tolkes som ekstremutslag, men kan også være reelle skift i (av varig karakter - opptrer også neste år) eller skape betydelige forstyrrelser i det underliggende sesongforløpet i serien. Forløpet i produksjonsindeksen ble f.eks. i 1996 sterkt påvirket av slike effekter noe som medførte store problemer for arbeidet med og tolkningen av de sesongjusterte tall.

X11ARIMA klarer å håndtere skift i sesongmønsteret hvis dette skjer som en langsom prosess. Problemer oppstår når det skjer brå endringer i sesongmønsteret.

Hvordan skal slike spesialtilfelle behandles ? Hvis de gis en automatisk behandling blir de oppfattet som ekstremverdier og fjernes i prosessen med å beregne de underliggende sesongfaktorer, noe som fører til ekstreme utslag i de sesongjusterte seriene. Det er flere andre måter å gå rundt dette problemet :

Flere land publiserer f.eks. ikke separate tall for disse to månedene, men gir et gjennomsnitt for de to månedene da den sterke positive og negative effekten for de to månedene til sammen eliminerer hverandre. Et annet mulighet er å bruke lange sesongfiltre. Dette gjøres f.eks. i Statistiche Bundesamt[19] hvor disse effektene overføres til sesongkomponentene. Den mest raffinerte metoden er å bruke regresjonsteknikker for disse månedene og prekorrigere seriene for disse effektene. Da en slik metode ofte stiller store krav til tilleggs-informasjon kan den dessverre være vanskelige å anvende i stor skala.

4.3 Additiv eller multiplikativ

I sesongjusteringsarbeidet må brukeren også foreta et valg mht. hvordan sesongkomponentene skal inngå - på multiplikativ eller additiv form. Det er ofte slik at valg mellom additiv eller multiplikativ dekomponering kan ha stor betydning for resultatene. Samtidig er det slik i de aller fleste tidsserier at det er vanskelig å identifisere om sesongkomponentene inngår multiplikativt (proporsjonalt med seriens nivå) eller additivt (konstant). En generell erfaring er at det i praksis - over tid - forekommer en blanding av begge former. En tidlig referanse her er Durbins & Murphy (1975). En vanlig framgangsmåte er å teste hver enkelt serie og velge den form som

[18] Med «sigma-grenser» mener vi enkelte indikatorer for å måle avviket fra det som skulle være en normal verdi. Disse grensene kan beregnes på forskjellige måter. Den mest tilfredsstillende måte er å beregne disse grensene på kvotene i sted for absolutte verdier. Med kvotene mener vi forholdet mellom to verdier. I seriene som er påvirket av sesongeffekter er det kvotene (X_T / X_{T-S}) som bør testes. Hensikten ved å fremskrive seriene er i stor grad for å få minst en ekstra observasjon (X_T / X_{T+S}) basert på den siste observerte verdien.

[19] Kommentarer fra Mr. Speth fra Statistik Bundesamt i Eurostat notat «Outlier treatment and trading day adjustment»

gir det mest stabile sesongmønsteret. Et valg basert på et slikt kriterium fører erfaringsvis til at det er den multiplikative formen som passer best for de fleste serier.

Identifiseringen av ekstreme verdier avhenger ofte av den opprinnelige transformasjonen av datamaterialet. Bruk av multiplikative modeller kan imidlertid skape alvorlige problemer - spesielt i tilfelle der en serien for en gitt måned bestandig ligger minst 60 prosent lavere enn i de øvrige måneder (f.eks. på grunn av ferie-avvikling). I slike tilfeller er det et faktum at multiplikative modeller har en tendens til overestimere sesongfaktorene for disse månedene når sesongmønsteret ikke er helt stabilt. Beregningen av sesongfaktorene for juli-august for produksjonsindeksen til industri i alt, er et godt eksempel.

Med bakgrunn i slike problemer bruker f.eks. Statistiska centralbyrån (Sverige) konsekvent additive modeller. For mange serier kan det bli store forskjeller mellom resultatene ved bruk av de to metodene. For bedre å få kontroll på resultatene kan et alternativ være å bruke multiplikative modeller som en generell regel. Samtidig må det innføres spesielle sigma-verdier for å identifisere ekstreme verdier i f.eks. feriemånedene.

For å identifisere hvilken metode som passer best, er det behov å utarbeide nye statistiske tester. For eksempel fungerer ikke en test som SABL (default sesongjusteringsmetode i FAME) har utviklet, når en gitt måned har ekstremt lave verdier (ferier).

Bruk av bare additive modeller kan på den annen side kritiseres fordi mange serier klart vil være påvirket av multiplikative effekter. Endringer i en omsetningsstatistikk som skyldes inflasjonseffekter er et typisk eksempel på slike multiplikative effekter.

Bruk av additive eller multiplikative modeller har også implikasjoner for hva slags filtre[20] som bør velges for å beregne trenden. Heldigvis inneholder programmene testkriterier for automatisk valg av «optimale» filtrer. Likevel er det noen ganger behov for å teste andre alternativer. Erfaringen viser for eksempel at bruk av additive modeller krever veldige korte filtre da vi ellers risikerer mislykkede resultater når trenden endres mye.

Noen kriterier for å finne den riktige metoden for å dekomponere seriene :

- Metoden som gir laveste Q[21]-verdi i X11-ARIMA[22]
- Regresjon av seriene for de forskjellige måneder
- Test på om verdien for en gitt måned ligger x prosent lavere enn årsgjennomsnitt

I neste kapittel drøftes hvordan Q-verdien bør tolkes. For nærmere om bruk av regresjonsmetoder henvises til manualen for X12ARIMA. Tester på lavere verdier kan godt ved hjelp av MyFAME implementeres. I de fleste tilfeller er det nok med enkelte plott (både nivå og endringstall) for å identifisere problematiske serier på dette området.

Vi nevnte innledningsvis at det er nødvendig å lese og arbeide med sentrale deler i manualen for å få en klar forståelse av tankegangen i dette arbeidet. Erfaringsvis vil det å gjennomgå/ bli grundig kjent med utskriftene fra X11ARIMA bidra til en raskere forståelse.

4.4 Direkte eller indirekte justering

Et annet sentralt spørsmål som medarbeidere som arbeider med tidsserieanalyse må ta stilling til er om sesongjusteringen skal skje indirekte eller direkte. Denne problemstillingen tar utgangspunkt i at sesongjusterte tall på aggregerte nivåer kan fremkomme på to måter. Enten som et resultat av å sesongjustere direkte på den aggregerte serien (**direkte**) eller som et resultat av sammenveide sesongjusterte tall for de seriene som danner grunnlaget for beregningene av aggregatserien (**indirekte**).

[20] Filtre refereres til beregningsmetoder som brukes i X11-ARIMA for å estimere tidsserie komponentene
[21] Kvalitativ indikator som X11-ARIMA beregner. Forklares senere.
[22] I X12ARIMA benyttes det såkalte AIC-kriteriet

Valgsituasjonen oppstår da resultatene ved bruk av direkte og indirekte justering erfaringsmessig gir forskjellige resultater. I enkelte tilfelle kan slike forskjeller være store. Forskjeller i to resultater, som i utgangspunktet måler samme fenomen, gir grunnlag for å stille seg følgende spørsmål :

1) Skal de to sesongjusterte seriene være like ?
2) Hvilken av de to metoder er den beste ?

I de neste delkapitlene skal vi forsøke å gi noen svar på disse spørsmålene.

Skal to serier være like ?

Når vi får forskjellige resultater ved direkte og indirekte justering har det sammenheng med flere faktorer. De meste sentrale forhold knytter seg til forekomsten og behandlingen av ekstreme verdier, rutinene for å beregne trenden (som påvirker prekorrigering og beregningen av sesongfaktorer) og valg av modell (multiplikativ eller additiv). Før vi drøfter disse faktorene skal vi med et eksempel forsøke å gi leseren en intuitiv forståelse av problemstillingen.

En aggregert originalserie består av delserier som hver for seg kan ha spesielle sesongmønstre - preget av bransjespesifikke forhold. Generelt vil et sesongforløp i en bransje styres av forhold både på etterspørsels- og tilbudssiden, i tillegg til andre faktorer av systematisk eller mer tilfeldig art. La oss anta at vi har en aggregert originalserie som har to delserier (bransjer). En bransje lager sportsutstyr for vintersesongen og en produserer utstyr for sommersesongen. Vi må vente at hver av disse delseriene - dersom målingene er gode - vil ha klare sesongforløp, men de vil være forskjellige. I tillegg kan det også være forskjeller i trendutviklingen.

I aggregatserien (originalserien) vil imidlertid disse sesongmønstrene et stykke på vei oppveie hverandre. Videre vil aggregering over delseriene isolert sett føre til at ekstreme utslag i en eller begge delserier tones ned (tar hverandre helt eller delvis ut - motsatte effekter) osv. Det kan også tenkes andre utslag ved en slik aggregering uten at vi skal gå i detalj på dette her. Effekten på aggregatserien, dvs. forekomsten av ekstreme verdier, vil bestemmes av forløpet i den enkelte delserie, den vekt den har i aggregatserien og i hvilken grad ekstreme utslag er korrelert i de ulike delseriene. Dersom ekstremer i delseriene er ukorrelerte vil som regel aggregatserien framstå som mer dempet, men med et forløp preget av de to underliggende sesongforløp som finnes i delseriene.

Når vi sesongjusterer en serie vil det som omtalt tidligere innledningsvis foretas en prekorrigering på grunnlag av et første estimat på den irregulære komponenten (residual som beregnes på grunnlag av et første trend-estimat). Dette forutsetter at det allerede er gjort et valg mht. form, dvs. additiv eller multiplikativ modell. I prekorrigeringen fjernes også ekstremer i residualen noe som leder fram til et estimat på sesongfaktorene. En sammenvekting av de sesongjusterte delseriene som er framkommet gjennom denne prosesseringen gir den aggregerte sesongjusterte serien - *den indirekte metode.*

Dersom vi foretar en tilsvarende direkte sesongjustering på aggregatserien (originalserien) vil andre modell-spesifikasjoner erfaringsvis kunne være optimale samtidig som ekstreme verdier, som klart var identifisert i delseriene, ikke behøver å være like framtredende i den aggregerte serien. Da aggregatseriens egenskaper i originalform ikke uten videre oppsummerer delserienes egenskaper vil en direkte sesongjusterte aggregatserie kunne framstå som forskjellig fra den indirekte sesongjusterte serien.

I tillegg til at aggregatserien i originalform har andre egenskaper vil tre andre grunnleggende metodevalg i sesongjusteringsanalysen være av betydning for at det oppstår forskjeller mellom den indirekte og direkte metoden :

a) modellspesifikasjon (additiv eller multiplikativ)
b) behandling av ekstreme verdier - og
c) rutiner for å estimere trenden.

Metodene i X11ARIMA for å disse tre rutiner er ikke helt lineære. Derfor må direkte og indirekte metoder gi forskjellige resultater.

Ved å neglisjere disse tre momentene får vi at X11 metoden er perfekt lineær. Dette gjør vi i praksis ved å velge en additiv modell, ved å velge begge sigma-grenser lik 9,9 for å beholde alle de ekstreme verdiene, og ved å benytte oss av et 13-ledds Henderson glidende gjennomsnitt for å beregne trenden. Bare ved en slik spesifikasjon for de tre opsjonene får vi samme resultat ved direkte som indirekte justering. Ved å bruke X11ARIMA på vanlig måte må imidlertid brukerne forvente forskjellige resultater.

Hvilken av metodene er best ?

Videre skal drøftingen deles i to deler ut i fra om seriene har en additiv eller multiplikativ struktur.

- Additive tilfeller

Hvis det er en additiv struktur som er dominerende i delseriene vil strukturen i den aggregerte serien også vise additiv form. Forskjellen mellom bruk av direkte eller indirekte justering blir da minimal. I slike tilfeller er det vanskelig å bestemme hvilken metode som gir de beste resultatene.

Det kan argumenteres for at streiker og andre tilfeldige effekter bedre blir identifisert i delseriene. På den annen side vil normalt ikke sesongjusterte tall i særlig grad påvirket av hvordan ekstreme verdier behandles. Dette henger sammen med at den irregulære komponenten - relativt sett - betyr mindre i aggregatserien, dvs. tones ned som nevnt i eksemplet over.

Det kan med andre ord gis gode for- og motargumenter for både direkte og indirekte justering når serien er additiv. Et pragmatisk standpunkt kan være å si at begge metoder er akseptable i dette tilfelle og at forskjellene i praksis vil være små. For det praktiske arbeidet med spesifisering av modellen kan et nyttig tips være å bruke et 13-perioders glidende Henderson-gjennomsnitt og grenseverdier for sigma på mellom 2.0 og 2.5. Dette vil normalt gi betydelige mindre avvik mellom de to metodene uten at kvaliteten på de sesongjusterte tall forringes.

- Multiplikative tilfeller

Problemet blir noe annet når delseriene har en multiplikative struktur. Erfaringsmessig er det i slike tilfelle ingen grunn til apriori å anta at aggregatserien skal ha en tilsvarende multiplikativ struktur. Som antydet i eksemplet over kan man her argumentere med at siden aggregatserien er definert gjennom sine komponenter (tilhørende delserier - jevnfør eksemplet over) er disse de eneste som har en ekte struktur. Litt stilisert kan man si at det derfor er den indirekte metode som er den eneste gyldige metoden. På den andre siden er det mulig at måten delseriene er definert på gjør at de representerer en «del» av den ekte aggregerte serien. Da vil vi tro at de grunnleggende krefter som ligger bak den multiplikative struktur for trend, sesong og den irregulær komponent, virker direkte på aggregatserien. Med andre ord - at det som framstår som en multiplikativ struktur i delseriene rett og slett er en synliggjøring av den multiplikativ struktur i aggregatserien. Av dette ledes vi til en motsatt konklusjon at direkte justering er den eneste gyldige metoden.

Argumentene ovenfor innebærer at en riktig behandling av multiplikative serier i stor grad avhenger av hvordan komponentene er definert. For å bruke indirekte justering må saksbehandler være sikker på at serien er et resultat av en økonomisk prosess med egne mekanismer. Dette er oppfylt i eksemplet nevnt foran, men behøver ikke generelt å være oppfylt.

Dette viser at de vanlige kriteriene om «å la tallene snakke for seg selv» ikke alltid kan anbefales. Valget av direkte eller indirekte justering må også være basert på noen relevante objektive kriterier.

For en del av seriene i produksjonsindeksen er slike betraktningsmåter aktuelle. Det kan for en god del serier argumenteres med at alle relevante faktorer som virker inn på tidsseriekomponentene har sitt opphav i genuine økonomiske prosesser på bransjenivå. Hver bransje har sin egen struktur og sin egen mekanisme bak utviklingen. En indirekte justering på bransjenivå er i dette tilfelle det nærliggende valg.

Testkriteriet

Det har vært mange forskjellige testforslag som kunne gi oss et grunnlag for å velge en av de to metoder. Et klassisk forslag har vært å ta utgangspunkt i størrelsesgraden for feil-korrigering med historiske data, der den metode som medfører minst revisjon blir foretrukket. Vi har brukt denne metoden på en del serier. Ideen er å korrigere et gitt fortidsintervall på en serie med de to metodene. Deretter forlenges serien med tre år for så på nytt beregne sesongjusterte tall for det samme intervall. Forskjellen mellom de to datasett for dette intervallet kan vi kalle «feilkorrigeringen». Den metode som gir minst feilkorrigering blir foretrukket.

Disse to datasett er derfor et resultat av å bruke direkte eller indirekte justering. Vi sammenlignet disse resultatene med hjelp av statistiske tester for å se om de var signifikant forskjellige. I de fleste additive serier var ikke forskjellene signifikant, men i alle multiplikative serier var det slik at en metode produserte mindre signifikant feil-korrigering enn den andre.

Hovedproblemet ved å velge indirekte korrigering er at en ikke kan utnytte mangfoldet av tester for å vurdere kvaliteten på resultatene. Dette er ofte et tungtveiende argument for valg av direkte justering.

4.5 Løpende eller faste korrigeringsfaktorer

Mange brukere mener at det er ganske ubehagelig at hele seriene for sesongjusterte tall oppdateres hver eneste gang en ny observasjon foreligger. Alternativet er å beregne sesongjusteringsfaktorer på forhånd (faktorer for de 12 neste måneder) og bruker dem over et gitt tidspunkt. I dette tilfellet må seriene revideres kun hver gang nye faktorer estimeres. Problemet med dette alternativet er at omfanget av revisjonen på sesongjusterte tall blir mye større.

Valg mellom disse to alternative er ofte nær relatert til resurssene som er disponible for å bearbeide seriene. Løpende korrigeringsfaktorer er selvfølgelig å foretrekke fordi vi bruker informasjonen som ligger i løpende tall. For å bruke denne informasjonen riktig er det nødvendig å undersøke opsjoner og parametre hver eneste gang og dette er ressurskrevende. Spesielt er dette relevant når vi skal justere mange serier.

Et tredje alternativ som jeg anbefaler i mange situasjoner er å beregne sesongjusteringsfaktorer ved å kjøre hele serien hver eneste gang, men vi oppdaterer kun den siste observasjonen. Med dette holder vi fast historien samtidig som revisjonen av sesongjusteringsfaktorer blir mindre.

4.6 Like årstall

Noen brukere mener at det er uheldig at årstall for sesongjusterte serier og originalserier ikke er like. Dette er særlig relevant når vi opererer med absolutte tall. Det er forskjellige kriterier for å behandle dette problemet. Mange mener at det ikke er ønskelig å innføre slike restriksjoner fordi antall arbeidsdager (skuddår, antall søndager) kan variere fra år til år. Andre mener allikevel at rutinene for å sikre like årstall bør settes i bruk[23].

X11ARIMA har en opsjon som tillater oss å innføre denne type restriksjoner på sesongusterte tall (dette er helt uaktuelt for trenden). Dette er kun et «kosmetisk» tiltak som ikke har implikasjoner for beregningen av sesongjusteringsfaktorene. Internasjonalt brukes denne opsjonen sjelden.

En interessant forhold her er at denne restriksjonen bare gjelder for kalenderåret. En kan f.eks. forsatt ha at summen over 12 månedsperioder utenom kalenderåret er forskjellig for sesongjusterte og ujusterte tall.

[23] Dette spørsmål er nå under diskusjon i SSB

5.Tolkning av resultater

5.1 Kvalitative tester i X11ARIMA

X11ARIMA -programmet inneholder en lang rekke statistiske tester for å vurdere om et sesongmønster er tilstede og dets karakter. Disse testene er også beregnet for å vurdere kvaliteten på sesongjusteringen.

Det beregnes i alt 11 teststørrelser, som kalles M1, M2,......., M11. Som en kontroll på sesongjusteringens kvalitet veies også disse testene sammen til en samleindikator, Q. Testene er generelt konstruert slik at de skal ha en verdi mindre eller lik 1 når sesonjusteringens kvalitet anses som akseptabel. En matematisk formulering av testene er gjengitt i vedlegg 2, basert på Lothian & Morris (1978). Et kort oppsummering av hva disse testene står for er også beskrevet i Pham (1996). For at leseren skal få et begrep om hva testene dreier seg om skal jeg likevel se noe nærmere på dette.

Hva er kvalitet ?

Først og fremst må vi konstatere at selve begrepet kvalitet i forbindelse med sesongjustering er uklart. I den praktiske anvendelsen av sesongjusterte tall fokuseres på utviklingstendensen i tallene, oftest med tanke på å identifisere vendepunkter i en trend-sykel. Dvs. vi er interessert i å identifisere skift i konjunkturutviklingen. En god sesongjustert serie må derfor både fange opp trend-syklen og også identifisere irregulære variasjoner i de perioder der de forekommer. Bare det normale sesongmønsteret skal, som navnet indikerer, elimineres.

Det som X11ARIMAs statistiske teststørrelser i hovedtrekk kvantifiserer er om utviklingen i en sesongjustert serie kan tolkes som utviklingen i en trend-sykel. Hvis denne tolkningen skal være riktig er det avgjørende at:

- Innflytelsen fra den irregulære komponenten ikke skal være dominerende i forhold til den sykliske komponenten. Hvis så ikke er tilfelle vil vendepunkter i den sesongjusterte serien hovedsakelig avspeile tilfeldige svingninger og ikke «sanne» vendepunkter. Den irregulære komponenten skal med andre ord være av tilfeldig karakter. Hvis ikke er det tegn på at dekomponeringen av variasjonen i den originale serien har vært ufullstendig. Det er vel også et poeng at variansen til den irregulære komponenten ikke kan være for stor.

- Sesongmønsteret skal være stabilt. Hvis sesongfaktorene varierer betydelig fra år til år eller det er en trendmessig utvikling i faktorene er det vanskelig å ha tillit til kvaliteten i sesongjusterte tall. Det «normale» sesongmønsteret, som i praksis skal fjernes via sesongjusteringsrutinene, er i slike tilfelle ikke veldefinert.

Tolkningen av Q-verdien

Det er i hovedtrekk forhold nevnt i forrige kapittel som undersøkes gjennom de statistiske testene i X11ARIMA, og som sammenfattes i Q-verdien. Q-verdien bør derfor i praksis primært anvendes til å vurdere om utviklingen i en sesongkorrigert serie kan tolkes som uttrykk for konjunkturutviklingen. Er verdien lav[24] (1 eller mindre) indikerer det at en slik tolkning, gjennomsnittlig sett, kan sies å være statistisk korrekt. En Q-verdi større enn 1 tyder på at eventuelle vendepunkter skyldes tilfeldige svingninger i materialet. Dette bør også føre til en nærmere gjennomgang av spesifiseringen av sesongjusteringsopplegget eventuelt også en nærmere kontroll av originalserier, for å identifisere bakenforliggende forhold.

[24] Forkastningsverdien på Q er bestemt ut fra empiri med nord-amerikanske data, som erfaringsmessig er mindre volatile enn norske. I praksis bør vi derfor «tåle» noe større verdier på Q når vi arbeider med norske data.

Trendserier og analyse av vendepunkter

For å identifisere vendepunkter i en serie kan brukeren fristes til å benytte trendserien framfor den sesongjusterte serien, som den primære indikator eller verktøy. Dersom formålet med en analyse er å identifisere historiske vendepunkter i en serie er trenden utvilsomt et godt egnet verktøy. Men trenddata gir dessverre ikke tilleggsinformasjon for en bedre identifisering av vendepunkter når analysen er rettet inn mot de mest aktuelle observasjonene.

Det finnes ingen entydig teknikk som kan avklare om en serie her og nå er ved et vendepunkt. Dette må dels ses i sammenheng med at forløpet i en sesongjustert serie eller trendserie generelt vil være avhengig av utviklingen i originaldataene framover i tid - informasjon som altså er ukjent når vi står ved endepunktet i serien. Den irregulære komponentens innflytelse på de mest aktuelle observasjonene kan også være en kritisk faktor for tolkningen av både sesongjusterte tall og trendtall.

Som nevnt innledningsvis i dette kapitlet gir Q- og M-verdiene kvantitativ informasjon om hvilken betydning den irregulære komponenten har på resultatene. Disse testene kan derfor i visse situasjoner gi støtte for tolkningsarbeidet. I perioder der f.eks. endringstallet for en trend-serie skifter fra positive til negative tall kan flere påfølgende signifikante testverdier gi støtte for en tolkning om at vi står overfor et vendepunkt. Men fortsatt vil det altså knytte seg usikkerhet til den framtidige informasjon som fortsatt er ukjent. Dersom imidlertid Q- og M-verdiene for samme serie skifter mellom signifikans og ikke-signifikans i den aktuelle perioden er det all grunn til forsiktighet i tolkningen av utviklingen og vendepunkter. Dette gjelder både for den sesongjusterte serien og trendserien.

5.2 Andre kvalitative indikatorer

Mer spesifikke tester

I tillegg til M- og Q-testene har X11ARIMA programmet flere tester som gir støtte ved valg av optimale parametre i noen av programmets opsjoner. X11 ARIMA benytter i all hovedsak F-tester.

- Stabilitet i sesongmønster
- Virkedagseffekter (tradingsday)
- Bevegelig sesongmønster
- Påskeeffekter

Et av hovedproblemene, når det gjelder bruken av ARIMA modeller, er å identifisere den som passer best til en gitt serie. Følgende tester brukes i X11ARIMA for å vurdere en modell:

- Modellens egenskaper til å predikere de tre siste år
- Test på eksistens av autokorrelasjon i residualen (Portmanteau test)
- Overdifferensiering

I neste kapittel skal vi se nærmere på en del tabeller som formidler resultater fra de forskjellige testene, som vi har kommentert i dette og forrige kapittel. For en mer detaljert beskrivelse om hvordan disse testene er konstruert og hvordan de bør tolkes vises til Rodriguez (1993) og Dagum (1988).

Stabilitet

Det finnes ikke noen test som viser hvor stabile sesongjusteringsfaktorer er. Likevel er dette et forhold som mange brukere er opptatt av. Generelt er god kvalitet synonymt med liten revisjonsgrad, der vi med revisjonsgrad mener hvor mye de tidligere beregnede tall endrer seg når nye observasjoner kommer til. I kapittel 4.5 drøftes denne problematikken noe nærmere.

En vanlig måte å måle stabilitet er å beregne revisjonsgraden for en serie - for hver enkelt observasjon -på grunnlag av historiske tall. En slik løsning er nærliggende å velge, men har svakheter. En empirisk basert revisjonsgrad kan ikke uten videre generaliseres og kan i enkelte tilfelle også gi et misvisende bilde av stabiliteten. Dette må ses i sammenheng med at nye observasjoner som kommer til fører til at hele serien oppdateres (i hvert fall de 5 siste årene). Erfaringsmessig kan f.eks. nye data føre til betydelige endringer for enkelte observasjoner i nivået til en sesongjustert serie. For enkelte serier kan imidlertid endringstallene vise større stabilitet. For slike serier bør en god indikator på stabilitet beregnes med utgangspunkt i endringstall

5.3 Modellspesifikasjon og statistiske teststørrelser for en enkelte serie

I dette kapitlet skal vi gå litt nærmere inn på de mest relevante tabellene i X11ARIMA for presentasjon av kvalitative indikatorer i sesongjusteringsprosedyren. Innledningsvis kommenteres de mest anvendte tabellene og til slutt gis et forslag til hvordan resultatene skal presenteres. Tall som er vist i tabellene er hentet fra produksjonindeks for industrien.

Kvalitative indikatorer - de meste relevante tabellene

Oppsummeringstabell A0

I standardutskriftene fra X11ARIMA gis innledningsvis en oppsummering av de mest relevante opsjoner og parametrene som er valgt. Denne tabellen er ikke nummerert i X11ARIMA, men vi gir den betegnelsen A 0.

```
A 0                SERIES TITLE-     PI_NACE'SNN15_37.U
                                                         NOV.  12, 1996
        -PERIOD COVERED-  1ST    MONTH,1986 TO  9TH   MONTH,1996
        -TYPE OF RUN - MULTIPLICATIVE SEASONAL ADJUSTMENT
        -STANDARD PRINTOUT. STANDARD CHARTS.
        -SIGMA LIMITS FOR GRADUATING EXTREME VALUES ARE 1.5 AND 2.5 .
        -SEASONAL MOVING AVERAGE SELECTED BY THE PROGRAM BASED ON THE GLOBAL I/S RATIO.
        -12 MONTHS OF FORECASTS FROM ARIMA MODEL SELECTED BY THE PROGRAM.
        -TRADING DAY REGRESSION COMPUTED STARTING 1986 EXCLUDING IRREGULAR VALUES OUTSIDE 2.5-SIGMA
         LIMITS.
        -TRADING DAY REGRESSION ESTIMATES APPLIED STARTING 1986
        -TRADING-DAY REGRESSION WEIGHTS USED AS PRIOR WEIGHTS
        -GRADUAL IMPACT EASTER ADJUSTMENT FACTORS APPLIED.
```

Tabell A 0 gir en oversikt av de opsjoner og parametre som er valgt i programmet. Her står perioden som er brukt for å beregne faktorene, dekomponeringsform, behandling av ekstreme verdier, valg av sesongfilter, valg av ARIMA-modell og prekorrigeringsrutiner. Tabellen kan oppfattes som en fullstendig, men kortfattet dokumentasjon av rutinene som har vært i bruk i de sesongberegningene. Denne oversiktstabellen gir viktig og nyttig informasjon som støtte for tolkingsarbeidet. Et annet kjennetegn ved informasjonen i tabellen er at den omfatter de opsjoner eller valg som bør ligge fast over minst i et kalenderår.

Prekorrigeringstabell A7

Tabell A7 på neste side viser signifikansnivå for virkedagseffekter. Denne tabell er grunnlaget for å bestemme om seriene skal prekorrigeres fra virkedagseffekter.

X11ARIMA gir mulighet til å legge inn såkalte "prior weight", dvs. at vi på forhånd bestemmer vekter for de ulike ukedagene. Disse vektene gir et uttrykk for en apriori antatt gjennomsnittlig produksjonsintensitet gjennom en vanlig uke. Virkedagsprosedyren gir også mulighet for å teste i hvor stor grad vårt forslag er "korrekt". Den gir samtidig et forslag som er mer i tråd med seriens struktur.

I den første delen av tabellen (Prior weight - kolonne 2) står de på forhånd foreslåtte vekter. Vi ser at bare de fem første dagene er gitt vekt - lik for hver av dagene, mens lørdag og søndag har fått tildelt vekt lik null. Dette kan, som en gjennomsnittsbetraktning, sies å være rimelig for en bransje som har 5-dagers uke. Summen av vektene skal være lik 7 eller lik 1 som et gjennomsnitt for de ukedagene som tilordnes vekt.

Kolonne 6 viser i hvor stor grad datamaterialet støtter disse forutsetningene. Når testverdien på kolonne 6 er signifikant betyr det at vi må forkaster vår hypotese fra kolonne 2. Ved forkastning sier vi at de apriori bestemte vektene eller korrigeringsfaktorene ikke er konsistente med våre data.

A 7 . TRADING-DAY REGRESSION FROM FIRST PASS.

A 7 . TRADING-DAY REGRESSION FROM FIRST PASS.

	1	2	3	4	5	6
	COMBINED WEIGHT	PRIOR WEIGHT	REGRESSION COEFF.	ST.ERROR (COMB.WT.)	T (1)	T (PRIOR WT.)
MONDAY	1.222	1.400	-0.178	0.181	1.230	-0.982
TUESDAY	1.621	1.400	0.221	0.181	3.425***	1.220
WEDNESDAY	0.785	1.400	-0.615	0.181	-1.193	-3.408***
THURSDAY	1.177	1.400	-0.223	0.178	0.992	-1.256
FRIDAY	1.282	1.400	-0.118	0.181	1.562	-0.653
SATURDAY	0.709	0.000	0.709	0.179	-1.627	3.972***
SUNDAY	0.204	0.000	0.204	0.180	-4.418***	1.131

THE STARS INDICATE THE COMBINED WT. IS SIGNIFICANTLY DIFFERENT
FROM 1 OR THE PRIOR WT. THE SIGNIFICANCE LEVELS ARE
3 STARS (0.1 PERCENT), 2 STARS (1 PERCENT), 1 STAR (5 PERCENT),
AND NO STARS INDICATES NOT SIGNIFICANT AT THE 5 PERCENT LEVEL

SOURCE OF VARIANCE	SUM OF SQUARES	DGRS.OF FREEDOM	MEAN SQUARE	F
REGRESSION	45.230	6	7.538	14.069***
ERROR	64.299	120	0.536	
TOTAL	109.530	126		

*** RESIDUAL TRADING DAY VARIATION PRESENT AT THE 1 PER CENT LEVEL

Vi ser derfor at forutsetningen om at industrien har 5-dagers uke med lik produksjonsintensitet bør forkastes. Resultatene viser også at lørdag er signifikant forskjellig fra null, og videre at onsdag er signikant forskjellige fra de fem apriori valgte virkedagene.

Kolonne 5 viser t-verdier for en test på om de ulike ukedagene har lik vekt (vekt = 1). Denne testen er i praksis den samme som i kolonne 6, men bygger altså på en hypotese om at «priori weight» er satt lik 1 for alle ukedager. Dvs. lik produksjonsintensitet for alle dager i uken. Testresultatene i kolonne 5 gir med andre ord et grunnlag for å vurdere om datamaterialet understøtter en påstand om at en eller flere av ukedagene har større eller mindre signifikant vekt enn de øvrige. I dette eksemplet ser vi at testen indikerer at tirsdager og søndager har en vekt som er signifikant forskjellige fra 1. Det er viktig å være oppmerksom på at dette er tester for å forkaste eller ikke forkaste en gitt hypotese. De sier ingenting om det kanskje fins flere og bedre alternativer.

De endelige månedlige korrigeringsfaktorene («combined weight - kolonne 1) beregnes med utgangspunkt i de estimerte regresjonskoeffesientene (kolonne 3) som legges til «prior weight» (kolonne 2). I beregningene av regresjonskoeffisientene spiller også "prior weigt" en sentral rolle.

En full gjennomkjøring av virkedagsprosedyren gir altså en forholdsvis klar konklusjon: Forutsetningen om lik produksjonsintensitet i de fem virkedagene understøttes ikke av strukturen i datamaterialet. Bruk av en så enkel og jevn "prior weight" kan derfor lett føre til korrigeringsfaktorer som ikke er konsistente med datamaterialet.

Erfaringene fra mange forskjellige serier er generelt at apriori valgte vekter for produksjonsintensiteten ikke fanger strukturen i dataene på en tilfredsstillende måte. Vi anbefaler derfor at disse benyttes uten å definere vekter på forhånd. Dvs. at vi lar datamaterialet "snakke selv" uten å innføre noe begrensing. Dette kan spesielt være relevant når virkedagseffekter er signifikant på 1 prosent nivå.

Påskeeffekter tabell

Tabell A10 på neste side viser testresultater for forekomsten av påskeeffekter i serien.

Modellen for å beregne påskeeffekter har en funksjon som fordeler påskeeffekten på månedene mars og april. Fordelingsnøkkelen forutsetter en lineær vekst i oppbygningsperioden for denne effekten. På denne måten er det mulig å fange opp virkningen på mars når påske faller tidligere i april. Resultatene i tabellen er beregnet direkte på aggregerte råseriedata for produksjonsindeksen for industrien.

På samme måte som virkedagsprosedyren gir X11ARIMA brukeren mulighet for apriori å bestemme antall dager som er berørt av påskeeffekter. Alternativt kan brukeren la påske-prosedyren gi et forslag utifra strukturen i datamaterialet.

A10. EASTER EFFECT FOR GRADUAL IMPACT MODEL

```
    THE ESTIMATED BUILD-UP PERIOD              10

    NO. OF YEARS OF DATA 11
    NO. MARCH EASTERS  3
    NO. EARLY APRIL EASTERS  3
    NO. LATE APRIL EASTERS  5

MARCH EASTERS

                                      EHAT =            0.076818

EARLY APRIL EASTER
                 DATE IN APRIL =  3   EHAT =            0.053773
                 DATE IN APRIL =  3   EHAT =            0.053773
                 DATE IN APRIL =  7   EHAT =            0.023045

                 MARCH AND EARLY APRIL EASTERS
    MARCH FACTOR         1-EHAT
    APRIL FACTOR         1+EHAT

         SOURCE OF        SUM OF        DEGRES OF       MEAN
         VARIANCE         SQUARES        FREEDOM       SQUARE

         EASTER              0.0443         1                0.0443
         RESIDUAL            0.0179         6                0.0030
         TOTAL               0.0622        10

    F STATISTIC          14.809628
    SIGNIFICANCE LEVEL    0.992           SIGNIFICANT AT   0.8 % LEVEL

    EASTER EFFECT SIGNIFICANT AT 1% LEVEL
```

Vi anbefaler det siste alternativet. Begrunnelsen for dette er helt parallell med virkedagsproblemet. En bruker vil erfaringsvis ha store problemer med å bestemme - for hver enkelte serie - hvor mange av produksjonsdagene som er påvirket av påskeferien.

Det er viktig å være klar over at antall dager med påskeeffekter - for mange serier - vil kunne være flere enn det antall helligdager i påsken isolert sett tilsier. Det er ikke uvanlig at påskeferien har signifikant effekt på en serie i mer enn syv dager. Erfaringene med produksjonsstatistikk er at mange bransjer - avhengig av hvilken konjunkturfase man er i - vil kunne øke intensiteten i en periode rett før og også eventuelt rett etter feriestans. Noen bransjer vil videre i en høykonjunktur velge å holde produksjonen i gang gjennom de første virkedagene av påskeuken - dvs. dagene før skjærtorsdag. I andre faser av konjunkturforløpet vil bransjene kunne velge andre løsninger. Påskeprosedyren i X11ARIMA er i stand til å fange opp slike systematiske endringer i produksjonen i dagene før påskeferien starter.

Modellen for å beregne påskeeffekter forutsetter at påsken vanligvis faller i april. Når dette er tilfelle er det ikke behov for å beregne korrigeringsfaktorer for mars eller april. Det er bare for de årene når påskeeffekten faller helt eller delvis i mars, at det bør korrigeres.

Vi ser av tabell A 10 at datamaterialet indikerer at påskeeffekter starter 10 dager før første påskedag. Over en tidsperiode på 11 år (produksjonsindeks etter ny næringsstandard er beregnet for perioden 1986 - 1997) er det bare fem av årene som ikke har behov for noen korreksjon («later april easter»). Dvs. at det er fem år når påskeeffekter faller helt i april. For de øvrige årene er det derfor nødvendig å beregne korrigeringsfaktorer.

Tabellen viser at modellen har beregnet 0.077 som påskeeffekt for de tre årene når påske faller i mars. For de øvrige 3 år (påsken faller i de første dagene i april og derfor forventes at mars ble påvirket) har modellen beregnet 0.054, 0. 054 og 0,023. Vi ser at de to første effektene er like. Dette er fordi tabellen viser at i disse to årene falt første påskedag på samme dato, nemlig 3. april. Vi ser videre at verdien av påskeeffektene synker gradvis når påske faller senere i april.

Deretter viser tabell A10 hvordan korrigeringsfaktorer beregnes. EHAT-(påskeeffekten) verdien er alltid relatert til mars. Korrigeringsfaktorer for mars er gitt ved 1 - EHAT og for april 1 + EHAT. I dette konkrete eksemplet ser vi videre at beregningen av korrigeringsfaktorer har gitt følgende resultater:

påske faller i:	marsfaktor	aprilfaktor
mars	(1- 0.0768)*100 = **92.32**	(1+0.0768)*100 = **107.68**
3 april	(1- 0.0537)*100 = **94.63**	(1+0.0537)*100= **105.37**
3 april	(1- 0.0537)*100 = **94.63**	(1+0.0537)*100= **105.37**
7 april	(1- 0.0230)*100 = **97.70**	(1+0.0230)*100= **102.30**

Disse faktorene inngår multiplikativt, dvs. at rådataserien må deles med disse faktorene. Vi ser at hele poenget med påskejusteringen er å blåse opp marstallene på bekostning av en tilsvarende nedjustering av apriltallene. Erfaringsvis får faktorene lave verdier (<100) når påsken faller i mars eller tidlig i april. Faktorene blir lik 100 når påsken faller langt ut i april, dvs. ingen korreksjon for påskeeffekter. Merk at jo lavere disse faktorene er (<100), jo høyere blir justerte tall for mars og tilsvarende lavere blir justerte tall for april.

Til slutt viser tabell A10 en vanlig F-test og på hvilket nivå det er signifikans. Denne informasjon er viktig for å bestemme om vi skal foreta en korreksjon av serien for påskeeffekter.

Arima modellering tabell A15

Tabell A15 på neste side gir nødvendig informasjon for å vurdere om valg av ARIMA-modell er tilfredsstillende. Vi har tidligere nevnt at X11ARIMA bruker følgende kriterier for å vurdere om en modell må forkastes eller ikke:

- Modellens egenskaper til å predikere de tre siste år
- Test på eksistens av autokorrelasjon i residualen (Portmanteau test)
- Overdifferensiering

1. kriterie: Modellens egenskaper til å predikere de tre siste år.

Vi har allerede nevnt at teknikken for å identifisere trenden i en tidsserie stor sett er basert på beregning av et sentrerte glidende gjennomsnitt (vanligvis 12 leddet) for hver observasjon. Dette skal gjøres i flere trinn. Derfor er det spesielt viktig for løpende observasjoner å identifisere modellens kvalitet når det gjelder å predikere verdier av de 12 neste (framtidige) observasjonene. Vi ønsker å finne den modell som best framskriver de umiddelbart kommende observasjonene. Hvordan modellen fungerer på lang sikt er ikke så viktig.

For å sikre oss at modellen oppfyller dette krav forkaster X11ARIMA en modell som gir en «dårlig» prediksjon på grunnlag av observasjoner for de tre siste årene. For hver observasjon i denne perioden beregnes prosentvis prediksjonsfeil (residual). Feilmarginen er satt til 15 prosent og dette gjelder for en gjennomsnittlig verdi for hvert år og for de tre siste år under ett.

I tabell A15 ser vi først modellen (0,1,1) (0,1,1). Denne modellen er den første som testes i alle X11-ARIMA prosedyrer. Vi ser at feilmarginen for de tre siste årene under ett var 2,53 prosent. Deretter ser vi hvordan denne prosentvis har fordelt seg på det første, andre og tredje år separat. Vi ser at feilmarginen ligger langt fra grensen på 15 prosent og a den grunn ble ikke modellen forkastet. Det samme gjelder for de to øvrige modeller som presenteres i tabell A15.

Det er viktig å være klar over at dette kriteriet for å forkaste ARIMA-modeller er sterkt avhengig av behandlingen av ekstremverdier i originalserien. Feil behandling av ekstremer kan gjøre at en «god» modell blir forkastet. Dette understreker viktigheten av å ha en riktig behandling av «outsidere» i de tre siste årene.

2. kriterie: Test om autokorrelasjon i residualer (Portmanteau-test).

Dette er en klassisk test som viser graden av autokorrelasjon i modellens residualer. I en vanlig regresjonsanalyse, særlig ved tidserier, er det viktig å teste for korrelasjon mellom residualene (og dette gjelder for forskjellige lag). Den såkalte autokorrelasjonsfunksjon gir oss en empirisk verdi av korrelasjonen på forskjellige lag. Det som er spesielt med Portmanteau-testen er at i tillegg til vanlig korrelasjon mellom residualene $\mathbf{r_t}$ og $\mathbf{r_{t-k}}$ (k = 1,2.....) ser den også på summen på forskjellige nivå, vanligvis 12 og 24 lag. Teststørrelser blir beregnet på grunnlag av den empiriske autokorrelasjon-funksjonen som er skrevet ut i siste del av tabellen. Se kapittel 3.6 for nærmere om denne testen.

Modellen ble forkastet med signifikansannsynlighet (p-verdi) lik 5 prosent. Denne p-verdien er skrevet ut (CHI-SQ. PROB.) for hver enkelte modell. Vi ser at p-verdien er 2,02 prosent for modell (0,1,1) (0,1,1) og 4,27 prosent for modell (0,1,2) (0,1,1). Begge disse modellene blir med andre ord forkastet. P-verdien for modell (2,1,0) (0,1,1) er derimot 19,75 prosent, og høyere enn 5 prosent, dvs. at denne modellen ikke forkastes. Stor p-verdi innebærer at modellen i større grad oppfyller kravet om ukorrelerte residualer. Det er modell (2,1,0) (0,1,1) som både oppfyller kravet om framskrivning og kravet om fravær av korrelasjon i residualene.

I tillegg til disse testene viser også denne tabellen de estimerte parametrene for modellene. Når en modell er valgt reestimeres parametre og testverdier for den aktuelle serien. Disse estimatorene vises midt i tabell A15.

A15 ARIMA EXTRAPOLATION MODEL (FORECAST)

THIS PROGRAM WAS DEVELOPED FOLLOWING THE PROCEDURES OUTLINED IN 'TIME SERIES ANALYSIS' BY G. E. P. BOX AND G. M. JENKINS.

MODEL	TRAN.	ADDITIVE CONSTANT	AVERAGE PERCENTAGE STANDARD ERROR IN FORECASTS: LAST 3 YEARS	LAST YEAR	LAST-1 YEAR	LAST-2 YEAR	CHI-SQ. PROB.	R-SQUARED VALUE	ESTIMATED PARAMETERS		
(0,1,1)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	2.53	2.04	2.66	2.88	2.02%	0.9701	0.643	0.597	
(0,1,2)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	2.59	1.90	2.96	2.91	4.27%	0.9702	0.588	0.116	0.597
(2,1,0)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	2.44	2.29	2.18	2.84	19.75%	0.9698	-0.517	-0.282	0.613

THE MODEL CHOSEN IS (2,1,0)(0,1,1)0 WITH TRANSFORMATION - LOG

THE CHOSEN MODEL IS FITTED TO THE DATA INCLUDING PARTIAL YEAR.

(2,1,0)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	2.07	2.25	1.51	2.46	50.48%	0.9666	-0.482	-0.332	0.605

0HERE ARE THE AUTOCORRELATIONS OF THE MODEL(S)

MODEL 1	0.061	-0.027	0.019	-0.151	-0.098	-0.016	-0.084	-0.167	0.074	0.169	-0.114	0.095
	0.254	-0.010	-0.010	-0.106	-0.248	-0.032	0.007	0.054	-0.022	0.086	-0.046	-0.150
MODEL 2	-0.004	0.031	0.064	-0.123	-0.074	-0.006	-0.064	-0.157	0.066	0.170	-0.123	0.087
	0.237	-0.036	0.001	-0.082	-0.234	-0.019	-0.018	0.044	-0.049	0.078	-0.045	-0.154
MODEL 3	-0.045	-0.073	-0.129	-0.106	0.019	-0.011	-0.042	-0.070	0.025	0.094	-0.075	0.067
	0.185	0.048	-0.020	-0.094	-0.138	0.007	0.012	0.090	0.015	0.053	-0.049	-0.119

THE MAXIMUM NUMBER OF ITERATIONS IS 30

Tabell med F-tester

I tabell F 2.I oppsummeres verdiene for testene som vi har gjennomgått i dette kapitlet. Her ser vi både F-verdi og signifikansnivå.

```
F 2.I:                                                                    STATISTIC PROBABILITY
                                                                                     LEVEL
        F-TEST FOR STABLE SEASONALITY FROM TABLE B 1.                      :  446.404   0.00%
        F-TEST FOR THE TRADING DAY REGESSION IN TABLE C15.                 :   14.231   0.00%
        F-TEST FOR STABLE SEASONALITY FROM TABLE D 8.                      :  484.171   0.00%
        KRUSKAL-WALLIS CHI SQUARED TEST FOR STABLE SEASONALITY FROM TABLE D 8. : 116.217 0.00%
        F-TEST FOR MOVING SEASONALITY FROM TABLE D 8.                      :    2.150   3.20%
        F-TEST FOR EASTER VARIATION FROM TABLE A10.                        :   34.659   0.11%
```

Tabell med M-tester og Q-verdi

I tabell F 3 presenteres tilslutt de kvalitative M-tester og Q-verdien som er omtalt innledningsvis. I dette tilfellet ser vi at selv om det er to tester som faller utenfor toleranse-området (M3 og M5) så er Q-verdien lavere enn 1. Valg av metode og opsjoner kan med andre ord oppfattes som tilfredsstillende.

```
F 3. MONITORING AND QUALITY ASSESSMENT STATISTICS

   ALL THE MEASURES BELOW ARE IN THE RANGE FROM 0 TO 3 WITH AN ACCEPTANCE REGION FROM 0 TO 1.
1. THE RELATIVE CONTRIBUTION OF THE IRREGULAR OVER THREE MONTHS SPAN (FROM TABLE F 2.B).    M1  = 0.390

2. THE RELATIVE CONTRIBUTION OF THE IRREGULAR COMPONENT TO THE STATIONARY PORTION OF        M2  = 0.502
    THE VARIANCE (FROM TABLE F 2.F).

3. THE AMOUNT OF   MONTH TO   MONTH CHANGE IN THE IRREGULAR COMPONENT AS COMPARED TO THE    M3  = 1.268
    AMOUNT OF   MONTH TO   MONTH CHANGE IN THE TREND-CYCLE (FROM TABLE F2.H).

4. THE AMOUNT OF AUTOCORRELATION IN THE IRREGULAR AS DESCRIBED BY THE AVERAGE DURATION      M4  = 0.190
    OF RUN (TABLE F 2.D).

5. THE NUMBER OF   MONTHS IT TAKES THE CHANGE IN THE TREND-CYCLE TO SURPASS THE AMOUNT      M5  = 2.930
    OF CHANGE IN THE IRREGULAR (FROM TABLE F 2.E).

6. THE AMOUNT OF YEAR TO YEAR CHANGE IN THE IRREGULAR AS COMPARED TO THE AMOUNT OF YEAR     M6  = 0.019
    TO YEAR CHANGE IN THE SEASONAL (FROM TABLE F 2.H).

7. THE AMOUNT OF MOVING SEASONALITY PRESENT RELATIVE TO THE AMOUNT OF STABLE                M7  = 0.118
    SEASONALITY (FROM TABLE F 2.I).

8. THE SIZE OF THE FLUCTUATIONS IN THE SEASONAL COMPONENT THROUGHOUT THE WHOLE SERIES.      M8  = 0.167

9. THE AVERAGE LINEAR MOVEMENT IN THE SEASONAL COMPONENT THROUGHOUT THE WHOLE SERIES.       M9  = 0.121

10. SAME AS 8, CALCULATED FOR RECENT YEARS ONLY.                                            M10 = 0.197

11. SAME AS 9, CALCULATED FOR RECENT YEARS ONLY.                                            M11 = 0.190

                                      *** ACCEPTED *** AT THE LEVEL   0.68

                                      *** CHECK THE  2 ABOVE MEASURES WHICH FAILED.
```

5.4Presentasjon av resultater

Som en del av det å gi brukerne et inntrykk av kvaliteten på våre rutiner er det viktig å formidle en oppsummering av tester som er nevnt i forrige kapittel. Jeg foreslår at det for hver enkelte serie lages en tabell som inneholder 21 kolonner med denne type informasjon. Tabellen nedenfor viser en slik oppstilling basert på et eksempel fra produksjonindeks for industri.

(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**	**(6)**	**(7)**	**(8)**	**(9)**	**(10)**	**(11)**	**(12)**
D	M	3	-0.48, -0.33, 0.65	2.07	0.96	50.4	0.11	0.00	0.39	0.50	1.26

(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	Q
0.19	2.93	0.01	0.11	0.16	0.12	0.19	0.19	**0.68**

Tabellen tolkes på følgende måte:

(1) «Seriens navn» = D tilsvarer bokstavekode for industri (SN94). Data hentes fra tabell A0

(2) «Metode» = Sesongjusteringsmetode / model M=multiplikativ og A=additiv; fra A0

(3) «ARIMA model nr.» = Her står ARIMA-modellen som er blitt brukt til estimering og prediksjon. Følgende nummerering kan godt være et forslag til standard :

0 = «Ingen av de 5 modeller er tilfredsstillende»
1 = ARIMA (0,1,1) $(0,1,1)_s$
2 = ARIMA (0,1,2) $(0,1,1)_s$
3 = ARIMA (2,1,0) $(0,1,1)_s$
4 = ARIMA (0,2,2) $(0,1,1)_s$
5 = ARIMA (2,1,2) $(0,1,1)_s$

der første parentes spesifiserer den ordinære ARIMA-modellen og den andre spesifiserer ARIMA-sesongmodellen. For begge parenteser angir første siffer orden av autoregresjon (AR), 2. siffer orden av differensiering og 3. siffer orden av glidende gjennomsnitt (MA). Informasjonen er hentet fra tabell A15.

(4) «Parameter-estimater». Inneholdet av denne størrelsen er avhengig av den anvendte ARIMA- modell, og informasjonen også her hentes fra tabell A15.

(5) «Forecast-feil de seneste 3 år» = ARIMA-modellens gjennomsnittlige prediksjonsfeil i de seneste tre år. Denne størrelse kan ses som en grov indikator for hvor mye kan vi tro på tallene som ARIMA-modellen framskriver. Det kan også tolkes som en indikator på omfanget av den forventede revisjon i framtiden. En ARIMA-modell aksepteres ikke av X11ARIMA-programmet hvis forkastningsfeil er over 15 prosent. Informasjon hentes fra tabell A15.

(6) «R^2» = Determinasjonskoeffisienten som gir hvor stor andel av den samlede variasjon i serien som forklares av ARIMA-modellen. Tallet bør være så tett på 1 som mulig. I X11ARIMA-programmet anvendes ikke R^2 til å vurdere kvaliteten på modellen, men er i verdi nært knyttet til verdien i kolonne 5. Det høyere verdien i kolonne 5 er, jo lavere R^2 kan forventes. Også her hentes informasjon fra tabell A15.

(7) «χ^2» = Signifikans-sannsynligheten for en nullhypotese om at residualene i ARIMA-modellen kan oppfattes som hvit støy (Box-Ljung's teststørrelse). I X11ARIMA aksepteres modellen, hvis signifikans-sannsynligheten er større enn 5 prosent. Informasjon hentes fra tabell A15.

(8) Påskeeffekt = Signifikans-nivå for nullhypotesen om tilstedeværelse av påskeeffekter. Desto lavere tallet er, desto større er sannsynligheten for på feil grunnlag å forkaste nullhypotesen. Et tall likt eller mindre 10 prosent tas som uttrykk for signifikant påskeeffekt. Informasjon hentes fra tabell A10.

(9) Virkedagseffekter («trading day») = Signifikansnivå for nullhypotesen om tilstedeværelse av virkedagseffekter. Tolkningen er helt identisk med (8). Informasjon hentes fra tabell A 7

(10-20) Kvalitative tester M1-M11. Tolkning og vurdering blir nærmere gjennomgått i vedlegg 2. Viktig å huske er at når verdien er 1 eller større så viser testen at kvaliteten ikke er god nok. Verdiene hentes fra tabell F3

21 Q-verdien. Oppsummerende indikator for resultatene fra de forskjellige tester. Desto lavere verdien for Q er, desto mer tilfredstillende er resultatene. Verdien hentes fra tabell F3

Når verdien for Q er betydelig større enn 1 er det nødvendig å revidere opsjoner og parametervalg. Sesongjusterte serier som ikke lar seg estimere med en Q-verdi lavere enn 1 burde ikke publiseres på sesongjustert form. Et godt alternativ for slike serier er å publisere trend i stedet for sesongjusterte tall. Usikkerheten i trendtall er imidlertid også beheftet med mange av de samme svakheter som sesongjusterte tall.

Det er ikke entydig definert hva slags tiltak som kreves når en eller flere av de ovennevnte tester slår ut. I kapittel 8 redegjøres noe nærmere for hva som kan gjøres i slike situasjoner.

Vi kan oppsummere dette kapitlet med å si at en fullstendig dokumentasjon for en sesongjusteringsrutine for en konkret serie bør inneholde følgende elementer :

```
A 0              SERIES TITLE-      PI_NACE'SNN15_37.U
                                                                NOV.  12, 1996
-PERIOD COVERED-  1ST    MONTH,1986 TO  9TH    MONTH,1996
-TYPE OF RUN - MULTIPLICATIVE SEASONAL ADJUSTMENT
-STANDARD PRINTOUT. STANDARD CHARTS.
-SIGMA LIMITS FOR GRADUATING EXTREME VALUES ARE 1.5 AND 2.5 .
-SEASONAL MOVING AVERAGE SELECTED BY THE PROGRAM BASED ON THE GLOBAL I/S RATIO.
-12 MONTHS    OF FORECASTS FROM ARIMA MODEL SELECTED BY THE PROGRAM.
-TRADING DAY REGRESSION COMPUTED STARTING 1986 EXCLUDING IRREGULAR VALUES OUTSIDE 2.5-SIGMA LIMITS.
-TRADING DAY REGRESSION ESTIMATES APPLIED STARTING 1986
-TRADING-DAY REGRESSION WEIGHTS USED AS PRIOR WEIGHTS
-GRADUAL IMPACT EASTER ADJUSTMENT FACTORS APPLIED.
```

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
D	M	3	-0.48, -0.33, 0.65	2.07	0.96	50.4	0.11	0.00	0.39	0.50	1.26

(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	Q
0.19	2.93	0.01	0.11	0.16	0.12	0.19	0.19	0.68

Første del av tabellen (A 0) må tolkes i lys av gjennomgangen vi har hatt i dette kapitlet. Vi ser f.eks. at tabelloverskriften at serien ligger i en FAME-database (pi_nace) og den heter SNN15-37.U. Videre angis i tabellen den periode som beregningene har vært utført for: januar 1986 - sepember 1996, dekomponering : multiplikativ, sigma-verdier for å behandle ekstreme verdier: 1.5 2.5, hvilken type glidende gjennomsnitt som har vært benyttet : standard, valg av ARIMA-modell : programmet har valgt en av de 5 modellene som er default og til slutt framgår at vi har valgt å prekorrigere serien for både virkedags- og påskeeffekter.

Andre del av tabellen bør tolkes slik: Seriens navn (1) er «D» som tilsvarer bokstavkode for industri (SN94). Den er korrigert multiplikativ (2). ARIMA modell som er blitt brukt (3) er nr. 3, dvs. $(2,1,0)\ (0,1,1)_{12}$. De estimerte parametrene for ARIMA-modellen, (4), er - 0.48, - 0.33 (autorregresive) og 0.65 (moving average). Modells gjennomsnittlige prediksjonsfeil i de tre siste observerte år, (5), er 2,07 prosent. Vi så tidligere i dette kapitlet at grensen for å forkaste en ARIMA-modell ligger på 15 prosent. Determinasjonskoeffisienten, (6), R^2 er 0,96. En såvidt høy verdi er i samsvar med en tilsvarende lav verdi i forrige kolonne. Signifikans-sannsynligheten for en nullhypotese om at residualene i ARIMA-modellen kan oppfattes som hvit støy, (7), er 50,4 prosent (5 prosent eller mindre er forkastningsområdet). Kolonnene 5-7 viser at den valgte ARIMA-modellen er velegnet til å beskrive denne serien. Det er imidlertid viktig å være klar over at dette ikke betyr at modellen er optimal. Det kan finnes andre modeller som gir bedre resultater. Det vi med denne testen konstanterer er at den valgte modellen er bra nok, statistisk sett, for vårt formål.

Videre ser vi av tabellen over at signifikansnivå for påskeeffekter, (8), er 0,11prosent (10 eller mer er forkastningsområdet). Tilsvarende tolkning gjelder for virkedageffekter, (9), med et enda lavere signikans-nivå. Kolonnene (10)-(20) viser M-testene og helt til slutt står Q-verdien. Tolkningen av disse testene har vært gjennomgått på sidene foran og gjentas ikke her. Vi ser imidlertid at Q-verdien er klart innenfor akseptgrensen (1 prosent eller mindre) og at to av M-testene faller utenfor (1 eller mer).

6. X11ARIMA i FAME: Kriterier for valg av sentrale parametre

I de forrige kapitlene så vi at uansett valg av program må brukeren gjøre nødvendige valg mellom flere opsjoner. I dette kapitlet skal dette illustreres noe mer konkret ved å vise et enkelt program for kjøring av X11ARIMA fra FAME. Forklaringer som gis gjelder også for andre plattformer, da syntaks og parametre er felles. Formatering av input-serier varierer avhengig av plattform som brukes. Det samme gjelder for output-filer. Kommentarene begrenses til de rene X11ARIMA opsjoner og parametre. I vedlegg 1 presenteres en kopi av SAS-manualen, hvor det gjøres rede for hvordan du kan implementere tilsvarende rutiner i SAS.

6.1 Seriens identifikasjon

Et typisk program for å korrigere en månedlig serie som ligger i en FAME-database ser slik ut:

```
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U  D11=X11TEST'SNN15_37.S  D12=X11TEST'SNN15_37.G  B1=X11TEST'SNN15_37.V
SA (-, 0, 0)  EASTER 5  TDR 2  PRTDEC 1  LMA  1 PRINT  (D11 D12 B1);
```

Første linje viser hvilken serie som skal korrigeres og hvilke komponenter som skal beregnes. Denne linjen må alltid se slik ut:

CONTROL SID=navn på serie som skal korrigeres TABELL1=navn på serie TABELL2=navn osv.

I dette eksempel skal vi korrigere en serie som heter SNN15_37.U som ligger i en FAME-database med betegnelse PI_NACE. Vi ønsker å estimere tre komponenter: D11 (sesongjusterte tall), D12 (trend) og B1 (prekorrigerte tall). Vi har videre bestemt at seriene skal allokeres til en database som vi har gitt betegnelsen X11TEST, og at seriene skal ha de samme navn bortsett fra at siste ledd i serienavnet, U, erstattes med henholdsvis S (for sesongjusterte), G (for trend) og V (for prekorrigert).

Det er viktig å huske at denne linjen må starte med CONTROL SID og at det ikke skal være mellomrom mellom TABELL og serienavnet, f.eks. D11=X11TEST'SNN15_37.S for sesongjustert serie.

6.2 Sesongjustering

Videre skal vi se litt nærmere på sesongjusteringsprosedyrene i programmet over. Vi går inn på de ulike kommandoene som brukes og ser nærmere på de opsjoner som kan anvendes i kommandoene.

Den andre linjen i programmet starter med **SA (ID, m, n)**. Med denne kommandoen styrer brukeren sesongjusteringsdelen («Seasonal Adjustments»). Den første parameteren, ID, identifiserer serien, mens den andre parameteren spesifiseres dekomponeringsmetode og med det siste angis prosedyren for ARIMA-framskrivningen.

Den første parameteren, ID, identifiserer serien. Når vi bruker SID i første linje i SA-kommandoen er det nok å sette «-» i dette feltet, dvs. SA (-,m,n).

Dekomponeringsmetode

Det andre parameter, **m,** angir valg av dekomponeringsmetode, der :

m= 0 multiplikative (default)
m= 1 additive
m= 2 logaritmisk

I kapitel 4.3 drøftet vi noen momenter relatert til valg av optimal dekomponering. Erfaringsmessig er det den multiplikative formen som passer best. Hvis serien har 0 som en verdi, velger X11ARIMA automatisk en additive dekomponering (0-verdier kan ikke korrigeres multiplikativt!) uansett hva som velges i andre ledd. I serier der det sporadisk forekommer ekstreme observasjoner som har en verdi nær til null bør det også velges en additiv form. Problemet med valg av additiv form er at du risikerer å få negative verdier på sesong- eller trend-serier selv om negative verdier kan være tolkningsmessig meningsløse, f.eks. negativ produksjon, negativ arbeidsledighet osv. I slike tilfeller må brukeren gripe inn manuelt for å fjerne eventuelle negative tall. Valg av logaritmiske dekomponering (kode = 2) begrenses til serier med absolutte tall med høye nivåer.

Generelt bør du velge den dekomponeringsform som gir den laveste signifikante Q-verdi. Du må også holde samme dekomponeringskriterium gjennom et kalender år av hensyn til stabiliteten på de beregnede justeringsfaktorene.

ARIMA-framskrivning

Med den siste parameteren i SA-kommandoen, **n**, velges fremskrivningsprosedyre for ARIMA-modellen. Her har du følgende opsjoner :

n = 0 : Ved valg av denne opsjonen testes fem modeller som er default i X11ARIMA. Den første av modellen, som oppfyller kriteriene nevnt i kapitel 5.3.1.d velges automatisk.

n = 1 : Ingen ARIMA-framskrivning. Denne opsjonen er nesten ekvivalent med å sesongjustere ved bruk av den gamle X11-prosedyren - uten ARIMA-framskrivning.

n = 2 : Med denne opsjonen kan vi foreslå vår egen ARIMA-modell for framskriving / tilbakeregning av serien - selv om de vanlige kriterier ikke er oppfylt.

n = 3 : Også med denne opsjonen må vi foreslå vår egen modell for framskriving og tilbakeregning av serien. Valg av denne opsjonene innebærer imidlertid at ekstreme verdier automatisk erstattes med estimerte verdier generert gjennom ARIMA-prosedyren.

n = 4 : Også her må vi foreslå modellen, men modellen vil bare brukes til framskrivning.

n = 5 : Samme som n=3 bortsett fra modellen kun brukes til framskriving.

Du må alltid først velge n = 0. Hvis alle de fem ARIMA-modellene blir forkastet må du velge n = 2 eller n = 3, og deretter foreslå din egen modell ved bruk av MODELL-opsjonen (forklares senere).

Du må da bruke output som rapporteres i tabell A15 for å undersøke egenskaper i seriens struktur ved valg av den riktige modellen. ACF og PACF, som er tilgjengelige i de fleste programmer (du kan også få den via MyFAME), er det viktigste verktøyet for å velge en riktig modell.

Erfaringsmessig brukes opsjonen n = 2 oftere enn de øvrige når vi foreslår en modell. En bedre løsning er imidlertid å bruke opsjon n = 3, da behandlingen av ekstreme verdier her er mer konsistent. Hvis du har litt erfaring med tidsserieanalyse anbefales generelt å bruke «Airlines-modellen», se noe nærmere om denne modellen i kapittel 3.5. Den er enkel med forholdsvis få parametre og har egenskaper som gjør at den fungerer minst like bra som andre alternative modeller med flere parametre. Det er uansett den estimerte Q-verdien som til slutt bør avgjøre hvilken opsjon som velges.

6.3 Opsjonene for å prekorrigere seriene

Tilbake til programmet vårt i kapittel 6.1 ser vi at etter SA (-, m, n) følger en del opsjoner. Bortsett fra PRINT er disse frivillige. Dette er generelt kommandoer for å styre prekorrigeringen av serien. Her kan du angi hvordan påske-effekter, virkedagseffekter, justering for varierende månedslengde og ekstremverdier skal behandles. Vi skal nedenfor raskt gå i gjennom disse.

Påskeeffekter

Kommandoen **EASTER** er X11ARIMAs opsjon for å justere for påskeeffekter i serien. Viser også til en noe nærmere omtale av påske-effekter i kapittel 5.3.1.c . Syntaksen er EASTER **n**, der n kan ha verdier fra 0 til 6. Opsjonene er :

n = 0 : Det beregnes og korrigeres ikke for påskeeffekter (default)
n = 1 : Størrelsen på påskeeffekter beregnes, men korrigeres ikke
n = 2 : Størrelsen på påskeeffekter beregnes og korrigeres
n = 3 : Størrelsen på påskeeffekter beregnes og korrigeres hvis de er statistisk signifikante på 10 prosent nivå
n = 4 : Her utføres en gradvis beregning av påskeeffekter, men korreksjoner utføres ikke
n = 5 : En gradvis beregning av påskeeffekter med korrigering
n = 6 : Her utføres en gradvis beregning av påskeeffekter og korrigering ved signifikans på 10 prosent nivå.

I tillegg til EASTER-kommandoen kan du også bruke BUILDUP-kommandoen for å styre hvor mange dager påskeeffekten skal være signifikant. I kapittel 5.3.1.c så vi hvordan faktoren for å korrigere mars for påskeeffekter ble påvirket i følge påskedato. Vi kan styre nivået på disse faktorene ved bruken av BUILDUP-kommandoen. Dette er særlig relevant når påske faller i de første dagene i april. La oss tenke at den første påskedagen faller på 5. april og at vi mener at påskeeffekten for en konkret serie begrenses til 3 dager. Da bruker vi BUILDUP 3 og serien ble ikke korrigert i det hele tatt fordi hele påskeeffekten inngår i april. Mener vi derimot at effekten gjelder for hele påskeuken, da bruker vi BUILDUP 7 og serien ble sannsynligvis korrigert ved en oppblåsning av mars tall (vi forutsetter at 2 dager i mars ble påvirket av påske) og en tilsværende nedjustering av april tall

For bruk av denne kommandoen har du ti opsjoner som kan anta verdier fra 0 til 9. Default verdien er 0, som betyr at programmet automatisk skal velge korrigeringsperiode på grunnlag av strukturen i datamaterialet. Hvis påskeeffekter bør beregnes for hele påskeuken må du f.eks. skrive EASTER 5 BUILDUP 7.

Jeg anbefaler imidlertid å bruke EASTER 5, som er ekvivalent med å velge EASTER 5 BUILDUP 0. Det er forøvrig to momenter som du må ta hensyn når du bruke EASTER-kommandoen : Serien må minst gå over 7 år og den siste måneden i serien bør ikke være mars. I kapitelet 7.2 drøfter jeg hvordan dette kan håndteres.

Virkedagseffekter

Kommandoen **TDR** (Trading-Day Regression) står for korrigering av virkedagseffekter. Denne er kun av relevans for månedlige serier med en varighet på minst 7 år. Syntaksen er TDR **n**, der n kan anta verdier fra 0 til 3. Opsjonene er :

n = 0 : Virkedagseffekter beregnes ikke (default)
n = 1 : Virkedagseffekter beregnes, men korrigeres ikke
n = 2 : Virkedagseffekter beregnes og korrigeres automatisk
n = 3 : Virkedagseffekter beregnes og korrigeres hvis de er signifikante

Som tillegg til TDR-kommandoen kan vi også gi andre kommandoer for å detaljstyre virkedagsberegningene - begrense perioden for estimeringen og korrigeringen. Vi kan f.eks. ved å foreslå egne vekter på de ulike ukedagene styre virkedagsberegningene. For dette bruker vi **PDW** -kommandoen (Prior Daily Weights). Dersom vi for en serie mener at å ha et apriori grunnlag for å bruke f.eks. like store vekter på dagene fra mandag til lørdag, og ingen vekt på søndag, så må vi skrive :

TDR 2 PDW 1.16 1.16 1.16 1.16 1.16 1.16 0

Dvs. mandag - lørdag får en vekt lik 7/6 (avrundet til 1.16) og søndag gis en vekt lik 0. Bruk av egne vekter er imidlertid generelt drøftet tidligere - se kapittel 5.3.3 - og anbefales ikke som løsning. Min anbefaling er å bruke kun TDR 2.

Justering for månedslengde

Med kommandoen **LMA** (Length-of-Month Allowance) bestemmer du om korrigering for et varierende antall dager i måneden skal inngå som en del av prekorrigeringsrutinen og om slike korreksjoner skal utføres direkte på sesongfaktorene. Syntaksen er LAM **n**, der n kan anta verdiene 0 eller 1.

n = 0 : Det korrigeres ikke for månedslengde i virkedagsberegningene
n = 1 : Korrigering av månedslengde er inkludert ved virkedagsberegningene

I programmet vårt i kapittel 6.1. har vi spesifisert at prekorrigering av serien skal rapporteres fra tabell B1. Med denne spesifikasjonen blir den originale serien korrigert for påske- og virkedagseffekter. Hvis vi i tillegg vil inkludere justering for månedslengde må vi skrive LMA 1. Denne opsjon er kun relevant for månedlige serier og bare ved multiplikative dekomponering. X11ARIMA ikke tillater denne opsjonen ved additive dekomponering. Det anbefales er å bruke LMA 1 konsekvent for alle månedlige serier.

6.4 Ekstreme verdier

Kommandoen **SLSTC** (Sigma Limit for graduation extreme values in estimating the Seasonal and Trend-Cycle components) brukes til å bestemme hvordan X11ARIMA skal behandle ekstreme verdier. For nærmere om dette vises også til kapittel 4.2. Syntaksen er SLSTC **c1 c2**, der (0.1<={c1 c2}<=9.9. Her er c1 nedre grense og c2 øvre grense (sigma-verdier). Default verdier for sigma er 1.5 2.5.

La oss som eksempel ta en serie der vi vil at : i) observasjoner som ligger under 0.5 ganger sigma[25] skal få full vekt, ii) observasjoner som ligger mellom 0.5 og 3 ganger sigma skal tildeles en gradvis vekt og iii) at de observasjoner som ligger over 3 ganger sigma skal ha vekt lik 0. For denne serien og disse kravene må vi da skrive SLSTC 0.5 3.0. Hvis vi imidlertid vil beholde alle de ekstreme verdier i beregningen skriver vi SLSTC 9.9 9.9. Ønsker vi derimot å korrigere flest mulige av observasjonene skriver vi SLSTC 0.1 0.1.

Min anbefaling er generelt å bruke default verdiene 1.5 2.5, som er ekvivalent med å neglisjere denne opsjonen. Bare i de tilfelle der Q-verdien er klart større enn 1 bør flere alternativer for SLSTC vurderes.

6.5 Output

Med kommandoen **PRINT** bestemmes hvilke tabeller som skal skrives ut. Denne kommandoen er obligatorisk og må være konsistent med tabellene som er spesifisert i første linje av programmet i kapittel 6.1. Syntaksen er PRINT **n**, der n kan anta verdiene 0 til 5. Opsjonene er :

n = 0 : Standard utskrift som dekker de kommandoer og opsjoner som er valgt
1<=n<=5 : Valg av verdiene 1 til 5 gir forskjellige utskrifter der n = 1 gir den korteste utskriften og n = 5 gir full utskrift.

Du kan også spesifisere - mellom parenteser - de tabellene som ønskes. Det er da viktig at alle tabellene som kreves i CONTROL-linjen inngår i PRINT-kommandoen.

Når du kjører X11ARIMA fra FAME lagres det automatisk fem resultat-filer i den UNIX-katalogen fra hvilken du har startet FAME. Disse filene inneholder forskjellige typer resultater. Filene gis betegnelsene

[25] Dette må ses i sammenhengen med modellen som er etablert i X11ARIMA for å behandle ekstreme verdier. Se Dagum (1988)

fort.3, fort.7, fort.9, fort.15 og fort.16. De to første, fort.3 og fort.7, er uinteressante og kommenteres ikke videre.

Fort.9 inneholder omfattende informasjon om de forskjellige tabeller og opsjoner. Omfanget og innhold i denne filen bestemmes via PRINT-kommandoen.

Fort.15 inneholder en kort melding om Q-verdien, der du får informasjon om testen viser signifikans eller ikke.

Fort.16 inneholder de mest relevante analyse-tabellene. Denne er helt sentral for å tolke resultatene. Du må ha PRINT 0 eller PRINT 2 for å lage denne filen. Min anbefaling er å bruke PRINT 0 når man skal undersøke optimale opsjoner og parametre. Når disse er bestemt, må du velge PRINT (tabeller) for å spare beregningsressurser.

Nedenfor følger et mer fullstendig program (som imidlertid ikke betyr optimalt) for å vise hvordan parametre kan brukes :

```
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U D11A=X11TEST'SNN15_37.S D12=X11TEST'SNN15_37.G B1=X11TEST'SNN15_37.V
SA (-, 1 ,3)  EASTER 5  TDR 2  PRTDEC 1  LMA 1  TOTAL 1  PRINT 0
MODEL  0  1  1  0  1  1  SLSTC  1.0  3.0  TCMA  1 ;
```

Utover de kommandoer og parametre som vi har drøftet over viser også programmet at det kreves at årstall for de sesongjusterte serier skal stemme med årstall for den originale serien (D11A i stedet for D11). Dette krav oppfylles ved å bruke TOTAL 1. Vi ser videre at det velges additiv dekomponering og at det foreslås vår egen modell {SA (-, 1, 3)}. Som i det forrige eksempelet korrigeres serien for påske- og virkedags effekter. Korrigeringen vil skje uansett om effektene er signifikante eller ikke (EASTER 5 TDR 2). Videre ser vi at tabell B1 skal inneholder en serie som er korrigert for effekter av både påske, virkedager og månedslengde, der den siste er spesifisert ved LMA 1. Det velges standard utskrift for å få analyse-tabeller. ARIMA-modellen som foreslås er (0 1 1) (0 11), dvs. Airlines-modellen. Det ønskes midlertid å behandle ekstreme verdier på en spesiell måte og krever at observasjonene som ligger under 1 gang sigma får full vekt og at det må være minst 3 ganger sigma for å få null vekt (SLSTC 1.0 3.0). Til slutt velges et lengre filter (24-term centred moving average i steder for 12-term) for å beregne trenden (TCMA 1). Det siste har blant annet sammenheng med at vi har valgt additiv dekomponering, se omtale av dette i kapittel 4.3.

For å få en mer fullstendig beskrivelse av opsjoner og parametre som er tilgjengelige i X11ARIMA vises til Dagum (1988).

7. Hva gjør vi når resultatene ikke er tilfredstillende?

Tidligere har vi snakket om kvalitative spørsmål. Når vi prøver å identifisere tidsseriekomponentene er det ikke gitt at dette lar seg å gjøre. Det er først og fremst egenskaper med datamaterialet som bestemmer kvaliteten på sesongjusteringsfaktorene. Det følger av dette at hvis det ikke finns noe sesongmønster i dataene gir det heller ingen mening i å fjerne sesongeffekter. Dersom du likevel foretar en sesongjustering skal du være klar over at det i praksis er noe annet du fjerner enn sesong.

Når serier ikke har et klart definert sesongmønster kan imidlertid tidsseriedekomponering likevel være til støtte ved analyse. Du bør imidlertid ikke bruke sesongjustert serie, men heller resultater fra trend-serien.

Når resultatene viser en Q-verdi signifikant høyere enn 1 (1.5 eller mer) og to eller flere av M-testene samtidig er ikke-signifikante er det ingen hjelp i å teste flere alternativer. Vi kan i en slik situasjon rett og slett konkludere med at den sesongjusterte serien ikke er identifiserbar.

En mer vanlig situasjon inntreffer det når resultatene ligger på grensen av forkastningsområdet eller vi får resultater som ikke stemmer med det som erfaringsmessig viser seg å være mest korrekt.

Generelt kan vi påstå at:

- Bruk av defaultopsjoner som ligger i X11ARIMA er den beste garantien for å få tilfredsstillende resultater, selv om det ikke er noen garanti for å få de optimale resultater.
- Endringer i opsjonene/parametrene i X11-algoritmen (dekomponeringsmetode, prekorrigering, ekstreme verdier, filtre mv.) er viktigere enn endringer i selve ARIMA modellen

7.1 Endring i parametrene

Videre følger noen erfaringsbaserte råd om hvordan vi skal håndtere forskjellige problematiske forhold. For ordens skyld gjør jeg imidlertid oppmerksom på at disse rådene bygger på at du har foretatt korreksjonene i samsvar med instrukser gitt i kapittel 6, men at du likevel ikke er fornøyd med sluttresultatet.

Generelt bør du i en slik problemsituasjon se nærmere på de hver enkelt og kombinasjoner av de opsjoner som blir gjennomgått nedenfor. Dessverre er det nesten umulig å gi konkrete forslag på hva du bør teste. Erfaringsmessig er det grunn til å teste flere kombinasjoner av opsjoner og på det grunnlag velge den som gir lavest Q-verdi. Etterhvert vil også dine egne erfaringer med dine serier bidra til at du raskere kan foreta de «rette» kombinasjoner av tester som leder til målet.

Skift fra additiv til multiplikativ dekomponering (eller motsatt) dersom tester på den valgte metode tyder på problemer. Dette er kanskje den mest sentrale og kritiske opsjonen i hele prosessen. Du må imidlertid huske at serier som inneholder nuller ikke kan dekomponeres multiplikativt.

Foreslå din egen ARIMA-modell når de modellene som er default ble forkastet. Husk at du må foreslå en modell - selv om tester skulle vise at den aktuelle modellen ikke er god nok. Erfaringene viser at en «dårlig» ARIMA-modell fungerer bedre enn ingen modell. Hvis du er ikke ekspert på tidsserieanalyse bør først prøve med «Airlines-modellen», dvs. modell (0 1 1) (0 1 1). Husk at det ofte lønner seg å bruke parameter lik 3 i stedet for 2 i SA-opsjonen.

Bruk EASTER 5 når resultatene for mars/april ikke er tilfredsstillende.

Bruk TDR 2 uansett om virkedagseffekter er signifikante

Bruk MAVS 4 i stedet for MAVS 0 (default) når serien har en varighet som er kortere enn 7 år

Bruk TCMA 1 i stedet for TCMA 0 (default) når endringer i trenden er større enn forventet

Bruk SLSTC 1.0 3.0 når seriene har alt for mange ekstreme verdier. Vanligvis er det i slike situasjoner nødvendig å prøve flere alternativer med øvre og nedre sigma-grense.

Her følger to eksempler som har vært brukt for produksjonindeksen. Det første programmet viser standard opsjoner for å sesongjustere totalindeksen for industrien i FAME.

```
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U D11=X11TEST'SNN15_37.S D12=X11TEST'SNN15_37.G B1=X11TEST'SNN15_37.V
SA (-, 0 ,0) EASTER 5 TDR 2 PRTDEC 1 LMA 1 PRINT 0;
```

Nedenfor er dette programmet oppdatert med noen av de opsjonene som er nevnt i dette kapitlet.

```
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U D11=X11TEST'SNN15_37.S D12=X11TEST'SNN15_37.G B1=X11TEST'SNN15_37.V
SA (-, 1 ,3) EASTER 5 TDR 2 PRTDEC 1 LMA 1 PRINT 0
MODEL 0 1 1 0 1 1 SLSTC 1.0 3.0 TCMA 1 ;
```

Det er erfaringsmessig hensiktsmessig å bruke PRINT 0 i stedet for PRINT (tabeller), da PRINT 0 lager fort.16-filen (i FAME) som inneholder mye nyttig informasjon om de ulike kvalitative testene.

7.2 Behandling av spesialtilfelle

Nedenfor har jeg stilt opp noen forslag til løsninger på en del konkrete problemtilfelle som erfaringsvis forekommer hyppig. Vanlige problemer er :

- Serier med ekstremt lave verdier (nær null), verdier som samtidig oppfattes som ekstreme i X11ARIMA bør alltid korrigeres additivt

- Serier som inneholder null-verdier kan ikke korrigeres multiplikativt. En multiplikativ dekomponering vil i slike situasjoner kunne gi negative verdier i de sesongjusterte tall og/eller trendtallene. Null-verdier i originalserien må korrigeres manuelt.

- X11ARIMA tillater ikke å prekorrigere for månedslengde for seriene som dekomponeres additivt.

- Du må aldri benytte prekorrigering for påskeeffekter i en serie som slutter i mars. For å korrigere for påskeeffekter i en serie som slutter i mars, må du først estimere tall for april og deretter korrigere både mars og april. Alternativt kan du bruke en prekorreksjonsfaktor for mars som er beregnet på forhånd (ett år før). Denne faktoren må imidlertid revideres når tall for april er tilgjengelige.

- Problemene med mars-april (påske), mai-juni (pinse) og juli-august (endringer i ferieavviklingsmønster) kan også håndteres ved først å publisere foreløpige tall og deretter et gjennomsnitt av de to berørte månedene. En slik løsning vil imidlertid i praksis være sterk betinget av produksjonsrutinene og antall serier som behandles.

- Ekstreme verdier i de tre siste årene kan være grunnlaget for at «gode» ARIMA-modeller blir forkastet. I slike tilfelle du må selv foreslå samme modell som ble forkastet (bruk parametre 3), samtidig som flere alternative sigma-verdier for å behandle ekstreme verdier testes.

- Bruk av X11ARIMA i FAME tillater en delvis oppdatering av sesongjusterte tall. Ofte kan det være relevant å benytte hele serien for å beregne sesongjusteringsfaktorer, men at vi likevel kun oppdaterer bare en del av serien. Vi skal i neste kapittel vise hvordan dette kan gjøres i praksis.

- Manglende verdier (missing values) aksepteres ikke av X11ARIMA. Serier må alltid være fullstendige.

- For kvartalsvise serier lønner det seg sjelden å endre default-opsjoner. Husk imidlertid at slike serier ikke tillater TDR- (virkedagseffekter) og LMA- (månedens lengde) opsjoner.

- Trenden bør generelt brukes for å analysere serier der sesongfaktorer ikke lar seg estimere

- Når en av M-testene får en verdi lik null innebærer det at datamaterialet gir ikke grunnlag for å beregne denne aktuelle testen. Dette forekommer oftest for testene M8 - M11 når seriene er alt for korte.

7.3 Noen viktige kjøreregler

Helt til slutt i dette kapitlet skal jeg forsøke å skissere rutiner ved en optimal framgangsmåte for å produsere sesongjusterte tall. Jeg forutsetter at originalserien ligger i FAME og at XVISION er installert. Tilsvarende gjelder imidlertid for andre plattformer. I neste kapittel skal jeg med et eksempel se nærmere på sesong-korrigering med SAS.

1. Hent originalserien i MyFAME og plott den for å se hvordan ser ut. Kontroller om serien er fullstendig og hvor lang serien er. Se om det forekommer «store» ekstremverdier i de tre siste årene. Se kapitlet *5.3.1.d* for mer om dette.

2. Serien må minst dekke en periode på 7 år. For serier som er kortere, f.eks. 5 - 7 år, bør tilbakegående tall for minst to år estimeres for å kunne kjøre X11ARIMA. For serier som er kortere enn 5 år er det ikke aktuelt å beregne sesongfaktorer. Dette gjelder for både kvartalsvise og månedlige serier.

3. Hvis serien din er spesielt lang kan du gjerne bruke de 15 siste årene. X11ARIMA tar i liten grad hensyn til historiske tall som ligger mer enn 15 år tilbake i tid. Seriene må i hvert fall være mindre enn 30 år lange (programmet bryter sammen hvis serien blir for lang).

4. Lag et standardprogram ved hjelp for eksempel av «emacs» - en vanlig brukt teksteditor (SAS editor kan være et godt alternativ). Denne filen vil inneholde både FAME- og X11ARIMA-kommandoer. Denne type programfiler kalles ofte inputfiler og bør alltid lagres med bokstavkodene inp etter punktum i navnet. Husk også å bruke PRINT 0 i programmet når du er interessert i å teste flere alternativer. Når du har bestemt de endelige parameter kan du godt bruke PRINT (tabeller) for å spare beregningsressurser. I neste kapittel skal jeg vise hvordan en slik fil ser ut.

5. Åpne FAME fra samme katalog som input-filen ligger lagret ved å skrive «ffame &». Gå til dialogvinduet og skriv : «input filename». Du får beskjed i OUTPUT-vinduet når kjøringen er ferdig, eventuelt får du feilmeldinger.

6. Gå til UNIX - «login window» - for å se innholdet i filene fort.9, fort.15 og fort.16. Her ser du resultatene og du kan vurdere om det er behov for å gjøre endringer i programmet.

7. Se på fort.15 for en rask vurdering av resultater. Vil du ha en grundigere analyse må du se på fort.16. Du kan kjøre utskrifter av Q-verdier direkt fra FAME ved å skrive EXHI fort.15.

8. Hvis du vil bruke din egen ARIMA-modell, gå til MyFAME. Klikk på «Correlate» for å se resultatene fra ACF of PACF. For å se resultater etter differensiering - velg «Functions» «function 1» «Diff» og deretter «Correlate». Alternativet til dette er å bruke en systematisk modell (0 1 1) $(0\ 1\ 1)_S$

9. Gjenta oppdateringen av programmet ditt inntil du får så lav Q-verdi som mulig. Hvis du må kjøre mange serier anbefales sterkt å bruke default-opsjoner for de fleste serier.

10. Velg optimale opsjoner og parametre og hold disse fast i forbindelse med kjøringene - i allfall i et kalender år. Det er uheldig å korrigere rutiner underveis, noe som kan medføre et behov for større revisjoner på et senere tidspunkt.

11. Bruk hele serien for å beregne sesongfaktorer og oppdatere den hver eneste gang. Et godt alternativ er å oppdatere for eksempel bare de 7 siste årene og at historiske tall før dette holdes fast. Dette er i noen grad et kosmetisk tiltak for å unngå at sesongjusterte tall aldri bli endelige.

12. Beregn 12 (eller 4 - for kvartalsvise serier) sesongjusteringsfaktorer på forhånd. Disse kan brukes i ekstreme situasjoner der vi mener at løpende faktorer av en eller annen grunn gir uakseptable resultater eller i akutt-situasjoner der tekniske eller faglige problemer hindrer nye beregninger og oppdateringer av serien.

13. Bruk fort.9-filen for å få et bedre grep på serien. Spesielt interessant er tabell D 9 hvor du kan se hvilke observasjoner som oppfattes som ekstreme, og som krever en kommentar.

14. Husk at du bør bruke FAME-halene : S for sesongjusterte tall, G for trend, V for prekorrigerte serier og U for råseriene. For mer om navnestandard og nomenklatur i FAME vises til dokumentet som ligger i q:/dok/fame/notater/navnstan.doc forfattet av Espen Sørensen (240).

8. X11ARIMA i FAME: Praktiske eksempler

I FAME ligger det i dag hundrevis av tidsserier produsert i SSB eller av andre institusjoner (OECD, NB) og antall serier som vil være tilgjengelig i FAME vil øke meget sterkt som del av arbeidet med å opprette den nye Tidseriedatabasen (TD). Ved hjelp av MyFAME er det videre utrolig enkelt å både identifisere, analysere og sammenligne serier fra de ulike databasene som er i FAME. Ved å kombinere FAME og X11ARIMA-kommandoer kan du videre lett gjennomføre alle typer sesongjusteringsrutiner samtidig som resultater lett gjøres tilgjengelig og vurderes i MyFAME[26]. De følgende momentene gjør at sesongjustering i FAME uten tvil har klare fordeler sammenlignet med bruk av andre plattformer:

- Du har ikke behov for spesiell formatering av input-filer. Det eneste som kreves er at seriene ligger i FAME.
- Ved hjelp av MyFAME kan du raskt og effektivt sammenligne resultater ved bruk av forskjellige opsjoner.
- Ved bruk av MyFAME kan du også raskt se ACF og PACF (henvises til kapitlet 3 for mer informasjon om dette), som støtte for arbeidet med å estimere ARIMA-modeller.
- Ved å kombinere kommandoer i X11ARIMA og FAME kan du styre hvor mange observasjoner som skal brukes for å beregne tidsseriekomponentene og hvor mange observasjoner som skal oppdateres
- Du kan raskt få kvalitative indikatorer tilgjengelig direkte på skjerm eller til skrivere
- Det er enkelt å generere input-filer for å justere mange serier samtidig
- Ved bruk av en eneste plattform er det mye enklere å formidle og standardisere løsninger.

8.1 Hvorfor X11ARIMA i stedfor SABL?

FAME har installert SABL, som en defaultmetode for sesongjustering. Denne metoden har i prinsippet en struktur som ligner X11ARIMA. Fordelene med SABL er at den har en mer kraftig metode for å estimere komponentene, der estimeringen er mindre påvirket av ekstreme verdier. SABL har imidlertid en del ulemper som gjort at denne metoden er blitt forkastet i de fleste land til fordel for X11ARIMA. Noen av disse ulempene er :

- SABL har ikke vært oppdatert i de siste årene.
- SABL byr på en begrenset mulighet til å korrigere for virkedagseffekter og har ikke kommandoer for å korrigere for påskeeffekter.
- Serier som er sesongjustert i SABL har vist seg å ha den høyeste revisjonsgraden - uten å kunne vise til spesielle fordeler hva gjelder det å identifisere vendepunkter.

Alt i alt har dette ledet til at brukere i SSBs sesongjusteringsmiljø har valgt å benytte X11ARIMA - på linje med brukere i andre land.

8.2 Korrigering av en eller flere serier - et eksempel

For å kjøre X11ARIMA må du vanligvis bruke en FAME input-fil[27]. Neste tabell viser hvordan en slik fil ser ut.

En input-fil består av tre deler. Del 1 består av rene FAME-kommandoer som må innarbeides i programmet før X11ARIMA-kommandoer. Her må du blant annet åpne den eller de databasene hvor seriene ligger og eventuelt angi hvor resultater skal lagres. Ved bruk av FAME-kommandoer kan du også styre resultatene. I del 2 angis X11ARIMA-kommandoer med valg av opsjoner. Denne delen av programmet har vi gjennomgått i kapittel 6 der vi på flere måter har forklart hvordan denne delen skal bygges opp. Del 3 inneholder nye FAME-kommandoer som skal kjøres etter X11ARIMA.

[26] Merk at man kan kjøre MYFAME og X11-ARIMA samtidig. Man trenger ikke å gå ut og inn av MYFAME selv om nye oppdateringer er foretatt

[27] Henvises til «User's Guide to FAME» for mer informasjon om input-filer

Eksempel for å sesongkorrigere en serie i FAME med X11ARIMA

```
close all
load "$X11ARIMA_DIR/x11arima"
open <acc shared> "$PRODIND/fame/DB/pi_nace" as pi_nace
freq m
date jan86 to jul96

$x11arima
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U D11=PI_NACE'SNN15_37.S D12=PI_NACE'SNN15_37.G B1=PI_NACE'SNN15_37.V
SA (-, 0, 0) EASTER 5 TDR 2 PRTDEC 1 LMA 1 PRINT (D11 D12 B1);
END

EXHI fort.15
show vertical
date jan90 to jul96
report PI_NACE'SNN15_37.S, PI_NACE'SNN15_37.U, PI_NACE'SNN15_37.G
close all
type "ferdig!!"
```

Merk til at vi har brukt kommandoen **EXHI fort.15** i den tredje delen av programmet. Dette er for å få en direkte utskrift av Q-verdiene i FAMEs utskriftsvindu («output window»).

I dette eksempel har vi kjørt bare en serie, men det vanlige er nok å kjøre flere serier samtidig. Dette kan lett gjøres ved å skrive nye **CONTROL** og **SA** linjer i del 2 av input-filen. Det eneste krav som stilles er at denne delen starter med **$x11arima** og slutter med **END**. Følgende eksempel viser hvordan du kan spesifisere andre del av programmet for kjøre to serier samtidig :

Eksempel for å sesongkorrigere flere serier i FAME med X11ARIMA

```
$x11arima
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U D11=PI_NACE'SNN15_37.S D12=PI_NACE'SNN15_37.G B1=PI_NACE'SNN15_37.V
SA (-, 0, 0) EASTER 5 TDR 2 PRTDEC 1 LMA 1 PRINT (D11 D12 B1);

CONTROL SID=PI_NACE'SNN13_14.U D11=PI_NACE'SNN13_14.S D12=PI_NACE'SNN13_14.G B1=PI_NACE'SNN13_14.V
SA (-, 1, 3) EASTER 5 TDR 2 PRTDEC 1 LMA 1 PRINT 0
MODEL 0 1 2 0 1 1 SLSTC 1.0 3.0 ;
END
```

8.3 Eksempel med delvis oppdatering

En stor fordel ved å kombinere X11ARIMA og FAME er at beregningsperioden og oppdateringsperioden kan være forskjellige. Ta et eksempel der en serie er veldig lang, f.eks. fra 1950-1996, men at bare ønsker å bruke informasjon for de 15 siste årene (7 - 15 år er optimale intervall for å bruke X11ARIMA). Samtidig er vi kun interessert i å oppdatere de 10 siste årene, dvs. at vi ønsker å holde historien før 1986 fast. Følgende programforslag løser dette problemet :

Delvis oppdatering

freq m
date jan87 to nov96

```
$x11arima
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U  D11=PI_NACE'SNN15_37.S  D12=PI_NACE'SNN15_37.G  B1=PI_NACE'SNN15_37.V
CONTROL START=8101, END = 9611
SA (-, 0, 0)  EASTER 5  TDR 2  PRTDEC 1  LMA 1  PRINT (D11 D12 B1);
END
```

Det framgår av programmet at vi ved FAME-kommandoer bestemmer oppdateringsperiode, dvs. med kommandoen *date jan87 to nov96*. Ved bruk av en ny **CONTROL** linje styrer vi beregningsperioden.

Det er mulighetene for å lage «global control lines» and «series control lines». Ved hjelp av «globaler control lines» kan vi bestemme opsjoner som gjelder for alle seriene som er spesifisert i input filen. «Control lines» brukes for å styre hver enkelte serie. Følgende eksempel illustrere dette:

```
$x11arima
GLOBAL  REPORT=x11reprt.txt
CONTROL SID=PI_NACE'SNN15_37.U  D11=PI_NACE'SNN15_37.S  D12=PI_NACE'SNN15_37.G  B1=PI_NACE'SNN15_37.V
SA (-, 0, 0)  EASTER 5  TDR 2  PRTDEC 1  LMA 1  PRINT (D11 D12 B1);

CONTROL SID=PI_NACE'SNN30_33.U  D11=PI_NACE'SNN30_33.S  D12=PI_NACE'SNN30_33.G  B1=PI_NACE'SNN15_37.V
CONTROL START=8101, END = 9611
SA (-, 0, 0)  EASTER 5  TDR 2  PRTDEC 1  LMA 1  PRINT (D11 D12 B1);
END
```

Ved «GLOBAL REPORT=x11report.txt» linje krever vi at X11ARIMA rapporter lagres på en fil som heter x11report.txt og dette gjelder for begge serier. Ved hjelp av en «CONTROL» linje viser vi hvordan korrigeringsprosedyren begrenses til årene 81-96 og dette gjelder bare for serie SNN30_33.U.

For mer informasjon om hvordan sesongjusteringsrutiner kan implementeres i FAME vises til «User Guide: X11ARIMA Seasonal Adjustment under FAME , Statistics Canada».

8.4 Editering av input-filer

For innskriving og endringer i programmer finnes det to vanlige «brukervennlige» editorer i Unix, *nedit* og *emacs*, der begge har fordeler og ulemper. Mange brukere liker nedit, fordi den likner mest på en Windows-editor. Et problem med denne editoren har imidlertid vært at *edit*- og *paste*-funksjonene ikke fungerer bra, noe som både er upraktisk og ubehagelig når vi skal editere på store filer.

Emacs er kanskje den raskeste ved editering. Nå har den vært oppdatert og den fungerer meget bra samtidige som er mye mer brukervennlig. Dersom du er en SAS-bruker kan også SAS-editoren benyttes for å lage eller editere input filer som er lagret i UNIX.

8.5 Generering av X11ARIMA input-filer

Det er utarbeidet et progam for å generere X11ARIMA input-filer (Erik Søberg). Nedenfor skal vi gjengi hans dokumentasjon av dette programmet. For spesielt interesserte kan vi også nevne at denne dokumentasjonen er tilgjengelig på q:\dok\fame\notater\ lagx11.doc.

Programmet **$lagx11** generer en X11ARIMA input-fil som senere kan kjøres fra FAME. Programmet er ment for å kunne lage en input-fil, som evt. senere kan editeres ved bruk av søk/erstatt. Dersom man kun skal sesongjustere få serier, er det liten gevinst, men dersom en skal justere mange serier kan en spare mange tastetrykk ved å bruke $lagx11.

Når en spesifiserer hvilke serier som skal sesongjusteres må en huske å velge ut kun ujusterte serier. I eksemplet nedenfor slutter ikke konsumprisseriene på .U, og disse seriene vil derfor bare få lagt til suffiks .S og .G. Dersom ujusterte serier slutter på .U, vil de justerte seriene også slutte på .S og .G, men her bli suffikset ikke lagt til, men byttet ut med .U. Seriene skal altså ikke kunne bli hetende ?.U.S.

Resultatfilen blir lagt på den katalog du kjører programmet fra, og vil alltid hete: <brukerid>x11.inp.

$lagx11 tar 2 argumenter, en kontrollfil som spesifiserer hvilke serier som skal justeres, og navnet på den databasen hvor de justerte seriene skal lagres. Seriene kan gjerne lagres i workdatabasen.

Eksempel 1

Fra Fame loades programmet vha kommandoen:
*** load "$REFERTID/prog/felles/lagx11.pc"**

Deretter kjøres programmet med de 2 argumentene som nevnt over:
*** $lagx11 "$HOME/kpi/lagkpix11.txt" , "work"**

more $HOME/kpi/lagkpix11.txt

```
open <acc r> "$REFERTID/data/konsumpris" as kpi
wildlist(kpi,"k^.ipr")
union
wildlist(kpi,"k2^.ipr")
```

Filen som blir generert ser slik ut:

```
--esgx11.inp laget av $lagx11 18-Apr-96
type "Kjører x11arima..."
open <acc r> "$REFERTID/data/konsumpris" as kpi
over on
date * --oppdatere hele serien
load "$X11ARIMA_DIR/x11arima"

$x11arima
CONTROL SID=KPI'K0.IPR D11=work'K0.IPR.S D12=work'K0.IPR.G
SA (-,0,0) EASTER 5 TDR 3 PRTDEC 1 PRINT(D11 D12);

CONTROL SID=KPI'K1.IPR D11=work'K1.IPR.S D12=work'K1.IPR.G
SA (-,0,0) EASTER 5 TDR 3 PRTDEC 1 PRINT(D11 D12);
:
END
close all
type "X11arima kjøring ferdig "+now
```

Eksempel 2

*** $lagx11 "$HOME/kpi/lagpix11.txt" , "mindb"**

more $HOME/kpi/lagpix11.txt

```
open <acc r> "$PRODIND/fame/DB/pi_nace" as pi_nace
open <acc shared > "$HOME/refert/mindb" as mindb
wildlist(pi_nace,"snn15?.u")
union
{snn0.u}
```

Filen som blir generert ser slik ut:

```
--esgx11.inp  laget av $lagx11 22-Apr-96
type "Kjører x11arima..."
open <acc r> "$PRODIND/fame/DB/pi_nace" as pi_nace
open <acc shared > "$HOME/refert/mindb" as mindb
over on
date *  --oppdatere hele serien
load "$X11ARIMA_DIR/x11arima"
$x11arima

CONTROL SID=PI_NACE'SNN15.U D11=mindb'SNN15.S D12=mindb'SNN15.G
SA (-,0,0) EASTER 5 TDR 3 PRTDEC 1  PRINT(D11 D12);

CONTROL SID=PI_NACE'SNN151.U D11=mindb'SNN151.S D12=mindb'SNN151.G
SA (-,0,0) EASTER 5 TDR 3 PRTDEC 1  PRINT(D11 D12);

CONTROL SID=PI_NACE'SNN0.U D11=mindb'SNN0.S D12=mindb'SNN0.G
SA (-,0,0) EASTER 5 TDR 3 PRTDEC 1  PRINT(D11 D12);
.
.
END
close all
type "X11arima kjøring ferdig "+now
```

8.6 De vanligste feilene

Du får en feilmelding når noe gikk galt i beregningene. I den ovennevnte manualen, sidene 33-36, kan du se en forklaring på hva de forskjellige kodene står for og hva som bør gjøres i hvert tilfelle.

Her skal vi bare nevne de mest vanlige feilene :

- Feil med serie-spesifikasjon. Husk også at den riktige FAME-databasen må åpnes, og bruk <acc shared>
- Serien er for kort eller for lang (mindre enn 7 år eller lenger enn 30 år)
- Inkonsistens mellom ønskede tabeller og det som er spesifisert i forbindelse med PRINT-kommandoen
- Inkonsistens mellom ønsket beregnings- og oppdateringsperiode og seriens frekvens
- Original serie inneholder manglende verdier (missing)
- Konflikter mellom valgte opsjoner. Ønsker du estimere din egen ARIMA-modell må du ha riktige parametre i både SA (-, m, n) og MODEL-kommandoen. Ønsker du at tabell D11A skal skrives ut må du ha TOTAL 1. osv.
- Du har brukt mellomrom på steder i programmet der dette ikke er tillatt
- Du har skiftet linje uten å bruke CONTROL-kommandoen på den nye linjen
- X11ARIMA «liker ikke» den rekkefølgen du har brukt på dine kommandoer med opsjoner og/eller parametre.
- Når det står «KEYWORD ERROR» betyr at feilen gjelder for selve X11ARIMA syntaks, ellers er feilen enten i FAME programmering eller i seriene egenskaper.
- Hvis kjøringen av X11ARIMA i FAME henger da må du gå til log vinduet og «drepe» prosess **X11liaison.** Bruk **kill -9 <prosses-id>**.Deretter må du starte kjøringen på nytt.
- Hvis du har problemer med å kjøre lange sammensatte input filer må du prøve å kjøre separat mindre filer
- Dagens versjon av X11ARIMA vil ikke fungere med data senere enn desember 1999. Dette er en begrensning i X11ARIMA ikke i FAME
- Hvis du f.eks. kjører mange serier og det er en programmeringsfeil knyttet til en av disse, stopper X11ARIMA uten å sesongberegne resten av det du har spesifisert i input-filen.

- Generelt - hvis du er i tvil hvordan kjøringen gikk, kan du få en kontroll i MyFAME ved å sjekk når seriene sist ble oppdatert.

Denne informasjonen kan også hentes ut vha «*ffigrep*». For mer informasjon se: q:/dok/fame/notater/ffidok.doc

9. Sesongjustering fra SAS

Fordelen med å kjøre sesongjustering i SAS er at det er veldig enkelt. Håndteringen av input- og output-filer er en helt vanlig SAS-prosedyre. Det at det er et ganske stort SAS-miljø i SSB må vel også regnes til fordelene.

Ulempene er at antall opsjoner og tester er ganske begrenset. Påskeeffekter kan for eksempel ikke beregnes ved bruk av SAS. Et mer alvorlig problem er at testene som brukes i X11ARIMA for å vurdere kvaliteten ikke er tilgjengelig.

Generelt kan vi anbefale bruk av SAS-prosedyrer for å beregne sesongkomponenter, når disse er en del av revisjonsrutinene på det grunnleggende datamaterialet. Man kan også forholdsvis enkelt uten vesentlige problemer bruke SAS på kvartalsvise serier da behovet for prekorrigering er mindre på serier med kvartalsfrekvens. Det samme gjelder for enkelte månedlige serier dersom vi vet at sesongmønsteret er klar definert og ikke er preget av påskeeffekter.

Vi skal videre vise hvordan kan vi estimere tidsseriekomponentene for to seriene fra seksjon 240. Vi har valgt produksjonindeks for industri (månedlige) og ordretilgang for næring 29 produksjon av maskiner og utstyr (kvartalstall). Presentasjonen viser det som er sentralt for å beregne tidsseriekomponentene og hvordan noen av de viktigste opsjoner kan spesifiseres. I Vedlegg 1 er vist en kopi fra SAS/ETS User's, hvor du ser både syntaks og opsjonene som er relatert til denne prosedyren. For ytterligere forklaringer vises til manualen.

9.1 Månedlige serier - et eksempel

På hjemmekatalog «~jor» i UNIX ligger blant annet flatfilen «nar3.txt» som inneholder den originale serie for produksjon indeks (PI) for industrien. Serien dekker tidsrommet januar 1986 - september 1996. Hvis man vil kjøre en slik fil i SAS-PC må du selvfølgelig overføre den til harddisken din og endre «filename» statement i programmet nedenfor.

- La oss først kjøre dette programmet:

```
* Enkel program, kun x11 prosedyre, uten prekorrigering, uten utskrifte, uten ARIMA modell;;

* Først lager vi en SAS dataset ved en enkel numerisk variabel: x som står for PI
   filename in '~jor/nar3.txt';
   data fil1;
   infile in;
   input x;

*Deretter kjører vi sesongkorrigeringsrutiner;

   proc x11 data=fil1 noprint;
   monthly start=jan86 end=sep96 ndec=2;
   var x;
   output out=out a1=a1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;

   proc print data=out;
   title 'Industri: tidsserie komponentene M1';
```

Vi lager først et temporært datasett som heter «fil1» og deretter kjører vi **PROC X11** for å beregne tidsseriekomponentene. Alle statements som er skrevet med uthevet skrift i programmet over må brukes. I **PROC X11** har vi brukt opsjon «noprint» for å unngå unødvendig utskrift.

I **MONTHLY**-statementet har vi spesifisert når serien starter og når den slutter. I tillegg har vi angitt at serien som skal beregnes må ha 2 desimaler.

I **VAR**-statementet angir vi hvilken variabel (eller serie) som skal kjøres. Man kan selvfølgelig kjøre flere variable samtidig.

Den siste statement **OUTPUT OUT** sier at vi vil lage et nytt datasett som heter *out*. Dette skal inneholde følgende variabler: a1x; d10x, d11x, d12x, d13x. Disse variablene står for følgende X11ARIMA tabeller: a1(original serie); d10 (sesongfaktorer); d11 (sesongjusterte tall); d12 (trend); d13 (irregulær komponent). I SAS kan du også velge blant mange andre tabeller.

Merk at hvis vi hadde ønsket å kjøre flere variable så måtte dette vært spesifisert i både **VAR**- og **OUTPUT OUT**-statementene. La oss tenke at vi i tillegg også vil kjøre en variabel *y*. For at SAS skal kunne håndtere dette måtte det stå **VAR** *x y* og **OUTPUT OUT=** *out a1=a1x a1y d10=d10x d10y* osv. Dvs. at for hver enkel tabell så må vi spesifisere to (eller flere) variabler for å identifisere seriene. Husk at rekkefølgen på variablene må være lik i de to statementene.

- Nå er vi interessert i å prekorrigere serien fra virkedagseffekter samtidig som vi vil ha utskriften som viser opsjoner, parametre og tabeller. For dette kjører vi følgende program :

Programmet ved utskriften og prekorrigering av virkedagseffekter;

```
proc x11 data=fil1;
monthly start=jan86 end=sep96 ndec=2 tdregr=adjust printout=standard charts=none;
var x;
output out=out a1=a1x b1=b1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;

proc print data=out;
title 'Industri: tidsserie komponentene M2';
```

Her er ikke lenge opsjon «noprint» tilstede. I tillegg har vi tre nye opsjoner etter **MONTHLY**- statementet. De er :

tdreg=adjust betyr at vi vil beregne og justere originalserien for virkedagseffekter.
printout=standard betyr at vi vil se en del av tabellene og resultater (ikke datasett) i output-vinduet.
charts=none betyr at vi vil ikke ha noen av de standardiserte charts som SAS beregner automatisk.

Output out-statementet er som før bortsett fra at vi har laget en ny variabel b1x som står for tabell b1 (original serie prekorrigert for virkedagseffekter).

Output-vinduet i SAS viser nå en lang utskrift med mange tabeller og noen tester relatert til i hvor stor grad virkedagseffekter er signifikant.

- Ved de to forrige alternativene kjørte vi den vanlige X11-prosedyren. Vi tok imidlertid ikke hensyn til ARIMA-framskrivning. Dette gjør vi imidlertid ved å kjøre følgende justerte program :

***Programmet ved automatisk Arima fremskrivning og prekorrigerinsrutiner**

```
proc x11 data=fill;
monthly start=jan86 end=sep96 ndec=2 tdregr=adjust printout=standard charts=none;
var x;
arima printall;
output out=out a1=a1x b1=b1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;
proc print data=out;
title 'Industri: tidsserie komponentene M3';
```

Her bruker vi ARIMA-statementet. Den eneste forskjellen består i at vi har inkludert statementet **ARIMA.** Opsjon *printall* betyr at vi gjerne vil skrive ut all informasjon relatert til ARIMA-modellen. Siden vi ikke har spesifisert noen modell velger programmet selv en modell blant de 5 modeller som er default.

I SAS output-vindu vises en tilsvarende utskrift som ved forrige program, men i tillegg får du spesifikk informasjon relatert til ARIMA-modelleringen. I dette tilfellet vil du kunne se at modellen som er valgt er: $(2,1,0)(0,1,1)_{12}$. Du kan også se hvorfor alle de andre 4 modeller ble forkastet.

Dette viser at selv om vi ikke er interessert i å estimere tidsseriekomponentene, så er X11-prosedyren et interessant verktøy for å estimere ARIMA-modeller. Generelt er ganske tungt å estimere ARIMAmodeller. Ved hjelp av utskriftene fra X11-prosedyren kan vi i det minste sikre oss at vi kan velge den beste blant de 5 mest vanlige kandidater.

- Hvordan kan vi foreslå vår egen modell? Dette vises i følgende program :

**** Programmet med vår eget forslag for ARIMA fremskrivning;***

```
proc x11 data=fill;
monthly start=jan86 end=sep96 ndec=2 tdregr=adjust printout=standard charts=none;
var x;
arima model=(p=2 q=1 sp=1 dif=1 sdif=1) printall;
output out=out a1=a1x b1=b1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;
proc print data=out;
title 'Industri: tidsserie komponentene M4';
```

Vi kjører det samme programmet, men nå har vi gitt et eget forslag for ARIMA-modell. Dette gjør vi ved bruk av opsjonen *model* hvor *p* står for ordinær autoregresjonsgrad, *q* står for det ordinær glidende gjennomsnitt, *sp* og *sq* står for henholdsvis graden av sesong-autoregressiv og sesong-glidende gjennomsnitt og til slutt står *dif* og *sdif* for ordinær- og sesong-differensiering. Den foreslått ARIMAmodellen er altså $(2,1,1)(1,1,0)_{12}$.

I det tilfelle der alle de fem default-modellene er forkastet og du likevel vil foreslå din modell, så bør du beregne autokorrelasjonen og den partielle autokorrelasjons funksjonen. Vi så i tidligere kapitler at visse egenskaper ved disse funksjonene kan gi støtte til å estimere den optimale modellen. For å beregne disse funksjonene kan du kjøre følgende program :

**** Programmet for å identifisere en tidsserie egenskaper;***

```
Proc arima data=fill;
identify var=x (1,12);
```

I dette tilfellet du får ACF og PACF ved 1.ordens ordinær differensiering og 1.ordens sesongdifferensiering. Hvis du vil se ACF og PACF på originalserien uten differensiering, må du skrive *identify var=x.*

9.2 Kvartalsserier - et eksempel

Her skal vi kjøre tilsvarende rutiner for en serie med kvartalsvise data. Serien ligger på tilsvarende måte i Unix-hjemmekatalog «~jor», og er hentet fra den kvartalsvis ordrestatistikken for industri - næring 29 Maskiner og andre utstyr.

```
* Enkel sesongjusteringsprogram for kvartalvis tall, uten utskrift;

* Først lager vi en SAS dataset ven en enkel numerisk variabel: x som står for PI
      filename in '~jor/nar29.txt';
      data fil2;
      infile in;
      input x;

      proc x11 data=fil2 noprint;
      quarterly start='76Q1' end='96Q2' ndec=2;
      var x;
      output out=out b1=b1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;

      proc print data=out;
      title 'Nace 29, ordre tilgang: tidsserie komponentene M1';
```

Vi lager først et temporært datasett som heter «fil2». Deretter kjører vi **PROC X11** for å beregne tids-seriekomponentene. Vi ser nå at vi bruker **quarterly** og at vi spesifiserer **star***t* og **end** på formatet '**yyQq**'. Originalserien i **output out** er ikke lenger a1, men b1.

Da vi ikke kan prekorrigere kvartalsvise serier for virkedagseffekter tillater ikke SAS at *tdreg* brukes her.

Et annet alternativet program kan være:

```
proc x11 data=fil2;
quarterly start='76Q1' end='96Q2' ndec=2 printout=standard charts=none;
var x;
output out=out b1=b1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;

proc print data=out;
title 'Nace 29, ordre tilgang: tidsserie komponentene M2';
```

Her er ikke lenge opsjon «noprint» tilstede. I tillegg har vi to nye opsjoner etter **QUARTERLY**statementet :

printout=standard betyr at vi vil se en del av tabeller og resultater i output vinduet.
charts=none betyr at vi ikke vil ha de standariserte charts som SAS beregner automatisk.

Ved de to forrige programmene kjørte vi en vanlig X11-prosedyre, der vi ikke innarbeidet mulighetene for ARIMA-framskrivning. Dette kan vi gjøre ved å kjøre følgende program :

```
Programmet ved automatisk Arima fremskrivning

      proc x11 data=fil2;
      quarterly start='76Q1' end='96Q2' ndec=2 printout=standard charts=none;
      var x;
```

```
arima;
output out=out b1=b1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;

proc print data=out;
title 'Nace 29, ordre tilgang: tidsserie komponentene M3';
```

Her bruker vi altså ARIMA-statementet. Den eneste forskjellen består i at vi har inkludert **ARIMA**-statementet. Opsjon «printall» betyr, som foran, at vi gjerne vil skrive ut all informasjon relatert til ARIMA-modellen. Siden vi ikke har hatt spesifisert noe modell velger programmet selv en modell blant de fem modeller som er default.

I dette tilfellet viser SAS output-vindu en tilsvarende utskrift, men i tillegg får du spesifikk informasjon relatert til ARIMA-modelleringen. I dette tilfellet kan du se at alle modellene ble forkastet.

- Vi kan imidlertid foreslå vår egen modell. Dette vises i følgende program:

Programmet ved vårt eget forslag for Arima fremskrivning

```
proc x11 data=fil2;
quarterly start='76Q1' end='96Q2' ndec=2 printout=standard charts=none;
var x;
arima model=(p=0 q=1 sp=0 sq=1 dif=1 sdif=1) printall;
output out=out b1=b1x d10=d10x d11=d11x d12=d12x d13=d13x;
proc print data=out;
title 'Nace 29, ordre tilgang: tidsserie komponentene M3';
```

Vi har i dette tilfellet foreslått modell $(0,1,1)(0,1,1,)_4$

10.Referanser

Box, G. E. P., and Jenkins, G, M. (1976) «Time series Analysis: Forecastning and Control» Rev. ed. San Francisco: Holden day

Cryer, J. D. (1986). «Times series Analysis» Duxbury Press, Boston

Dagum, E. B. (1988). «The X11 Arima/88 Seasonal Adjustment Method-Foundations and user's manual» Statistics Canada

Durbin og Murphy (1975) «Seasonal adjustement based on a mixed additive- multiplicatve model» Journal of the Royal Statistical Society, series A, 138 385-410

Fisher, B. (1995) «Comparing different methods in theory and practice» Eurostat

Jensen, M. et al (1985). «Sesongjustering ved X11-Metoden» Upublisert notat. SSB.

Lothian J. og Morry M. (1977): «The problem of aggregation: Direct or Indirect» Statistics Canada

Lothian J. og Morry M. (1978): «A set of Quality Control Statistics for the X11-ARIMA Seasonal Adjustment Method» Statistics Canada

Rodriguez, J. (1993). «Drøfting av sentrale rutiner ved bruken av X11ARIMA» Interne notater 93/29

Rodriguez, J. (1996). «Sammenligning av sesongkorrigeringsmetoder» Upublisert notat. SSB

SAS Institute. «SAS/ETS User's guide: The X11 Procedure»

Statistics Canada(1992): «X11ARIMA Seasonal Adjustment under FAME»

Søberg, E. (1996). «Solaris Unix, kurs og brukerhefte» Interne dokumenter SSB 96/12

Sørensen, R. S. (1994). «Sesongkorrigering av de kvartalsvise nationalregnskaber» Arbejdsnotater 35, Danmarks Statistik

Pham, D. Q. (1996). «Sesongjustering for import og eksport av varer» Interne notater 96/27

11. Vedlegg

11.1 Vedlegg 1: Matematiske formuleringer av M-testene i X11ARIMA

X11ARIMA beregner 11 statistiske tester, M1,M2,.....M11, som grunnlag for å vurdere sesongjusteringskvalitet. Grenseverdier for alle testene er 0 - 3 og forkastningsområdet er verdier større enn 1. Testverdiene sammenveies til et samlet mål for kvaliteten, som betegnes Q. I dette vedlegget refereres[28] hvordan hver enkelt statistiske test er oppbygd. Denne gjennomgangen omhandler de månedlige testene.

M1

M1 måler bidraget til den samlede relative variasjon fra den irregulære komponent - uten å ta hensyn til fortegnsskift. Hvis bidraget fra den irregulære komponenten er «for stort», er det et uttrykk for at variasjonen i den irregulære komponenten dominerer over variasjonen i sesongkomponenten. Vi antar at 1. ordensdifferensen fjerner seriens trendkomponent. I testen operasjonaliseres «for stort» til 10 prosent, noe som gir følgende teststørrelse :

$$M1 = 10\frac{\tilde{I}^2}{\tilde{I}^2 + \tilde{C}^2 + \tilde{S}^2}\ ; \text{ hvor}: \tilde{I} = \frac{1}{n-1}\sum_{t=2}^{n}\frac{|I_t - I_{t-1}|}{I_{t-1}}$$

og tilsvarende for S og C.

der n står for antall observasjoner, og I, C og S er henholdsvis den irregulære, trend og sesongkomponenten. Tegnet ~ over I, C og S brukes heretter til å angi gjennomsnitt av vekstrater uten å ta hensyn til fortegn.

Til estimering av I, C og S anvendes data fra henholdsvis tabell D13, D12 og D10, dvs. de endelige estimater for komponentene.

M2

M2 svarer til M1, hvor 1. ordens differensen for å fjerne trenden erstattes av et estimat for trend-sykle funksjonen, som deretter fjernes fra originalserien. På grunnlag av dette utledes et mål for den irregulære komponentens relative bidrag til den mer stasjonær del av variasjonen i originalserien.

M3

M3 måler den relative månedlige endring i den irregulære komponenten i forhold til den relative månedlige endring i den sykliske komponenten, hvor det ikke er tatt hensyn til fortegnsendringer. Dette forhold uttrykkes slik :

$$\frac{\tilde{I}}{\tilde{C}} = \frac{\sum_{t=2}^{n}|I_t - I_{t-1}| / I_{t-1}}{\sum_{t=2}^{n}|C_t - C_{t-1}| / C_{t-1}}$$

En «stor» verdi på denne raten indikerer at variasjonen i den sesongjusterte serien stor sett skyldes den irregulære komponenten. I teststørrelsen M3 operasjonaliseres «stor» til at $\tilde{I} / \tilde{C}$ -raten skal være mindre enn 1. M3 blir således :

[28] Gjennomgangen er basert på Lothian (1978)

$$M3 = \frac{\bar{I} / \bar{C} - 1/3}{2/3}$$

Det er I/C ratio fra tabell D12, som brukes til å fastlegge det Henderson glidende gjennomsnitt som anvendes til beregning av den endelige trend-sykel.

M4

Med M4 testes for omfanget av 1. ordens autokorrelasjon i den irregulære komponenten. Hvis endelige estimater for den irregulære komponenten ikke tilnærmelsesvis kan oppfattes som hvit støy, er dette et uttrykk for at beregningen av den sesongjusterte serien er utilfredstillende. Testen er basert på en fortegnstest som kalles **A**verage **D**uration of **R**un, ADR, som angir det gjennomsnittlige antall ganger den månedlige endringen i den irregulære komponenten har samme fortegn som endringen i forrige måned. For et uendelig antall observasjoner er ADR = 1,5, hvis den irregulære komponent er hvit støy. Konkret anvendes følgende teststørrelse :

$$M4 = \frac{\left| \frac{n-1}{ADR} - \frac{2n-1}{3} \right|}{\sqrt{\frac{16n-29}{90}}} \cdot \frac{1}{2{,}58}$$

der den første brøken uttrykker forskjellen mellom det faktiske og forventede antall vendepunkter, dividert med standardavviket. Denne størrelsen vil tilnærmelsesvis følge den standariserte normalfordeling. Verdien 2,58 svarer til et signifikansnivå på 1 prosent i den standariserte normalfordeling ved en dobbelsidig test.

Til beregning av ADR anvendes data fra tabell D13, dvs. det endelige estimatet for den irregulære komponenten.

M5

M5 er et mål for det gjennomsnittlige antall måneder, som det tar før den relative månedlige endring i den cycliske komponenten dominerer den tilsvarende endring i den irregulære komponent (MCD= **M**onths **C**yclical **D**ominace) - altså antall måneder som i gjennomsnitt forløper før I/C-raten blir mindre enn 1. MCD defineres kun for heltallige verdier :

$$MCD = k; hvis: \bar{I}(k) / \bar{C}(k) \leq 1 og \bar{I}(k-1) / \bar{C}(k-1) > 1$$

hvor k=antall måneder som inngår i beregningen av gjennomsnittene.

Selv små forskjeller i $\bar{I}(k) / \bar{C}(k)$ omkring verdi 1 vil således kunne ha stor innflytelse på verdien for MCD. Av den grunn defineres en modifisert MCD-verdi ved bruk av lineær interpolasjon :

$$QCD' = (k-1) + \frac{\bar{I}(k-1) / \bar{C}(k-1) - 1}{\bar{I}(k-1) / \bar{C}(k-1) - \bar{I}(k) / \bar{C}(k)}$$

Hvis QCD er større enn 2 anses sesongjusteringen for utilfredstillende, da den irregulære komponenten ved en slik verdi for teststørrelsen vil være for dominerende. M5 blir derfor :

$$M5 = \frac{MCD'^{1/2}}{5}$$

Her anses en MCD-verdi på 6 - erfaringsbasert - for å være uakseptabel. Ved anvendelse av lineær interpolasjon svarer denne verdien til en verdi på $5^{1/2}$ for MCD'.

Til beregning av $\tilde{I}(k)$ *og* $\tilde{C}(k)$ anvendes data fra tabellene D13 og D12, dvs. de endelige estimater for komponentene.

M6

M6 tester for den relative år til år-endringen i den irregulære komponenten i forhold til den tilsvarende endring i sesongkomponenten - uten å ta hensyn til fortegn. Fastsettelse av de endelige sesongfaktorer skjer i X11ARIMA ved beregning av et 3x5MA av SI-ratene for de samme måneder i de enkelte år. Hvis bidraget fra den irregulære komponenten til variasjonen i SI-raten er stor, vil et 3x5MA være for fleksibelt til å atskille sesongfaktorene. Dvs. at det da må anvendes et bedre MA - og omvendt hvis den irregulære komponentens bidrag er meget lite. Empiriske studier tyder på at et 3x5 MA virker tilfredsstillende hvis $\tilde{I} / \tilde{S}$ -raten ligger mellom 1,5 og 6,5. Teststørrelsen blir derfor :

$$M6 = \left| \frac{|\tilde{I} / \tilde{S} - 4{,}0|}{2{,}5} \right| \quad hvor{:}\ \tilde{I} = \frac{1}{12(T-1)} \sum_{j=1}^{12} \sum_{i=2}^{T} \frac{|I_{12i+j} - I_{4(I-1)+J}|}{I_{4(i-1)+j}}; \textit{og}\ \text{det}\ \textit{samme gjelder for}\ \tilde{S}$$

hvor T angir antall år som inngår i beregningen.

M7

M7 anvendes til å teste for omfanget av stabil sesong i forhold til bevegelig sesong. Hvis en tidsserie som er korrigert for trend-cycle, dvs. SI-raten, kun viser liten grad av stabil sesong relativt til den bevegelig sesong, vil identifikasjon av den stabile sesongen være vanskelig.

M7 testet er basert på en tradisjonell variansanalyse-modell og er en kombinasjon av en test for henholdsvis stabil og bevegelig sesong. Med hensyn til test for stabil sesong, oppdeles SI-ratens samlede varians, $\tilde{\sigma}^2_{tot}$ i følgende størrelser:

$\tilde{\sigma}^2_m$ = variansen mellom måneder, dvs kvadrat-summen av forskjellen mellom månedsgjennomsnittet for hver måned og det totale gjennomsnitt (veiet med antall frihetsgrader), som tas som utrykk for sesongvariasjon.
$\tilde{\sigma}^2_{res} = \tilde{\sigma}^2_{tot} - \tilde{\sigma}^2_q$ *(residual* var *iansen)*
som teststørrelse for stabil sesong anvendes[29]:

$$F_S = \tilde{\sigma}^2_q / \tilde{\sigma}^2_{res}$$

som vil være F-fordelt med (11, n-12) frihetsgrader. Desto større verdi på F_S desto bedre understøttes hypotesen om stabil sesong.

Til testen for bevegelig sesong deles den totale variansen for SI-ratens absolutte avvik fra 100 (multiplikativ modell) eller absolutte verdier av S+I (additiv modell) ytterligere opp i :

$\tilde{\sigma}^2_y$ = variansen mellom år, dvs. kvadrat-summen av forskjellen mellom gjennomsnittet for hvert år og det totale gjennomsnitt (veiet med antall frihetsgrader). Dette tas som et uttrykk for år til år variasjon, dvs. den bevegelige sesong, og residualvariansen omdefineres til:

$$\tilde{\sigma}^2_{res} = \tilde{\sigma}^2_{tot} - \tilde{\sigma}^2_q - \tilde{\sigma}^2_y$$

[29] Mer om dette i Rodriguez (1993)

Teststørrelsen for bevegelig sesong blir således:

$$F_M = \sigma_q^2 / \sigma_{res}^2$$

som også vil være F-fordelt med (T-1, n-T-12) frihetsgrader, der T angir antall år, som inngår i estimeringen. En høy verdi av F_M er uttrykk for bevegelig sesong og indikerer problemer med identifisering av sesongkomponentene. De to uttrykk sammenfattes i teststørrelsen M7 :

$$M7 = \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{7}{F_S} + \frac{3F_M}{F_S}\right)}$$

SI-raten fra tabell D8, dvs. det endelige estimat, anvendes.

M8

Med M8 testes for sesongfaktorenes tilfeldig variasjon i hele seriens lengde. Hvis sesongfaktorene for de enkelte år er meget forskjellige (og tilfeldige) kan det være vanskelig å ha tillit til de sesongjusterte tall. Variasjon i sesongfaktorene måles ved følgende størrelse :

$$|\Delta\overline{S}'| = \frac{1}{12(T-1)} \sum_{j=1}^{12} \sum_{i=2}^{T} \left| S'_{12i+j} - S'_{12(i-1)+j} \right| \; hvor : S'_t = \frac{S_t - \overline{S}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n} (S_t - \overline{S})^2}}$$

som altså uttrykker den gjennomsnittlige årlige endring i S' - uten å ta hensyn til fortegn.

Med en gjennomsnittlig akseptabel verdi for variasjonen i sesongfaktorene - satt til 10 prosent - blir test-størrelsen M8 lik :

$$M8 = 10.|\Delta\overline{S}'|$$

Her anvendes de endelige sesongfaktorene fra tabell D10.

M9

M9 anvendes til å teste for den gjennomsnittlige lineære bevegelsen i sesongfaktorene i hele seriens lengde.

$$M9 = \frac{10}{12(T-1)} \sum_{j=1}^{12} \left| S'_{4(T-1)+j} - S'_j \right|$$

Her anvendes de samme data som benyttes til å beregne M8.

M10 og M11

M10 og M11 er identiske med henholdsvis M8 og M9, men skiller seg ved at det kun er anvendt data fra de seneste år i testberegningene og ved at sesongfaktorene er beregnet uten ekstrapolasjon i endene (årene T-2, T-3, T-4 og T-5).

Q

De 11 M-teststørrelser vektes sammen til en summarisk størrelse, Q, basert på følgende vekter (sum vekter=100) :

tabell 1: Vekter til Q-verdien

M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11
13	13	10	5	11	10	16	7	7	4	4

Hvis det ikke anvendes et 3x5 MA til estimering av sesongfaktorene er M6 ikke relevant. For serier kortere enn 7 år kan M8, M9, M10 og M11 ikke beregnes. I disse tilfellene settes vektene til 0, og de øvrige vekter reskaleres jf. tabell 2.

tabell 2: Vekter til Q-verdien, når M8, M9, M10 og M11 ikke kan beregnes

M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11
17	17	10	5	11	10	30	0	0	0	0

Det bør legges til at vektene for M3-M6 ikke endres. Dette skyldes at disse teststørrelser ikke måler noe som svarer til det som måles av M8-M11

11.2 Vedlegg 2: Oppsummering av syntakser og opsjoner ved sesongjustering fra SAS

PROC X11 options;
  VAR variables;
  ID variables;
  BY variables;
  TABLES tablenames;
  OUTPUT OUT=SAS-data-set table=variables ...;
  MONTHLY options;
  ARIMA options;
  PDWEIGHTS option;
  MACURVES option;
  QUARTERLY options;
  SSPAN options ;

Either the MONTHLY or QUARTERLY statement must be specified, depending on the type of time series data you have. The PDWEIGHTS and MACURVES statements can be used with the MONTHLY statement but not the QUARTERLY statements. The OUTPUT statement controls the creation of anoutput data set.

MONTHLY Statement

MONTHLY options;

The MONTHLY statement, which is required when the input data are monthly time series, specifies options to determine the computations performed by PROC X11 and what is included in its output.

Either the DATE= or START= option must be used. The options below can appear in the MONTHLY statement:

CHARTS= STANDARD|ALL|NONE	DATE= variable	ADDITIVE
EXCLUDE= x.x	FULLWEIGHT= x.x	LENGTH
END= mmmyy	PMFACTOR= variable	NDEC= n
START= mmmyy	ZEROWEIGHT= x.x	SUMMARY
TDCOMPUTE= yy	TRENDMA= 9|13|23	TRENDADJ
TDREGR= NONE|PRINT|ADJUST|TEST		
PRINTOUT= STANDARD|LONG|FULL|NONE		

QUARTERLY Statement

QUARTERLY options;

The QUARTERLY statement, which is required when the input data are quarterly time series, specifies options to determine the computations performed by PROC X11 and what is included in its output.

Either the DATE= or START= option must be used. The options below can appear in the QUARTERLY statement:

ADDITIVE	CHARTS= STANDARD|NONE|ALL
DATE= variable	END= 'yyQq'
FULLWEIGHT= x.x	DEC= n
PRINTOUT= STANDARD|LONG|FULL|NONE	START= 'yyQq'
SUMMARY	TRENDADJ
ZEROWEIGHT= x.x	

ARIMA Statement

ARIMA options;

The ARIMA statement requests that the X-11 ARIMA method be applied to the series specified in the VAR statement. This method uses an ARIMA model on the original or prior adjusted data to extend the series one or more years. The ARIMA options control the ARIMA model used, the estimation, forecasting and printing of this model. The options below can appear in the ARIMA statement:

MODEL= model specification	TRANSFORM= transform specification	
METHOD= CLS|ULS|ML	PRINTALL	NOPRINT
PRINTFP	BACKCAST= n	FORECAST= n
MAPECR= x.x	CHICR= x.x	OVDIFCR= x.x
CONVERGE= x.x	MAXITER= n	NLAG= n
NOINT	CENTER	

ARIMA Statement - MODEL= Option

ARIMA MODEL= (p=n1 q=n2 sp=n3 sq=n4 dif=n5 sdif=n6);

The MODEL= option specifies the ARIMA model. The AR and MA orders are given by p=n1 and q=n2 respectively, while the seasonal AR and MA orders are given by sp=n3 and sq=n4. Similarly, differencing and seasonal differencing are given by dif=n5 and sdif=n6 respectively.

For example: ARIMA MODEL=(p=2 q=1 sp=1 dif=1 sdif=1) ; specifies an (2,1,1)(1,1,0)s model, where s, the seasonality is either 12 (monthly) or 4 (quarterly).

The MODEL= option allows centering of the data and suppression of the constant (or intercept) parameter in the model.

If the MODEL= option is not given, the best fitting model from a set of five predefined models is used.

TABLES Statement

TABLES tablenames;

The TABLES statement specifies tables to be printed in addition to the tables that are printed as a result of the PRINTOUT= option in the MONTHLY or QUARTERLY statement.

To print only selected tables, leave off the PRINTOUT= option in the MONTHLY or QUARTERLY statement and list the tables to be printed on the TABLES statement.

Valid tablenames are: A1 through A5 (for prior adjustment tables), A13-A15 (for ARIMA extrapolations), B1 through B11 and B13 through B19 (for preliminary estimates), C1 through C11 and C13 through C19 (for final estimates of irregular and trading day), D1 through D13 (for final estimates), E1 through E6 (for analytical tables), F1 and F2 (for summary measures), and G1 through G4 (for charts).

OUTPUT Statement

OUTPUT OUT=SAS-data-set table=variables ...;

The OUTPUT statement requests that PROC X11 create an output data set. Any value of the time series calculated by the procedure can be written to the new data set.

Write the X11 table identification keyword, an equal sign, and a list of new variable names for each of the time series to be included.

OUT=SAS-data-set names the output data set. If OUT= is omitted, the SAS System names the new data set using the DATAn convention.

table-variables... specifies which table for the adjusted time series you want in the output data set and which variables are to contain the time series for variables specified in the VAR statement

De sist utgitte publikasjonene i serien Notater

96/54 M.V. Dysterud og P. Schøning: SSB-AVLØP. 187s.

96/55 E. Vassnes og I. Tuveng: Datagrunnlag for analyse av personers overgang fra utdanning til arbeid: Dokumentasjon. 58s.

96/56 K. Flugsrud, O.K. Hunnes og E. Lasson: Metode for beregning av energivarebruk og utslipp på grunnkretser: Beregninger for 1992 og 1993 for kommunene Oslo, Drammen, Bergen og Trondheim. 61s.

96/57 T. Kalve: Bedre barnevernsdata på edb-lesbart medium. 42s.

96/58 E. Midtlyng og A.A. Ritland: Leseferdigheter i den voksne befolkningen i Norge: Pilot-undersøkelse: Dokumentasjonsrapport. 53s.

96/59 A. Sundvoll og L. Solheim: Undersøkelse om kopiering på universiteter og høgskoler: Pilot-undersøkelse: Dokumentasjonsrapport. 48s.

96/60 A. Sundvoll: Undersøkelse om levekår og nærmiljø i Bergen: Dokumentasjonsrapport. 53s.

96/61 A. Bråten: Populasjon og utvalg - konsum-prisindeksen. 58s.

96/62 M. Kjelsrud og A. Torstensen: Innvandreres tilknytning til arbeidsmarkedet. Situasjonen i november 1994. Bruttoendringer mellom november 1993 og november 1994: Dokumentasjon og analyse. 170s.

96/63 H.M. Teigum: Samordnet levekårsundersøkelse 1996 - tverrsnittsundersøkelsen: Dokumentasjonsrapport. 57s.

96/64 Å. Kaurin: Emballasjestatistikk: Utprøving av metoder og forslag til metode for innhenting av data til en nasjonal statistikk over emballasjeavfall. 46s.

97/1 S. Opdahl: Levekårsundersøkelse blant mottakere av grunnstønad: Dokumentasjons-rapport med tabeller. 138s.

97/2 E. Berg og K. Rypdal: Historisk utvikling og fremskrivning av forbruket av noen miljø-skadelige produkter. 23s.

97/3 A. Sundvoll: Undersøkelse om velferdsstatens gleder og byrder: Dokumentasjonsrapport. 88s.

97/4 M.S. Bjerkseth: Evaluering av ny metode for utarbeidelse av strukturstatistikk ved Seksjon 460. 145s.

97/6 E. Gulløy, S. Blom og A.A. Ritland: Levekår blant innvandrere 1996: Dokumentasjons-rapport med tabeller. 205s.

97/7 S. Blom og A.A. Ritland: Levekår blant innvandrere 1996: Del 2: Tabeller for nordmenn. 1997. 222s.

97/8 T.C. Mykkelbost: Resultater fra bruker-undersøkelse i forbindelse med NOS 306: Utslipp til luft i norske kommuner 1993. 21s.

97/9 H.M. Teigum: Omnibusundersøkelsene 1996: Dokumentasjonsrapport. 136s.

97/10 P.O. Lande og T. Heimdal: GERIX START: System- og brukardokumentasjon. 49s.

97/11 A. Barstad: Frihetens århundre? Levekår i Norge i et 100-årsperspektiv. 37s.

97/12 G. Sparby: Inntekts- og formuesunder-søkelsen 1992: Dokumentasjon. 101s.

97/13 V. Pedersen: Inntekts- og formuesunder-søkelsen 1993: Dokumentasjon. 94s.

97/14 V. Pedersen: Inntekts- og formuesunder-søkelsen 1994: Dokumentasjon. 93s.

97/15 Metodevalg og kostnader ved etablering og drift av et boligregister. 29s.

97/16 K. Vassenden: Innvandrerstatistikkprosjektet: Styringsgruppas evaluering. 34s.

97/19 H.M. Teigum: Verdiundersøkelsen 1996: Dokumentasjonsrapport. 84s.

97/20 T. Ouren og T. Vik: Prosjektrapport: Voksenopplæringsprosjektet 1995-1996. 24s.

97/22 H. Lövkvist: Standardiserte rater - en metodebeskrivelse med eksempler fra dødsårsaksstatistikken. 45s.

Notater

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