Notater

Statistisk sentralbyrå

93/29 September, 1993

Sesongkorrigering

Drøfting av sentrale rutiner med bruken av X11ARIMA
(Nytt opplegg for å produsere sesongjusterte tall for produksjon indekser)

av

Joaquín Rodríguez

Avd. for Økonomisk Statistikk
Seksjon for konjunturer og prisindekser

INNHOLD

BAKGRUNN OG HENSIKT MED DETTE NOTATET 3

1: X11ARIMA METODEN; BEREGNING OG TOLKNING AV TIDSSERIE KOMPONENTER 5
1.1 Tolkning og bruken av tidserie komponenter 5
1.2 Estimering av tidsseriekomponenter: X11 prosedyre 7
1.3 Fordeler med X11ARIMA sammenlignet med X11 variant 9
Oppsummering av kapittel 1 10

2 : PREKORRIGERINGS RUTINER I X11ARIMA 12
Generelt 12
2.1 Prekorrigering av tradingsday effekter 13
2.1.1 Generelt om tradingsday effekter 13
2.1.2 Definisjon av tradingsday variasjoner 13
2.1.3 Estimerings metode i X11ARIMA. 15
2.1.4 Tolkning og vurdering av X11ARIMA tradingsday output 17
2.1.5 Stabilitet på tradingsday korrigeringsfaktorer 19
2.2 Påskekorrigering 20
2.2.1 Generelt om Påske effekter 20
2. 2.2 F-test om Påske variasjoner 20
2.2.3 X11ARIMA modell for beregning av Påske effekter 21
2.3 Pinse effekter 23
2.3.1 Bevegelig ferierdager 23
2.3.2 Modell forslag 24
2.4 Oppsummering kappittel 2 25

3 : SESONGJUSTERING 26
Generelt 26
3.1 Tolkning av sesongeffekter 26
3.2 Additiv/Multiplikativ 29
3.3 Kriterier for valg av arima modeller 29
3.3.1 Arima fremskrivning 29
3.3.2 Kriterier for å velge modeller i X11ARIMA 30
3.3.3 Modell identifikasjon av brukere 33
3.4 Behandlingen av irregulare komponentene og valg av passende filtre 34
3.4.1 estimering av irregulære komponentene. 34
3.4.2 Automatisk valg av sesongflitre 34
3.4 Oppsummering av kapittel 3 36

4: AGGREGERINGS PROBLEMATIKK; DIREKTE ELLER INDIREKTE 37
4.1 Skal de to serier være like? 37
4.2 Relative verdier av forskjellen mellom de to typer av sesongjusterte tall 38
4.3 Hvilken av metodene er best? 40
4.3.1 Additive tilfeller 40
4.3.2 Multiplikative tilfeller 41
4.4 Test kriteriet 41
4.5 Oppsummering kapittel 4 43

VEDLEGG 1 44
NYTT OPPLEGG FOR Å PRODUSERE SESONGJUSTERTE TALL FOR PRODUKSJON INDEKSER: OPPSUMMERING 44
Generelt 44
X11ARIMA 44

Prekorrigerings rutiner
Tradingsday 45
Påske effekter 45
Pinse effekter 45
Sesongkorrigeringsrutiner 45
Oppsumering av de vigtiste konklusjoner på sektor nivå 46

VEDDLEGG 2 48
Test om autokorrelasjon i Arima residualer-Potmanteau test (Chi-sq.prob). 48

LITTERATUR 50

Bakgrunn og hensikt med dette notatet

Som en del av omleggingen av produksjonsindeksen(PI) var det nødvendig å etablere nye rutiner for å produsere sesongjusterte tall. Det var bestemt at X11 metoden skulle erstattes av den nye versjonen av X11ARIMA. For å gjøre dette har det vært nødvendig å undersøke i hvor stor grad våre serier ble påvirket av bruken av den ene eller andre metoden. I noen tilfeller var det nødvendig å innføre en del endringer i selve programmet for å tilpasse det til norske forhold.

Nye X11ARIMA brukere kommer sikkert til å stille en del spørsmål som vi sannsynligvis har vært konfrontert med. Hensikten med dette notatet er å formidle til dem våre erfaringer. Tidligere har det vært skrevet en del notater som gir en riktig og omfattende beskrivelse av både X11 og X11ARIMA metode. Morten Jensen et al (1985) drøftet X11 metoden. De gir en detaljert beskrivelse av X11 algoritmen samtidig som de viser svake og sterke sider ved metoden. Svein Gåsemyr (1990) drøftet klart og grundig hovedtrekkene i X11ARIMA. Han behandler en del valgmuligheter samtidig som han fremstiller en del resultater fra AKU. Nye brukere av X11ARIMA må lese disse to arbeider for å kunne gi en riktig tolkning av resultatene fra X11 prosedyr.

I dette notatet skal vi prøve å fremstille hele problematikken på en kompakt måte. Vi kommer spesielt til å rette oppmerksomhet mot en del rutiner som ikke har vært spesiel behandlet før. Særlig viktig for oss er det å formidle til andre brukere hvordan man kan bruke de forskjellige tester og indikatorer som X11ARIMA har inkorporert i den siste.

Notatet deles i fire kapitler og to vedlegg:

Kapittel 1 viser problematikken med tidsserie komponentene og publiseringsrutiner. Deretter gir vi en kort oppsummering av hovedtrekkene i X11 og X11ARIMA. Vi skal se på fordelene som X11ARIMA gir sammenlignet med X11 metoden. Denne delen av kapittelet er i stor grad basert på interne notater som tidligere er publisert både i SSB og i den svenske sentralbyrå SCB.

Kapittel 2 drøfter prekorrigeringsrutinene som X11ARIMA har utvidet sammenlignet med tidligere versjoner. Vi har empirisk konstatert at for mange serier har prekorrigeringrutiner stor betydning. Utskriftene fra X11ARIMA gir solid grunnlag for å velge mellom de forskjellige alternativer som program gir. Vi skal se nærmere på trading-days, Påske- og Pinse effekter. For å kunne tolke testene riktig er det nødvendig å ha en intuitiv forståelse om det som ligger bak dem. Både modeller og tester presenteres relativt grundig i dette kapittelet.

I kapittel 3 drøftes det som er typiske sesongjusterings prosedyrer. Her presenteres valgmuligheter i X11ARIMA:. Multiplikativ eller additiv modell ? Hvilke kriterier må brukes for å velge ARIMA modell? Hvordan skal sesong mønster tolkes ? Hvor må grensene ligge for å behandle en observasjon som en ekstrem verdi? I hvor stor grad kan vi stole på de automatiske opsjonene i X11ARIMA? Vi skal forsøke å svare på disse spørsmålene. Samtidig presenterer vi konkrete eksempler som viser hvordan vi kan velge X11ARIMA opsjoner for å sikre kvaliteten på sesong justerte tall.

I kapittel 4 gir vi et praktisk eksempel i bruken av X11ARIMA. Her presenterer vi problemstillingen med direkte og indirekte korrigering. De fleste serier som produseres i SSB er publisert på en høyere aggregerings nivå. Et naturlig spørsmål er på hvilket nivå må seriene korrigeres.

Til slutt vil vi presisere at fremstillingen i dette notatet ikke er direkt koblet til våre resultater i PI. Fremstillingen er litt mer generelt orientert. Det foreligger en del ekstra notater hvor resultater og alternativer som ble benyttet i forbindelse med omlegging av produksjon indeksen presenteres. En oppsummering av disse notatene vises i vedlegg 1. Der viser vi også en tabell med de viktigste resultater på sektornivå. Denne tabellen brukes som referensen for å illustrere hvordan programmet fungerer.

I vedlegg 2 drøfter vi den såkalte Partmanteau test som spiller så sentral rolle i output fra X11ARIMA. Tolkning av denne testen er veldig viktig for å sikre oss en korrekt valg av ARIMA modell.

1: X11ARIMA metoden: beregning og tolkning av tidsserie komponenter

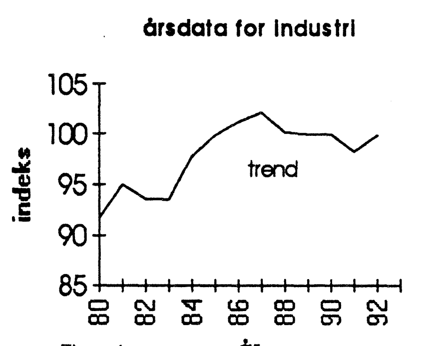
1.1 Tolkning og bruken av tidserie komponenter

Britt og Anders Wallgren (1991) gir en elegant beskrivelse av tolking og bruk av tidsserie komponentene.

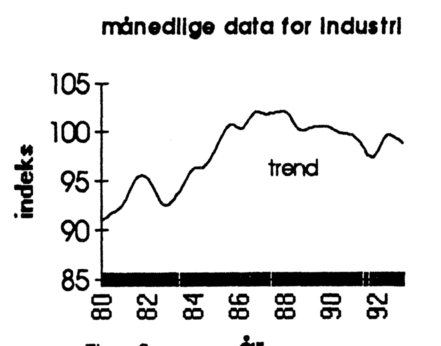
Sesongkorrigeringsrutiner har som formål å fjerne alle de systematiske endringer som på en eller annen måte er eksogent bestemt. Det er bare kortsiktige statistikker som er aktuelle i denne sammenhengen. Med korttidsstatistikk menes her statistikk for variable med periodelengde mindre enn et år.

En tidsserie O_t er en kombinasjon av to variabler. Variable O beskriver hva som skjer, variabel t beskriver når dette skjer. Når vi diskuterer kvaliteten hos korttidsstatistikk må man tenke både på kvaliteten hos O og kvaliteten hos t. Generelt er det slik at vi må velge hvilke av disse to variable som skal prioriteres. Årsdata og månedsdata for en serie kan lett gi grunnlag for å trekke forskjellige konklusjoner.

Figurer 1 og 2 viser dette med data for hele industri i Norge. Figur 1 viser trenden for industri produksjonen totalt. Den er beregnet med utgangspunkt i gjennomsnittlige års indekser. Det er rimelig å forutsette at årsdata representerer ren trend. På årsbasis er summen av sesongeffekter lik "null". Det er også rimelig å forutsette at summen av erratiske komponenter ikke er signifikante på årsbasis. Vi kan etablere i følge figuren 1987 som et klart vendepunkt for denne serien.

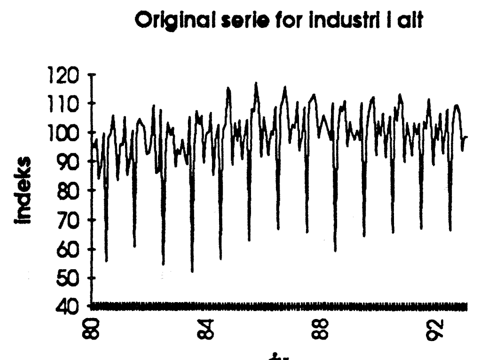


Figur 1

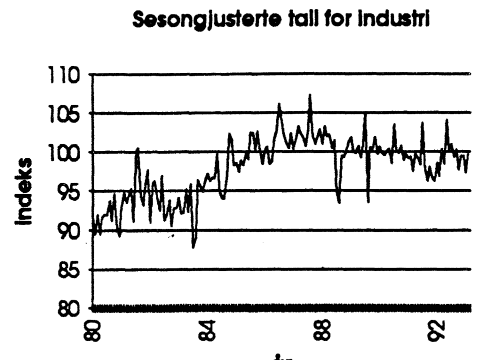


Figur 2

I fig.2 har vi beregnet trenden ved hjelp av X11ARIMA og med utgangspunkt i månedlig datamateriale. Selv om begge figurer viser praktisk tatt samme trenden er denne ikke så klart definert i figur 2 (vanskelig å etablere år 87 som vendepunkt). Vi mister presisjon men vi får ekstra informasjon. Månedlig datamateriale gir oss muligheter for å få beregne hvordan sesong og erratiske effekter sprer seg i løpet av året. Figurer 3 og 4 viser dette for Industri i alt.



Figur 3



Figur 4

Det som er interessant å se er hvordan tolkning og konklusjoner som fremkommer etter justering av en serie kan variere betydelig i følge hva som vi har lagt større vekt i behandlingen av data. Er det undersøkningsvariabel eller tidsvariabel som er mest interessant? Kvalitetskrav på tidslokalisering *t* forbindes bestandig i all kortsiktige statistikker. Et tidlig eksempel på dette er forandrings tall mellom aktuell måned og tilsvarende måned foregående år.

I alle klassiske tidsseriemodeller tenker man seg at en tidsserie **O** består av komponentene trend cykel **TC** (eller kortsiktig, statisk trend), sesong komponent **S** og residual **I** (eller erratisk komponent). Residualen spiller en sentral rolle for å etablere kriterier i en sesongjustering prosedyre. Residualen beskriver hvordan en enkelt tidsserieverdi avviker fra periodens trend og sesongmønster. Trendcykel komponenten kan også deles up i trend (langsiktige, deterministiske trend) og syklisk komponent (eller konjunturkomponent). Modellen i additiv form kan da skrives:

$$O_t = TC_t + S_t + I_t \qquad \text{eller} \qquad O_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

Den observerte tidsserie består altså av den sammenhengen effekten av tre eller fire tidsserier som kan identifiseres og beskrives hver for seg.

Britt og Anders Wallgren illustrerer anvendelse av disse komponentene med følgende skjema :

Undersøkningsproblem	**Komponenter som er:** Interessant	Uinteressant
Ofte er vi interessert i å følge den trendsmessige utvikling på kort sikt	**TC**	**S,I**
Utviklingen av Industri på lang sikt, man vil se bortfra tilfeldig svingninger i industrikonjunkturen	**T**	**C,S,I**
Man vil studere BNP konjunkturmønster	**C**	**T,S,I**
For kortsiktige prognoser behøver man ofte kunne sesongmønster	**S**	**TC,I**
Effekten av en spesiell handling (en arbeidsmarkedskon-flikt på industri produksjon)	**I**	**TC,S**
Hvor høyt er arbeidsledighet nettopp nå?	**TC + S**	
En kortsiktige prognose for elektrisitetsforbruk	**TC+S+I**	

Dette viser at publiseringsbehov kan variere veldig mye. SSB har tradisjonelt publisert sesongrensede serier. Disse består av sammenhengen effekt av trenden og residualen. Er det disse seriene som er mest interessant for de naturlige brukere av våre data? Råseriene er spesielt viktige. Det er råseriene som vanligvis er input i økonometriske modeller. Effekter av endringer i observerte forklarende variable kan ikke identifiseres hvis rensede tall ble brukt som avhengig variabel. I hvert fall er det viktig at brukere får en skikkelig beskrivelse om i hvor stor grad råserie data er korrigerte. Denne problematikken krever en grundig vurdering . En foreløpig vurdering skal tas opp i det rådgivende utvalget for konjunkturstatistikk.

Det som er interessant å merke seg er at kvaliteten på publiserte serier avhenger av kvaliteten på den enkelte komponent. Vi skal i neste avsnitt oppsummere hvordan disse komponentene beregnes ved hjelp av X11 prosedyre.

1.2 Estimering av tidsseriekomponenter: X11 prosedyre

X-11 prosedyre (Shiskin et.al.,1967) er sannsynligvis det mest brukte programmet for å beregnet sesongjusterte tall for offentlige tidserier. X11 prosedyre er basert om to sidefilter for de observasjoner som ligger midt i seriene. Observasjoner som ligger i begynnelsen og i slutten av seriene ble behandlet med en sidefilter.

X11 prosedyre forutsetter at komponentene i en tidsserie Ot følger en av de tre basiske struktural modeller:

$$(1.1)\quad O_t = C_t S_t I_t \qquad \text{(multiplikativ modell)}$$

$$(1.2)\quad O_t = C_t + S_t + I_t \qquad \text{(additiv modell)}$$

$$(1.3)\quad \log O_t = \log C_t + \log S_t + \log I_t \qquad \text{(log additiv modell)}$$

hvor C_t er en trendsyklisk komponent, S_t sesongkomponent og I_t irregular komponent.

Estimering av komponentene er basert om forskjellige glidende gjennomsnitt som anvendes i en bestemt rekkefølge. Egenskapene av disse filtre er i stor strekning drøftet i Dagum (1976, 1978 and 1979).

Som automatikk opsjon i programmet gjennomføres 13 skritt som er kort beskrevet i det følgende. Samtidig kommenterer vi hva som er formålet med de forskjellige skritt.

For mer utfyllende beskrivelse og vurdering av X11 metoden henvises det til Dagum (1988) og Jensen et al (1985).

Vi antar i det følgende at serien er beskrevet ved modell (1.1).

1. Forhold mellom original serien og et 12-perioders sentrert glidende gjennomsnitt beregnes.(2x12 glid. gjennsn., dvs gjennomsnitt av to ledd hvor hvert ledd består av gjennomsnitt av 12 ledd). Dette er et første estimat på sesong + erratisk komponent (StIt).

2. Et første estimat på verdiene til sesongfaktorene beregnes deretter ved å bruke et veiet 5 punkts periodisk glidende gjennomsnitt (3 x 3 glid. gjennsn) på den foreløpige trendrensede serien.
3. Et 12-perioders sentrert glidende gjennomsnitt beregnes av de foreløpige faktorer som ble beregnet i punkt 2. Dette gjelder for hele serien. Da mister vi 6 observasjoner på begge ekstremer av serien. For

å få disse observasjoner ble det første og det siste tilgjengelige glidende gjnst. gjentatt 6 ganger. Faktorer ble sentret for å sikre at summen blir likt 12 for hver 12-.månedsperiode. Resultatet fra trinn 3 blir et foreløpig estimat for trend C_t Dette estimat er vannligvis god nok for serier som har en periodisk variasjon av 40 måneder eller mer.

4. Sesong-Irregular komponent S_tI_t deles med den estimerte sesongfaktor. Da får vi et stimat for den irregulær komponent.

5. Et bevegelig 5-års standardavvik (σ) beregnes på estimatet som ble beregnet i punkt 4.Verdiene av den irregulære komponenten i det midterste av disse årene testes mot σ. Verdien av den irregulære komponenten større enn 2.5 anses som "ekstreme" og fjernes. Deretter beregnes det glidende 5-års standardavviket en gang til, og de irregulære komponentene gis vekter etter hvor store de er i forhold til σ.

6. For de to første år brukes sammen σ grenseverdier som ble beregnet for tredje år. For de to siste år t, t-1 brukes verdien beregnet for t-2.

7. Et veiet "5 punkter periodisk" glidende gjennomsnitt beregnes på S_tI_t etter at ekstreme verdier har vært erstattet. Da får vi foreløpige sesongfaktorer.

8. Gjenta trinn 3, men denne gang anvendt på faktorene som ble beregnet i punkt 7.

9. Originalserien ble dividert med resultatet fra punkt 8. Da får vi foreløpige sesongjusterte serier.

10.Et nytt estimat beregnes på trendfaktoren ved å bruke det såkalte Henderson-glidende gjennomsnitt. Dette gjennomsnitt bygger på at den resultatserien vi får når vi benytter gjennomsnitt (den "glattede" serien) som skal være så glatt som mulig. Her får vi et nytt stimat på komponenten S_tI_t

11.Et endelig anslag på sesong komponenten beregnes ved hjelp av et sju-punkts periodisk glidende gjennomsnitt (3x5 gl.gjn.) på komponent beregnet i trinn 10

12.Gjenta trinn 3

13.Sesongfaktorer som er beregnet i punkt 11 deles ut på original serien. Med.dette får vi de endelige sesongjusterte tall.

Metoden er basert på en ren mekanisk dekomponering av en tidsserie. Den bygger ikke på noen modell hvor sesongsvingninger forklares med hjelp av en eller flere variable. Dette gir grunnlag for å påstå at det blir alltid vanskelig å vurdere kvaliteten på de sesongjusterte tall. Valg mellom forskjellige rutiner må i stor grad baseres på empiriske undersøkelser.

Bruk av lineært filter gir gode resultater på observasjoner som ligger i midten av serien. Derimot er metoden ikke så tilfredsstillende for å behandle de siste tilgjengelige observasjoner. X11ARIMA representerer en innovasjon mht til å løse blant annet dette problemet.

Til slutt er det viktig å merke seg at behandling av ekstreme verdier innfører ikke lineæritet i metoden. Derfor blir det forskjellige resultater hvis vi korrigerer på de enkelte serier eller aggregerte serier. En identitet som gjelder for de ikke-justerte tallene gjelder ikke nødvendigvis for de sesongjusterte.

1.3 Fordeler med X11ARIMA sammenlignet med X11 variant

X11ARIMA er en ny versjon av X11 prosedyren . Den opprinnelige serie er forlenget med fremskrevne verdier som gjør mulig å bruke et to-side filter for hele serier. Denne versjon av X11 kalles X11ARIMA.

Bruken av ARIMA modeller for å forlenge en serie har representert en klar forbedring på kvaliteten i sesongjusterte tall. Vi så før at beregningen av tidseriekomponentene var basert på en mekanisk dekomponering. Dette innebærer at man forutsetter at det fins en bestemt struktur i seriene. Vi prøver å finne en modell som kan beskrive strukturen i serien som en funksjon av tidligere verdier og lagde restledd. Faktisk er det slik at hvis vi ikke greier å beskrive en serie ved hjelp av en ARIMA modell er bruken av X11 prosedyre langt fra meningsfull. I slike tilfeller er det grunn for å påstå at enten seriene er deterministiske eller de er en ren tilfeldig prosess. I begge tilfeller er det ikke mulig å identifisere systematiske endringer. Når dette skjer bør vi undersøke om kvaliteten på innsamlet datamateriale er tilfredsstillende.

Fordeler med bruken av X11ARIMA er mange. Bruken av en modell gir oss muligheter for å forbedre både fremskriving og sesongjusteringsrutiner. Her skal vi gi en kort beskrivelse av hva disse fordelene representerer. Valg og tolkning av ARIMA modeller skal behandles i neste kapitel.

Ved hjelp av ARIMA modeller kan vi fremskrive og tilbakeføre våre serier. Vanligvis greier vi å fange opp vendepunktet. Dette sikrer oss at de sesongjustertetall er beregnet med bruken av filter som er symmetrisk for hele serien. Revidering av løpende sesongjusterte tall ble sterkt redusert. Fremskrivningsperiode kan velges mellom 12, 24 elle 36 måneder. ARIMA modell som ble estimert brukes også for å behandle ekstreme verdier . Dette har også betydning for estimeringen av den irregulære komponenten. Disse ble brukt av X11ARIMA for å estimere blant annet prekorrigeringsfaktorene som renser seriene for uønskede effekter. Beregning av Påske effekter og tradingsday analyse er to klare eksempler i denne sammenhengen.

Andre viktige fordeler med X11ARIMA er gitt ved:

- Etableringen av en del kriterier for å velge lengden av de forskjellige filtre som vi nevnte tidligere.

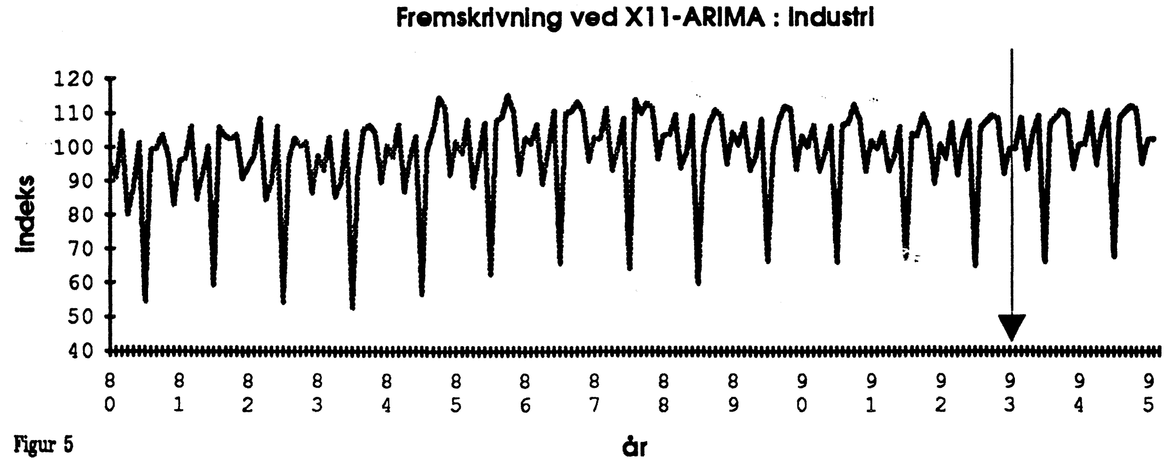
- Muligheten for innføring av permanente justeringsfaktorer (Pinse effekt).

- Forbedring av rutiner for å beregne trenden.

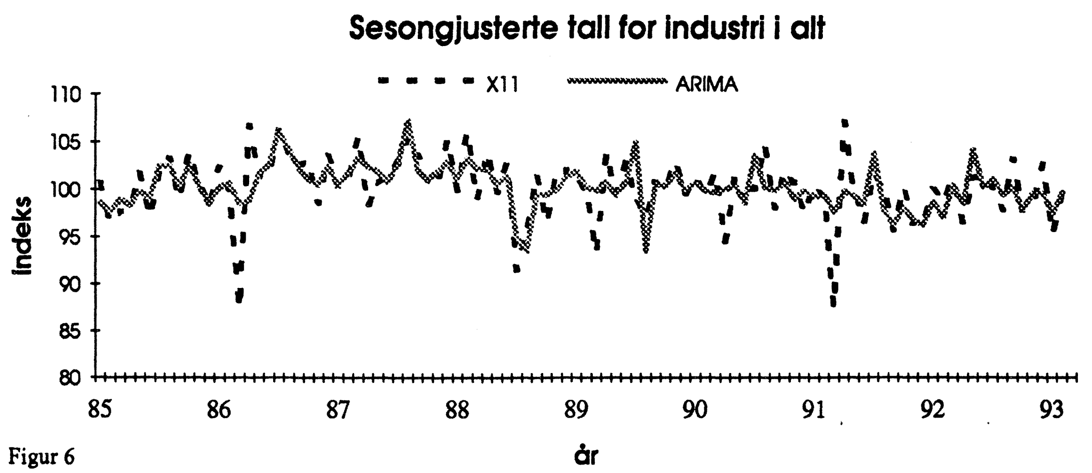
X11ARIMA versjon gir oss også muligheten for å neglisjere ARIMA modellen. I dette tilfellet blir resultatene fra X11 og X11ARIMA nesten likt. Begrunnelse for at resultatene ikke er helt lik er bruken av forskjellige kriterier for å behandle ekstreme verdier og for å velge filtrene.

Figurer 5 og 6 viser klart fordelene med bruken av X11ARIMA. I figur 5 ser vi hvordan ARIMA modell greier å fremskrive sesongmønster i serien for industristatistikk. Samtidig viser fig. 6 at X11ARIMA gir en mer tilfredsstillende resultat for denne serien. Vi ser klart hvordan metoden har fjernet en del effekter som X11 metoden oppfatter som erratisk.

The Central Office of Statistics of Canada har empirisk bevist at bruken av X11ARIMA reduserer sterk behovet for å revidere de publiserte løpende tall når nye observasjoner var tilgjengelige. Dette var i stor grad hoved begrunnelse for å velge modellene som er default i programmet .



Figur 5



Figur 6

1.4 Oppsummering av kapittel 1

Langsiktige statistikker er enkle å tolke. De viser rett og slett trenden for seriene. Kortsiktige statistikker er mer kompliserte å tolke. Både de som produsere og de som bruke korrigerte serier må ha klart for seg hva statistikken skal brukes til.

Tradisjonelt har den originale serien blitt dekomponert på de tre komponentene: sesong, trend og irregulær komponenter. Det er ikke åpenbart at dagens publiseringsrutiner dekker brukers behov. Publisering av rådata (økonometriske formål) og sesongjusterte tall (sammenligningsbare) er etter vår mening den beste løsning.

X11 prosedyre er en robust metode for å beregne tidsseriekomponentene. Metoden er svakere når det gjelder behandling av de nærmeste observasjoner i tid.

X11 ARIMA representerer et klart fremskritt når det gjelder kvaliteten på sesongjusterte tall. Dette har vært både empiriske og teoretisk bevist. Fordeler med bruken av X11ARIMA er mange. Fremskrivingsevner og mulighetene for å etablere solide prekorrigeringsrutiner er de mest relevante.

2 : Prekorrigerings rutiner i X11ARIMA

Generelt

Med prekorrigeringsrutiner mener vi beregninger på rådata materiale med hensyn på å fjerne effekter som ikke er systematisk bestemt. Disse effektene kan ikke fanges ved bruk av de vanlige sesongjusteringsfiltre. Tradingsday og Påske effekter er to klare eksempler på denne sammenhengen.

Vi har konstatert at for de fleste serier spiller prekorrigerings rutiner en sentral rolle. Det er vår oppfatning at prekorrigeringsrutiner ikke har vært tilstrekkelig prioritert i dagens publiserte serier. Figur 6 viser hvordan sesongjusterte tall kan ble påvirket av å neglisjere denne opsjonen.

En serie som er korrekt prekorrigert er lett å tolke. Vi vet da at sesongjusterte tall representerer trenden som da bare er forstyrret av rene erratiske og uforklarte komponentene. Hvis seriene ikke er prekorrigert vet vi at både sesongjusterte tall og det irregulære komponentene viser endringer som er totalt uidentifiserbare for vanlige korrigeringsfilter og som er eksogent bestemt.

I det følgende skal vi se på tre viktige rutiner nemlig, tradingsday, påske og pinse effekter. Valg av muligheter i XIIARIMA for å estimere og fjerne disse effektene er mange.

Det er noen elementære begreper i testteori som ofte brukes i X11ARIMA for å tolke resultatene. For nye brukere er det viktig å ha klart definert de følgende begreper.(Erling B. Endersen et al 1984).

En gitt hypotese for en estimator kaller vi nullhypotesen . Denne kan forkastes til fordel for hypotesen 1 når det observerte datamateriale gir grunnlag for det.

Når vi beregner en estimator (for eksempel, en korrigeringsfaktor) sier vi at denne har en gitt fordeling. Denne fordelingen er grovt sagt definert med forventningsverdi og variansen. Det foregående gir grunnlag for å etablere følgende kriterier for å vurdere i hvor stor grad datamateriell støtter en gitt hypotese.

t-ratio Hvis en variabel er normalt fordelt og deles med andre som er Chisquare fordelt får vi en ny variabel som er t-fordelt. Dette prinsippet brukes alltid i test teori. Vi får t-verdien for en estimator med å dele dens estimerte verdi (gjennomsnitt: normalt fordelt) med dens varians (Chisqure fordelt). Vi kan som regel si at nullhypotesen ikke kan forkastes når den absolutte verdi av t-ratio er mindre enn 2.

Signifikanssannsynlighet- p beregnes fra en fordeling som passer til vår estimator. Denne sannsynlighet beregnes under nullhypotesen og angir sannsynlighet for å observere en verdi av teststørrelsen, som understøtter hypotesen i minst like så lite omfang som den faktisk observerte teststørrelse.

Signifikansnivået-α er sannsynlighet for feilaktig å forkaste nullhypotesen, når den er korrekt. Dette innebærer at vi for et gitt signifikansnivå forkaster hypotesen hvis og bare hvis $p < \alpha$ . .

Mao. kan vi si at et lite signifikantnivå tilsvarer en stor signifikans sannsynlighet og hvis så er tilfellet står vi foran en krevende test. Stor verdi for α og liten verdi for p betyr at testen ikke krever mye fra datamaterialet for å beholde vår hypotese

2.1 Prekorrigering av tradingsday effekter

2.1.1 Generelt om tradingsday effekter

Hoved innput i X11ARIMA prekorrigerings opplegg er den irregulære komponenten for hver observasjon. Metoden forutsetter at den irregulære komponenten som ble beregnet i første omgang inneholder implisitt en del informasjon. Ved å modellere denne informasjonen og ved hjelp av vanlige regresjon og test teknikker kan vi identifisere og fjerne disse effektene fra rådatamaterialet.

Metoden for å korrigere tradingsday effekter er å ta hensyn til at intensiteten på undersøkningsvariabel varierer fra dag til dag i de ulike ukedagene.

Er det er slik at en bestemt serie er stor nok, forutsetter vi at denne typen informasjon ligger implisitt i seriens struktur. Dette betyr at det er rådatamaterialet som gir oss grunnlaget for å bestemme variabel intensitet gjennom de ulike ukedager og grunnlaget for å beregne prekorrigeringsfaktorer.

Prinsippet for beregningen av disse korrigeringsfaktorene er en regresjonanalyse som tar utgangspunkt i de irregulære komponentene som er beregnet med hjelp av glidende gjennomsnitt av forskjellig karakter.

Først skal vi drøfte relativt grundig hva som menes med "tradingsday" variasjoner og hvordan modellene som X11ARIMA benytter for å beregne de såkalte korrigeringsfaktorene fungerer. Dette er særlig interessant fordi vi på denne måten får en oversikt over de forskjellige parametre som er involvert. Dette spiller en sentral rolle for å bestemme hvilke av de mulige alternativer som er mest relevante når det gjelder både estimerings metode og signifikante nivåer.

Deretter skal vi se på noen konkrete resultater fra en del sektorer. Disse skal brukes for å tolke en del tester som programmet beregner for oss. Dette er viktig for at både tradings-day variasjoner og påske korreksjoner skal gi X11ARIMA anledning til å bestemme på hvilket signifikansnivå vi er interessert i å bruke disse prekorrigerings faktorene.

2.1.2 Definisjon av tradingsday variasjoner

I de neste to avsnittene skal vi prøve å forklare hva som ligger bak begrepet tradingsday og hvordan koeffisientene er estimert.

Vi har en tidsserie hvor månedlige y_t er summen av daglig $y_{d,t}$; $\mathbf{d} = 1,2,\ldots\ldots, \underline{\mathbf{N}}_t$, hvor $\mathbf{N}_t = 28, 29, 30$ or 31 er antall dager i måneden (Estela Bee Dagum 1992). For eksempel, i en 30 dagersmåned som begynner på mandag
Har vi:

$$
\begin{aligned}
(1)\quad y_t &= y_{1,t} + y_{2,t} + y_{3,t} + \ldots\ldots + y_{7,t} \\
&+ y_{8,t} + y_{9,t} + y_{10,t} + \ldots\ldots + y_{14,t} \\
&+ y_{15,t} + y_{16,t} + y_{17,t} + \ldots\ldots + y_{21,t} \\
&+ y_{22,t} + y_{23,t} + y_{24,t} + \ldots\ldots + y_{28,t} \\
&+ y_{29,t} + y_{30,t} \\
&= \sum_{i=1}^{30} y_{i,t}
\end{aligned}
$$

ligning (1) kan skrives på denne måten:

$$(2)\ y_t = \frac{5}{5}(y_{1,t} + y_{8,t} + y_{15,t} + y_{22,t} + y_{29,t})$$
$$+\frac{5}{5}(y_{2,t} + y_{9,t} + y_{16,t} + y_{23,t} + y_{30,t})$$
$$+\frac{5}{4}(y_{3,t} + y_{10,t} + y_{17,t} + y_{24,t})$$
$$\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots$$
$$+\frac{5}{4}(y_{7,t} + y_{14,t} + y_{21,t} + y_{28,t})$$

eller

$$(3)\ y_t = 5\bar{y}_{1t} + 5\bar{y}_{2t}\ 4\bar{y}_{3t} + 4\bar{y}_{4t} + 4\bar{y}_{5t}\ 4\bar{y}_{6t} + 4\bar{y}_{7t}$$

her står $\bar{y}_{it}$ for gjennomsnitt for dag **i**; **i** = mandag (1), tirsdag (2)....., søndag (7), og det kaller vi dagens effekt. La N_{it} være tilsvarende antall ulike ukedager; mandager (N_{1t}), tirsdager (N_{2t})......, og søndager (N_{7t}) som inngår i måned **t**. Derfor kan sette ligningen (3)

$$(4)\ y_t = \sum_{i=1}^{7} N_{it}\,\bar{y}_{it}$$

La oss definere:

$$(5)\ \bar{y}_{0t} = \frac{1}{7}\sum_{i=1}^{7} \bar{y}_{it}$$

som er gjennomsnittlig daglig effekt . (NB! $\mathbf{y_{0t}}$ er generelt ikke det samme som månedlige gjennomsnitt $\mathbf{y_t}$). Da kan vi skrive ligning (4) slik:

$$(6)\ y_t = \sum_{i=1}^{6}(N_{it} - N_{7t})(\bar{y}_{it} - \bar{y}_{0t}) + N_t\,\bar{y}_{0t}$$

Vi definerer tradings-day effekten eller variasjoner i måned **t** som det første ledd på høyre side i ligning (6), dvs.

$$(7)\ D_t = \sum_{i=1}^{6}(N_{it} - N_{7t})(\bar{y}_{it} - \bar{y}_{0t})$$

M.a.o. tradings-day effekten skyldes antall ganger hver av de ulike ukedager inngår i måned **t**. Det blir ingen tradings-day effekt hvis alle $_{it}$ er like for de forskjellige ukedager. På tilsvarende måte i februar, bortsett fra skuddår,får vi $N_{it} = N_{7t}$; i = 1,....6, og derfor finnes det ikke noen tradingseffekt. For å gjøre det enklere skal vi bruke følgende notasjon

$$(8) D_t = \sum_{i=1}^{6} x_{it}\delta_{it} = \underline{x}'_t\delta_t$$

hvor

$$\delta_{it} = (\bar{y}_{it} - \bar{y}_{0t}) \quad i = 1,.....6 \ og\ x_{it} = N_{it} - N_{7t}$$

δ_{it} står for tradings-day koeffisientene. Disse koeffisientene representerer differansen mellom mandag, tirsdag,..., og lørdagers daglige effekt y_{it} og sitt eget gjennomsnitt y_{0t} i måned t.

Tradings-day effekten for søndag er:

$$(9)\ \delta_{7t} = \bar{y}_{7t} - \bar{y}_{0t} = -\sum_{i=1}^{6} \delta_{it}$$

x_{it} er en indikator som kan ta verdiene -1, 0 eller 1. Hvis det er 4 søndager ($N_{7t} = 4$) i måned t får vi x_{it} =1 for alle de ulike ukedagene som inngår 5 ganger og 0 for alle som er 4 ganger.

Hvis det er slik at vi har 5 søndager har vi x_{it} = -1 for de ulike ukedagene som inngår 4 ganger og 0 for de som inngår 5 . Når det er 4 søndager er derfor tradings-day effekten ekvivalent med summen av tradings-day effekter for ukedagene som inngår 5 ganger i måned t. Når det er 5 søndager er tradings-day effekten ekvivalent med den negative summen av de ulike ukedagene som er 4 ganger i måneden.

Den negative summen av δ_{it} for ukedagene som inngår 4 ganger er nøyaktig det samme som summen av δ_{it} for de dagene som inngår 5 ganger i tilsvarende måneden. Dette er slik per definsjon:

$$(10)\ \sum_{i=1}^{7} \delta_{it} = \sum_{i=1}^{7} (\bar{y}_{7t} - \bar{y}_{0t}) = 0$$

Med dette kommer vi fram til en viktig og avgjørende konklusjon når det gjelder forståelse og behandling av tradings-day variasjoner: tradings-day effekt i måned t er alltid summen av tradings-day koeffisientene for de ulike ukedagene som inngår 5 ganger i måneden t.

2.1.3 Estimerings metode i X-11-ARIMA.

Tradings-day variasjoner i X11ARIMA er sekvensielt estimerte etter at sesong og trend komponentene er fjernet fra den originale serien. Derfor, gitt den originale serien $\{y_t\}$, forutsetter vi at trenden og sesongsmessige variasjoner er fjernet og da spesifiserer vi den nye serien på følgende måte:

$$(11)\ w_t = D_t + e_t; \qquad t = 1,2,\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots, T$$
$$hvor \quad e_t \sim N(0,\sigma^2)$$

D_t er definert i ligning (8).

Tradings-day regresjonsmodell i X11ARIMA forutsetter at $\delta_{it} = \delta_i$ for alle t. I dette tilfellet har vi at ligning (8) ser slik ut:

$$(12)\ D_t^d = \sum_{i=1}^{6} x_{it}\delta_i$$
$$og$$
$$(13)\ w_{t=} \sum_{i=1}^{6} x_{it}\delta_i + e_t$$

hvor δi representerer faste ukjente tradings-day koeffisienter som er estimert med vanlig minste kvadraters metode.

Modeller i X11ARIMA forutsetter at tradings-day koeffisientene forblir konstante i løpet av hele den betraktede perioden. Denne forutsetningen kan være alt for restriktiv for en del serier. Når det gjelder produksjonsindekser kan det godt skje at en del sektorer har endret produksjonsmønster i den betraktede perioden. I dette tilfellet er resultatene i X11ARIMA litt mer tvilsomme.

Modellspesifikasjon på additiv form (multiplikativ form er helt parallell) er slik :

$$(14)\quad [I+D_r]=X_{1i}\delta_1+X_{2i}\delta_2+\dots\dots\dots+X_{7i}\delta_7+I_i$$

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**. Mandag =1,.....,Søndag = 7;.

δ_j er de syv "sanne" daglige vekter, hvor $\sum_{j=1}^{7}\delta_j=0$.

I_i er "uforklart" del av irregulær komponent for måned **i**.

Hvis vi sier at $\mathbf{b_j}$ står for MKM estimatorene for δ og σ_j for tilsvarende standardavvik av $\mathbf{b_j}$ ser vi at $\mathbf{D_j}=\mathbf{b_j}$ og $t_j(0)$ = $\mathbf{D_j}/\sigma_j$ (j = 1,....7) hvor $t_j(0)$ er t-ratio for å teste om $\mathbf{D_j}$ er signifikante forskjellig fra null.

Til slutt med utgangspunkt i disse koeffisientene beregner X11ARIMA de månedlige korrigeringsfaktorer:

$$(15)\quad M_i=X_{1i}b_1+X_{2i}b_2+\dots\dots\dots+X_{7i}b_7$$

hvor M_i er korrigeringsfaktor for måned i.

Alt dette viser at beregningen for å estimere den irregulære komponentenen er veldig viktig fordi de er hovedinput i disse modellene.

Vi må være klar over at det er to viktige subjektive elementer som spiller en sentral rolle for å beregne disse irregulære komponentene: additiv mot multiplikativ form og kriteriet for å behandle ekstreme verdier.

Som tidligere nevnt bruker X11ARIMA en enkel deterministisk modell for å estimere tradings-day variasjoner. Denne enkle modell forutsetter at tradings-day koeffisientene er faste og derfor ble de estimert med ordinær minste kvadratens metode. Så lenge de relative vektene for daglig produksjon er konstante gir denne deterministiske modellen fornuftige resultater. Hvor realistisk denne forutsetningen er må vurderes for hver enkelt serie. Likevel er det alltid mulig, når seriene er lange nok, å tilpasse estimeringsperiode til dette kravet.

Alternativet er å innføre multiple regresjonsmodeller som tar hensyn til stokastiske endringer i tradings day koeffisientene. Dette kan være aktuelt som et forskningseksperiment men uaktuelt som et alternativ for en vanlig bruk av X11ARIMA.

2.1.4 Tolkning og vurdering av X11-ARIMA tradingsday output

Når og hvordan skal vi bruke tradingsday korrigeringsrutine?

Først og fremst må seriene bestå av månedlige datamateriale. Seriens karakter må være slik at det er rimelig å forutsette at intensitet i variabelen som vi er interssert i kan variere med de ulike ukedagene. Selv om dette er en typisk opsjon for serier vedrøende omsetning og handel, kan det også være relevant i andre sammenhenger.

Som vi så i tidligere avsnitt er hele modellen basert på å la datamaterialet "snakke" i stedet for å spekulere på hvorfor utviklingen har vært slik.

X11ARIMA gir oss muligheten til å etablere de såkalte "prior weight". Dvs vi bestemmer på forhånd vektene for de ulike ukedagene. I slike tilfeller har vi mulighet for å teste i hvor stor grad vårt forslag er "korrekt". Samtidig får vi et forslag som er mer i tråd med seriens struktur.

Ved hjelp av følgende tabell kan vi lettere tolke hvordan dette fungerer.

I den første delen av tabell 1.2 (del: A) har vi printet resultater for sektor 205 (Produksjon av kjøtthermetikk). "Prior Weigt" (kolonne 2) viser at vi på forhånd har bestemt at sektor 205 opererer med like store vekter fra mandag til fredag. Samtidig forutsetter vi at lørdager og søndager har null 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. Hvis dette er slik sier vi at dagens korrigeringsfaktorer ikke er konsistente med våre data.

Vi ser derfor at forutsetningen for sektor 205 (5 arbeidsdager i uke) ikke kan forkastes. Likevel ser vi i del B av tabellen at sektor 255 (Produksjon av bakervarer) forutsetningen om 6 arbeidsdager i uke ikke holdes av datamaterialet. Her ser vi at søndag er klart signifikant forskjellig fra 0 og lørdag klart forskjellig signifikant enn 1.167.

Det er litt vanskelig å gi en fornuftig forklaring på et sånt resultat. Man kan spekulere i forskjellige grunner. X11ARIMA velger å la datamaterialet "snakke" i stedet for å spekulere.

Kolonnen 5 viser t-verdien for å teste om de ulike ukedagene har like vekt (vekt = 1). Denne testen er tilsvarende som den i kolonne 6 hvis det er slik at vi forutsetter at "prior weigt" er lik 1 for alle ukedagene. Mao. kolonnen 5 sier oss om datamaterialet gir grunnlag for å påstå at en eller flere av de ulike ukedagene har større eller mindre signifikant vekt enn de øvrige.

Det er viktig å være oppmerksom på at disse testene er for å forkaste eller ikke forkaste en gitt hypotese. De sier ingenting om det kanskje fins flere og bedre alternativer. I dette eksempelet ser vi at for sektor 205 er det like gyldig å forutsette at den er 5 eller 7 dager arbeidsintensiv. Likevel ser vi at for sektor 255 holder ikke hypotesen om 6 dager.

De endelige månedlige korrigeringsfaktorene ble beregnet med utgangspunkt i de vektene som er i kolonne 1. Disse vektene fremkommer når vi korrigerer regresjonskoeffisientene med "prior weight"(kolonne 2 minus kolonne 3). For å beregne de regresjons koeffisientene (kolonne 3) spiller også "prior weigt" en sentral rolle. Dette er slik fordi de irregulær komponentene, som er hoved input for disse beregningene, i første omgang ble beregnet på basis av disse vektene.

Tabell 1.2: Output fra X11Arima om tradingsday effekter

A

SERIES S205 SEK205

A 7 . TRADING-DAY REGRESSION FROM FIRST PASS.

	1 COMBINED WEIGHT	2 PRIOR WEIGHT	3 REGRESSION COEFF.	4 ST.ERROR (COMB.WT.)	5 T (1)	6 T (PRIOR WT.)
MONDAY	0.154	1.400	-1.246	0.610	-1.387	-2.043*
TUESDAY	2.301	1.400	0.901	0.611	2.130*	1.475
'EDNESDAY	1.489	1.400	0.089	0.608	0.804	0.147
THURSDAY	0.592	1.400	-0.808	0.621	-0.658	-1.302
FRIDAY	1.431	1.400	0.031	0.612	0.704	0.050
SATURDAY	0.264	0.000	0.264	0.610	-1.207	0.433
SUNDAY	0.770	0.000	0.770	0.608	-0.379	1.265

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	51.768	6	8.628	1.235
ERROR	950.203	136	6.987	
TOTAL	1001.971	142		

RESIDUAL TRADING DAY VARIATION NOT PRESENT AT THE 1 PERCENT LEVEL

B

SERIES S255 SEK255

B 7 . TRADING-DAY REGRESSION FROM FIRST PASS.

	1 COMBINED WEIGHT	2 PRIOR WEIGHT	3 REGRESSION COEFF.	4 ST.ERROR (COMB.WT.)	5 T (1)	6 T (PRIOR WT.)
MONDAY	0.769	1.167	-0.398	0.165	-1.395	-2.403*
TUESDAY	1.124	1.167	-0.042	0.167	0.743	-0.252
WEDNESDAY	1.108	1.167	-0.059	0.170	0.636	-0.346
THURSDAY	0.989	1.167	-0.178	0.169	-0.067	-1.055
FRIDAY	1.400	1.167	0.234	0.165	2.420*	1.412
SATURDAY	0.710	1.167	-0.457	0.167	-1.734	-2.731**
SUNDAY	0.899	0.000	0.899	0.169	-0.597	5.337***

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	20.254	6	3.376	6.207***
ERROR	76.685	141	0.544	
TOTAL	96.939	147		

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

Konklusjonen er klar. Bruken av en så enkel og jevn "prior weight" kan lett føre til korrigeringsfaktorer som ikke er konsistente med datamaterialet.

Vi kan derfor anbefale å sette i bruk tradingsday korrigeringsrutiner uten å etablere "prior weight". Dvs vi lar datamaterialet "snakke selv" uten å innføre noe begrensning. Dette kan være særlig relevant når tradingsday effekten er statistisk signifikant på 1 prosent nivå.

Tabellen i vedlegg 1 viser hvordan alt dette virker på våre PI serier. I kolonne 2 står antall virkedager som tradisjonelt har vært i bruk for å beregne ukenskorrigeringsfaktorer.på sektornivå. Vi ser i kolonne 3 at i mange tilfeller X11Arima ikke støtter hypothesen i kolonne 2. Vi har identifisert de ulike ukedagene som er statistisk signifikant forskjellige fra dagens opplegg. Deretter viser vi i kolonne 4 alle sektorene som har en signifikant tradingsday effekt (10% nivå). Ellers viser vi på hvilket nivå effekten er signifikant.

Valget av så lavt signifikantnivå er begrunnet i måten F-testen er beregnet på som et utgangspunkt for å etablere forkastningsområdet. En del sentrale forutsetningene ble sikkert ikke oppfylt for slike tester. For å sikre oss mot dette velger X11ARIMA et så lavt signifikantnivå.

2.1.5 Stabilitet på tradingsday korrigeringsfaktorer

Som tidligere forklart er beregningen av tradingsday koeffisientene basert på en vanlig regresjonanalyse. Dette betyr at hver gang vi innhenter en ny observasjon får vi en ekstra ligning i systemet. Vi risikerer derfor at verdien til koeffisientene endrer seg når flere observasjoner er med i seriene våre.

Det er en del rutiner i X11ARIMA som sikrer oss mot store endringer. Et eksempel er at alle de ekstreme observasjoner (ekstreme irregulære komponenter) ikke er med i regresjonsanalyse.

For å estimere ARIMA modellen slik at den passer til datamaterialet ble observasjonene i det løpende året totalt neglisjert. Dette sikrer oss en viss stabilitet på de irregulære komponentene. Selv om disse mulige endringer er sterkt begrenset er det likevel et faktum at begrepet tradingsday impliserer i seg selv at dette kan skje.

For å se hva dette representerer i praksis har vi beregnet følgende tabell.

Tabell 2.2 : Utviklingen på prekorrigerte tall for sektor 200 (Slakting og annen produksjon av kjøttvarer)

rank	år	jan	feb	mars	april	mai	juni	juli	august	sept	okt	nov	des	gjn
6/89	88	76.2	95.0	98.1	102.8	89.3	95.8	61.6	90.5	163.0	153.2	114.8	96.1	103.0
6/90	88	75.9	95.3	98.0	102.5	89.4	96.0	61.4	90.7	164.4	152.1	114.6	95.8	103.0
6/91	88	75.8	95.5	97.9	102.3	89.7	95.9	61.3	91.0	164.1	152.2	114.8	95.4	103.0
6/92	88	76.0	95.1	98.2	102.6	89.8	95.4	61.4	90.8	163.5	152.5	115.0	95.9	103.0

Her viser vi hvordan de prekorrigerte serier for sektor 200 har utviklet seg i 1988. I første kolonne, under rank, viser vi den siste observasjon som ble brukt for å kjøre tradings-day rutiner.

Vi ser at endringer er relativt små og at gjenomsnittet, som forventet, for år 1988 har vært konstant. Selv om endringer har vært minimale er de likevel ikke ønskelige på publiserte tall.

Vi må defor ta stilling til følgende alternativ:

1.- Publisering av prekorrigerte tall beregnet med hjelp av faste korrigeringsfaktorer.

2.- Beregne med hjelp av X11ARIMA de "sanne" vekter for de ulike ukedagene. Deretter bruker vi disse vektene som "prior weight" for å beregne korrigeringsfaktorer. Vi kan holde disse faktorer faste i løpet av kalender året.

3.-Prekorrigere våre serier med de faktorer som ble beregnet med utgangspunktet i den sist tilgjengelige observasjon.

Etter vår mening er prekorrigerte tall et første skritt i en sesongjusterings prosedyre. Det er derfor naturlig å forvente et viss grad av ustabilitet. Valget mellom alternativ 2 og 3 er bare et spørsmål om prioritering. Fordelen med alternativ 3 er at den gir "ferskere" tall og desuten blir senere revisjonsarbeider sterk begrenset. Fordel med alternativ 2 er at våre prekorrigerte serier er stabile i løpet av kalender år.

2.2 Påskekorrigering

2.2.1 Generelt om Påske effekter

I tillegg til å etablere prekorrigeringsrutiner for tradings-day effekter er det også viktig å justere seriene for effekter som følger av påskedagenes bevegelse. Hvis man ikke tar hensyn til dette blir det nesten umulig å kartlegge et stabilt sesongmønster for mars og april.

Faste helligdager vurderes som regel av sesongsmessig karakter og behandles ved bruk av sesongjusterings teknikker. Det som skaper problemer med påskeferier er bevegelse mellom mars og april. Et år kan disse dagene ligge i mars, et annet i april og i et tredje år kan påskedagene være delt på de to respektive måneder. Det er særlig denne siste situasjon som modellen i X11ARIMA tar hensyn til.

Når det er slik at påsken faller i april er det ingen grunn til å korrigere seriene for denne effekten. Påske-effekter blir oppfattet som av sesongsmessig karakter. Dette innebærer at i slike tilfeller blir påskeeffekter behandlet med sesongjusteringsteknikker.

I det følgende skal vi forklare modellen og kriterier som X11ARIMA bruker for å beregne de såkalte påske korrigeringsfaktorer.

2. 2.2 F-test om Påske variasjoner

Utgangspunkt for å teste om en serie må korrigeres for påskevariasjoner er de irregulære serier. Fremgangsmåten er å modellere de irregulære komponentene, men i denne omgangen begrenser vi vår analyse til mars og april. Tankgangen er enkel; først identifisere trenden og sesongvariasjoner i den originale serien. Deretter fjerner vi disse variasjoner fra den originale serien (irregulær serie) og til slutt ser vi om det fremdeles fins "spesielle" endringer i de irregulære komponentene, men begrenset til mars og april. For å gjøre dette beregner programmet en enkel F-test basert på avviket fra gjennomsnittet for disse to måneder.

Når disse endringer varierer i større eller mindre grad med påske får vi beskjed om i hvor stor grad påske variasjoner er signifikante.

Samtidig beregner programmet to korrigeringsfaktorer for mars, enten at påsken er i mars eller er delt mellom mars og april. Selvfølgelig er også korrigeringsfaktor for april gitt i dette tilfellet. Summen av faktorene for de to måneder må alltid være (på multiplikativ form) 200.

2.2.3 X11ARIMA modell for beregning av Påske effekter

I de to tidligere avsnitt har vi kommet til to viktige konklusjoner når det gjelder hvordan X11ARIMA behandler påskevariasjoner: Det finns ikke noen påske-effekter når denne inntreffer i april og det finns varierende lengde i påskeeffekter avhengig av hvor tidlig i mars påske inntreffer.

I det følgende vi skal vise hvordan X11ARIMA beregner påske-effekten.

Siden det er færre hellidager i forbindelse med påske i Canada , hvor X11ARIMA88 er utviklet, var ikke påskejusteringen helt korrekt for norske økonomiske tidsserier. Men på grunnlag av en henvendelse fra SSB er dette korrigert. I denne siste versjonen av X11Arima tas det hensyn til varierende lengde av tidsperioden som påvirkes av påsken.

La oss kalle påske effekten i år i; E_i. X11ARIMA bruker følgende modell for å beregne verdien til E

$$E_i = \frac{1}{2} f(Z_i) \langle \frac{\sum_{i \in M} (I_{i,j+1} - I_{i,j})}{n_M} - \frac{\sum_{i \in A} (I_{i,j+1} - I_{i,j})}{n_A} \rangle$$

Hvor:

Z_i = antall dager mellom første påskedag (Easter Sunday) i år i og 22 mars som er den tidligste mulig dato for Påske
$f(Z_i$ = 1 hvis $Z_i <= 9$ (Påske er i Mars)
$f(Zi)$ = 0 hvis $Z_i > 9$ (Påske er i April)

I_{ij} = residualer som er estimert i den første iterasjonen av ARIMA og som forutsettes påvirket av E_i (Påske-effekt)

N_M = antall år som påskeferie er i Mars.

N_A = antall år som påskeferie er i April.

Mekanismen er relativt enkel. Modellen har en funksjon $f(Z_i)$ som fordeler påskeefekten på begge månedene. 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.

Denne nye versjon gir oss muligheten for enten å bestemme antall dager som er involvert i Påskeeffekter eller å la datamaterialet bestemme selv.

Vi anbefaler den siste alternativ. Begrunnelse for dette er helt parallelt med tradings day problematikken. Det er vanskelig å bestemme for hver enkelte serie hvor mange dager som er påvirket av disse ferier.

I vedlegg 1 presenterer vi en tabell hvor vi har laget en kolonne (påske effekt) som viser om påske effekter er signifikante på 10% nivå. For alle de andre sektorer har vi notert på hvilket nivå de er signifikante. Dess større dette nivået er jo mindre signifikante er påske-effekter.

I vedlegg 1 presenterer vi en tabell hvor vi har laget en kolonne (påske effekt) som viser om påske effekter er signifikante på 10% nivå. For alle de andre sektorer har vi notert på hvilket nivå de er signifikante. Dess større dette nivået er jo mindre signifikante er påske-effekter.

Det er viktig å være klar over at i mange sektorer er det slik at vi får en Påske effekt som varer 7 eller flere dager. Dvs X11ARIMA er i stand til å fange opp også en systematisk nedgang (eller oppgang) på produksjonen i de dagene før Påske starter.

Følgende tabell viser hvordan den nye versjon virker:

Tabell 3.4: Output X11Arima om nye påskekorrigeringsrutiner for næring 3 (Industri i alt)

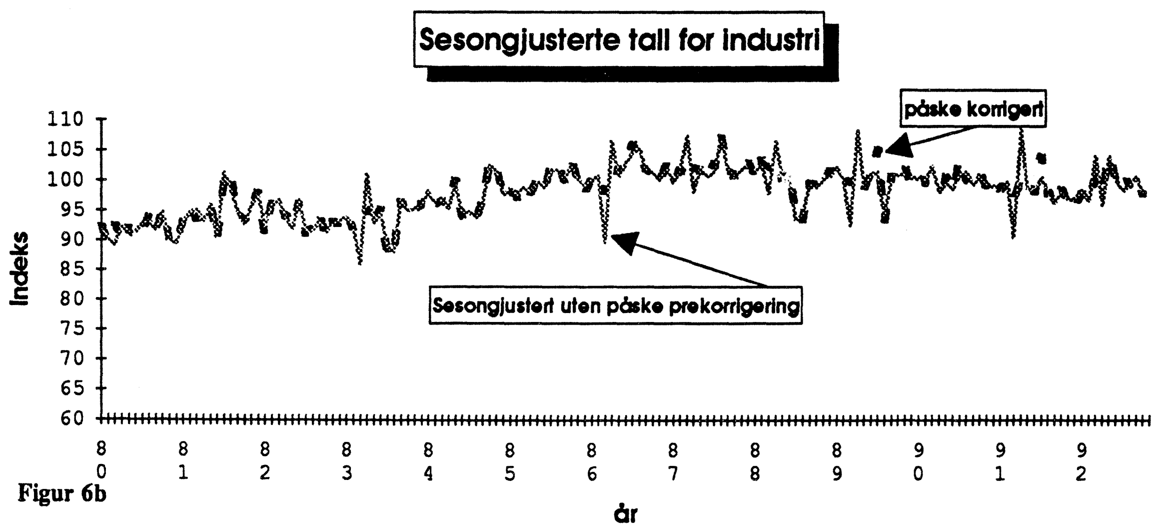
```
      SERIES TITLE-       NAR3

           -PERIOD COVERED-  1ST    MONTH,1980 TO  6TH    MONTH,1992
           -TYPE OF RUN - MULTIPLICATIVE SEASONAL ADJUSTMENT
           -STANDARD PRINTOUT.       NO 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 1980 EXCLUDING IRREGULAR VALUES OUTSID
       2.5-SIGMA LIMITS.
           -TRADING DAY REGRESSION ESTIMATES APPLIED STARTING 1980
           -TRADING-DAY REGRESSION WEIGHTS USED AS PRIOR WEIGHTS
           -GRADUAL IMPACT EASTER ADJUSTMENT FACTORS APPLIED.


A10.  EASTER EFFECT FOR GRADUAL IMPACT MODEL

THE ESTIMATED BUILD-UP PERIOD     10

    NO. OF YEARS OF DATA 13
    NO. MARCH EASTERS  3
    NO. EARLY APRIL EASTERS  4
    NO. LATE APRIL EASTERS  6

MARCH EASTERS

                                             EHAT =             0.018221

EARLY APRIL EASTER
                 DATE IN APRIL =  6          EHAT =             0.007288
                 DATE IN APRIL =  3          EHAT =             0.012755
                 DATE IN APRIL =  7          EHAT =             0.005466
                 DATE IN APRIL =  3          EHAT =             0.012755

                 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               0.0027            1               0.0027


      RESIDUAL          0.0011            7                0.0002
      TOTAL                 0.0037          12


    F STATISTIC           17.238953
    SIGNIFICANCE LEVEL     0.996            SIGNIFICANT AT    0.4 % LEVEL

    EASTER EFFECT SIGNIFICANT AT 1% LEVEL
```

Tabellen er direkt beregnet for aggregerte ukekorrigerte tall for næring 3.

Her ser vi at datamaterialet vårt sier at påske-effekter starter 10 dager før første påskedag. Av totalt 13 år er det bare 6 år som ikke har behov for noen korreksjon (later april easter). Derfor er det nødvendig å beregne korrigeringsfaktorer for de øvrige 7 år.

Som i tidligere versjon får vi en faktor (1.8%) for de tre årene hvor påske faller i mars. Dessuten får vi fire nye faktorer for de øvrige 4 år. Det er dette som er nytt og som sikrer oss en mer tilfredsstillende metode når det gjelder påske korrigeringen. Vi ser at verdien av korrigeringsfaktorene synker gradvis når Påske faller senere i april.

Figur 6b viser hvordan X11ARIMA korrigerer påske effekter for industri.



Figur 6b

Vi ser klart i figuren at det er helt nødvendig å prekorrigere serien. Vanlige sesongjusterte filtre (X11) greier ikke å justere tallene for mars i april på en tilfredstillende måte.

2.3 Pinse effekter

2.3.1 Bevegelig ferierdager

Som tidligere sagt er utviklingen i en del serier åpenbart påvirket av feriedager. Når disse feriedagene faller hver år i samme måned blir effekten fjernet med vanlige sesongjusterings filtre. Dette skjer ikke med bevegelig feriedager. Pinse ferier er et klart eksempel i denne sammenhengen.

Problemstillingen er nøyaktig det samme som med påske problematikken. I stedet for mars og april er mai og juni de to måneder som er involvert.

Et naturlig spørsmål er om tradings-day prosedyren ikke er velegnet til å fange og fjerne denne effekten. Svaret er nei og dette er slik for to forskjellige grunner:

-Hvis Pinseferier betyr mye for en sektor da blir den irregulære komponenten for mai (eller Juni) en ekstrem verdi. I dette tilfellet ble denne observasjonen totalt neglisjert for å beregne tradings-day koeffisientene . Vi har tidligere nevnt at ekstreme verdier ikke er tatt med i tradings-day regresjon analyse. X11ARIMA "oppfatter" at årsaken for disse ekstreme observasjoner er "noe annet" enn vanlige tradings-day effekter.

-I tilfellet hvor Pinse effekten ikke er så relevant blir det fanget opp i regresjonskoeffisientene. Dette skjer på en uheldig måte. Et konkrete eksempel kan illustrere dette bedre: lå oss tenke at Pinse faller i Juni. Da måtte den irregulære komponenten for juni inneholde denne informasjon. La oss også tenke at de to dager som inngår 5 ganger i Juni er tirsdag og onsdag. Det som skjer med tradings-day prosedyre er at det blir disse to dagene som ble oppfattet som årsaken for den "unormale" verdien av denne observasjon. Likevel, dette er feil. Årsaken var at Pinsen faller i juni uansett hvilke av de ulike ukedagene som inngår 5 ganger i juni.

Det ble sent et brev til Canada med flere forslag for å løse dette problemet. Vi regnet med å etablere en modell i programmet lik den som er beskrevet ovenfor for påske-effekter. Dette var ikke mulig . Vi brukte derfor flere alternativer for å løse problemet. Enten en manuell korreksjon eller bruken av påske korrigeringsfaktorer (tilpasset til pinse ferier) kunne være et godt alternativt. Dette er et krevende arbeide samtidig som vi neglisjerer informasjonen som ligger implisitt i de irregulære komponentene for disse to måneder.

2.3.2 Modell forslag

Følgende forslag kan være en løsning på problemet:
La M_j og J_j betegner de irregulære komponentene i år j for månedene mai og juni. Dette fremkommer fra en første kjøring av X11ARIMA . Da kjører vi følgende regresjons analyse:

$$M_j = \sum_{i=1}^{2} \beta_{ij}^M X_{ij}^M + e_j^M$$

$$J_j = \sum_{i=1}^{2} \beta_i^j X_{ij}^j + e_j^J$$

Hvor X_{ij}^M *og* X_{ij}^J er dummy variable for Mai og Juni på en slik måte at:

$$X_{1j}^M = 1,\ X_{2j}^M = 0 \quad if\ Pinse\ faller\ i\ Mai$$

$$X_{1j}^M = 0,\ X_{2j}^M = 1 \ if\ Pinse\ faller\ i\ Juni$$

$$X_{1j}^J = 0,\ X_{2j}^J = 1 \ if\ Pinse\ faller\ i\ Mai$$

$$X_{1j}^J = 1,\ X_{2j}^J = 0 \ if\ Pinse\ faller\ i\ Mai$$

Når Pinse faller i Juni bruker vi verdien av den estimerte koeffisienten for $\beta_2^M\ og\, \beta_1^J$ som permanente prekorrigeringsfaktorer for Mai og Juni. Disse er koeffisientene for våre dummy variable når Pinse faller i Juni. Vi sier derfor at Pinse effekten er signikante i det samme grad som disse koeffisientene er signifikante forskjellige fra null. For vår naring 3 (Industri) var disse verdiene 100.90 og 97.08.

Metoden består av å beregne et "standard" gjennomsnitt av de irregulære komponentene for Mai og Juni. Deretter korrigeres disse måneder som følge av hvor mye de observerte irregulære komponentene avviker fra den normale verdien.

Fordelen med denne metoden er at den kan brukes for å korrigere rådatamaterialet for alle typer variasjoner som vi mener er kalender bestemt samtidig som vi tar hensyn til informasjon som implisitt ligger i de irregulære komponentene..

2.4 Oppsummering kappittel 2

I dette kappittel har vi drøftet tre viktige prekorrigerinsrutiner. Både tradingsday og Påske effekter er spesielt behandlet i X11ARIMA. Når det gjelder Pinse effekten har vi presentert et mer general modell som kan anvendes i andre forhold.

Prinsippet for å beregne disse prekorrigerinsfaktorer er alltid det samme. Vi beregner først de irregulære komponentene og vi forutsetter at i det ligger implisitt en del informasjon for å estimere disse faktorene. Ved hjelp av vanlige regresjons analyse og enkelte t-tester kan vi lett identifisere i hvor stor grad disse effekter er signifikante.

Det er klart at denne problematikken bare er aktuelt for de serier som er månedlige spesifisert. Seriene må være av en slik karakter at intensiteten for varibel kan variere med de ulike ukedagene.

Generelt er det slik at vi alltid har muligheter for å foreslå faste prekorrigerinsfaktorer. Dette sikrer oss en viss stabilitet i serien. Likevel er denne metoden delvis inkonsistent med resten av X11ARIMA prosedyren.

Etter vår mening er prekorrigerte tall det første skrittet i en sesongjusterings prosedyrer. Derfor er det naturlig å forvente et viss grad av ustabilitet. Å velge faste eller løpende faktorer er bare et spørsmål om prioritering. Fordel med løpende faktorer er at de gir "ferskere" tall samtidig som senere revisjonsarbeider blir lettere. Fordel med faste faktorer er at våre prekorrigerte serier er stabile i løpet av et kalender år. Resonementet er like gyldig for de endelige sesong korrigerinsfaktorene.

I neste kapittel skal vi drøfte noen sentrale rutiner for å beregne de endelige sesongjusterte tall.

3 : Sesongjustering

Generelt

I kapittel 2 så vi hvordan vi kan prekorrigere våre serier. Vi så at problemstillingen var begrenset til serie som oppfylte bestemte krav. Her ser vi nærmere på hvordan X11ARIMA beregner de endelige sesongjusterte tall. Vi skal drøfte en del momenter som alle brukere må ta stilling til.

Når det gjelder sesonjusterings prosedyre er det slik at X11ARIMA i mange tilfeller allerede er programmert for å velge de beste alternativer for en gitt serie. Likevel er det tre momenter som spiller en sentral rolle og som vi må ta stilling til:

- Tolkning av sesongeffekter (stabil, bevegelig)
- Additiv eller multipklikativ struktur
- Valg av ARIMA modell som passer best til våre serier
- Behandling av ekstreme verdier og valg av lengden på glidende gjennomsnitt

I det følgende skal vi separat se på disse tre momenter. Når det gjelder valget av additiv eller multiplikative form må vi som brukere alltid ta stilling til om. Det finns ikke noe automatisk opsjon i X11ARIMA som kan hjelpe oss. Valg av arima modell er viktig fordi i mange situasjoner er slik at modellene som er programmert blir forkastet. Her må vi selv foreslå en modell hvis vi vil benytte oss X11ARIMA fordelene.

For å undersøke i hvor stor grad våre valg mellom de forskjellige opsjoner har vært vellyket er det viktig å tolke sesongmønstrene som disse opsjonene fører til.

3.1 Tolkning av sesongeffekter

En viktig referanse for å vurdere kvaliteten på sesongjusterte tall er å se på stabiliteten i sesongmønsteret(SSM)

Kriteriet for å vurdere dette er basert på en F-test som X11-ARIMA med utgangnspunkt i outputtabell D8 (final unmodified SI ratios). Denne tabellen viser original serien hvor trenden har vært fjernet. Forkastningsområdet for denne testen ligger her på 1% nivå. Hvis testen er signifikant på et høyere nivå sier vi at datamaterialet ikke gir grunnlag for å påstå at det finns en SSM i serien.

På tilsvarende måte viser også denne tabellen en test for å vurdere bevegelig sesongmønster (BSM). Her ligger forkastningsonrådet på et høyere nivå, 5%. Testen må her tolkes litt forskjellig. Vi sier at en serie har BSM hvis og bare hvis denne er signifikant på 5% eller lavere nivå.

Det er viktig å være klar over hvordan testen for BSM i X11-ARIMA er definert: "it tests for the presence of moving seasonality characterized by gradual changes in the seasonal amplitude but not in the phase".

Beregningen av F-testen er relativt enkel. Som i alle F-tester er testobservator beregnet som forholdet mellom to varianser.

Følgende eksempel illustrerer mekanismen for å beregne disse tester for sektor 295 (produksjon av garn)

Tabell 1.3 : " Final Unmodified SI ratios for sektor 295 (produksjon av gran)"

D 8. FINAL UNMODIFIED SI RATIOS

0 YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	AVGE
1980	102.18	111.98	134.99	80.85	92.60	108.81	40.91	122.33	112.22	120.75	107.56	81.62	101.40
1981	100.47	129.25	117.21	84.26	93.18	102.37	36.14	114.87	115.37	115.69	115.76	89.83	101.20
1982	98.93	111.42	122.27	81.52	92.76	124.01	32.16	109.22	125.01	117.30	109.14	84.05	100.65
1983	108.29	118.66	114.97	89.61	77.86	110.76	29.87	106.70	112.61	121.42	114.15	86.26	99.26
1984	114.78	123.07	112.12	82.26	89.71	105.68	31.03	101.62	115.20	119.05	135.75	91.90	101.85
1985	101.87	112.94	117.77	85.92	88.54	102.46	33.57	109.42	110.80	131.71	123.16	82.04	100.02
1986	113.01	124.05	103.70	74.62	94.95	107.56	31.36	103.76	119.37	134.13	117.30	83.87	100.64
1987	106.03	120.68	112.92	87.22	80.92	98.40	13.85	123.18	121.57	114.55	124.79	88.41	99.38
1988	113.44	122.95	114.67	76.31	74.14	113.08	14.66	119.00	125.29	111.27	108.27	77.59	97.56
1989	129.89	144.23	112.78	85.63	73.70	115.62	8.68	110.37	123.42	118.35	111.85	84.74	101.60
1990	124.45	122.29	115.84	77.63	87.00	104.09	10.93	106.39	116.78	126.68	121.70	82.55	99.69
1991	102.80	129.23	113.07	89.40	82.25	100.45	18.72	115.37	119.70	119.39	125.86	84.66	1 00.07
1992	112.80	120.62	115.03	81.67	96.79	95.43	********	********	********	********	********	********	
AVGE	109.92	122.41	115.95	82.84	86.49	106.83	25.16	111.85	118.11	120.86	117.94	84.79	

TABLE TOTAL- 15062.21 MEAN- 100.41 STD. DEVIATION- 27.15

TEST FOR THE PRESENCE OF SEASONALITY ASSUMING STABILITY

	SUM OF SQUARES	DGRS.OF FREEDOM	MEAN SQUARE	F-VALUE
BETWEEN MONTHS	102593.5488	11	9326.68625	161.300**
RESIDUAL	7979.4360	138	57.82200	
TOTAL	110572.9848	149		

**SEASONALITY PRESENT AT THE 0.1 PER CENT LEVEL

NONPARAMETRIC TEST FOR THE PRESENCE OF SEASONALITY ASSUMING STABILITY

KRUSKAL-WALLIS STATISTIC	DEGREES OF FREEDOM	PROBABILITY LEVEL
116.7146	11	0.000%

SEASONALITY PRESENT AT THE ONE PERCENT LEVEL

MOVING SEASONALITY TEST

	SUM OF SQUARES	DGRS.OF FREEDOM	MEAN SQUARE	F-VALUE
BETWEEN YEARS	917.8995	11	83.445413	1.507
ERROR	6699.1745	121	55.365079	

NO EVIDENCE OF MOVING SEASONALITY AT THE FIVE PERCENT LEVEL

COMBINED TEST FOR THE PRESENCE OF IDENTIFIABLE SEASONALITY

IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT

Dette er en viktig test og derfor må vi forklare litt mer presis hvordan den ble beregnet.

Her ser vi at det finnes "seasonality (assuming stability) present at the 0.1 per cent level". Den F-verdien som er grunnlag for denne påstanden er 161.3 (som er klart større enn 2). Denne verdi er beregnet som forholdet mellom to varianser: (i) variansen "mellom måneder" som i stor grad er basert på sesong effekter og (ii) variansen på residualer som er basert på de irregulære komponentene. Siste linje i tabell 8D er utgangspunktet for å beregne variansen mellom måneder.

La oss betegne en serie med $\{Z_{it}\}$ hvor **i** representerer måned og **t** år.

i = 1,2.........12   t = 1,2,................T

Gjennomsnittet for hele serien er gitt ved:

$$\bar{Z} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{12} Z_{it}}{n}; \quad n{:}\, antall\, observasjoner$$

Videre sier vi at gjennomsnitt for måned **i** er gitt ved:

$$\bar{Z}_i = \sum_{t=1}^{T} Z_{it} \qquad i = 1,2.........12.$$

På tilsvarende måten sier vi at gjennomsnitt for år **t** er :

$$\bar{Z}_t = \sum_{i=1}^{12} Z_{it} \quad t = 1,2...........T$$

Da sier vi at variansen mellom månedene er beregnet på følgende måten:

$$\sigma_m = \frac{\sum_{i=1}^{12} (\bar{Z}_i - \bar{Z})^2}{11} \qquad 11{:}\ antall\ frihetsgrader$$

og herfra kan vi beregne testobservator:

$$F - value = \frac{\sigma_m}{\sigma_R} = 161.3$$

Videre ser vi at tabellen sier "no evidence of moving seasonality at the five percent level". F-verdien for denne konklusjon er 1.507. Denne F ratio er forholdet mellom variansen mellom årene og variansen for residualer. Siste kolonne i tabell D 8 er utgangspunktet for å beregne denne variansen.
Den er gitt ved:

$$\sigma_y = \frac{\sum_{t=1}^{T} (\bar{Z}_t - \bar{Z})^2}{T-1}$$

Videre beregner vi testobservator for BSM:

$$F - value = \frac{\sigma_y}{\sigma_R} = 1.507$$

Variensen til residualer er gitt ved:

$$\sigma_R = \sigma - (\sigma_y + \sigma_m)$$

σ representerer her variansen til hele serien.

3.2 Additiv/Multiplikativ

I de aller fleste tidserier er det vanskelig å identifisere om sesongkomponentene inngår på en multiplikativ (proporsjonalt med seriens nivå) eller additiv (konstant) måte. Generelt vil de fleste serier ha en blanding av begge i seg over tid. Dette betyr at enkle plott av serier sjelden gir et godt forslag om hvilken strukturer som er best egnet. Hvordan kan vi da bestemme hvilken metode som passer best?

Output i X11ARIMA er så omfattende at vi i mange tilfeller kan bygge nye tester. Vi forutsetter at for en additiv struktur er spredningen for sesongmønster uavhengig av den årlige trenden. Hvis det er slik at spredningen i sesongmønster endres med det års gjennomsnitlige trendnivå er det den multiplikative formen som passer best.

Vi kan definere spredning i sesongmønster i år j som $A_j = \sum_{i=1}^{12} \frac{(O_{ij} - R_{ij})}{12}$ hvor O_{ij} og R_{ij} står for den original og sesongjusterte verdier for måned *i* i år *j* (tabeller A1 og D12 i X11ARIMA output). Gjennomsnitlige årlig trend er gitt ved $T_j = \sum_{i=1}^{12} \frac{T_j}{12}$ (fra tabell D12).

Ved å kjøre en regresjonsanalyse av A_j mht T_j får vi en god indikator for stabiliteten i sesongmønsteret. Hvis koeffisienten for T_j er signifikant forskjellig fra null har vi et multiplikative struktur.Ellers er det additive form som anbefales.

Metoden ble foreslått av Stastics Canada. Vi har testet en del sektorer og resultater var lang fra entydig bestemt. I de fleste tilfeller var det slik at koeffisienten fra T_j ligger i grensen av forkastnings området. Mao begge hypoteser var like gyldige.

Det er andre problemer av mer alvorlig karakter. For å estimere O, R, og T må vi først velge mellom den additive og multiplikative form. Med dette er resultatene fra regresjons analyse delvis betinget.

En typisk måte å løse problemet på er med å kjøre programmet to ganger. Da velger vi metoden som gir mer signifikante og en mer stabil sesongkomponent. Vi benytter oss av testene som ble behandlet i det tidligere avsnittet. Vi gjør dette med <u>å velge strukturen som gir høyeste F-verdi for stabilitet i sesongmønster og lavere F-verdi for bevegelig sesongmønster i tabell D8.</u>

Vår erfaringen med PI serier viser at en multiplikative form passer best. Det er viktig å huske at for alle serier som har 0 verdier må det brukes additive justering. Ellers blir slike observasjoner lik 0 uansett verdi på korrigeringsfaktorer.

3.3 Kriterier for valg av arima modeller

3.3.1 Arima fremskrivning

Som tidligere nevnt er det bruken av ARIMA fremskrivning som representerer den største fordel i den nye versjon av programmet. Hovedpoenget med Arima modeller er å beskrive en serie med hjelp av bare løpende og lagede verdier av både variabel selv og restledd. Disse modellene ser ut å være spesielt velegnet for å predikere de nærmeste verdier. Dette gjelder i særlig grad for å fange vendepunktet og ekstreme verdier på kortsiktige perioder.

Bruken av Arima modellering gir også svar på problematikken om tidsserie dekomponeringen. Vi kan vanskelig dekomponere en råserie i trend, sesong og irregulær komponentene hvis ikke finnes noe struktur i serien. Hvis det er slik at vi lett kan modellere en gitt serie kan vi godt ta i bruk

X11 presedyre for å identifisere de forskjellige komponenter. Ellers må vi finne en annen transformasjon som gir grunnlag for å modellere serien.

Her skal vi se litt nærmere hvordan programmet fungerer på dette feltet.

Særlig viktig er det å etablere en del kriterier for å estimere en Arima modell når programmet forkaster alle de alternativer som er med. Mao skal vi prøve å svare følgende spørsmål:

Hvorfor forkastes modellene som apriori skulle fungere bra? Hva kan vi gjøre for likevel å kunne benytte oss av disse modellene? Når alle etablerte rutiner for å estimere en modell i programmet mislykkes, hva kan vi gjøre?

Bruken av nomenklatur, estimering og tolkning av parametrene i slike modeller krever en viss erfaring. Stor sett gjelder det å teste flere alternativer empirisk for så å velge den som passe best til våre serier.

Vi har, sammen med Dinh Pham (Metode gruppe), under arbeidet med et notat hvor vi skal behandle en del momenter om ARIMA modeller. Der tenker vi å gi en generel beskrivelse av disse modellene for deretter å presentere en del teknikker for å estimere parametrene. Det finns mange gode lærebøker som behandler disse teknikker. Vi vil bare implementere teorien med en del konkrette eksempler. For å gjøre dette har vi ved hjelp av Minitab simulert en del ARMA modeller som "pent" oppfyller alle de teoretiske forutsetninger. Deretter viser vi fremgangsmåten for å estimere Arima modeller i våre PI serier. Vi regner med å være ferdig med dette etter sommerferien.
Her skal vi prøve å forklare hvordan estimerinsmetoden fungerer i X11-Arima

3.3.2 Kriterier for å velge modeller i X11arima

Et av hovedproblemene, når det gjelder bruken av ARIMA modeller, er å identifisere den som passe best til en gitt serie. Dette er tidkrevende og i mange tilfeller er det et spørsmål om å utprøve flere alternativer. X11-ARIMA velger en modell blant de som finnes i programmet på grunnlag av at modellen skal oppfylle visse betingelser. Dette sikrer oss at modellen som ble valgt "er god nok" for å fremskrive vedier, men dette sikrer oss ikke at den er den beste modellen for å fremskrive verdier. Det er to grunner for dette:

- Valgmulighetene i programmet er begrenset til 5 modeller
- Programmet velger den første modell som oppfyller visse betingelser uten å ta hensyn til de andre modellene.

Det er derfor et viktig poeng å ha en viss forståelse for mekanismen som X11-ARIMA bruker for å forkaste en modell. Med dette kan vi bedre sikre oss mot uheldige resultater.

Følgende kriterier brukes i X11Arima for å vurdere om en modell må forkastes:

<u>Kriteriet 1:</u> Modellens egenskaper for å predikere de tre siste år.

Vi har allerede nevnt at teknikken for å identifisere trenden i en tidsserie stor sett er basert på beregningen av (vanligvis 12 ledd) sentrerte glidende gjennomsnitt 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 fremtidige observasjoner.

Vi er interessert i å finne en modell for å best mulig fremskrive de umiddelbart fremkommende observasjoner. Hvordan modellen fungerer på lang sikt er ikke så viktig.

For å sikre oss at modellen oppfyller dette krav forkaster X11ARIMA en modell hvis det er slik at den predikerer 'dårlig' for de observasjoner som har vært observert i de tre siste årene. For hver observasjon i denne perioden beregnes %-vis prediksjonsfeil (residual). Feilmarginen er 12% og dette gjelder for en gjennomsnittlig verdi for hvert år og for de tre siste år under ett.

I tabell 2.3 ser vi at modellen som ble valgt er (0,1,1)(0,1,1). Denne modellen er den første som er testet i alle X11-ARIMA prosedyrer. Der servi at feilmarginen for de tre siste årene under ett er 1.80 % (del A). Deretter ser vi hvordan denne prosentvis har delt seg for 1, 2 og 3 år separat. Vi ser at feilmarginen ligger langt ifra grensen på 12% og derfor ble ikke modellen forkastet.

Det er viktig å være klar over dette prinsippet fordi en ekstrem observasjon som ikke er korrigert kan gjør at programmet forkaster en modell som er korrekt. Konklusjon er klar: riktig behandling av 'outsider' i de tre siste årene er ekstremt viktig. Påske og tradings-day effekter er to momenter som spiller en sentral rolle i denne sammenhengen.

Kriteriet 2: 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 for forskjellige lag. Det som er spesielt med portmanteau test er at i tillegg til vanlig korrelasjon mellom residualene r_t og r_{t-k} (k = 1,2.....) ser vi også på summen på forskjellige nivå. Vanligvis 12 og 24 lag. I alle ARIMA modeller spiller denne testen en så sentral rolle at vi i vedlegg 2 forklarer litt bedre grunnen og teorien for denne test.

Teststørrelser ble beregnet med den empiriske autokorrelasjonfunksjonen som er printet i del C i tabell 2.3.

Modellen ble forkastet for signifikantsannsynlighet (p-verdi) 5%. Denne p-verdien er printet (chi-sq. prob.) i del A av tabellen. Her ser vi at p-verdi er 10.85 %. Den er høyere enn 5% og derfor ble ikke modellen forkastet. Store verdier for p-verdi sikrer oss at modellen i større grad oppfyller kravet om ukorrelerte residualer.

I tabell 3.3 ser vi at de 4 første modellene ble forkastet fordi de ikke oppfyller dette kravet. Vi ser i del
A i tabellen at p-verdi er mindre enn 5% for fire modeller. Det er modell (2,1,2)(0,1,1) som oppfyller både kravet om fremskrivningsevner og kravet om ukorrelerte residualer.

kriteriet 3: Overdifferensiering.

Når graden av differensiering er større enn 1, kan risiko for å velge en feil modell være stor. Det kan lett vises at når koeffisientene som styrer moving avarage-prosessen er store, står vi overfor et overdifferensierings problem. I slike tilfeller er det lett å utlede en modell hvor grad av differensiering er lavere, samtidig som modellen er helt ekvivalent med den originale.

For bedre å vise hvordan disse tre kriterier fungerer i praksis har vi printet to forskjellige alternativ for næring 3. Forskjellen mellom disse to tabeller er behandlingen for ekstreme verdier. Vi kommer senere tilbake til dette poeng. Det som er interessant her er at valg av forskjellige grenser på hva som er ekstreme verdier fører til valg av to forskjellige arima modeller.

Tabell 2.3 : Output X11Arima om valg av Arima modell (1.5-2.5 greneverdier for σ)

-PERIOD COVERED- 1ST MONTH,1980 TO 3RD MONTH,1992
-TYPE OF RUN - MULTIPLICATIVE SEASONAL ADJUSTMENT
- BRIEF PRINTOUT. NO 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.
-24 MONTHS OF FORECASTS FROM ARIMA MODEL SELECTED BY THE PROGRAM.
-TRADING DAY REGRESSION COMPUTED STARTING 1980 EXCLUDING IRREGULAR VALUES outside .5 SIGMA LIMITS.
-TRADING DAY REGRESSION ESTIMATES APPLIED STARTING 1980
-TRADING-DAY REGRESSION WEIGHTS USED AS PRIOR WEIGHTS
-EASTER ADJUSTMENT FACTORS APPLIED.

SERIES N3 NAERING 3 PAGE 1

AUTOREGRESSIVE INTEGRATED MOVING AVERAGE (ARIMA) EXTRAPOLATION PROGRAM

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.
AVERAGE PERCENTAGE STANDARD
ERROR IN FORECASTS

A

MODEL	TRAN.	ADDITIVE L CONSTANT	AST 3 YEARS	LAST YEAR	LAST-1 YEAR	LAST-2 YEAR	CHI-SQ. PROB.	R-SQUARED VALUE	ESTIM PARAMETER	
(0,1,1)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	1.80	3.03	1.33	1.04	10.85%	0.9567	0.833	0.645

B

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

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

(0,1,1)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	2.00	2.74	2.07	1.19	14.58%	0.9554	0.836	0.663

C

HERE ARE THE AUTOCORRELATIONS OF THE MODEL(S)

MODEL 1 -0.173 0.030 -0.053 0.094 0.033 -0.075 0.042 -0.022 0.096 -0.011 0.142 0.004
-0.003 -0.028 -0.150 -0.073 -0.044 -0.040 -0.066 -0.112 0.183 -0.047 0.043 -0.151
0 THE MAXIMUM NUMBER OF ITERATIONS IS 30

B 1A. ORIGINAL SERIES EXTRAPOLATED 24 MONTHS AHEAD

0 YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1992	**********	********	********	95.3	94.2	107.5	62.9	101.6	106.8	107.4	108.5	89.7	873.7
1993	98.6	105.2	101.9	95.0	93.9	107.2	62.7	101.3	106.5	107.1	108.2	89.4	1177.1
1994	98.4	104.9	101.6	********	********	********	********	********	********	********	********	********	**

Vi har allerede delvis forklart disse to tabeller. I del A står de to siste tall for verdien til parametrene. Modellen (0,1,1)(0,1,1) ser som ut:

$$Z_t = Z_{t-1+}Z_{t-2} - Z_{t-3} + a_t - \theta a_{t-1} - \Theta a_{t-12} + \theta\Theta a_{t-13}$$

Derfor har vi to parametre, nemlig θ og Θ . Det er verdien til Θ som gir oss grunnlaget for å bestemme lengden til fremskrivningshorisonten. I dette tilfellet er Θ = 0.645 som er stor nok til å prøve med å fremskrive 24 observasjoner. Dette skal vi se litt nærmere på senere notatet. I denne delen av tabellen ser vi også R^2 verdi. Denne må tolkes på samme måte som i vanlig regresjons analyse. Dvs jo større verdien til R^2 er dess bedre forklarer modellen endringene i det observerte materialet. Likevel bruker X11-ARIMA ikke denne størrelsen for å vurdere modellens kvalitet. Grunnen til det er at i alle tidsserier pleier R^2 å være veldig stor.

Ved hjelp av modellen beregnes residualer (original minus modellberegnet verdier) for hele serien. Deretter estimeres standardavviket σ for disse residulalene. Alle verdier i den originale serien som tilsvarer residualene større enn 2,5 σ ble fjernet og erstattet for med tilsvarende arimamodell beregnet verdi. Deretter ble parametrene estimerte på nytt. Del B i tabellen 2 og 3 viser indikatorer og parametrene beregnet etter at ekstreme verdier er fjernet.

I tabell 3.3 ser vi at modellen som ble valgt er (2,1,2)(0,1,1). Den består av 5 parametre, men det er bare èn som kan hjelpe oss å se hvor stabilt sesongmønsteret er. I dette tilfellet er Θ = 0.625 som er nesten likt som i tabell 2.3. Dette er grunnen til at verdiene på fremskrevede tall er nesten like i begge tilfeller. Output i del C (*autocorrelation of the model*) spillen en sentral rolle når brukere må estiemere modellen selv.

3.3.3 Modell identifikasjon av brukere

Ofte er det slik at alle modeller som er i programmet blir forkastet. Dette er særlig aktuelt for alle serier som bygges opp aggregering fra et lavere nivå. I denne situasjonen står vi foran to alternativer: enten beregner vi sesongfaktorer uten Arima fremskrivning eller vi foreslår en modell. I det første tilfellet får vi det samme resultatet som produserer bruken av X11 gammel versjon. Det kan vises at resultater er bedre hvis man bruke arima fremskvining, selv om modellen ikke tilfredstille de standariserte krav.

Som brukere må vi først identifisere hvofor alle modellene ble forkastet. Til en viss grad er kravene fra programmet veldig "konservativt". Med dette mener vi at programmet velger en modell når denne er "veldig" god. Som vi tidligere så ble det printet en tabell med de 5 modellene som er inne i systemet. I mange tilfeller gjelder det å velge den som er "second best". Følgende regler har vært veldig nyttige for å unngå å forecaste modellene som ellers kunne fungere bra.

<u>Korrigering for en lav X^2 signifikanssannsynlighet</u>. En lav verdi for X^2 tyder på at residualene fra modelen er autokorrelert. Dette skjer ofte fordi log transformasjon ikke er nødvendig (hvis den ble brukt) eller omvendt. Ved å kjøre modellen på nytt med den tilsvarende transformasjon kan vi kanskje få høyere verdi for X^2.

<u>Korrigering for overdifferensiering</u>.Dette problemmet er knyttet til modeller som gir ualminnlige verdier for parametrene. Kort sagt dreier det seg omå erstatte modeller med mange parametre (flere enn tre) med mye enklere modeller. I mange tilfeller tyder dette på at sesongmønster ikke er identifiserbare på et vanlig nivå.

<u>Korrigering for høy fremskrivninsfeil.</u> Vannligviss er det slik at når vi har korrigert både X^2 og overdifferensiering problemer ble fremskrivningsfeil betydelig redusert. Likevel hvis dette ikke skjer må brukere selv estimere en modell. Dette intreffer veldig ofte.

Som tidligere nevnt er det bare de tre siste årene i seriene som testes for å estimere fremskrivningsfeil. Dette betyr at en ekstrem observasjon i løpet av denne periode kan være nok til å forkaste en modell som ellers kunne fungere perfekt. Derfor er det viktig å undersøke om vi har en slik verdi i vår serie. Når dette inntreffer bruker vi modellen selv om den ble forkastet.

3.4 Behandlingen av irregulare komponentene og valg av passende filtre.

Vi så i første kapittel at X11 har en automatisk opsjon for både estimering av ekstreme verdier og valg av passende korrigerinsfiltre. X11Arima har utvidet dette område på en måte som gjør at brukere selv kan etablere sine kriterier for å behandle seriene som ikke passer bra til de etablerte rutiner. Her beskriver vi kort hvordan programmet fungerer på dette området.

X11 Arima har en solid metode for å velge disse rutinene. Vi har konstatert at sjelden vi får bedre resultater med bruken av andre opsjoner enn de som automatisk ble foreslått. Likevel er det klart at begge rutiner spiller en viktig rolle for å bestemme i hvor stor grad seriene glattes.

3.4.1 estimering av irregulære komponentene.

Vi får første stimat på irregulære komponentene ved å trekke sesongfaktorene fra estimatet på sesong plus erratisk komponent. Deretter beregnes et bevegelig 5-års standardavvik (σ) på estimatet, og verdiene av den irregulære komponenten i det midterste av disse årene testes mot σ. Verdier av den irregulære komponenten som er større enn 2.5 σ anses som "ekstreme" og fjernes. Deretter beregnes det glidende 5-års standardavviket en gang til, og de irregulære komponentene (I) gis vekter etter hvor store de er i forhold til σ. <u>Det er akkurat disse vektene som vi kan selv velge via</u> σ. Vi har som default i programmet:

$|I| > 2.5\sigma$ får vekt 0

$1.5\,\sigma < |I| < 2.5\sigma$ får vekter som avtar lineært fra 1 til 0.

$|I| < 1.5\sigma$ full vekt

Valg av 2.5 sikrer oss at alle observasjoner ligger innenfor en 95% konfidensintervall for gjennomsnittet i den betraktede perioden.

Vi ser derfor at korreksjonen for ekstreme verdier og størrelsene på "out-off"-verdiene gjenstand for valg; de er opsjoner på samme måte som additiv eller multiplikativ sesongformulering er.

I dagens X11-ARIMA versjon har vi opsjonen SLSTC (Sigma limit for graduating extreme values in estimating the Seasonal and Trend-Cycle components) som gir oss anledning til å gradere grenser for sigma til 0.1 til 9.9. Dette kan være et alternativ til dagens rutiner for å glatte mange av SSB serier med hjelp av bruken av vanlige 3 måneds glidende gjennomsnitt.

3.4.2 Automatisk valg av sesongfiltre

X11Arima program velger automatisk lengden for de forskjellige glidende gjennomsnitt som ble presentert i kapittel 1. Likevel, på sammen måte som før, kan også brukere teste andre alternativer. Håndboken beskriver hvilke serier som skal testes i denne sammenhengen. Hovedreferanse for å bestemme lengden av filtrene er gitt med tabellene F-2 (X11Arima output). Disse tabellene viser prosentviss endringer i verdien for observasjonen hvor trenden har vært fjernet (irregulær-sesong ratio). Endringer ble beregnet for forskjellige lag. Til slutt beregnes en såkalt global ratio (I/S) som gir grunnlag for å velge lengden for de glidende gjennomsnitt. Generelt er det vår erfaring at automatiske opsjoner må brukes. De er testet og begrunnet.

Tabell 3.3: Output X11Arima om valg av modellen (verdigrenser for σ 1.0-2.5)

-PERIOD COVERED- 1ST MONTH,1980 TO 3RD MONTH,1992
-TYPE OF RUN - MULTIPLICATIVE SEASONAL ADJUSTMENT
-STANDARD PRINTOUT. NO CHARTS.
-SIGMA LIMITS FOR GRADUATING EXTREME VALUES ARE 1.0 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 1980 EXCLUDING IRREGULAR VALUES OUTSIDE 2.5-SIGMA LIMITS.
-TRADING DAY REGRESSION ESTIMATES APPLIED STARTING 1980
-TRADING-DAY REGRESSION WEIGHTS USED AS PRIOR WEIGHTS
-EASTER ADJUSTMENT FACTORS APPLIED.

AUTOREGRESSIVE INTEGRATED MOVING AVERAGE (ARIMA) EXTRAPOLATION PROGRAM

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.
AVERAGE PERCENTAGE STANDARD
ERROR IN FORECASTS

A MODEL	TRAN.	ADDITIVE CONSTANT	LAST 3 YEARS	LAST YEAR	LAST-1 YEAR	LAST-2 YEAR	CHI-SQ. PROB	R-SQUARED VALUE	ESTI.PARAMETERS				
(0,1,1)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	1.82	3.23	1.28	0.94	2.19%	0.9570	0.843	0.658			
(0,1,2)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	1.81	3.21	1.27	0.95	2.37%	0.9577	0.983	-0.165	0.658		
(2,1,0)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	1.61	2.68	1.19	0.96	0.00%	0.9480	-0.697	-0.301	0.644		
(0,2,2)(0,1,1)	LOG	0.000E+00	2.11	2.61	2.10	1.61	0.73%	0.9232	1.404	-0.562	0.515		
(2,1,2)(0,1,1)	NONE	0.000E+00	1.75	3.01	1.17	1.06	10.75%	0.9521	0.298	0.059	1.219	-0.375	0.625

B THE MODEL CHOSEN IS (2,1,2)(0,1,1)0 WITH TRANSFORMATION - NONE

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

(2,1,2)(0,1,1) NONE 0.000E+00 1.82 2.68 1.96 0.82 14.14% 0.9495 0.309 -0.027 1.244 -0.378 0.655

C HERE ARE THE AUTOCORRELATIONS OF THE MODEL(S)

MODEL 1	-0.136	0.010	-0.058	0.126	0.052	-0.076	0.063	-0.057	0.157	-0.016	0.068	0.030
	0.005	-0.014	-0.176	-0.071	-0.086	0.009	-0.076	-0.171	0.222	-0.043	0.035	-0.180
MODEL 2	-0.003	-0.049	-0.087	0.092	0.032	-0.087	0.023	-0.041	0.148	0.016	0.079	0.050
	0.014	-0.038	-0.197	-0.112	-0.091	-0.005	-0.090	-0.135	0.226	0.020	0.021	-0.185
MODEL 3	-0.116	-0.221	-0.244	0.190	0.042	-0.136	-0.015	-0.036	0.116	-0.062	0.084	0.056
	0.092	-0.020	-0.162	-0.038	0.033	0.036	-0.099	-0.156	0.264	0.049	0.057	-0.193
MODEL 4	-0.049	0.028	-0.104	0.101	0.001	-0.113	0.024	-0.069	0.123	0.046	0.187	0.046
	0.127	0.071	-0.114	-0.014	-0.046	0.022	-0.059	-0.128	0.263	0.040	0.124	-0.162
MODEL 5	-0.024	0.005	-0.046	0.071	-0.060	-0.121	-0.026	-0.008	0.094	-0.023	0.185	-0.020
	0.097	-0.042	-0.164	-0.072	-0.056	-0.051	-0.106	-0.119	0.116	0.012	0.076	-0.077

0 THE MAXIMUM NUMBER OF ITERATIONS IS 30

B 1A. ORIGINAL SERIES EXTRAPOLATED 12 MONTHS AHEAD

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1992	*********	********	********	94.1	93.5	106.6	62.2	101.1	106.2	107.3	107.8	89.0	867.9
1993	98.3	104.6	101.4	********	********	********	********	********	********	********	********	********	********

3.4 Oppsummering av kapittel 3

I dette kapittelet har vi presentert en del opsjoner som vi må ta stilling til. I de aller de fleste tilfeller anbefaler vi bruken av de rutiner som programmet velger selv. Det er vanskelig å tolke hvilke av de mulige resultater som er best. Stabilitet på sesongmønster er et viktig poeng i denne sammnehengen. Tester og tolkning av denne effekten ble presentert.

To alternative metoder for å velge mellom additiv/multiplikativ struktur ble presentert. Erfaringen viser at sjelden hvilken den ene eller den andre metode er klart definert. Den som gir en mer stabil sesongjustert serie må foretrekkes.

X11Arima har etablerte rutiner for å velge den arima modell som passer best til seriene. Prosentfeil på fremskrevende tall er hovedkritetriet for å forkaste en gitt modell. Forbrukere må undersøke nøyaktig hvorfor alle de etablerte modeller ble forkastet. I mange tilfeller kan dette vise manglende kvalitet på prekorrigerinsrutiner.

Automatisk behandlingen av ekstreme verdier i X11Arima kan man karakterisere som konservativ. Med bruken av denne opsjonen (grenseverdier for σ) kan man etablere i hvor stor grad seriene glattes.

Seriene med spesielle egenskaper (finansmarked) krever å teste forskjellige filtre (lengden på glidende gjennomsnitt). For de fleste serier har programmet allerede etablert solide kriterier for å velge tilpassende filtre.

Man kan konkludere med at erfaringen og empiriske undersøkelser er minst like viktig som teoretiske kunskaper for å få optimale resultater.

4: Aggregerings problematikk: direkte eller indirekte

Mange av våre sesongjusterte serier er resultater av å aggregere to eller flere enkle serier. Dette er særlig relevant for å beregne produksjon indekser på publiseringsnivå, fordi er et resultat av å aggregere indekser på sektornivå.

Når vi tenker på sesongjusterte tall er det et naturlig spørsmål på hvilket nivå seriene skal justeres. Skal vi justere på sektor nivå og deretter aggregere dem (indirekte), eller skal vi aggregere først og justere etterpå (direkte)? Metodene gir generelt forskjellige resultater. Forskjellen mellom de to resultater gir grunnlag for å stille seg følgende spørsmål:

1) Skal de to sesongjusterte serier være like ?
2) Hvilken av de to metoder er bedre?

I dette kapittel skal vi gjøre et forsøk på å svare på disse to spørsmål. Kapitlen bygges på tidligere notater publisert av Jack Lothian og Mariette Morry fra Statistics Canada.

4.1 Skal de to serier være like?

Sesongjusterte tall fremkommer ved å korrigere rådatamateriell med de såkalte sesongkorrigerings faktorer . La oss betegne denne faktor ved **F**. Nå la oss se på en rå aggregert serie **O** som består av to serier O_1 og O_2. Dvs:

$$(1)\ O = O_1 + O_2$$

Hvis faktor **F** er lineær da har vi per definisjon at :

$$(2)\ F(O_1 + O_2) = F(O_1) + F(O_2)$$

Dette innebærer at med lineær sesongjusterings prosedyre er aggregerte sesongjusterte tall (høyre siden i (2)) og tall med å justere aggregrete tall (venstre side i (2)) like. Mao. direkte og indirekte metode gir sammen resultat.

Hvis faktor **F** ikke er lineær , da får vi generelt:

$$(3)\ F(O_1 + O_2) \neq F(O_1) + F(O_2)$$

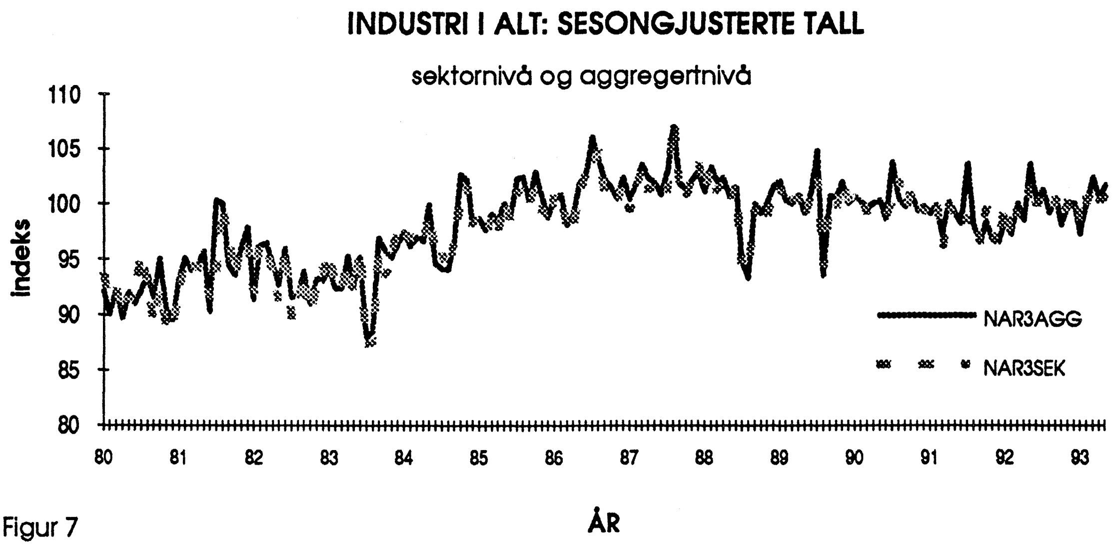
Både X11 og X11Arima metoder er ikke helt lineære. Derfor må direkte og indirekte metoder gi forskjellige resultater. Metoden for å beregne sesong korrigeringsfaktorer i XIIArima består både av lineære og ikke lineære komponenter. Det kan være fruktbart å identifisere i hvor stor grad metoden ikke er lineær. Dette vil hjelpe oss til å forstå grunnen for uoverensstemmelse mellom de to metoder.

Som vi så i kapittel 1 er det tre deler i X11Arima som ikke er lineær.

i) Valg av multiplikativ struktur
ii) Behandling av ekstreme verdier

iii) Rutiner for å estimere trenden

Ved å neglisjere disse tre momenter får vi at X11 metoden er prefekt lineær. Dette gjør vi i praksis ved å velge additiv opsjon, ved å velge begge grenser for σ likt 9.9 for å beholde alle de ekstreme verdiene, og ved å benytte oss av en 13 ledd Henderson glidende gjennomsnitt for å beregne trend rutiner. Vi har konstatert at ved å etablere disse tre opsjoner får vi samme resultat ved å bruke den ene eller den andre metoden. Ved å bruke X11Arima på en vanlig måte må brukerne forvente forskjellige resultater. Vi skal i neste avsnitt drøfte hvor stor forskjellen kan være.



Figur 7

4.2 Relative verdier av forskjellen mellom de to typer av sesongjusterte tall

Vi ser i figur 7 at forskjellene mellom de to sesongjusterte serier er veldig små. For å kunne måle avviket mellom de to metodene brukte vi de kvantitative størrelser[1] som vises i tabell 1.4 . Tabellen viser tall for industri (nær:3) og bergverksdrift (nær:2) separat og under ett. Første del av tabellen viser endringer på sesongjusterte tall beregnet for forskjellige månedlige lag. Den siste del av tabellen viser de største forskjellene (%) og et gjennomsnitt av alle forskjeller i prosent mellom de to metoder. Vi skal rette vår oppmerksomhet mot næring 3. Både indekser for næring 2 (olje) og total indeks viser store variasjoner i den betraktede perioden (1980-1993). Dette gjør at sesongjusterte tall er mye mer ustabile.

Vi ser for industrien at endringer for de forskjellige lag var generelt større enn de største forskjellen mellom de to seriene. Samtidig ser vi at endringene er betydelig større enn den gjennomsnittlige prosent forskjellen. Vi ser også helt klart at indirekte korrigering (sektornivå) gir alltid glattere serier enn indirekte korrigering (aggregernivå). Dette gjelder for alle tre seriene og for alle lagene. Dette har vært vårt viktigste argument for å velge indirekte justeringer for våre serier i PI.

[1]D.J. Daly, 'The Direct Adjustment og Aggregate compared with the sum of Adjusted Components' Fra OECD konferanse om Seasonal Adjustment, November 1960 p.327

Tallene viser at forskjellen mellom de to metoder er generelt så liten at sesongmønsteret ble upåvirket. Ut i fra dette kan vi hevde at tallene produsert av enten direkte eller indirekte metoder gir grunnlag for å trekke samme konklusjoner. Det er viktig å være klar over at alle seriene ble justert ved bruken av multiplikativ opsjon, med 1,5 og 2,5 som grenseverdier for σ og med vanlige trend rutiner. Dvs. vi tok ikke hensyn til å minimere forskjellene mellom de to metoder ved å fjerne den ikke-linear rutiner X11 prosedyre.

Ytterligere tester ble gjort i en av seriene for å se hvordan forskjellene varierer med å endre grensene for σ og med å velge adittive opsjon. Vi valgte næring 2 (bergverksdrift) selv om seriene er relativt ustabile. Dette var fordi den består av bare 5 serier og det blir enklere å beregne våre tester.

Tabell 1.4 Størrelsesorden i avviket versus månedlige endringer

GJENNOMSNITTLIG PROSENT ENDRING UTEN Å TA HENSYN TIL FORTEGN (FLERE LAGDE MÅNEDER)

	I ALT		NÆR 2		NÆR 3	
Lag	sektor	aggr.	sektor	aggr	sektor	aggr
1	2,77	3,46	7,14	7,19	1,90	2,15
2	3,18	3,74	8,13	8,19	2,14	2,33
3	3,49	3,91	8,26	8,31	2,09	2,37
4	3,60	4,14	8,61	8,64	2,44	2,53
5	3,83	4,19	9,43	9,43	2,44	2,63
6	4,31	4,71	10,14	10,19	2,41	2,59
7	4,48	4,78	10,37	10,39	2,38	2,55
8	4,75	4,90	11,14	11,10	2,56	2,79
9	4,99	5,19	11,77	11,76	2,39	2,65
10	5,22	5,39	12,08	12,08	2,47	2,64
11	5,33	5,55	12,75	12,78	2,62	2,84
12	5,87	6,08	14,03	14,03	2,56	2,69

Maksimal prosent forskjell mellom de to serier (4 største verdier)

I ALT	NÆR 2	NÆR 3
6,59	12,43	1,91
5,17	5,9	1,75
3,90	4,84	1,57
3,35	5,59	1,50

Gjennomsnittlig prosent forskjell mellom de to serier

I ALT	NÆR 2	NÆR 3
0,76	1,1	0,52

Tabell 2.4 viser resultatene i avtakende rekkefølger når det gjelder gjennomsnittet for prosent forskjellene mellom de to metoder.

Tabellen viser både månedlige endringer, prosent forskjeller og gjennomsnittet for disse forskjellene med å bruke de to metodene. Månedlige endringer vises for både serier (sektor og aggregert korrigerte).

Tabell 2.4 Gradering av ikke-lineær effekter. Forskjellen mellom de to metoder

Opsjon	sigma1	sigma2	månedlige endringer		Maksimal forskjellen %	Gjennomsnitt forskjellen %
			indirekte	direkte		
Multiplikativ	1,50	2,50	7,15	7,19	2,26	0,61
Multiplikativ	2,50	3,50	7,04	7,08	2,15	0,43
Multiplikativ	9,90	9,90	7,50	7,54	1,80	0,31
Additiv	1,50	2,50	4,22	4,28	1,72	0,27
Additiv	2,50	3,50	4,31	4,38	2,03	0,25
Additiv	9,90	9,90	4,42	4,48	1,33	0,22

Tabellen ovenfor viser klart at innføring av additiv opsjon og økning av grensene for σ reduserer forskjellene mellom de to metoder. Den siste linje i tabellen viser tilfellet som vi nevnte tidligere. Vi ser at forskjellen i dette tilfellet er minimal. Grunnen til at den ikke er null er fordi vi opererer med indekser. Når vi aggregerer disse seriene gir vi forskjellige vekter hver år. Dette innfører en ny ikke-lineær komponent som vi ikke kan fjerne.

Likevel ser vi at man kan alltid velge opsjoner som fjerne problemet med å velge en eller annet metode. Derfor kan brukere av X11Arima få bort forskjellene mellom direkte og indirekte metoden men dette skjer på bekostning av kvaliteten på sesong justerte tall (særlig når multiplikativ struktur er klart definert og vi har mange ekstreme verdier i våre serier).

I de fleste tilfeller er vi ikke interessert i å betale så stor pris for å sikre oss at metodene gir de samme resultater. Heller er vi interessert i å velge metoden som gir "bedre" tall, selv om forbedringen bare er marginal. Derfor må vi svare på følgende spørsmål.

4.3 Hvilken av metodene er best?

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

4.3.1 Additive tilfeller

Hvis det er slik at den additive strukturen i alle detaljseriene spiller en dominerende rolle vil da strukturen i den aggregerte serie også vise additiv form. Forskjellen med å bruke direkte eller indirekte justering blir minimal. I slike tilfeller er det vanskelig å bestemme hvilken metode som gir bedre resultater.

Det er naturlig å argumentere for at streiker og andre typer uvanlige effekter blir bedre identifisert i detaljseriene. På den andre side blir sesongjusterte tall ikke påvirket i særlig stor grad av behandlingen av ekstreme verdier. Dette er slik fordi de irregulære komponentene bidrar relativt lite til å beregne aggregerte serier. På liknende måten tillater den avtakende relative verdi i de irregulære komponentene å bruke kortere glidende gjennomsnitt for å estimere trenden mer nøyaktig.

Motsigelse i disse to argumenter gir oss grunnlag for å påstå at valget av enten den ene eller den andre metode
kan være totalt forsvarlig. En god kompromiss kunne være å bruke en 13-ledd Henderson gjennomsnitt og grenseverdier for σ mellom 2.0 og 2.5. Dette kunne betydelig redusere avvikelsen mellom de to metoder uten å redusere signifikant kvalitet på sesong justerte tall.

4.3.2 Multiplikative tilfeller

Problemet blir noe annet når detaljseriene viser multiplikative struktur. I slike tilfeller er det ingen grunn for å tro at aggregerte serier skal oppfører seg multiplikativ eller additiv. Man kan argumentere med at siden den aggregerte serien er definert gjennom sine komponenter er disse de eneste som har en ekte struktur. Derfor er det den indirekte metode den eneste gyldig metoden. På den andre siden er det mulig at måten som detaljseriene 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 multiplikativ struktur for trend, sesong og irregulære komponenter virker direkte på den aggregerte serien. Mao. det som viser seg å være en multiplikativ struktur i komponentene er rett og slett en fremvisning av den multiplikativ struktur i den aggregerte. Dette skulle bety at direkte justering er den eneste gyldige metoden.

Argumentene ovenfor innebærer at riktige drøfting av multiplikative serier avhenger i stor grad av hvordan komponentene er definert. For å bruke indirekte justering må brukerne være sikre på at seriene er et resultat av en økomisk prosess med egne mekanismer.

Dette viser at vanlige kriterier som " la tallene snakke for seg selv" ikke alltid kan anbefales. Valget i favør av den ene eller den andre metoden må også være basert på noen relevante objektive kriterier.

Seriene i PI er et klart eksempel på denne sammenhengen. Vi kan godt argumentere med at alle de relevante faktorer som virker for å definere tidsseriekomponentene inntreffer på sektor nivå. Hver sektor har sin egen struktur og sin egen mekanisme i produksjonsutviklingen. Justering på sektor nivå er totalt forsvarlig.

4.4 Test kriteriet

Det har vært mange forskjellige testforslag som kunne gi oss et solid grunnlag for å velge en av de to metoder.

Et klassisk forslag var å ta utgangspunkt i størrelsesgrad for feil-korrigering med historiske data. Metoden som medfører mindre revisjon ble 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 forlenger vi serien med tre år for så å beregne på nytt sesongjusterte tall på det samme intervall. Forskjellen mellom de to datasett for denne intervall kaller vi feilkorrigering. Metoden som gir mindre feilkorrigering ble foretrukket.

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

Problemet med dette test-kriteriet er at vi har behov for å kjøre X11Arima prosedyre flere ganger. Hver gang må vi forlenge alle detaljserier med ett år. Selv om dagens versjon av X11Arima gir mulighetene for å gjøre dette rask kan det være tungt når vi opererer med mange serier (næring 3 består av ca. 100 serier).

Derfor var det nødvendig å finne enklere tester som kunne gi like gode resultater.

Det er helt naturlig å ta utgangspunkt i glattingsgrad på sesong justerte serier. Metoden som gir glattere serier foretrekkes. En måte for å måle "graden av flatting" er den som vi viste i tabell 1.4. Vi tok da gjennomsnittet for de absolutte verdier av differansen mellom de to observasjoner i perioden t og t-1.

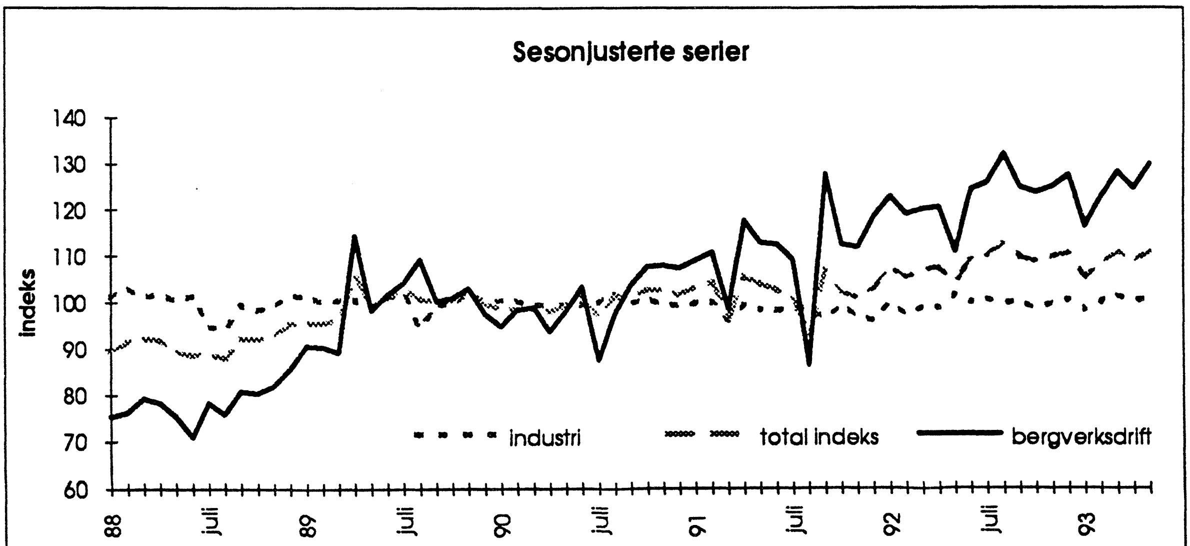
Et annet alternativ er å bruke standardavviket av disse differanser. I vår tabell så vi at gjennomsnittet var 1.90, 2.77 og 7.14 for industri, totalindeks og bergverksdrift. Åpenbart er serie for næring 3 (industri) flatere enn totalindeks og mye flatere enn næring 2. De øvrige tall for lag 2, 3, osv. gir oss en empirisk forståelse av trend utviklingen på disse kurvene.

Siden vi sannsynligvis er mer interessert i de løpende verdier lønner det seg å bruke tall for bare de tre siste år.

For de ovennevnte serier får vi at gjennomsnitt endringen fra måned til måned er 1.31, 2.68 og 6.32 for hhv. industri, total indeks og bergverksdrift. Figur 8 viser hvordan disse tre serier har utviklet seg i de tre siste årene. Samsvar mellom tallene og figur er åpenbare.

Det kan bevises at måling av flattingsgrad var totalt konsistent med kriteriet basert på feil-korrigering.

Metoden som medfører en mindre korrigeringsfeil produserer også flatere serier. Både gjennomsnitt og standard avviket for endringer fra måned til måned er beregnet og printet i den siste versjon av X11Arima (tabeller F2). Metoden som gir lavere verdier for disse størrelser er sannsynligvis den beste. I tilfellet konflikt mellom disse to tall (en serie som har lavere gjennomsnittsendring men høyere standard avvik) kan det brukes gjennomsnittet av disse to tallene.



Figur 7

X11Arima har inkorporert alle disse testene i sine siste versjoner. Brukere må bare indikere i opsjonskortet at han vil gjøre en aggregert output og deretter å kjøre detaljseriene med de aktuelle opsjoner. Programmet regner og printer både direkte og indirekte sesongjusterte serier med sine respektive fremskrivningsfaktorer. Det printes også en del tester for å vise i hvor stor grad seriene er forskjellige. Dette gjelder spesielt for de nærmeste år.

Med alt dette kan brukere lett ta en avgjørelse om:

a) hvorvidt differansen mellom de to seriene er stor nok til å være statistisk signifikante

b) og hvis det er signifikante, hvilken metode må brukes for å oppnå bedre resultater.

Til slutt er det viktig å presisere at alle disse rutiner i X11Arima er beregnet for seriene som har en gitt vekt for hele perioden. Vi nevnte før at i mange serier i SSB er vekten forskjellige fra år til år. I slike tilfeller er det relevant å benytte seg av testen for stabilitet på sesongmønsteret som ble presentert i kapittel 3.2. Metoden som gir en mest stabil serie foretrekkes.

4.5 Oppsummering kapittel 4

X11Arima prosedyren har en del ikke lienære rutiner for å beregne sesongskomponentene. Dette betyr at sesongjusterte tall i aggregerte serier kan variere som følge av hvilket nivå de ble korrigert på. Valg mellom direkte eller indirekte korrigering er ikke alltid entydig bestemt. Vi har foreslått en del tester som kan hjelpe i dette valget. Bruken av dagens versjon av programmet er rask og grei å bruke. Hoved konklusjon er å kjøre begge metoder og deretter velger vi den som gir en mer stabil sesongjustert serie med hjelp av tabeller som er printet i tabell D8.

VEDLEGG 1

NYTT OPPLEGG FOR Å PRODUSERE SESONGJUSTERTE TALL FOR PRODUKSJON INDEKSER: OPPSUMMERING

Som en del av arbeidet med omleggingen av PI var det bestemt å revidere både metoden og rutiner for å produsere sesongjusterte tall. En detaljert beskrivelse av dette arbeidet foreligger i form av interne notater hvor det blant annet dokumenteres både teoretisk og empirisk de forskjellige opsjoner som har vært valgt.
En mer generell dokumentasjon for å formidle våre erfaringer til andre brukere er under arbeid. Her skal vi presentere en kort oppsummering av arbeidet som ble gjort.

Generelt

I de siste årene har SSB beregnet sesongjusterte tall ved hjelp av metoden X11. Metoden har vært i bruk i de fleste offentlige institusjoner både i Norge og i utlandet.

X11 prosedyre tar utgangspunkt i den velkjente modell hvor hver observasjon i en tidsserie kan dekomponeres i tre komponenter: sesong, trend og erratiske eller uforklarte komponenter.

Ved bruk av en komplisert prosess av glidende gjennomsnitt beregner X11 disse komponentene. Det har vært vist at metoden fungerer bra for alle observasjoner som ligger sentrert i serien. Resultatene er mer tvilsomme for de observasjoner som ligger først og sist av serien. Siden det er de løpende verdier som brukere er mest interessert i var det nødvendig å finne et alternativ. Mht. til å løse dette problemet ble en ny utvidet utgave av X11 (X11-ARIMA) positivt testet og satt ut i bruk fra januar 1993.

Tallene for PI beregnes på sektornivå. For å sikre en viss kvalitet publiseres disse tallene på et mer aggregert nivå. Det var viktig å vurdere på hvilket nivå sesong justeringen skulle foretas Det ble bestemt at seriene korrigeres på sektornivå og deretter aggregeres til ønskede publiseringsnivå.

X11-ARIMA

X11 ARIMA representerer et klart fremskritt når det gjelder kvaliteten på sesongjusterte tall. Dette har vært både empiriske og teoretiske bevist. Fordeler med bruken av X11-ARIMA er mange. Fremskrivningsevner og mulighetene for å etablere solide prekorrigeringsrutiner er de mest relevante.

Hovedpoenget med X11-ARIMA er forutsetningen om at seriens struktur kan beskrives ved hjelp av en ARIMA modell. Slike modeller beskriver verdien i perioden t som en funksjon av tidligere verdier (AR:autorregresiv), pluss en kombinasjon av løpende og laggede verdier av restledd (MA: moving average). Valg av modellen foregår slik at feil prosenten for fremskrevne tall ble minimert. Dette gjør at løpende sesongjusterte tall er mye mer stabile enn de som fremkommer fra X11.

Vi har estimert ARIMA modeller for våre 102 sektorer. I de fleste tilfeller (80 sektorer) var det slik at programmet selv valgte modellen i følge visse kriterier. Totalt var det 20 sektorer som vi selv måtte estimere en ARIMA modell for.

Antall valgmuligheter ved bruk av X11ARIMA er stor. Vi har undersøkt noen av disse mulighetene på våre serier. Arbeidet kan deles i to områder: prekorrigering og sesongjusteringsprosedyrer.

PREKORRIGERINGS RUTINER

Prekorrigeringen av en tidserie har stor betydning på de endelige sesongjusterte tall. Dette er særlig relevant når vi opererer med månedlige data . For å kunne gi en meningsfull tolkning av en tidsserie er det nødvendig å etablere en del rutiner som sikrer oss mot endringer som rett og slett er kalender bestemt.

Vi har undersøkt hvordan våre serier ble påvirket av både tradingsday, Påske og Pinse effekter. Stor sett er det disse tre effekter som er mest relevante på seriene som er månedlig spesifisert.

Tradingsday

Beregningen av tradingsday korrigeringsfaktorer har som formål å prekorrigere den original serie på en måte at vi kan sammenligne to forskjellige måneder. Dette kan vi gjøre uansett antall dager i måneden eller antall av de ulike ukedager som inntreffer.

Med utgangspunkt i den irregulære komponenten og ved hjelp av regresjons analyse estimerer programmet disse faktorer.

Vi måtte velge mellom to alternativ. Enten å fortsette med bruk av faste prekorrigerte faktorer eller å beregne løpende faktorer ved hjelp av X11ARIMA. De faste faktorer ble beregnet for hver sektor i følge det antall virkedager i uken som de fleste bedrifter operer med i sektoren. Vi bestemte oss å fortsette med disse faste faktorer. For de fleste sektorer (82 av 102) var det slik at forutsetning om forskjellig intensitet for de ulike ukedager ikke var signifikant nok. Vurderingen av stabilitet i publiserte tall ble tatt hensyn til i vår beslutning. Likevel beregner vi begge alternativ hver måned . Vi følger utviklingen i 1993 og ny vurdering skal foretas i 1994.

Påske effekter

X11ARIMA gir mulighet for å estimere effekten av Påsken . I stedet for å prekorrigere data "manuelt" benyttes data til å estimere den effekten påsken har for serien. På grunnlag av en henvendelse fra SSB til Statistics of Canada (som har utviklet metoden) ble metoden korrigert og tilpasset til norske forhold. I denne siste versjonen av programmet tas det hensyn til varierende lengde av tidsperioden som påvirkes av Påsken. Den nye versjonen har blitt implementert og prekorrigeringsfaktorer er beregnet med den. Stor sett i alle sektorene var denne effekten signifikant.

Pinse effekter

Vi har også estimert og fjernet effekten av Pinsen. For å gjøre dette har vi benyttet oss av samme metoden som X11arima bruker for Påske effekter. Vi konstaterte at i mer enn 50% av sektorene ble denne effekten statistisk signifikant.

SESONGKORRIGERINGSRUTINER

Når det gjelder sesongjusteringsprosedyrer er det tre momenter som vi måtte ta stilling til:

- Valg mellom multiplikativ eller additiv struktur
- Valg av ARIMA modeller som passer best til våre serier
- Aggregeringsproblematikk (direkte eller indirekte justering)

Additiv/multiplikativ

I de aller fleste tidserier er det vanskelig å identifisere om sesongkomponenten inngår på en multiplikativ (proporsjonalt med seriens nivå) eller additiv (konstant). Generelt er det en blanding av begge over tid. Vi har testet hver sektor og til slutt har vi valgt å justere med formen som gir mest stabilt sesongmønster. For de fleste sektorer er det multiplikativ formen som passer best.

Valg av ARIMA modell

X11ARIMA velger generelt automatisk modellen som best tolker en serie. Modellen må oppfyller en del betingelser mht å sikre kvaliteten på fremskrevne tall. Totalt var det 20 sektorer som ikke oppfylte dette kravet. Vi estimerte selv modellene i følge vanlige kriterier ved analyse av tidsserierekker. Fremskrivningsevner av disse modellene ble grundig testet ved hjelp av historisk datamateriale.

Direkte eller indirekte korrigering

Indekse: beregnes i utgangspunkt på sektornivå . Deretter aggregeres til publiseringsnivå. Det var viktig å undersøke på hvilket nivå korrigeringen skulle foretas. Teoretisk er det ikke etablert klare kriterier for å velge mellom disse to alternativene. Et utredningsarbeide utført ved Forskningsavdelingen (tidligere publisert i Økonomiske analyser) anbefalte at sesongjusteringen foretas på detaljert nivå og at detaljeseriene aggregeres til de aktuelle publiseringsnivåene. Vi valgte derfor å korrigere på sektornivå. Også en del empiriske resultater (mer stabilt sesongmønster) kan peke i en slik retning. Praktiske- eller produksjonsforhold ble også i noen grad tillagt vekt.

SESONG KORRIGERING VED X11ARIMA: OPPSUMMERING AV DE VIKTIGSTE KONKLUSJONER PA SEKTOR NIVA

1 sektor	2 PI antall dager	3 Avviket X11-ARIMA (1% nivå)	4 trading day (1% nivå)	5 påske effekt (10%)	6 Arima modell	7 ref.	8 Stabil sesong (0.1%)	9 Bevegelig sesong (5 %)	10 pinse faktor mai	11 juni	12 Metode	13 sektor
2												
160	6	ok	ja	ja	(2,1,2) (0,1,1)**	DF/T,P	ja	ja (0.0)	-1,22	1,22	ADITV	160
165	7	F+	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	ja (0.0)	NP	NP	##	165
170	6	M- F- S+	ja	18,3	(0,1,1) (0,1,1)	T	ja	ja (0.0)	106,28	93,72	##	170
175	5	M- L+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	ja (0.0)	101,08	98,92	##	175
180	5	S+	ja	74,4	(0,1,2) (0,1,1)	T	ja	ja (0.0)	NP	NP	##	180
3												
200	6	ok	nei	77,1	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	ja (0.0)	NP	NP	##	200
205	5	M- S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	DF/P	ja	ja (1.63)	NP	NP	ADITV	205
210	6	ok	nei	46,2	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	nei	100,14	99,86	##	210
215	5	M-	nei	ja	(0,1,2) (0,1,1)	P	ja	nei	105,28	94,72	##	215
220	6	O+	ja	11,6	(2,1,0) (0,1,1)**	DF/T	ja	nei	103,32	96,68	##	220
225	5	ok	nei	ja	(0,1,2) (0,1,1)**	DF,AK/P	ja	nei	100,50	99,50	##	225
230	6	ok	nei	68,5	(2,1,2) (0,1,1)**	DF	ja	nei	113,60	86,40	##	230
235	6	M- S+	nei	ja	(0,1,1)(0,1,1)	P	ja	nei	108,82	91,18	##	235
240	6	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	-2,02	2,02	ADITV	240
245	5	M- S+	ja	ja	(0,2,2) (0,1,1)	T,P	ja	nei	NP	NP	##	245
250	6	ok	nei	ja	(2,1,2) (0,1,1)	AK/P	ja	nei	104,20	95,80	##	250
255	6	M- L- S+	ja	ja	(0,2,1) (0,1,1)**	DF/T,P	ja	nei	100,28	99,72	##	255
260	5	M- T+	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	ja (2.20)	103,08	96,92	##	260
265	5	ok	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	102,68	97,32	##	265
270	6	ok	nei	32,2	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	ja (2.79)	100,94	99,06	##	270
275	5	ok	nei	32,8	(2,1,2) (0,1,1)**	AK	ja	nei	NP	NP	ADITV	275
280	6	O+ L- S+	ja	92,2	(0,1,1) (0,1,1)	T	ja	nei	NP	NP	ADITV	280
285	6	S+	ja	36,2	(0,1,2) (0,1,1)	T	ja	nei	NP	NP	##	285
290	5	M- TI+	ja	11,2	(2,1,0) (0,1,1,)	T	ja	nei	103,32	96,68	##	290
295	5	ok	nei	ja	(0,2,2) (0,1,1)**	DF/P	nei (0.16)	nei	106,36	93,64	##	295
300	5	ok	nei	33,4	(0,1,1) (0,1,1)		ja	nei	104,02	95,98	##	300
305	5	M-	ja	15,4	(0,1,1) (0,1,1)	T	ja	nei	105,86	94,14	##	305
310	5	ok	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	102,34	97,66	##	310
315	5	ok	nei	57,2	(0,1,1) (0,1,1)**	DF	ja	nei	105,76	94,24	##	315
320	5	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	102,82	97,18	##	320
325	5	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	103,74	96,26	##	325
330	5	L+ S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	101,92	98,08	##	330
335	5	ok	nei	16,7	(2,1,0) (0,1,1)**	M	ja	nei	100,74	99,26	##	335
340	5	ok	nei	11,1	(0,1,2) (0,1,1)**	DF	ja	ja (0.16)	103,38	96,62	##	340
345	5	ok	nei	12,5	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	nei	105,00	95,00	##	345
350	5	ok	nei	13,8	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	nei	103,66	96,34	##	350
355	5	ok	nei	ja	(0,1,2) (0,1,1)**	DK/P	ja	nei	101,24	98,76	##	355
360	5	ok	nei	11,7	(0,1,2) (0,1,1)**	DF	ja	nei	NP	NP	ADITV	360
365	5	ok	nei	ja	(0,1,2) (0,1,1)**	DF/P	ja	ja (3.22)	101,14	98,86	##	365
370	5	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	103,48	96,52	##	370
375	5	ok	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	AK/T,P	ja	nei	102,58	97,42	##	375
380	6	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	ja(0.0)	NP	NP	ADITV	380
385	6	S+	ja	80,4	(0,1,1) (0,1,1)	T,	ja	nei	-4,36	4,36	ADITV	385
390	6	S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	ja (0.03)	NP	NP	ADITV	390
395	6	F+	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)**	DF/P	ja	ja (0.0)	NP	NP	ADITV	395
400	5	M-	ja	ja	(0,1,2) (0,1,1)	T,P	ja	nei	101,32	98,68	##	400
405	5	M- S+	ja	ja	(2,1,2) (0,1,1)**	DF/T,P	ja	ja (1.88)	101,36	98,64	##	405
410	6	S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	101,04	98,96	##	410
415	5	O-	ja	ja	(2,1,0) (0,1,1)**	AK/T;P	ja	nei	101,44	98,56	##	415
420	7	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	NP	NP	##	420
425	7	ok	nei	79,6	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	nei	101,64	98,36	##	425
430	7	M-	nei	22,8	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	ja (0.0)	NP	NP	ADITV	430
435	5	TO-	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	102,42	97,58	##	435
440	5	ok	nei	ja	(2,1,0) (0,1,1)**	P	ja	nei	103,98	96,02	##	440
445	5	M- TI+ S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	NP	NP	##	445
450	5	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	NP	NP	ADITV	450
455	5	ok	nei	ja	(0,1,2) (0,1,1)	P	ja	nei	107,90	92,10	##	455
460	7	ok	nei	77,4	(0,1,2)(0,1,1)**	DF	ja	ja (0.0)	NP	NP	##	460
465	7	ok	ja	27,5	(0,1,1) (0,1,1)	T	ja	ja (0.33)	102,04	97,96	##	465
470	5	L+	ja	ja	(0,1,0) (0,1,1)	T,P	ja	nei	NP	NP	##	470
475	5	ok	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	102,50	97,50	##	475
480	5	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	NP	NP	##	480
485	7	ok	ja	ja	(0,1,2)(0,1,1)	T,P	ja	ja (1.78)	102,22	97,78	##	485
490	5	ok	nei	28,8	(2,1,2) (0,1,1)	P	ja	nei	NP	NP	ADITV	490
495	7	ok	nei	58,9	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	ja (2.95)	NP	NP	ADITV	495
500	5	M- S+	ja	16,7	(0,1,1) (0,1,1)	T	ja	nei	102,06	97,94	##	500
505	6	TI+ S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	ja (3.28)	NP	NP	ADITV	505
510	7	TO+	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	109,80	90,20	##	510

SESONG KORRIGERING VED X11ARIMA: OPPSUMMERING AV DE VIKTIGSTE KONKLUSJONER PA SEKTOR NIVA

1 sektor	2 PI antall dager	3 Avviket X11-ARIMA (1% nivå)	4 trading day (1% nivå)	5 påske effekt (10%)	6 Arima modell	7 ref.	8 Stabil sesong (0.1%)	9 Bevegelig sesong (5 %)	10 pinse faktor mai	11 juni	12 Metode	1 s
515	7	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	nei (1.52)	ja (0.0)	NP	NP	ADITV	5
520	5	ok	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	102,44	97,56	##	5
525	7	TO+	ja	26,9	(0,1,1) (0,1,1)	T	ja	ja (0.05)	NP	NP	ADITV	5
530	7	ok	ja	93,6	(0,1,2) (0,1,1)**	OD/T	nei (3.11)	ja (0.0)	NP	NP	ADITV	5
535	5	O-	nei	12,6	(0,1,1)(0,1,1)	*	ja	nei	NP	NP	ADITV	5
540	5	ok	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	NP	NP	##	5
545	5	ok	ja	ja	(0,1,2) (0,1,1)	T,P	ja	nei	100,96	99,04	##	5
550	5	M- S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	NP	NP	##	5
555	5	ok	nei	ja	(2,1,2) (0,1,1)**	AK/P	ja	nei	101,06	98,94	##	5
560	5	ok	ja	ja	(2,1,2) (0,1,1)**	OD/T,P	ja	nei	102,46	97,54	##	5
565	6	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	101,98	98,02	##	5
570	5	M- S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	100,70	99,30	##	5
575	5	O-	ja	ja	(2,1,2) (0,1,1)	T,P	ja	nei	101,44	98,56	##	5
580	5	S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	101,50	98,50	##	5
582	5	ok	nei	24,0	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	ja (0.04)	NP	NP	##	5
585	5	M-	ja	28,0	(0,1,2) (0,1,1)**	DF/T	ja	nei	100,08	99,92	##	5
590	5	ok	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	NP	NP	##	5
595	5	S+	ja	ja	(2,1,0) (0,1,1)	T,P	ja	ja (2.96)	101,62	98,38	##	5
600	5	S+	ja	13,6	(2,1,0) (0,1,1)	T	ja	nei	101,92	98,08	##	6
605	5	M- S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	101,18	98,82	##	6
610	5	M- S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	NP	NP	##	6
615	5	ok	nei	29,1	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	NP	NP	ADITV	6
620	5	M-	ja	ja	(0,1,2) (0,1,1)	T,P	ja	nei	103,54	96,46	##	6
625	5	ok	ja	10,9	(2,1,2) (0,1,1)**	AK,T	ja	nei	101,58	98,42	##	6
630	5	L+	ja	16,4	(0,1,1) (0,1,1)	T	ja	nei	101,48	98,52	##	6
635	5	M- S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	101,32	98,68	##	6
640	5	ok	nei	ja	(2,1,0) (0,1,1)	P	ja	nei	101,32	98,68	##	6
645	5	S+	ja	ja	(0 1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	NP	NP	##	6
650	5	M-	nei	ja	(0,1,1) (0,1,1)	P	ja	nei	101,36	98,64	##	6
660	5	ok	ja	ja	(0,2,2) (0,1,1)**	AK/T,P	ja	ja (2.56)	100,18	99,82	##	6
665	5	S+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	103,50	96,50	##	6
670	5	F+	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	105,14	94,86	##	6
675	5	ok	nei	ja	(0,1,2) (0,1,1)	P	ja	ja (0.0)	NP	NP	##	6
680	5	ok	ja	ja	(0,1,1) (0,1,1)	T,P	ja	nei	-0,06	0,06	ADITV	6
næring 4												
685	7	ok	nei	nei	(0,1,1) (0,1,1)	*	ja	nei	97,90	102,10	ADITV	6

M- : mandag har signifikant mindre vekt enn dagens forslag
S+ : søndag har signifikant større vekt enn dagens forslag
** : modell er ikke tilgjengelig via X11 program. Dette er vårt forslag
DF : dårlig fremskrivning
AK : autokorrelasjon (residualer)
NP: ikke pinseeffekt

OV : overdifferensiering
P : påske effekter skal korrigeres
T : tradings-day effekter skal korrigeres
##: multiplikativ
d:\brukere\arima\prekorre.wk1
29/7/93

Vedlegg 2

Test om autokorrelasjon i Arima residualer-Potmanteau test. (Chi-sq. prob).

Vi kaller r_i verdien på residualen som fremkommer fra modellen som ble valgt.
Antall observasjoner: **n** ; **i = 1,2,.....,n;**

Det kan vises at når n er stor er den simultane fordeling av:

$$(1)\ \sqrt{n}(r_1-\rho_1),\ \sqrt{n}(r_2-\rho_2),..........\sqrt{n}(r_k-\rho_k)$$

normalfordelt med forventning lik 0 og n varianse som er 'stygg'. Her er:
n : antall observasjoner
r_k: emperisk autokorrelasjon, lag k
ρ_k: teoretisk autokorrelasjon, lag k

Hvis vi forutsetter restleddene er 'hvit støy' har vi at:

$$(2)\ \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 .... = \rho_k = 0$$

og da får vi (variansen er ikke lenger så stygg) at:

$$(3)\ \sqrt{n}r_1,\ \sqrt{n}r_2,..........\sqrt{n}r_k \approx N(0,I)$$

Her fra ser vi at

$$(4)\ r_1,\ r_2,\ r_3,................r_k\ \approx uavhengigog\, N(0,\frac{1}{\sqrt{n}})$$

Denne egenskapen gir oss grunnlag for å teste om residualer er autokorrelert. Vanlige kriterier er å forkaste H_0 :ρ_k= **0** når verdien av r_k er større i absolutt verdi enn 2 ganger 1/√n.

Disse verdier for r_k, k = 1,2,.......20; får vi i utskriftene fra X11ARIMA (tabell 3.3 C).

Vi vet at hvis en varibel **Z** er normal fordelt da er Z^2 Chisquare fordelt med en frihets grad. Vi vet dessuten at hvis Z^2 er Chi-Kvadrat fordelt da er:

$$(5)=\sum_{k=1}^{n} Z_k^2 \approx X^2\ \textit{fordelt med k frihetsgrader.}$$

Det er akkurat denne egenskapen ved de empiriske residualer som er benyttet i X11ARIMA for å teste modellen. Testobservatoren er derfor beregnet på følgende måte med den autokorrelasjon funksjon som er presentert i tabell 3.3C.

$$(6)\ Q^* = n(n+2)\sum_{k=1}^{k} \frac{r_k^2}{n-k}$$

Q^* er chisquare fordelt med antall grader: K - p - q; dvs antall lag som Q er beregnet fra minus antall parametrene som inngår i modellen.

Vi er interessert i at Q^* er så liten som mulig. Bruk av vanlige tabeller gir oss forkastningsområdet for et bestemt kriterium.

X11ARIMA forkaster en modell for en signifikantsannsynlighet - p på 5% Vi får printe p- verdien, som grovt sagt sier oss hvor stor sannsyligheten er for at, gitt de observerte residuler, restleddet ikke er korrelert. Hvis denne verdien er lik eller < 5% forkastes modellen.

Litteratur

Morten Jensen et al (1985): "Sesongjustering ved X11-Metoden" Upubliserte interne notater. SSB

Svein Gåsemyr (1990): "Sesongjustering ved X11Arima/88", Rapport 1 fra prøveprosjekt

Britt og Anders Wallgren (1991): "SCB:s Månads-och kvartalsstatistik". Erfarenheter av bl a arbeter med energistatistiken

Shisskin, J., Young, A.H. and Musgrave J.C. (1967): "The X-11 variant of Census Method II Seasonal Adjustmant", Tecnichal Paper No 15, Bureao of the Census, U.S. Depertmant of Commerce

Erling B. Andersen et al (1984): "Teoretisk Statistik for Økonomer" Akademisk Forlag

Estela Bee Dagum et al (1992): "Trading-day-Variations Multiple Regression Models with Random Parameters" International Statiscal Review (1990) 60,1 pp 57-73

Estela Bee Dagum (1988): "The X11Arima/88 Seasonal Adjustment Method-Foundations and user's manual"

Sven Ohlen (1991): "Structural Time Series Models. Seasonal Adjustment and Smoothing. A Comparison with X11-ARIMA" Statistics Sweden

Jonathan D. Cryer (1986): "Time Series Analysis"

Jack Lothian and Marietta Morry (1977): The problem of Aggregation; Direct or Indirect" Upubliserte arbeidsnotater Statistics Canada.