

Sæsonkorrigering af de kvartalsvise nationalregnskaber

Nationalregnskabsnotat

Rewal Schmidt Sørensen

**Seasonal Adjustment of the
Quarterly National Accounts**

Arbejdsnotat nr. 35
Sæsonkorrigerings af de
kvartalsvise
nationalregnskaber
Nationalregnskabsnotat

Udgivet af Danmarks Statistik
April 1994
ISBN 87-501-0896-4
ISSN 0105-2047
Pris: 80,00 kr. inkl. 25% moms
Oplag: 500
Danmarks Statistiks trykkeri, København

17 MAJ 1994
DANMARKS STATISTIK
BIBLIOTEKET

© **Danmarks Statistik**
1994

Enhver form for hel eller delvis gengivelse eller mangfoldiggørelse af denne publikation, uden skriftligt samtykke fra Danmarks Statistik, er forbudt efter gældende lov om ophavsret.

Undtaget herfra er citatretten, der giver ret til at citere, med angivelse af denne publikation som kilde, i overensstemmelse med god skik og i det omfang, som betinges af formålet.

Forord

I oktober 1991 påbegyndtes et forskningsprojekt vedr. beregning af kvartalsvise nationalregnskaber for perioden 1977-86. Projektet finansieres af Statens Samfundsvidenskabelige Forskningsråd, Danmarks Statistik og ADAM-modelgruppen i fællesskab.

Dette nationalregnskabsnotat er det første i en serie på 3, hvor beregningsarbejdet og efterfølgende analyser af tallene dokumenteres. I dette notat beskrives de konkrete metoder, der er anvendt ved sæsonkorrigerende af de kvartalsvise nationalregnskaber. Endvidere belyses mere generelle aspekter af sæsonkorrigeringsproblematikken, herunder en detaljeret gennemgang af beregningsmetoden i edb-programmet X11ARIMA - det i praksis hyppigst anvendte sæsonkorrigeringsprogram.

De to øvrige notater i serien, der forventes offentliggjort i løbet af sommeren og efteråret 1994, består af :

Arbejdsnotat nr. 37 : *Kvartalsvise nationalregnskaber 1977-86 (Dokumentation og tabeller)*. Nationalregnskabsnotat.

Statistiske Undersøgelser nr. 45 : *Analyse af 1980'ernes økonomiske udvikling baseret på kvartalsvise nationalregnskaber*.

Projektet ledes af cand. polit. Rewal Schmidt Sørensen, som har udarbejdet dette notat og også vil forestå udfærdigelsen af de to øvrige notater i serien. Endvidere har stud. polit. Annette Thomsen og programmør Annelise Northved Elf været permanent tilknyttet projektet, der i øvrigt gennemføres i nært samarbejde med Danmarks Statistiks 6. kontor (nationalregnskabskontoret).

Danmarks Statistik, april 1994

Hans E. Zeuthen

/ Ole Berner

Indholdsfortegnelse

1.	Indledning	7
2.	Behovet for sæsonkorrigerede tal	7
3.	Dekomponering af variationen i tidsserier	
3.1	Definitioner	9
3.2	Typer af sæsonvariation	10
4.	Krav til sæsonkorrigeringen	
4.1	Forhåndskorrekktioner	11
4.2	Den irregulære komponent	12
4.3	Restsæson	13
4.4	Revisioner	13
4.5	Årsopregning	13
4.6	Direkte og indirekte sæsonkorrigerings	14
5.	Metoder til sæsonkorrigerings	
5.1	Frihåndskurver	15
5.2	Regressionsmetoden	15
5.3	Glidende gennemsnitsmetoden	16
6.	Statistiske tidsrækkemodeller	
6.1	Generelt om modelbygning	18
6.2	Tidsrækkeanalytiske begreber	20
6.3	ARIMA-modeller	23
6.4	ARIMA-sæsonmodeller	24
6.5	Identifikation og estimation af ARIMA-modeller	25
6.6	Modelkontrol	26
7.	X11ARIMA-programmet	
7.1	Generelt	27
7.2	Beregningsgangen i X11ARIMA	28
7.3	Statistiske tests i X11ARIMA	35
8.	Resultater	
8.1	Modelvalg	37
8.2	Årsopregning	39
8.3	Forhåndskorrekktioner	39
8.4	Direkte og indirekte sæsonkorrigerings	40
8.5	Revisioner	41
8.6	Præsentationsform	42
8.7	Sæsonkorrigerings kvalitets	43
	Bilag	
1.	Glidende gennemsnit	45
2.	Matematisk formulering af statistiske tests i X11ARIMA	48
3.	Modellspecifikation og statistiske teststørrelser for de enkelte serier i KNR	53
4.	Sammenhæng mellem offentliggørelsesniveau og de detaljerede beregninger	66
5.	Litteraturliste	77

1. Indledning

- Baggrund** Ved beregningen af de kvartalsvise nationalregnskaber (KNR) for perioden 1977-86 skabtes det datamæssige fundament for sæsonkorrigering af KNR-tal på et langt mere detaljeret niveau end tidligere offentliggjort af Danmarks Statistik¹.
- Formål** Formålet med dette notat er fortrinsvis at dokumentere den konkrete metode, der anvendes til sæsonkorrigering af de enkelte KNR-serier, herunder præsentere resultaterne af de statistiske tests, der dannede beslutningsgrundlaget for valg af sæsonkorrigeringsmetode. For at vurdere disse resultater fordres kendskab til teoretisk statistik på et vist niveau. Det er derfor fundet hensigtsmæssigt at supplere fremstillingen med de relevante dele af denne statistiske teori, idet fremstillingen dog på ingen måde tilsigter at kunne erstatte en lærebog om emnet.
- Ikke alt er med** Emnet sæsonkorrigering har været behandlet i utallige værker og på internationale konferencer samt været praktiseret af nationale statistikinstitutioner siden århundredets begyndelse. Samtlige problemstillinger gennemgås ikke i denne fremstilling, hvor hovedvægten er lagt på de emner, som er relevante for sæsonkorrigering af de kvartalsvise nationalregnskaber. Læsere, der ønsker at fordybe sig mere i emnet, henvises til litteraturlisten i bilag 5.

2. Behovet for sæsonkorrigerede tal

- Det regelmæssige ...** I forbindelse med analyse af økonomiske tidsserier, og andre tidsserier for den sags skyld, observeres ofte, at udviklingsforløbet igennem året er relativt ensartet. Eksempelvis er salget af juletræer koncentreret i december måned, industriproduktionen er generelt lav i juli måned, etc. Årsagerne til de karakteristiske sæsonbevægelser kan fx være :
- ... skyldes...**
- Institutionelle forhold, hvilket omfatter forhold bestemt af de konventioner et samfund har valgt at anvende i sin organisering. Eksempelvis : placering af religiøse/verdslige højtider, terminer for ind- og udbetaling til/fra offentlige myndigheder, ferie mv.
 - Vejrligsbetingede forhold, der eksempelvis påvirker konsumet af bestemte varettyper, produktionen i udendørsfagene, placering af ferier mv.
- ... er af mindre interesse** Udsving i økonomiske tidsserier, der alene er sæsonbestemte, påkalder sig sjældent den store interesse blandt økonomer, netop fordi de forekommer ret regelmæssigt : Det er ikke særlig opsigtsvækkende, at der i 1982 solgtes flere juletræer i december måned end i november. For at vurdere om juletræssalget i december 1982 fx var exceptionelt stort, er det nødvendigt at rense tidsserien for de sædvanlige sæsonbetingede udsving - altså foretage en sæsonkorrigering af tidsserien.
- En enkel metode...** En primitiv, men i praksis meget anvendt, metode til at "sæsonkorrigere", er at sammenligne et tal for en bestemt periode med tallet for den tilsvarende periode

¹Før beregningen af KNR-tal for 1977-86 offentliggjordes alene sæsonkorrigerede tal for 9 nationalregnskabssektorer : BNP, import af varer og tjenester, tilgang i alt, eksport af varer og tjenester, indenlandsk anvendelse i alt, privat konsum, kollektivt konsum, faste bruttoinvesteringer og lagerforøgelse - alle størrelser målt i 1980-priser. Tallene blev beregnet ved at sammenkoble de officielle KNR-tal fra Danmarks Statistik for perioden fra 1. kvartal 1987 og fremefter med specialfremstillede tal udarbejdet af Forskningsgruppen i Danmarks Nationalbank.

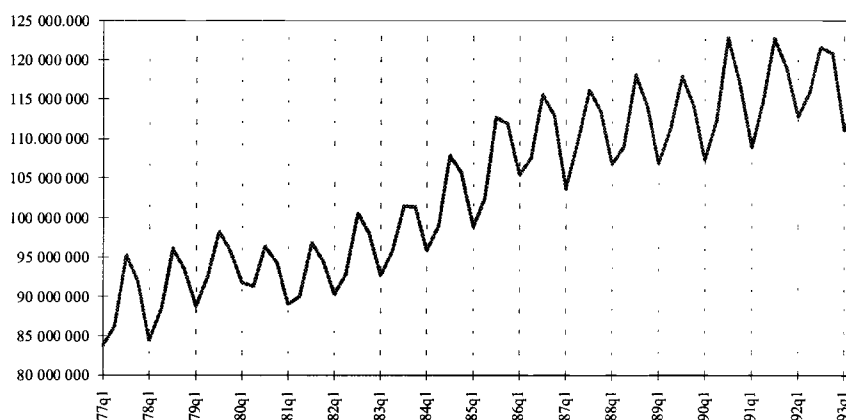
året før, eksempelvis ved at se på differencen eller, hvad der er mere almindeligt, ved at beregne den årlige stigningsprocent imellem de to observationer.

... kun brugbar, når sæsonsvingningerne er meget regelmæssige

Hvis sæsonudsvingene er meget regelmæssige både med hensyn til tidsmæssig placering og udsvingenes numeriske størrelse (absolut eller relativt) er den skitse-rede primitive metode ofte tilstrækkelig. Det skal dog erindres, at årlige stigningsprocenter i følge sagens natur ikke indeholder information om udviklingen igennem året. I de fleste tilfælde er sæsonmønstret i økonomiske tidsserier ikke helt regelmæssigt og entydigt, hvilket fremgår af eksemplet i figur 1, der vil blive anvendt som gennemgående eksempel i hele fremstillingen.

Figur 1

**BNP i 1980-priser, 1. kvartal 1977 - 2. kvartal 1993
(original serie i 1000 kr.)**



Delvis regelmæssighed

At der er en betydelig regelmæssighed i BNP's udvikling indenfor de enkelte år er ganske tydeligt : BNP falder typisk fra 4. til 1. kvartal, for derefter at stige i 2. og 3. kvartal og igen falde fra 3. til 4. kvartal. Det er imidlertid også klart, at det ikke gælder i alle årene. Endvidere er de størrelsesmæssige udsving (**amplituden**) forskellige i de enkelte år.

Behovet for sæsonkorrigering og ønsket om konjunkturstyring hænger sammen

En vurdering af om økonomien er på vej ind i en høj- eller lavkonjunktur, hvilket netop er et af de væsentligste formål med at beregne BNP, er selvsagt ganske umuligt alene ved at betragte udviklingen i den ukorrigerede BNP-serie : Den skal først renses for de sædvanlige sæsonmæssige udsving. Først derefter kan en sådan vurdering foretages på meningsfuld vis og et sæt hensigtsmæssige forslag til økonomisk-politiske indgreb formuleres. Behovet for sæsonkorrigering er således i vidt omfang forbundet med ønsket om at udstikke retningslinjer for, hvordan den økonomiske politik skal praktiseres - eller rettere, hvordan den bør praktiseres givet målsætningerne er klart defineret.

Sæsonkorrigerede serier udgør et varslingsystem

Det er oplagt, at desto tidligere et skift i den økonomiske udvikling observeres, desto mindre drastisk behøver effektive økonomisk-politiske indgreb at være. Da drastiske politiske indgreb i den økonomiske udvikling oftest vil være kontroversielle (og derfor svært gennemførlige i praksis), er der behov for så tidligt som muligt at få identificeret "skiftet" i den økonomiske udvikling : Netop analyse på basis af sæsonkorrigerede tal giver mulighed herfor, hvorfor sæsonkorrigering kan opfattes som en slags varslingsystem. Hvorvidt man fra politisk side så ønsker at gøre brug af de konkrete varslings signaler til finjustering af den økonomiske udvikling, er for så vidt sagen uvedkommende.

Men hvordan ? Det er imidlertid langt fra en ligetil sag at afgøre, hvordan sæsonkorrigeringen skal gennemføres. Dette hænger primært sammen med, at hvad der betragtes som "sædvanlige" sæsonmæssige udsving i følge sagens natur ikke kan være særlig veldefineret.

Sæsonkorrigering, kort fortalt Den i praksis hyppigst anvendte fremgangsmåde kan dog ret kort beskrives : Først renses tidsserien for den lidt mere langsigtede tendens i tallene, der typisk beregnes i form af glidende gennemsnit. Hvis der herefter i denne serie, som kan siges alene at indeholde variation i form af sæson og mere tilfældige udsving, forefindes meget afvigende (ekstreme) observationer, så erstattes disse med særskilt beregnede tal, som falder mere i tråd med de øvrige. På basis af denne serie, der indeholder sæsonbevægelse og mindre tilfældige udsving, beregnes et glidende gennemsnit af de enkelte måneds-/kvartalsværdier. Resultatet af denne beregning betegnes sæsonfaktorer (sæsonaddender) og anvendes til at korrigere den originale serie, der nu alene vil indeholde den lidt mere langsigtede tendens og tilfældige udsving - dvs. den sæsonkorrigerede serie.

3. Dekomponering af variationen i tidsserier

Tidsrækkeanalysens udgangspunkt I tidsrækkeanalysen tages generelt udgangspunkt i, at variationen i en tidsserie kan dekomponeres i veldefinerede, omend ikke observerbare, enkeltkomponenter, der antages at være uafhængige af hinanden. Selv om forudsætningen om uafhængighed kun sjældent er opfyldt i praksis, er det med henblik på beregning af sæsonkorrigerede tal og af analytiske grunde hensigtsmæssigt at operere med en dekomponering af variationen i tidsserier.

3.1 Definitioner

Definition af sæsonbevægelse = S Udsving af systematisk og tilnærmelsesvis regelmæssig karakter indenfor et år, der skyldes et årligt tilbagevendende fænomen og ikke kan forklares ved andre faktorer, der i øvrigt påvirker tidsserien. Denne type variation kaldes sæsonbevægelsen og betegnes med symbolet S.

Juletræseksemplet igen I eksemplet med juletræssalgets koncentreret i december er det, ikke overraskende, forekomsten af julehøjtiden, der er det "årligt tilbagevendende fænomen". De "andre faktorer" kunne fx være husholdningernes disponible indkomster, den aktuelle pris på juletræer, etc.

Definition af trend Trenden i en tidsserie er udtryk for en langsigtet tendens i tallene af relativt jævn, monoton, karakter.

Svært at præcisere Betragtes figur 1 er det ret tydeligt, at BNP udviser en stigende trend, men også, at denne ikke er jævn i hele perioden. Det er således ikke muligt at præcisere trendelementet i en serie uden samtidig at tage hensyn til seriens samlede længde : I delperioder er trenden i BNP jævn og regelmæssig, men ikke i hele perioden - der er altså snarere tale om flere **lokale trends**.

Konjunkturbevægelsen Den regelmæssige variation, der er tilbage i serien, når der er korrigeret for den mere langsigtede variation og sæsonbevægelsen, kan kaldes den systematiske restvariation. I økonomiske tidsserier, som fx BNP, betegnes denne restvariation typisk konjunkturbevægelsen (engelsk : *business cycle*). Da trendbegrebet i sig

selv er upræcist, er det selvsagt også vanskeligt a priori at definere dette begreb helt præcist, definitionen må så at sige tilpasses den konkrete beregningsmetode, der vælges. Konjunkturbevægelsen kan dog konkretiseres derhen, at det er ret regelmæssige svingninger, der optræder med kortere frekvens end trenden, men længere end 1 år².

Trend-cycle = C

Da sondringen mellem trend- og konjunkturbevægelse er uklar, er der tradition for i praksis at behandle begreberne under fællesbetegnelsen trend-cycle, hvilket i det følgende betegnes med symbolet C.

Tilfældig restvariation, den irregulære komponent = I

Endelig vil tidsserien kunne indeholde variation, som er helt tilfældig, hvilket blot betyder, at der ikke i matematisk henseende kan opstilles nogen form for præcis lovmæssig, funktionel, sammenhæng mellem tallenes variation med tiden eller andre variable.

En model

Givet ovenstående begreber kan den originale serie, O_t , eksempelvis beskrives ved følgende grundmodeller:

$$(1) \quad O_t = S_t + C_t + I_t \text{ (additiv model), eller } O_t = S_t C_t I_t \text{ (multiplikativ model)}$$

hvor fodtegnet t angiver, hvilken periode observationerne stammer fra. Anvendes den additive model postuleres, at sæsonvariationen i den originale serie ikke er afhængig af seriens niveau, men tilnærmelsesvis er af samme absolutte omfang hvert år. I den multiplikative model antages, at sæsonvariationen tilnærmelsesvis har samme relative størrelse år for år. Til beskrivelse af økonomiske tidsserier er den multiplikative model den hyppigst anvendte.

Ikke uafhængige størrelser

Det skal bemærkes, at den beskrevne dekomponering af variationen i en tidsserie primært tjener analytiske formål. De enkelte komponenter vil næppe være uafhængige størrelser i praksis. Eksempelvis kan det meget vel tænkes, at den traditionelle sæsonmæssige stigning i landbrugets indkomster, der optræder i 3. kvartal som følge af høsten, netop initierer det skub i efterspørgslen, herunder efter landbrugsvarer, som får konjunkturudviklingen til at vende - altså et eksempel på, at sæsonkomponenten og trend-cycle komponenten er afhængige størrelser.

3.2 Typer af sæsonvariation

Stabil sæson

I økonomiske tidsserier vil det "årligt tilbagevendende fænomen", jf. definitionen af sæsonbevægelse ovenfor, ofte indtræffe i næsten samme periode indenfor det enkelte år - sæsonvariationen er altså stabil. Da årsagerne til sæsonbevægelse i tidsserier typisk kan forklares ved vejrligsbetingede og institutionelle forhold, er det ikke svært at indse, hvorfor fx værdien af landbrugsproduktionen er størst i 3. kvartal, beskæftigelsen i udendørsfagene er mindst i vintermånederne, juletræs-salget størst i december, etc.

Bevægelig sæson

Især for økonomiske serier, der dækker lange perioder, vil sæsonmønstret dog kunne ændre sig både med hensyn til placeringen indenfor året og med hensyn til variationens amplitude.

²Enhver fastlæggelse af hvad der skal betegnes som langsigtet contra kortsigtet må naturligvis tilpasses den konkrete problemstilling, der skal analyseres. I relation til sæsonkorrigering kan perioder lidt længere end 1 år generelt opfattes som værende noget mere langsigtet.

Placering ... Førstnævnte kan skyldes ændrede institutionelle forhold såsom forlængelse af den betalte ferieperiode for lønmodtagere, ændringer i indbetalingsfrister for skatter og afgifter mv. Selv for tidsserier, der dækker få år, kan sæsonmønstrets placering indenfor året variere, bl.a. som følge af vejrligsbetingede forhold : Eksempelvis kan det være særdeles vanskeligt generelt at månedspacere "den danske sommer", hvorfor alle heraf afhængige økonomiske størrelser kan udvise en tendens til bevægelig sæson.

... og amplitude Baggrunden for ændringer i sæsonvariationens amplitude skal bl.a. søges i skift i efterspørgslens sammensætning. Eksempelvis vil en ændring i relativpriserne på varer - fx som følge af teknologiske fremskridt eller ændret beskatning - der betragtes som nære substitutter, alt andet lige, forskyde efterspørgslen over mod de varer, som er blevet relativt billigst. Endvidere skal nævnes, at økonomiens konjunkturmæssige tilstand vil være afgørende for sæsonvariationens amplitude. Eksempelvis er sæsonmønstret for køb af personbiler ganske stabilt med hensyn til placering indenfor året, men amplituden er særdeles konjunkturfølsom.

4. Krav til sæsonkorrigeringen

Vanskeligt at definere Da selve begrebet sæson ikke kan siges at være udpræget veldefineret, kan der ikke formuleres deciderede objektive teoretiske krav til den "bedste" sæsonkorrigeringsmetode³. Ethvert metodeforslag må så at sige afprøves i praksis, hvorefter valg af metode delvis må baseres på mere subjektive overvejelser, herunder om resultaterne virker troværdige - givet andet kendskab til seriens forløb. En vis grad af konsensus, med hensyn til hvilke krav det er hensigtsmæssigt, at sæsonkorrigeringsmetoden opfylder i praksis, kan dog spores i litteraturen - krav/problemstillinger, som gennemgås og diskuteres nedenfor.

4.1 Forhåndskorrekationer

Behovet for forhåndskorrekationer En sæsonkorrigeret serie skal illustrere udviklingen i kombinationen af seriens trend-cycle og den irregulære komponent - altså seriens udvikling rensset for "normale" sæsonsvingninger. Da fastlæggelsen af det "normale" i vidt omfang må baseres på seriens egenvariation, vil ekstreme observationer øve indflydelse på selve beregningen af, hvad der skal rubriceres som værende den "normale" sæsonbevægelse. Det er uheldigt, hvis ekstreme observationers påvirkning af den sæsonkorrigerede serie bliver markant i andre perioder end dem, hvor de ekstreme observationer faktisk forekommer, idet den sæsonkorrigerede series underliggende tendens derved sløres. Endvidere vil en eventuel modelidentifikation og modelestimation vanskeliggøres af ekstreme observationer. Der er derfor behov for identifikation og fjernelse af ekstreme observationer inden beregningen af sæsonkorrigeringen iværksættes.

Permanente contra temporære korrekationer Behovet for forhåndskorrekationer kan enten være af permanent eller temporær karakter. Ved en **permanent** forhåndskorrekation forstås, at korrekationen foretages forinden sæsonkorrigeringen iværksættes og ikke tilbageføres på et senere tidspunkt i beregningerne - den forhåndskorrigerede serie bliver så at sige den

³En gennemgang af en række objektive kriterier, som det kunne være hensigtsmæssigt at sæsonkorrigeringsmetoden opfylder, kan findes i Lovel(1963). Forsøg på opfyldelse af kriterierne har ikke haft større indflydelse på udviklingen af sæsonkorrigeringsmetoder i praksis.

originale serie for gennemførelse af hele sæsonkorrigeringsforløbet. Er der tale om en **temporær** korrektion tjener korrektionen alene det formål at dæmpe de ekstreme observationers påvirkning af sæsonkorrigeringen i de perioder, hvor de ekstreme observationer ikke forekommer. Den temporære forhåndskorrektion sikrer altså, at ekstreme værdier ikke markant påvirker beregningen af det normale sæsonmønster, via de beregnede sæsonfaktorer(-addender), men de genindføres i den endelige sæsonkorrigerede serie.

Årsager

Årsagerne til behovet for forhåndskorrektioner kan rubriceres i følgende 4 hovedgrupper :

Særlige begivenheder

1) Særlige begivenheder, der typisk er af mere enkeltstående karakter - eksempelvis : strejker, ekstraordinære overenskomstforhandlinger, mv. Da der netop er tale om enkeltstående og uforudsigelige begivenheder, der ikke kan forventes gentaget med nogen form for regelmæssighed, bør forhåndskorrektionen være af **temporær** art.

Statistikbrud

2) Statistikbrud, der skyldes ændrede metoder og/eller deciderede fejlregistreringer og -indberetninger - altså forhold, der reelt ikke afspejler virkelige økonomiske hændelser, men alene deres statistiske repræsentation. Da statistikbrud må betegnes som u hensigtsmæssig støj, når udviklingen i en serie skal vurderes, er det oplagt, at forhåndskorrektionen skal være af **permanent** karakter.

Ved beregning af KNR-tal foretages altid forhåndskorrektion, i hvert fald i princippet, for deciderede statistikbrud, idet nationalregnskabet netop konstrueres med henblik på dannelse af tidsmæssigt sammenlignelige ikke-sæsonkorrigerede serier. Den nationalregnskabsmæssige bearbejdning af primærstatistikkerne er i vidt omfang koncentreret om netop den funktion at korrigere for brud/fejl i den statistiske beskrivelse af økonomiske fænomener.

Handelsdagskorrektion

3) Det er velkendt, at mange former for økonomisk aktivitet er koncentreret på bestemte ugedage, hvor handelsdagene⁴ påkalder sig speciel opmærksomhed. Især for månedsdata vil variation i antallet af handelsdage kunne påvirke data relativt meget i de enkelte måneder. Endvidere vil antallet af handelsdage i februar måned være afhængig af, om det er skudår eller ej. Da antallet af handelsdage må betegnes som et oplagt, og forudsigeligt, sæsonfænomen bør forhåndskorrektioner herfor være af **permanent** karakter.

Påskeeffekt

4) Endelig skal nævnes påsken, hvis varierende månedsplacering må formodes at have indflydelse på økonomiske tidsseriers udvikling, eksempelvis på efterspørgslen efter chokoladevarer (herunder påskeæg), andre nærings- og nydelsesmidler, forlystelser mv. Også her er tale om et helt forudsigeligt sæsonfænomen, som det vil være hensigtsmæssigt at gøre til genstand for en **permanent** korrektion.

4.2 Den irregulære komponent

Den irregulære komponent skal være tilfældig ...

Da en sæsonkorrigeret serie indeholder både trend-cyclen og den irregulære komponent er det vigtigt, at den irregulære komponent virkelig kan opfattes som stammende fra en stokastisk proces - der må ikke være systematik i den irregulære komponent.

⁴Handelsdagskorrektion betegnes også korrektion for ugedagsvariation.

... og af begrænset størrelsesorden

Hvis udsvingene i den irregulære komponent så at sige overskygger trend-cycle bevægelsen, vil den sæsonkorrigerede serie være uegnet til fastlæggelse af konjunkturvendepunkter, idet det aldrig kan fastslås om et skift i retningen af en sæsonkorrigeret serie alene skyldes tilfældige udsving eller rent faktisk er udtryk for en vending i trend-cyclen. Hovedparten af de statistiske test, der gennemføres for at vurdere kvaliteten af en sæsonkorrigering, beskæftiger sig netop med disse problemstillinger.

Ikke et problem for KNR-tallene

Efter sæsonkorrigering af en serie kan det til tider forekomme, at der stadig er systematiske variationer indenfor de enkelte år - den sæsonkorrigerede serie indeholder altså i sig selv en sæsonbevægelse, hvilket betegnes restsæson. Dette forhold er oplagt uheldigt, når hensigten med sæsonkorrigering netop er at eliminere denne sæsonbevægelse fra den oprindelige serie. Erfaringerne med sæsonkorrektur af KNR-tal viser, at dette problem faktisk ikke forekommer i nævneværdig grad for nogen serie overhovedet.

4.4 Revisioner

Nødvendige revisioner ...

Revisioner af offentliggjorte tal er hyppigt et irritationsmoment for brugerne, hvorfor omfanget heraf generelt bør begrænses. Da sæsonkorrigering sker med udgangspunkt i en tidsseries normale sæsonmønster er det klart, at enhver tilføjelse af observationer i sig selv ændrer, hvad der skal opfattes som værende normalt. En sæsonkorrigeret serie skal i princippet derfor altid revideres i sin helhed hver gang den ukorrigerede serie enten får tilføjet en ny observation eller en eksisterende observation korrigeres. Ved større revisioner af de ikke-sæsonkorrigerede tal vil det oplagt være nødvendigt at nyberegne sæsonkorrigerede tal for hele talserien.

... unødvendige revisioner

I langt de fleste tilfælde vil revisioner bagud i tid af de ikke-sæsonkorrigerede tal være beskeden og tilkomsten af nye observationer vil sjældent ændre opfattelsen af, hvad der er det normale sæsonmønster. Der vil derfor ikke være et udtalt behov for revisioner af de sæsonkorrigerede tal i seriens fulde længde. Hyppigt kan brugernes ønske om så få revisioner som muligt altså tilgodeses uden, at de sæsonkorrigerede tals anvendelighed påvirkes i nævneværdig grad.

4.5 Årsopregning

I praksis årsopregnes sæsonkorrigerede tal

Næsten samtlige sæsonkorrigerede tidsserier, der offentliggøres af Danmarks Statistik (og andre landes statistikbureauer for den sags skyld), bliver korrigeret så summen/gennemsnittet af tallene indenfor et år svarer til årstotalerne. Som det vil fremgå af metodegennemgangen nedenfor, er der intet i de generelle sæsonkorrigeringsmetoder, der automatisk sikrer opfyldelse af denne sammenhæng.

Årsopregning af ukorrigerede tal forbedrer tallene ...

Det skal understreges, at problemstillingen vedr. årsopregning af sæsonkorrigerede tal er fundamentalt forskellig fra den tilsvarende med hensyn til ikke-sæsonkorrigerede tal. Ved beregning/indsamling af tal for kortere frekvens end året må stort set alle statistikinstitutioner, primært af ressourcemæssige hensyn, nøjes med væsentlig mere summariske oplysninger end på årsbasis. Dette gælder i

udstrakt grad ved beregning af KNR, hvor der i praksis næsten ikke findes relevante regnskabsoplysninger på kvartalsbasis. I stedet anvendes en lang række indikatorer, som begrebsmæssigt, i bedste fald, tilnærmelsesvis er identiske med de tilsvarende på årsbasis. Strukturen i de årlige nationalregnskabstal vil således være af højere kvalitet end de ikke-årsopregnede KNR-tal, hvorfor netop en årsopregning af kvartalstallene må antages at medføre end forbedring af KNR-tallene.

... men ingen forbedring ved årsopregning af sæsonkorrigerede tal

Når den ukorrigerede KNR-serie er årsopregnet, er enhver form for tilgængelig primærstatistisk information udnyttet. Selve sæsonkorrigeringen af denne årsopregnede serie er en bearbejdning, der understøtter den analytiske vurdering af seriens udvikling over perioder kortere end året. En årsopregning af den sæsonkorrigerede serie vil ikke tilføje ny information om denne udvikling - snarere tværtimod, idet uheldige spring kan finde vej til serien ved overgangen fra et år til et andet. At de fleste statistikinstitutioner, herunder Danmarks Statistik, alligevel årsopregner sæsonkorrigerede serier, er derfor primært begrundet i æstetiske hensyn.

4.6 Direkte og indirekte sæsonkorrigerering

Det gir' ikke ens resultater

Hovedparten af serier i KNR er disaggregeringer af andre serier, hvorfor det ville være bekvemt, hvis summen af de sæsonkorrigerede disaggregerede serier svarede til de relevante sæsonkorrigerede aggregater, som fremkommer ved **direkte** sæsonkorrigerering af det ikke-sæsonkorrigerede aggregat. Dette vil almindeligvis ikke være tilfældet i praksis.

Tilsvarende kunne det være ønskværdigt, at sæsonkorrigeringen af KNR's implicite prisindeks svarede til de implicite sæsonkorrigerede prisindeks, der kan beregnes ved division af sæsonkorrigerede værdier i løbende og faste priser med hinanden.

Valg af disaggregeringsniveau påvirker de sæsonkorrigerede aggregater ...

Ved beregningerne af KNR-tal opereres med særdeles mange aggregeringsniveauer. Dette forhold vanskeliggør klart valg af sæsonkorrigeringsniveau i praksis, hvis der vælges generelt at sæsonkorrigere på disaggregeret niveau og lade de sæsonkorrigerede aggregater være summen (eller en anden bearbejdning) heraf - dvs. **indirekte** sæsonkorrigerering. Ved indirekte sæsonkorrigerering vil de resulterende sæsonkorrigerede aggregater således være afhængig af det valgte disaggregeringsniveau ved sæsonkorrigeringen.

... som kan dannes på flere måder

Endvidere skal erindres, at mange aggregater i nationalregnskabet kan dannes på forskellig vis. Anvendelse af indirekte sæsonkorrigerering vil derfor medføre, at de sæsonkorrigerede aggregater kan antage forskellige værdier alt afhængig af hvordan de aggregeres.

5. Metoder til sæsonkorrigerering

Fælles træk

Den ret upræcise definition af sæsonbegrebet, der kan gives i praksis, gør, at alle sæsonkorrigeringsmetoder benytter sig af en eller anden form for teknik til at isolere tidsseriernes sæsonbevægelse, hvilket også indebærer estimation af seriens trend-cycle og irregulære komponent. Ret beset er netop valg af teknik i denne forbindelse det, som er den væsentligste forskel på de forskellige metoder, der er

foreslået til sæsonkorrigering af tidsserier. I det følgende gennemgås 3 metoder, som har fundet anvendelse i praksis⁵.

5.1 Frihåndskurver

Frihåndstegning

Denne metode er meget enkel : Den ukorrigerede tidsserie afbildes grafisk og via visuel inspektion, kombineret med detaljeret kendskab til den konkrete series udvikling, indtegnes skønmæssigt en jævn trend-cycle kurve, som danner udgangspunkt for den, delvis subjektive, endelige fastlæggelse af den sæsonkorrigerede serie.

En sådan ret upræcis metode til sæsonkorrigering kan umiddelbart synes utilfredsstillende. Det er imidlertid en overfladisk betragtning : Frihåndstegningen skal netop udføres af en ekspert på det konkrete område, hvilket sikrer, at der kan tages højde for åbenbare urimeligheder i seriens udvikling. Ved udarbejdelsen af edb-programmer til gennemførelse af sæsonkorrigering har referenceforløbet ofte været lange tidsserier sæsonkorrigeret via denne metode⁶.

Resultatet kan vanskeligt genskabes

En væsentlig ulempe ved metoden er selvsagt, at slutresultatet ikke kan genskabes præcist, hverken af den som oprindelig indlagde den sæsonkorrigerede serie med fri hånd eller af andre. Endvidere er metoden særdeles ressourcekrævende.

5.2 Regressionsmetoden⁷

Et naturligt valg ...

Den additive⁸ dekomponering af en tidsseries variation i trend-cycle, sæsonkomponent og irregulær komponent, jf. relation (1), inspirerer naturligt til anvendelse af regressionsanalysen, som redskab til estimation af sæsonvariationen. Eksempelvis ved en model af formen :

$$(2) \quad O_t = \alpha + \beta C_t + a_t$$

hvor sæsonvariationen beskrives ved parametrene α og β . C_t må estimeres, fx ved en form for glidende gennemsnit, og a_t , som udtryk for den irregulære komponent (evt. korrigeret for ekstreme værdier), må opfylde de sædvanlige betingelser for restled i regressionsmodeller.

... men

Selv om regressionsmetoden kan synes et naturligt valg til sæsonkorrigering er den langt fra uproblematisk at anvende i praksis. For det første vil enhver ny observation eller ændring i en eksisterende medføre ændrede parameterestimater og dermed behov for ændring af den sæsonkorrigerede serie i sin helhed. For det andet vil blot en enkelt ekstrem observation kunne øve stor indflydelse på parameterestimaterne, hvilket stiller ret skrappe krav til den løbende identifikation af

⁵En mere omfattende gennemgang af alternative sæsonkorrigeringsmetoder findes bl.a. i Hylleberg(1983). Endvidere findes en detaljeret beskrivelse af den såkaldte kvotientmetode (link-relative-metode), der en overgang anvendtes i et vist omfang af Danmarks Statistik, i D.St.(1975).

⁶ jf. fx Stephen N. Marris : "The treatment of moving seasonality i census method II" i OECD(1960) p.263.

⁷Omtales ofte i den ældre litteratur som Bundesbankmetoden, idet den primært blev udviklet og raffineret af den tyske Bundesbank, som dog ikke generelt anvender metoden i dag.

⁸Eller den multiplikative model efter logaritmisk transformering af data, dvs. den log-additive model

ekstreme observationer. Endelig skal nævnes, at modellens anvendelighed er begrænset til tilfælde, hvor sæsonmønstret er af en ret stabil karakter.

Ulemper kan udbedres

De anførte ulemper er det generelt muligt at udbedre ved alternative, men også væsentligt mere avancerede, modelformuleringer end den (meget primitive) formulering i relation (2). Endvidere skal fremhæves, at regressionsanalysen generelt muliggør inddragelse af andre variable end tidsserien selv til forklaring af sæsonvariationen - altså en egentlig strukturel modelbygning, hvilket er hensigtsmæssigt, idet mange tidsseriers sæsonmønster må formodes at være påvirket af andre tidsseriers udvikling.

Historiske årsager

At regressionsmetoden kun har fundet begrænset anvendelse til sæsonkorrigering i praksis er delvist historisk betinget. I 1920'erne og 30'erne, hvor interessen for sæsonkorrigering for alvor vågnede, var det forbundet med betydelig ressource-mæssig indsats at foretage de, efter datidens forhold, ganske avancerede beregninger, der kræves for at gøre brug af regressionsmetoden. Dette forhold ændres først radikalt med den vide udbredelse af computerteknologien i efterkrigstiden - førhen var man i praksis henvist til mere manuelle beregningsmetoder. Hele det historiske erfaringsgrundlag med sæsonkorrigering er således stort set baseret på de manuelle beregningsmetoder, hvilket da også er en væsentlig forklaring på, at glidende gennemsnitsmetoden, som beskrives nedenfor, stadig er langt den mest anvendte den dag i dag⁹.

5.3 Glidende gennemsnitsmetoden

Den i praksis mest udbredte metode til sæsonkorrigering er glidende gennemsnitsmetoden og er bl.a. implementeret i programpakken X11ARIMA. Metoden kan i hovedtræk beskrives ved følgende punkter :

Trend-cycle estimation ved anvendelse af centrerede glidende gennemsnit

1) Efter indlæggelse af eventuelle forhåndskorrekationer estimeres seriens trend-cycle ved beregning af et centreret glidende gennemsnit (engelsk : *Moving Average, MA*)¹⁰ . For kvartalstal er længden af det centrerede glidende gennemsnit typisk 5 kvartaler, altså netop en længde der "udglatter" sæsonen.

Fjernelse af trend-cycle

2) Trend-cyclen fjernes nu fra den oprindelige serie ved at dividere¹¹ den estimerede trend-cycle op i den originale serie. Denne for trend-cycle rensede serie betegnes SI-raten.

Eliminering af ekstreme værdier

3) Ekstreme værdier af SI-raterne erstattes med mindre ekstreme værdier. Kriteriet for om en værdi er ekstrem er typisk et gennemsnit af SI-raterne for samme periode i en række omkringliggende år.

Sæsonkorrigeret serie

4) De modificerede værdier af SI-raten for hvert givet kvartal glattes efterfølgende ud ved anvendelse af et glidende gennemsnit. De herved beregnede sæsonfaktorer divideres op i den originale serie, hvorved 1. skøn for den sæsonkorrigerede serie fremkommer.

⁹Se også Julius Shiskin : *Electronic Computer Seasonal Adjustment. Test and Revisions of U.S. Census Methods* p.130 i OECD(1960).

¹⁰En mere formel gennemgang af diverse glidende gennemsnits egenskaber findes i bilag 1.

¹¹I en multiplikativ model. I en additiv model fjernes trenden ved at fratække trend-cycle estimatet fra den oprindelige serie.

Det hele gentages	Med udgangspunkt i første bud på den sæsonkorrigerede serie gentages, tilnærmevis, beregningstrinene 1-4 et vist antal gange. Formålet er en forbedring, dvs. "udglatning", af trend-cycle estimatet og dermed mere sikker identifikation af ekstreme værdier.
Fleksibel metode	Den udbredte anvendelse af glidende gennemsnitsmetoden i praksis skyldes først og fremmest, at iterativ anvendelse af glidende gennemsnit til trend-cycle estimation er meget fleksibel : Uden anvendelse af komplicerede matematiske udtryk fanges både niveauskift og vendepunkter i trend-cycle udviklingen ganske effektivt.
Irregulære komponent er også delvis med i trend-cylen	Metoden er dog ikke ideel. Hvis der eksempelvis anvendes et relativt kort glidende gennemsnit til trend-cycle estimation, vil en del af den variation, der rettelig bør henføres til den irregulære komponent, blive inkluderet i trend-cycle estimatet. Omvendt vil anvendelse af et "for langt" glidende gennemsnit til trend-cycle estimationen resultere i, at der bliver for megen irregulær variation tilbage i SI-raten.
Slutsky-Yule effekten	Det kan vises teoretisk, at den blotte iterative anvendelse af glidende gennemsnit kan resultere i indførelse af cykliske svingninger i en serie, der oprindeligt bestod af helt tilfældige observationer - et temmelig uheldigt fænomen, når formålet med sæsonkorrigerende betænkes. Fænomenet betegnes Slutsky-Yule effekten og kan ikke generelt udbedres, når der iterativt anvendes glidende gennemsnit. Problemet er dog sjældent forekommende i praksis.
Problemet med manglende observationer i enderne af tidsserien	Enhver form for centreret gennemsnit er ikke umiddelbart defineret for de første og sidste observationer i en tidsserie. Da interessen ofte er størst for de nyeste tal, og det netop er et af hovedformålene med sæsonkorrigerende mere hensigtsmæssigt at kunne vurdere om den økonomiske udvikling er ved at "vende", jf. afsnit 2, er det en ganske væsentlig problemstilling at få afklaret hvordan MA beregnes i tidsseriernes ender. Metoderne til beregning af MA'er i enderne kan rubriceres i to hovedtyper :
Modelbaseret ekstrapolation	Den modelbaserede metode , hvor der estimeres en tidsrækkemodel for hele serien og modellens parametre anvendes til ekstrapolation af selve serien, hvorefter MA beregnes på sædvanlig vis ved anvendelse af de ekstrapolerede data. De beregnede MA'er i enderne vil således være centrerede (symmetriske) akkurat som de øvrige MA'er. Det er netop denne metode, der delvis anvendes ved beregningen af MA'er i sæsonkorrigeringsprogrammet X11ARIMA, idet der, som programnavnet antyder, estimeres en ARIMA-model for de originale observationer af tidsserien.
Implicitte vægte	Ekstrapolation af et sæt af kendte værdier ud i fremtiden og beregning af MA på sædvanlig vis. Metoden svarer til en alternativ vægtning af observationerne i enderne (implicitte vægte), altså beregning af ikke-centrerede (assymmetriske) MA'er. Typisk anvendes et gennemsnit af observationerne fra de seneste perioder ved ekstrapolationen. I X11ARIMA anvendes asymmetriske MA'er til beregningen af MA'er i enderne for SI-raterne og trend-cycle serierne, idet der bruges ad hoc implicitte vægte, hvor der ret generelt tildeles relativt størst vægt til den nyeste (kendte) observation.
Hvad er bedst ?	Hvilken af de to metoder der er bedst kan ikke afgøres generelt, idet der reelt er tale om et forsøg på at forudsige fremtiden. Et sådant forsøg på at forudsige

udviklingen i pengemarkedsrenten ved ekstrapolation af et 3. grads polynomium fik i 1930'erne følgende kommentar med på vejen :

"I should certainly be willing to eat my hat if I could not forecast the future of Call Money Rates on the New York Stock Exchange more accurately than a third degree parabola"¹²

Eller udtrykt lidt mere diplomatisk : Et ekspertskøn vedr. den fremtidige udvikling vil som hovedregel være at foretrække fremfor en mekanisk fremskrivning - ikke mindst hvis der er en formodning om atypiske hændelser i fremtiden.

ARIMA

Netop problemet med estimationen af de glidende gennemsnit i enderne er baggrunden for udbygningen sæsonkorrigeringsprogrammet X11 med ARIMA-modeller, som beskrives i næste afsnit.

6. Statistiske tidsrækkemodeller

Oversigt

Identificering, estimation og test af tidsrækkemodeller adskiller sig ikke fundamentalt fra enhver anden form for statistisk modelbygning, hvorfor en række af de generelle teoretiske statistiske begreber gennemgås i afsnit 6.1. I afsnit 6.2 fokuseres på de mere specifikke begreber, der knytter sig til analyse af tidsrækkemodeller. Gennemgangen følger traditionen knæsat af Box og Jenkins, og udmønter sig (afsnit 6.3) i præsentation af den generelle ARIMA-model. I afsnit 6.4 behandles ARIMA-sæsonmodeller. Afsnit 6.5 og 6.6 omhandler henholdsvis identifikation mv. og kontrol af ARIMA-modeller.

6.1 Generelt om modelbygning

Krav til en model ...

I de statistiske modeller tilstræbes at finde funktionelle sammenhænge mellem en eller flere variable baseret på statistiske observationer af variabelen(e). Entydige generelle kriterier for udvælgelse/identificering af den ideelle model kan ikke opstilles, men følgende spilleregler kan nævnes :

... skal kunne beskrive data ...

Modellen skal kunne beskrive data. Kravet, der kan synes banalt, indebærer ikke, at den bedste model altid er den, der har den højeste forklaringsgrad - dvs. den model, der bedst beskriver variationen i data. Eksempelvis kan en model, der forklarer udviklingen i antal levendefødte spædbørn som en funktion af antallet af storke, næppe karakteriseres som en god model - også selv om dens forklaringsgrad viste sig at være alle andre modellers overlegen. Der er oplagt tale om en tilfældighed - eller sagt på anden vis : Identifikation af statistisk samvariation er ikke det samme som at have identificeret en årsagssammenhæng, dvs. **kausalitet**.

... være meningsfuld ...

Modellen bør være meningsfuld i den forstand, at den afspejler en økonomisk teori. Da udbudet af økonomiske teorier er omfattende må udvælgelsen af den relevante teori foretages i nær tilknytning til, hvorledes den harmonerer med de øvrige krav til modellen.

¹²Citeret fra Macaulay(1931) p.115-6.

... enkel og ...	Et hovedformål med i det hele taget at bygge modeller er at fremhæve centrale aspekter af en kompliceret problemstilling. Dette opnås bedst ved formulering af enkle modeller, idet graden af enkelhed, der kan opnås, vil afhænge af den konkrete problemstilling. Selv meget grove simplificeringer af økonomiske sammenhænge resulterer imidlertid ofte i ganske komplekse matematiske funktioner.
... have acceptable statistiske egenskaber	Det endelige valg af model må baseres på dens statistiske egenskaber, hvilket ret generelt vil sige, at den variation i data, som ikke kan forklares af modellen, bør være usystematisk. Der kræves ofte ganske mange modeleksperimenter førend denne egenskab opnås.
Modeltyper	De statistiske modeller, der arbejdes med i praksis, til beskrivelse af variationerne i en enkelt variabel kan groft grupperes i to hovedtyper :
Flerdimensionale...	<p>Flerdimensionale (strukturelle) modeller, hvor variationen i en variabel søges beskrevet ved ændringerne i en eller flere andre variable, dvs. udviklingen i responsvariablen (den afhængige variabel) søges beskrevet ved hjælp af en eller flere uafhængige variable. Et eksempel kunne være følgende enkle model til beskrivelse af en husholdnings privatforbrug i periode t (c_t) som en lineær funktion af husholdningens indkomst (y_t) :</p> $(3) \quad c_t = \alpha + \beta y_t + a_t$ <p>der blot udtrykker, at en husholdnings privatforbrug i periode t (responsvariablen) er afhængig af indkomsten i samme periode (uafhængige variabel) på en ganske konkret måde - her specificeret via en lineær funktion, hvor α og β er parametre (konstanter). Modelbyggerens opgave er, på basis af de empiriske data for c_t og y_t, at estimere parametrene. Sammenhængen mellem modellens variable og parametre kan ikke formodes at gælde præcist i praksis, hvilket udtrykkes ved restleddet a_t, der så at sige skal opfange al den information, som ikke kan beskrives via modellen. Ligninger af denne type kaldes stokastiske relationer - i modsætning til deterministiske relationer, hvor sammenhængen mellem modellens parametre og variable kan specificeres præcist, hvilket i praksis typisk kun vil gælde for rene definatoriske sammenhænge.</p>
... og endimensionale	<p>Endimensionale modeller, hvor værdien for en variabel i en periode forklares ved observationer af samme variabel i en eller flere forudgående perioder, dvs. laggede værdier af samme variabel. Eksempelvis kunne man søge at beskrive en husholdnings privatforbrug i periode t som en funktion af samme husholdnings privatforbrug i foregående periode, $t-1$, ved funktionen :</p> $(4) \quad c_t = \alpha + \beta c_{t-1} + a_t$ <p>Modellen har helt samme lineære struktur som den strukturelle model ovenfor, blot er y_t erstattet med den 1 periode laggede værdi af c - og parameterestimaterne vil selvsagt antage andre værdier end ovenfor.</p> <p>Denne endimensionale model tilbyder ikke nogen decideret forklaring på, hvorfor husstandens privatforbrug udvikler sig som den gør. Relationen er blot udtryk for et postulat af typen : "man gør noget i dag fordi man også gjorde det i går". Til beskrivelse af, især kortsigtet økonomisk adfærd, er dette næppe en helt urealistisk antagelse.</p>

Hvilken modeltype er bedst ?

Hvilken af de to modeltyper, som også kan mixes, der skal vælges i praksis kan ikke afgøres generelt. Der kan dog næppe herske tvivl om, at de strukturelle modellers evne til netop at kvantificere årsagssammenhænge generelt gør dem mere attraktive end de endimensionale. Estimeringen af strukturelle modeller er imidlertid overordentlig ressourcekrævende. I relation til sæsonkorrigering af de 362 serier for det kvartalsvise nationalregnskab må blot konstateres, at strukturelle modeller, deres sympatiske egenskaber til trods, ikke kan blive det generelle redskab. I det følgende gennemgås derfor alene endimensionale modeller - og endda kun den type af slagsen, der betegnes ARIMA-modeller.

6.2 Tidsrækkeanalytiske begreber

Diskret ækvidistant tid

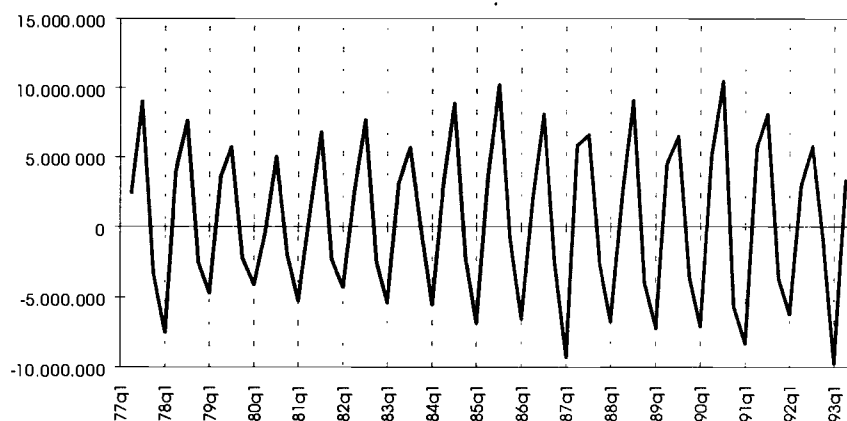
I den endimensionale tidsrækkeanalyse til beskrivelse af økonomiske tidsserier betragtes hovedsagelig modeller formuleret i **diskret ækvidistant tid**, dvs. modeller, hvor der er lige lang tidsafstand mellem alle observationer af variabelen.

Differensdannelse

Før konkrete modeller opstilles foretages ofte en transformering af data for at få opfyldt en række statistiske egenskaber. Betragtes serien for BNP i faste priser, jf. figur 1, er det oplagt, at middelværdien er en funktion af tiden som følge af den stigende trend. Middelværdien kan således ikke anvendes som et positionsmål hvorom observationerne varierer. Denne egenskab kan imidlertid snildt opnås ved en **1. ordens differensdannelse**. Kaldes observationen i periode t for Y_t udføres altså følgende transformation : $Z_t = Y_t - Y_{t-1}$, som er illustreret i figur 2.

Figur 2

1. ordens differensdannelse for BNP i faste priser (1000 kr.)



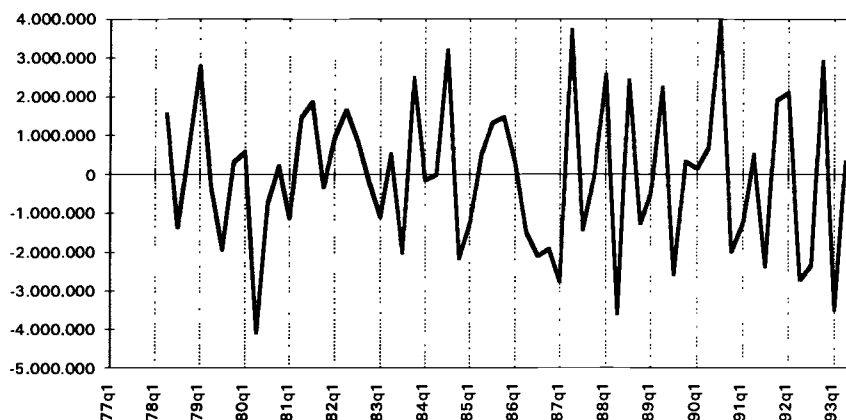
Sæsondifferensdannelse

Alene ved visuel inspektion af grafen er det ret indlysende, at denne simple transformation får middelværdien til at være tæt ved 0¹³. Endvidere ses, at variationen omkring denne middelværdi er særdeles systematisk indenfor de enkelte år, hvilket må henføres til sæsonsvingninger. Denne systematik i variansens størrelse som funktion af tiden kan begrænses ved en **1. ordens sæsondifferensdannelse**, dvs. : $W_t = Z_t - Z_{t-s}$, hvor s angiver sæsonlængden, som for kvartalstal er 4. Den samlede effekt af denne dobbeltdifferensdannelse er illustreret i figur 3.

¹³Kan formelt testes ved t-teststørrelsen : $T = (\bar{Z} / s) \sqrt{n}$; \bar{Z} = gennemsnittet, s =standardafvigelsen og n =antal observationer. I det konkrete tilfælde er T = ca. -0,12, hvilket for ethvert praktisk formål understøtter hypotesen om en middelværdi på 0.

Figur 3

Dobbeltdifferensdannelse for BNP i faste priser (1000 kr.)



Systematik er fjernet

Som det fremgår af figur 3, er der nu ikke længere nogen nævneværdig tendens til, at variansen systematisk afhænger af tiden¹⁴.

Stationaritet ...

Det forhold, at både middelværdi og varians er uafhængig af tiden, dvs. den forventede værdi af de transformerede data til ethvert tidspunkt er konstant, er karakteristisk for **stationære** stokastiske processer. At en stokastisk proces er stationær indebærer, at sandsynlighedsfordelingen for alle værdier af tidsserien er den samme - uafhængig af tiden. Ved estimation af en model for en stationær tidsserie er det derfor muligt at beregne med hvilken sandsynlighed tidsserien vil antage bestemte værdier i fremtiden. Et første skridt i bygningen af tidsrækkemodeller er derfor typisk en transformation af data med henblik på opnåelse af stationaritet.

... kan opnås på mange måder

Stationariteten kan opnås ved mange andre transformationer end i det enkle eksempel med BNP. Transformationerne bør dog generelt vælges således, at det er muligt at give en rimelig tolkning af resultatet. I praksis er den ovenfor beskrevne transformation tilstrækkelig til opnåelse af stationaritet i et meget stort antal økonomiske tidsserier.

Autokorrelation

Til bestemmelse af hvilken form for transformation, der effektivt sikrer stationaritet, anvendes oftest mere systematiske metoder end den intuitive anvendt ovenfor. Et vigtigt redskab, blandt mange, er her estimation af **autokorrelationsfunktionen**¹⁵, der viser samvariationen mellem observationer med forskellige lags (covariansen) i forhold til den samlede variation (variansen) i tidsserien. Antag, at der er n observationer for en variabel Y_t ($t=1, \dots, n$), da kan autokorrelationen for lag L , estimeres ved :

$$(5) \quad \hat{\rho}_L = \frac{n-1}{n-L-1} \cdot \frac{\sum_{t=L+1}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-L} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} ; \text{ hvor } \bar{Y} = \sum_{t=1}^n Y_t / n$$

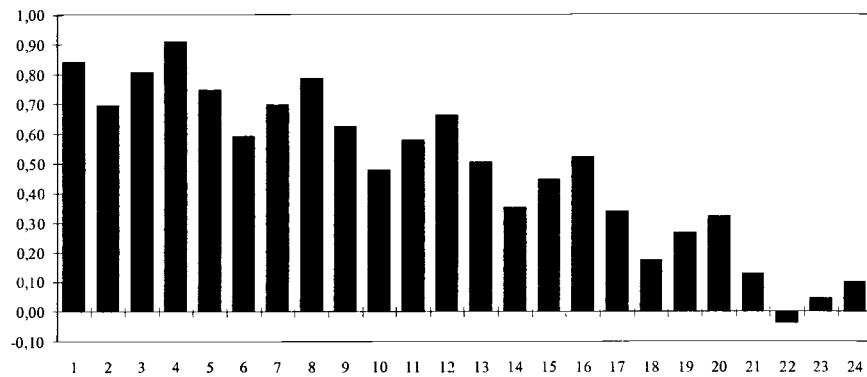
¹⁴En yderligere tilnærmelse til konstant varians kan opnås ved logaritmisk transformering af data. Dette skyldes, at variansens størrelse ofte vil være afhængig af observationernes absolute niveau. Når data transformeres logaritmisk fjernes denne niveaufølgende afhængighed. For at holde teknikken så enkel som muligt undlades denne transformation, selv om den også i dette tilfælde øger variansstationariteten.

¹⁵Om den grafiske afbildning af autokorrelationsfunktionen benyttes også betegnelsen Correlogram.

Hvis der ikke er nogen form for sammenhæng mellem observationerne for et givet lag er autokorrelationen lig 0, hvilket vil sige at observationerne er uafhængige. Den maksimale autokorrelation er værdien ± 1 , som udtrykker en perfekt lineær sammenhæng. I figur 4 er autokorrelationsfunktionen (ACF) vist for 24 lags ($L=1, \dots, 24$).

Figur 4

ACF for BNP i faste priser

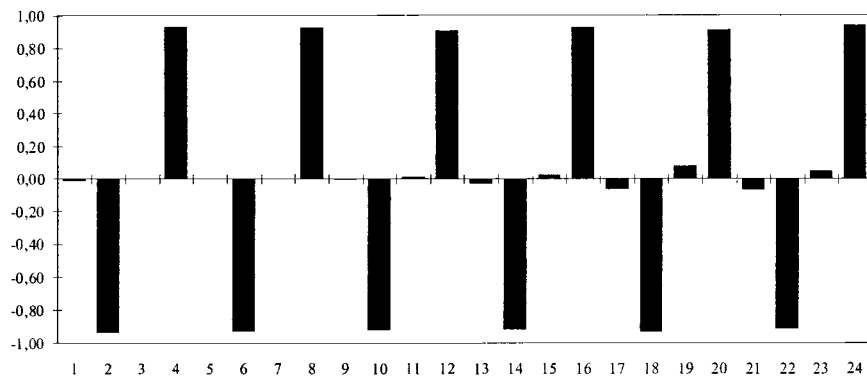


Langsom død

Af figuren bemærkes, at der er en meget udtalt autokorrelation, som kun langsomt "dør ud". Observationerne skal altså ligge langt fra hinanden i tid førend deres samvariation bliver lille i forhold til den samlede variation i serien. Dette er netop udtryk for, at serien indeholder trend. Fjernes denne trend ved en 1.ordens differensdannelse fås ACF'en afbildet i figur 5.

Figur 5

ACF for 1. ordens differensdannelse af BNP i faste priser

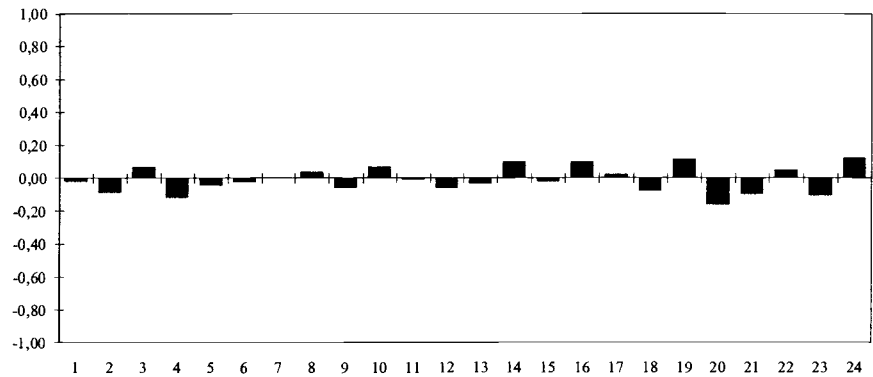


Stabil sæsonvariation

Figur 5 fremhæver netop BNP's sæsonvariation, som endda må betegnes som en ganske stabil type sæsonvariation. Dette fører oplagt til valget af en 1.ordens sæsondifferensdannelse, hvis resultat er vist i figur 6.

Figur 6

ACF for BNP i faste priser efter dobbeltdifferensdannelse



Figuren afslører, at der ikke længere er nogen systematik i autokorrelationen og autokorrelationskoefficienterne ikke er særlig "store"¹⁶. Den ved dobbeltdifferensdannelse transformerede serie må derfor betegnes som velegnet til videre modellering.

6.3 ARIMA-modeller

ARIMA betyder

ARIMA er en forkortelse for **Auto**Regressiv **I**ntegrated **M**oving **A**verage, og en konkret model skrives sædvanligvis på formen :

ARIMA(p,d,q), hvor :

- p = orden af autoregression
- d = orden af differensdannelse
- q = orden af glidende gennemsnit.

I=integreret

At en tidsrække er integreret (engelsk : *integrated*) af orden d betyder, at rækken af d'te differenser er stationær, imens rækken af d-1'te differenser ikke er stationær¹⁷. Det er altså resultatet af transformeringen til stationaritet, der sammenfattes i parameteren d.

AR=autoregression

En autoregressiv model af orden p=1, AR(1) model, hvor variabelen Z_t er stationær med middelværdi 0¹⁸, er givet ved :

$$(6) \quad Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t$$

hvor det altså antages, at værdien af responsvariablen Z_t kan beskrives som en lineær funktion af variabelen selv lagget en periode og et restled, der antages at være en følge af uafhængige identisk normalfordelte stokastiske variable med middelværdien 0 - altså en **hvid støj**. Betegnelsen autoregressiv refererer til, at

¹⁶Som tommelfingerregel for at afgøre om en autokorrelationskoefficient er "stor", dvs. signifikant forskellig fra 0, bruges teststørrelsen : $1/\sqrt{n}$, som for dette materiale er ca. 0,13, idet der er 61 observationer efter dobbeltdifferensdannelsen. Det beskedne antal observationer i den aktuelle serie gør dog, at man i praksis ofte vil acceptere en autokorrelationskoefficient selvom den har den dobbelte værdi, altså her ca. 0,26.

¹⁷Indføres skiftoperatoren B (engelsk : *backward shift operator* eller *lag operator*), som transformerer en række observationer til periode t til observationer for periode t-d, kan dette generelt formuleres : En tidsrække Y_t er integreret af orden d, hvis rækken : $(1 - B)^d Y_t$ er stationær, og rækken : $(1 - B)^{d-1} Y_t$ ikke er stationær.

¹⁸Det er ikke afgørende for formulering af modellen, at middelværdien er 0, idet modellen uden problemer kan udvides til at håndtere situationer med middelværdi forskellig fra 0. Af matematisk bekvemmelighed antages dog her og i det følgende, at middelværdien ikke er signifikant forskellig fra 0.

modellens parameter kan estimeres ved regressionsanalyse, hvor den uafhængige variabel er den laggede værdi af responsvariablen selv.

MA=moving average

En glidende gennemsnitsmodel (engelsk : *Moving Average*) refererer til en modeltype, hvor variationen i responsvariablen kan beskrives, som et vejlet gennemsnit af restleddet og dets laggede værdier.

Den simpleste MA-model er MA(1) modellen, dvs. $q=1$, hvor det antages, at der kun skal medtages en periodes lag af restleddet :

$$(7) \quad Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

idet restleddet er hvid støj med middelværdien nul.

ARIMA(p,d,q) modellen, definition

Med den indførte notation kan den kombinerede AR(p) og MA(q) model, hvor modellen formuleres for den stationære tidsrække Z_t , generelt skrives :

$$(8) \quad Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \dots - \phi_p Z_{t-p} = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

idet der skal suppleres med nogle mere tekniske forudsætninger, der sikrer, at en MA-model af vilkårlig orden kan tilnærmes vilkårligt godt med AR-modeller af tilstrækkelig høj orden og omvendt¹⁹.

Fordelen ved ARIMA-modeller

Fordelen ved at kombinere AR og MA modellerne, når de iøvrigt kan tilnærmes vilkårligt godt enkeltvis, er, at modelestimationen kan foregå ved hjælp af færre parametre.

6.4 ARIMA-sæsonmodeller

Notation

Da ARIMA-modeller så at sige er designet til at modellere stationære tidsrækker, skal der forinden identifikation og estimation af ARIMA-modeller for kvartalstal foretages en udvidelse af den generelle ARIMA-model, så den kan tage højde for systematisk sæsonvariation. Dette sker i form af sæson-ARIMA modellen :

ARIMA(P,D,Q)_s ; hvor :

P = orden af autoregression i sæsonmodellen

D = orden på sæsondifferentiation

Q = orden af glidende gennemsnit i sæsonmodellen

s = sæsonlængden, eksempelvis måneder (s=12) eller kvartaler (s=4)

Sæsonmodellen ARIMA(P,D,Q)_s, definition

En ARIMA(P,1,Q)₄ model for tidsrækken Y_t er altså en model, hvor der er foretaget differensdannelsen $W_t = Y_t - Y_{t-4}$ forinden fastlæggelse af parametrenes orden. Formuleringen er i øvrigt som ovenfor. Indføres selvstændige betegnelser for sæson-ARIMA modellens parametre fås den generelle formulering af en AR(P) og MA(Q) sæsonmodel for den stationære tidsrække W_t :

$$(9) \quad W_t - \Phi_1 W_{t-1} - \dots - \Phi_P W_{t-P} = a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \dots - \Theta_Q a_{t-Q}$$

¹⁹Man bruger betegnelsen, at MA-modellerne er invertible. Invertibiliteten sikrer, at restleddene kan estimeres ved de laggede, og kendte, værdier af responsvariablen. For præcis formulering af betingelserne for invertibilitet henvises til litteraturen, eksempelvis Box og Jenkins(1976)

Kombination af modellerne

Til beskrivelse af økonomiske kortsigtsserier er sæson-ARIMA modellen eller den ordinære ARIMA-model sjældent alene velegnet, idet sæson- og trendbevægelse netop optræder i fællesskab. En modeltype, der kan bruges til modellering af rigtig mange økonomiske korttidsserier, er en kombination af de to modeltyper ovenfor i form af følgende multiplikative model :

$$(10) \quad \text{ARIMA}(p,d,q) \times \text{ARIMA}(P,D,Q)_s ;$$

Ved anvendelse af backshift operatoren, jf. fodnote 17, og udtrykt i den oprindelige serie, Y_t , kan modellen skrives som :

$$(10a) \quad \frac{(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps})}{(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)(1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs})} (1 - B)^d (1 - B^s)^D Y_t = a_t$$

Airline-modellen

For $p=P = 0$ og $d=D=q=Q = 1$ anvendes typisk betegnelsen **Airline-modellen**, idet den blev anvendt af Box og Jenkins i et eksempel vedr. flypassagerer. I næste afsnit estimeres en simpel variant af denne model for serien BNP i faste priser.

6.5 Identifikation og estimation af ARIMA-modeller

Mange modeller at vælge imellem

I praksis vil det oftest være muligt at beskrive stationære tidsrækker ved et utal af forskellige ARIMA-modeller. Det generelle krav til modelbygning om, at modellen skal være meningsfuld (og helst også enkel), indsnævrer imidlertid antallet af kandidater betragteligt. Ret generelt er der for økonomiske tidsseriers vedkommende sjældent brug for modeller af højere orden end 2 - og ofte kan ordenen af enten autoregression eller glidende gennemsnit mageligt sættes til nul. Airline-modellen er faktisk velegnet i de fleste tilfælde.

Orden af differensdannelse

Udgangspunktet for identifikation af en ARIMA-model er autokorrelationsfunktionen, jf. relation (5), for derved at finde en passende differensdannelse til opnåelse af stationaritet, jf. afsnit 6.2.

Identifikation af orden af autoregression og glidende gennemsnit

Autokorrelationsfunktionen, ofte suppleret med afledede funktioner heraf, for den transformerede tidsserie benyttes herefter til at identificere ordenen af autoregression og glidende gennemsnit, dvs. fastlæggelse af parametrene p, P og q, Q . Identifikationsprocessen bygger på nogle ganske komplicerede matematiske resultater, hvis udledning ligger uden for denne fremstillings rammer. Konkret udmønter resultaterne sig i, at udviklingen i ACF-funktionen og afledede funktioner heraf, skal have en ganske bestemt form.

ACF-funktionen i figur 6 for BNP i faste priser var karakteriseret ved ikke at have signifikante ACF-værdier, hvorfor det er ret oplagt at prøve²⁰ med standardmodellen for økonomiske tidsserier, dvs. Airline-modellen, $\text{ARIMA}(0,1,1) \times \text{ARIMA}(0,1,1)_4$:

$$(11) \quad \begin{aligned} (1 - B)(1 - B^4) Y_t &= (1 - \theta B)(1 - \Theta B^4) a_t \quad \Leftrightarrow \\ Y_t &= Y_{t-1} + Y_{t-4} - Y_{t-5} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_1 a_{t-4} + \theta_1 \Theta_1 a_{t-5} \end{aligned}$$

²⁰Det er generelt ret "ufarligt" at vælge en forkert ARIMA-model, idet modelkontrollen ofte vil indikere hvilken alternativ model, der bør vælges.

Modellens tolkning

Modellen kan tolkes derhen, at parameteren θ_1 angiver det omfang den teknologiske udvikling efterfølgende påvirker trend-cyclen, imens Θ_1 er udtryk for restleddets påvirkning af sæsonmønstret senerehen. Det bør bemærkes, at denne primitive, og vel egentlig lidet anvendelige, tolkning naturligvis forudsætter, at fjernelsen af trend-cyclen og sæsonvariationen ved de anvendte differensdannelser er "rigtig".

Estimation

Estimationen af parametrene i relation (11) foretages ved gængse estimationsteknikker for minimering af kvadratsumsafvigelse. Da restleddene imidlertid ikke er umiddelbart observerbare må anvendes rekursiv estimation. Dette er et ganske omfattende beregningsarbejde, som i praksis overlades til computere. Resultatet i dette eksempel, der i øvrigt kan være forskelligt afhængig af hvilket edb-program der anvendes²¹, er følgende parameterestimer :
 $\theta_1 = 0,127$ og $\Theta_1 = 0,743$,

idet der foretages logaritmisk transformering af variabelen Y, her altså BNP i 1980-priser, med henblik på forøgelse af variansstationariteten.

6.6 Modelkontrol**Parametre**

Første trin i modelkontrollen er et check af de estimerede parametre. Her skal generelt gælde, at summen af parameterestimerne i henholdsvis den ordinære model og sæsonmodellen hver især skal være numerisk mindre end 1 - i praksis skærpes kravet ofte til 0,90. Hvis summen af parameterestimerne overstiger denne værdi er det udtryk for, at der er foretaget for mange differensdannelser²². I eksemplet med estimation af Airline-modellen for BNP i 1980-priser er betingelsen klart opfyldt.

Forklaringsgrad

Endvidere undersøges i hvilken grad modellen kan forklare variationen i tidsserien. Modellens forklaringsgrad vurderes typisk ved beregning af **determinationskoefficienten**, R^2 :

$$(12) \quad R^2 = \frac{\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}_{\text{res}}^2}{\hat{\sigma}^2} = \frac{\text{variansen i oprindelige serie} - \text{residualvariansen}}{\text{variansen i oprindelige serie}} = 0,974$$

hvoraf ses, at ca. 97 pct. af variationen i BNP forklares af modellen, hvilket umiddelbart må betegnes som ganske imponerende. Det skal dog erindres, at langt den overvejende del af modellens forklaringssevne skyldes differensdannelserne. Det er faktisk ganske normalt at finde værdier tæt på 1 for determinationskoefficienten ved estimation af ARIMA-modeller for økonomiske tidsserier.

Forudsigelse

En estimeret ARIMA-model anvendes ofte til forudsigelser, idet der til hver enkelt model hører en forudsigelsesfunktion, hvis konkrete formulering kan være ret kompliceret. En sammenligning af de værdier, der kan beregnes via forudsigelsesfunktionen med de faktiske observationer, fx for de seneste 3 år, er en ofte anvendt form for modelkontrol. Resultatet vil selvsagt være nært knyttet til værdien af determinationskoefficienten, men fokuserer i modsætning til determina-

²¹Her er anvendt sæsonkorrigeringsprogrammet X11ARIMA.

²²Den teoretiske forklaring på dette forhold er særdeles kompliceret, hvorfor der henvises til litteraturen, fx Box og Jenkins(1976). Blot skal anføres, at hvis summen af parameterestimerne er numerisk for "store" vil problemet ofte kunne løses ved en omformulering af modellen, som resulterer i en model, hvor der skal estimeres færre parametre.

tionskoefficienten alene på modellens forklaringsgrad i de seneste år. Dette er da også det mest relevante i forbindelse med ARIMA-modellernes anvendelse til dannelse af forecast i X11ARIMA-programmet. I BNP-eksemplet er den gennemsnitlige forudsigelsesfejl for de sidste 3 år blot 1 pct.

Residualvariansen

Modellens forudsætning om, at restleddets variation er hvid støj, kan testes ved et portmanteau test via Ljung-Box teststørrelsen :

$$(13) \quad Q_{LB} = n(n+2) \sum_{L=1}^k \frac{\hat{\rho}_L^2}{n-L}$$

hvor $\hat{\rho}_L$ er den estimerede residualautokorrelation for lag L, n antallet af residualer og k antal lags der indgår i estimationen. Q_{LB} vil være asymptotisk χ^2 -fordelt med k minus antal estimerede parametre frihedsgrader. En signifikanssandsynlighed for Q_{LB} på over 5 pct. tages typisk som udtryk for, at hypotesen ikke kan afvises. I BNP-eksemplet er signifikanssandsynligheden 69,7 pct., hvilket ret klart indikerer, at restleddets variation kan opfattes som hvid støj.

7. X11ARIMA-programmet

7.1 Generelt

X11's historie

X11ARIMA er en videreudvikling af den metode til sæsonkorrigering, der blev udviklet i 1954 af det amerikanske Bureau of the Census, og som fik navnet Census-metoden version I. Ved udarbejdelsen af metoden samledes mange års praktiske erfaringer med sæsonkorrigering i et samlet elektronisk databearbejdningssystem. De efterfølgende versioner er sidenhen raffineret med hensyn til udjævning af trend-cycle elementet, reduktion af ekstreme værdiers indflydelse på estimation af sæsonfaktorerne samt udvikling af en række formelle statistiske tests til vurdering af sæsonkorrigeringens kvalitet. Fra 1980 inkluderes ARIMA-modeller til beregning af forecast og backcast. Den konkrete version af X11ARIMA-programmet, der anvendes i Danmarks Statistik, er udarbejdet af Statistics Canada²³.

Optioner

Sæsonkorrigeringsmodellen kan formuleres enten multiplikativt, additivt eller log-additivt, hvor sidstnævnte med tilnærmelse svarer til den multiplikative model. Endvidere findes et utal af muligheder for brugerspecificerede ARIMA-modeller, justeringer til påskemodeller, indlæggelse af diverse forhåndskorrektio-ner, udskrivninger af tabeller mv. I det følgende gennemgås alene de muligheder, som er fundet relevante for sæsonkorrigeringen af de kvartalsvise nationalregnskabstal, idet der i øvrigt henvises til programmets manual.

²³Dagum(1992). Gennemgangen af X11ARIMA-programmet i det følgende og den anvendte notation mv. er i hovedtræk identisk med Dagum(1992). 1992-versionen af X11ARIMA svarer til 1988-versionen (der markedsføres under navnet X11ARIMA/88) - dog er 1992-versionen udbygget med en ekstra model til påskekorrektio-n.

7.2. Beregningsgangen i X11ARIMA

Multiplikative model gennemgås ...

X11-metoden (X11ARIMA) til sæsonkorrigering gennemgås i det følgende, idet der tages udgangspunkt i den multiplikative model (ved anvendelse af den additive eller log-additive model er formuleringen næsten helt identisk, idet multiplikation og division erstattes med henholdsvis addition og subtraktion). Beskrivelsen af rækkefølgen i beregningerne følger den, der anvendes i edb-programmet, og de enkelte beregningstrin er nummereret svarende til tabelnummereringen²⁴ i det print, som programmet udskriver.

... i kvartalsversionen

Gennemgangen vedrører kvartalsversionen af X11ARIMA, som er næsten identisk med månedsversionen. Den væsentligste forskel mellem de to versioner er, at muligheden for handelsdagskorrektur alene forefindes i månedsversionen, hvor denne type korrektur da også er mest relevant.

Del A : Forhånds-korrektioner mv.

Den første del af X11ARIMA-programmet, del A, giver brugeren mulighed for indlæggelse af en række forhåndskorrektioner til den originale serie, der primært tjener det formål at justere for deciderede databrud (permanent eller temporært) samt, i månedsversionen, indlæggelse af brugerspecificerede handelsdagsvægte. Efter indførelse af de brugerspecificerede korrektioner er der mulighed for automatisk at få beregnet korrektur for antal handelsdage²⁵ og skift i påskens månedsplacering²⁶.

Oversigt

Ses bort fra forhåndskorrektioner falder beregningerne i tre hovedafsnit :

Del B : Med udgangspunkt i den originale serie identificeres og isoleres ekstreme værdier, idet der undervejs skal estimeres både trend-cycle, sæsonfaktorer og irregulære serier. Slutresultatet er foreløbige vægte til modificering af den originale serie for ekstreme værdier.

Del C : Her tages udgangspunkt i den modificerede originale serie, og i hovedtræk gentages beregningsgangen i del B med henblik på yderligere identifikation og isolering af ekstreme værdier. Slutresultatet er endelige vægte til modificering af den originale serie for ekstreme værdier.

²⁴Tabellerne er kun delvis nummereret fortløbende, hvilket skyldes to forhold :

- 1) X11-programmet, der oprindeligt blev udviklet i 1950'erne, er blevet modificeret et antal gange, men den oprindelige tabelnummerering er i hovedtræk bibeholdt.
- 2) Ved anvendelse af diverse forhåndskorrektioner såsom påske- og handelsdagskorrektur skal X11 først estimere selve estimationsgrundlaget for korrektionerne (dvs. primært udskillelse af den irregulære komponent), hvilket foregår ved genbrug af diverse programstumper fra det generelle sæsonkorrigeringsprogram.

²⁵Handelsdagskorrektionen foretages ved regressionsanalyse (engelsk : *trading day regression*), idet estimationsgrundlaget er den irregulære komponent grupperet efter de i alt 22 forskellige typer kalendermåneder som findes. Efter fjernelse af ekstreme værdier estimeres 7 ugedagsvægte, der sammenvejes til en månedskomponent, som bruges til fjernelse af handelsdagsvariationen fra den irregulære komponent. For en mere præcis beskrivelse af beregningsproceduren henvises til D.St.(1975) eller Dagum(1992).

²⁶Påskeskorrektionen foretages ved estimation af følgende model :

$$E_1 = \frac{1}{2} \cdot f(Z_1) \left[\frac{\sum_{i \in M} (I_{1,j+1} - I_{1,j})}{n_M} - \frac{\sum_{i \in A} (I_{1,j+1} - I_{1,j})}{n_A} \right]; \text{ hvor :}$$

- Z_1 = antal dage imellem påskesøndag i år i og den 22. marts (den tidligst mulige dato for påskesøndag)
 $f(Z_1)$ = 1, hvis $Z_1 \leq 9$ (dvs. påsken ligger i marts måned)
 $f(Z_1)$ = 0, hvis $Z_1 > 9$ (dvs. påsken ligger i april måned)
 $I_{1,j}$ = irregulære komponent estimeret ved en første sæsonkorrigering af serien; i angiver året og j marts måned ($j+1$ derfor april måned)
 n_M = antal år, hvor påsken ligger i marts måned, og
 n_A = antal år, hvor påsken ligger i april måned.

hvorefter korrektionsfaktorerne bliver henholdsvis $1-E_1$ (marts faktor) og $1+E_1$ (april faktor).

Del D : Til slut beregnes den sæsonkorrigerede serie med udgangspunkt i den med endelige vægte for ekstreme værdier modificerede originale serie, idet beregningsgangen svarer til den i del C - dog suppleret med særlig rutine for udglatning af ekstreme SI-rater.

Et eksempel

Nedenfor beskrives beregningstrinene i X11ARIMA ved et konkret eksempel i form af sæsonkorrigering af BNP i faste priser, idet forhåndskorrekktioner ikke er indlagt. Endvidere omtales de særlige beregningsteknikker, der bruges til extrapolation af serierne i enderne kun sporadisk, istedet henvises til afsnit 5.3. I ledeteksten navngives resultaterne af de enkelte beregningstrin ved symboler og beregningerne beskrives delvis ved formler. Mere generelle aspekter ved programmet er anført i fodnoter.

Estimation af ARIMA-model

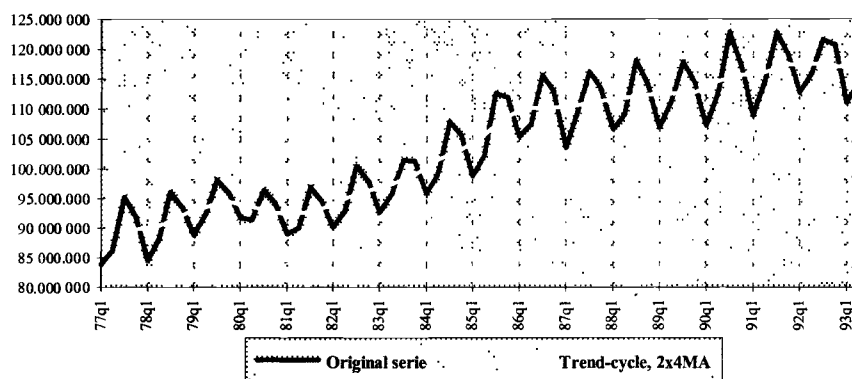
Indledningsvis estimeres en ARIMA-model på basis af den originale serie, og modellens parametre bruges til beregning af forecast et år frem i tiden²⁷.

B2 : Trend-cycle, $C_1 = 2x4MA(O_1)$

Den første beregning af seriens trend-cycle sker ved beregning af et centreret 5 kvartalers glidende gennemsnit for den originale serie $2x4MA(O_1)$. Resultatet er gengivet sammen med den originale serie i figur 7.

Figur 7

Original serie og trend-cycle



B3 : SI-rate, $SI_1 = O_1/C_1$

Trend-cylen fjernes fra den originale serie ved at dividere med trend-cycle estimatet fra B2, hvorved SI-raten (**umodificeret**) fremkommer.

B4 : Erstatningsværdier for ekstreme SI-rater

- Først beregnes et centreret 5 kvartalers glidende gennemsnit, $3x3MA$, af SI-raten i B3 separat for hvert kvartal²⁸, og resultatet justeres så summen af disse $3x3MA$ 'er er ca. 4 for enhver 4 kvartalers periode.
- Dette første skøn for sæsonfaktorerne divideres op i SI-raten, hvorved fremkommer et første skøn for den irregulære komponent.
- Værdierne for den irregulære komponent i de enkelte år sammenlignes med standardafvigelsen²⁹ beregnet for 5 år (året, hvor observationen af den irregulære komponent findes og de to omkringliggende år). Hvis den irregulære komponent

²⁷Som option er det muligt at få beregnet 1 års backcast (hvis serien dækker 5-6 år) og/eller anvende modellen til beregning af erstatningsværdier for ekstreme værdier. X11ARIMA afprøver automatisk 4 modeller. Hvis ingen af disse modeller kan estimeres tilfredsstillende foretages ekstrapolation af et gennemsnit af et sæt kendte værdier, jf. afsnit 5.3

²⁸Bemærk : Når der anvendes MA'er i forbindelse med estimation af sæsonfaktorer beregnes det glidende gennemsnit på basis af data fra de samme kvartaler i hvert enkelt år. Ved trend-cycle estimation anvendes data fra de umiddelbart tilstødende kvartaler.

²⁹Standardafvigelsen, dvs. kvadratroden af variansen, betegnes typisk med det græske bogstav σ (sigma). Grænserne for hvormår observationer skal opfattes som ekstreme (engelsk : *sigma limits*) kan i X11ARIMA specificeres af brugeren.

er større end 2,5 gange standardafvigelsen opfattes observationen som værende ekstrem og fjernes, hvorefter standardafvigelsen for 5 år nyberegnes.

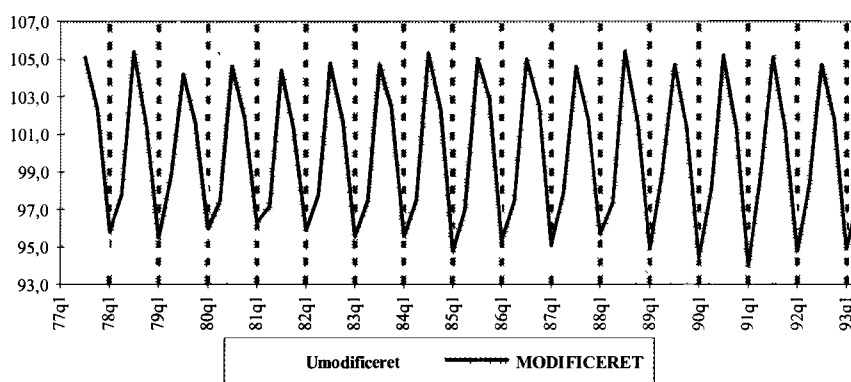
- De værdier af den irregulære komponent, som nu er større end 2,5 gange den nyberegnete standardafvigelse tildeles vægten 0 og værdier mindre end 1,5 gange standardafvigelsen vægten 1. Værdier af den irregulære komponent mellem 2,5 og 1,5 gange standardafvigelsen tildeles ved lineær interpolation en vægt mellem 0 og 1.

... som anvendes til
beregning af
modifieret SI-rate,
 SI_2

- SI-raten i de kvartaler, hvor den irregulære komponent har mindre vægt end 1, erstattes med et vejet gennemsnit (vægtet med den irregulære komponents vægt) af SI-raten for dette kvartal og 2 SI-rater fra samme kvartal i henholdsvis foregående og efterfølgende år, hvor den irregulære komponent indgår med fuld vægt. Denne SI-rate betegnes den **modifierede SI-rate**, som i figur 8 er afbildet sammen med den umodificerede SI-rate fra B3.

Figur 8

Umodificeret og modifieret SI-rate

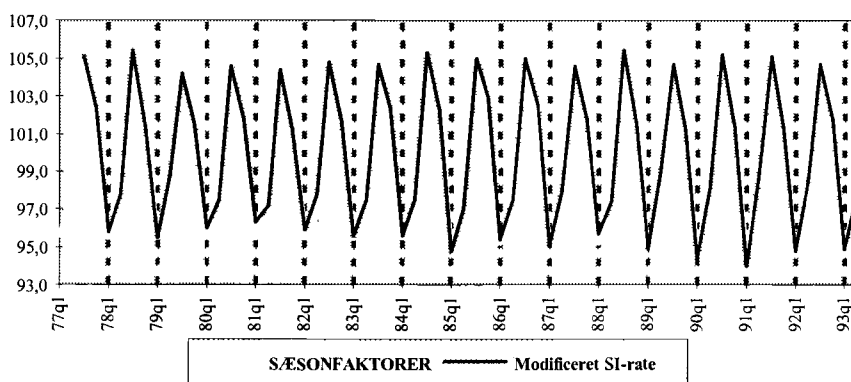


B5 : Sæsonfaktorer,
 $Sf_1 = 3 \times 3MA(SI_2)$

Sæsonfaktorerne beregnes nu ved et 3x3MA af de modifierede SI-rater for hvert givet kvartal, og faktorerne justeres så deres sum er ca. 4 for enhver 4 kvartalers periode. I seriens ender ekstrapoleres med de nærmeste sæsonfaktorer for det relevante kvartal. Resultatet af denne glidende gennemsnitsberegning er sammenholdt med de modifierede SI-rater i figur 9.

Figur 9

Modifieret SI-rate og sæsonfaktorer



Næsten samme resultat

Det meget stabile sæsonforløb for den modifierede SI-rate taget betragtning, er det ikke overraskende, at sæsonfaktorerne er næsten identiske med de modifierede SI-rater.

B6 : Sæsonkorrigeret serie, $S_1 = O_1/Sf_1$

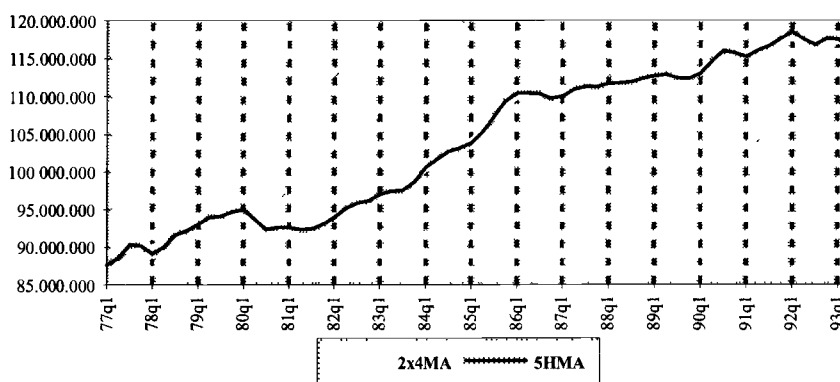
Et første bud på den sæsonkorrigerede serie fremkommer nu ved at dividere den originale serie med sæsonfaktorerne fra B5.

B7 : Trend-cycle, $C_2 = 5HMA(S_1)$

På basis af den sæsonkorrigerede serie i B6 estimeres trend-cylen ved et centre-ret 5 kvartalers glidende Henderson gennemsnit³⁰ (5HMA), som divideres op i den sæsonkorrigerede serie. Resultatet er et skøn for den irregulære serie, der efterfølgende justeres og anvendes til dannelse af en modificeret sæsonkorrigeret serie beregnet efter samme metode som for SI-raten i B4. Med udgangspunkt i den modificerede sæsonkorrigerede serie beregnes påny et 5HMA, som estimat for trend-cylen. Dette estimat er i figur 10 sammenlignet med estimatet for trend-cycle, jf. B2.

Figur 10

Første (2x4MA) og andet (5HMA) trend-cycle estimat



Henderson's glidende gennemsnit

Som det fremgår af figuren har trend-cylen beregnet ved 5HMA et mere ujævnt forløb end ved beregning via 2x4MA. Dette forhold skyldes den særlige vægtstruktur for Henderson's glidende gennemsnit, idet den centrale observation tildes relativ større vægt i et 5HMA end i et 2x4MA, jf. bilag 1. Et 5HMA "fanger" således bedre vendepunkter end et 2x4MA.

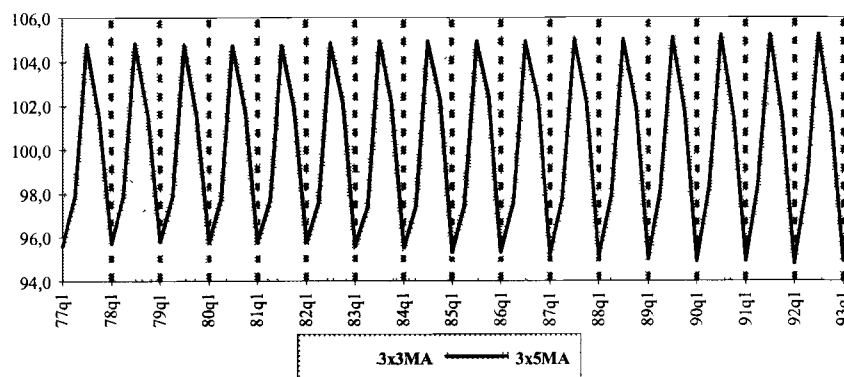
B8-11 : Sæsonkorrigeret serie, S_2

Med udgangspunkt i trend-cycle estimatet fra B7 gentages punkterne B3-6., idet der generelt anvendes bredere glidende gennemsnit (3x5MA, dvs. 7 kvartaler) end før (3x3MA, dvs. 5 kvartaler). I figur 11 er de to sæt sæsonfaktorer sammenlignet.

³⁰Valget af 5HMA foregår i den såkaldte *Variable Trend-cycle Curve Routine*, hvor der indledningsvis estimeres en trend-cycle kurve ved anvendelse af 5HMA, som divideres op i den sæsonkorrigerede serie for at få et estimat for den irregulære komponent. Herefter beregnes \bar{I} / \bar{C} -raten, jf. beskrivelsen i bilag 2 (under M3). Desto højere værdi af \bar{I} / \bar{C} -raten desto bredere Henderson glidende gennemsnit anvendes. For en \bar{I} / \bar{C} -rate mindre end 3,5 anvendes 5HMA ellers 7HMA. Denne rutine anvendes hver gang, der skal udvælges et HMA.

Figur 11

Første (3x3MA) og andet (3x5MA) estimat for sæsonfaktorer



Svært at se forskel

Forskellen er til at overskue, hvilket kan henføres til det ganske stabile sæsonmønster som karakteriserer BNP : Sæsonfaktorerne er næsten ens i alle årene, hvorfor anvendelse af bredere glidende gennemsnit kun påvirker resultatet marginalt.

B13 : Irregulær serie,
 $I_1 = S_2/C_2$

Den irregulære komponent estimeres ved at dividere de sæsonkorrigerede tal fra B11 med trend-cycle estimatet fra B7.

B17 : Vægte for
irregulære komponent,
 W_1

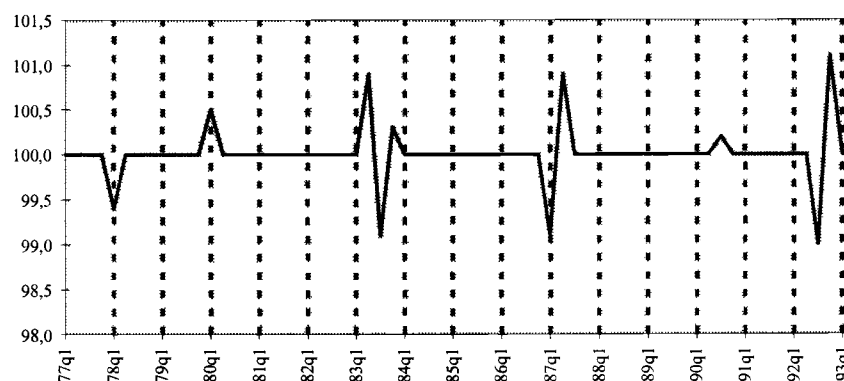
Der estimeres nu vægte for den irregulære komponent efter samme procedure som i B4, og vægtene udskrives i tabellen.

B20 : Ekstreme værdier

Med udgangspunkt i den irregulære serie fra B13 beregnes ekstreme værdier ved at dividere $1+W_1(I_1-1)$ op i I_1 . Resultatet ses i figur 12.

Figur 12

Ekstreme værdier



Som det fremgår af beregningsformlen, antager serien for "ekstreme" værdier værdien 1 (som reskaleres til 100), hvis vægten er 1. Alene observationer, der er "rigtig" ekstreme vil antage værdier forskellig fra 100 - og dem er, der som figuren viser, en del af - omend de kun er ekstreme i beskednen grad.

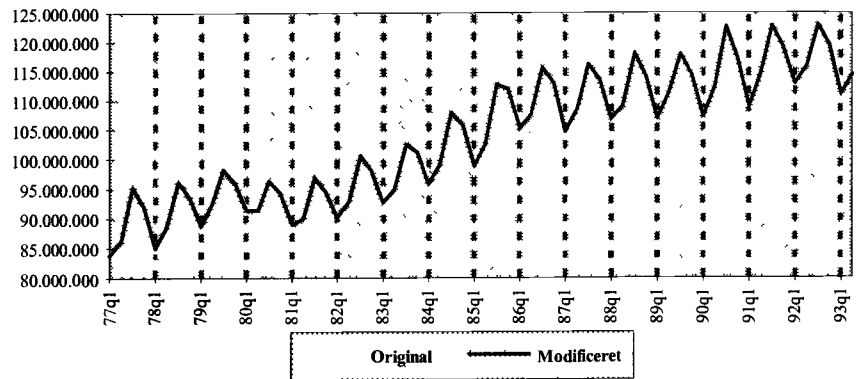
C1 : Modificeret
original serie,

$$O_2 = O_1[1+W_1(I_1-1)]/I_1$$

Vægtene fra B17 for den irregulære komponent anvendes nu til at dæmpe indflydelsen fra ekstreme værdier på den originale serie, idet den originale serie fra B1 ganges med faktoren : $[1+W_1(I_1-1)]/I_1$. Denne modificerede originale serie er i figur 13 sammenlignet med den (umodificerede) originale serie.

Figur 13

Original og modificeret original serie (modificeret for ekstreme værdier)

**C2-10 : Sæsonfaktorer, Sf_4**

Med udgangspunkt i den modificerede originale serie fra C1 gentages beregningerne fra punkterne B2-10, idet der ikke foretages de modifikationer for ekstreme værdiers indflydelse, der foregik i punkterne B4 og B9 - de er jo allerede foretaget i den modificerede originale serie, som er udgangspunkt for beregningerne.

C11 : Sæsonkorrigeret serie, $S_4 = O_1/Sf_4$

Sæsonfaktorerne divideres op i den originale serie fra B1, hvorved der fremkommer en sæsonkorrigeret serie, hvor de **ekstreme værdier igen er medtaget**.

C13 : Irregulær serie, $I_2 = S_4/C_4$

Den irregulære serie estimeres ved at dividere den sæsonkorrigerede serie fra C11 med trend-cycle estimatet fra C7.

C17 : Endelige vægte for irregulære komponent, W_2

Med udgangspunkt i den irregulære serie fra C13 gentages samme beregningsprocedure som i B17(B4), hvilket resulterer i de endelige vægte for den irregulære komponent.

C20 : Ekstreme værdier

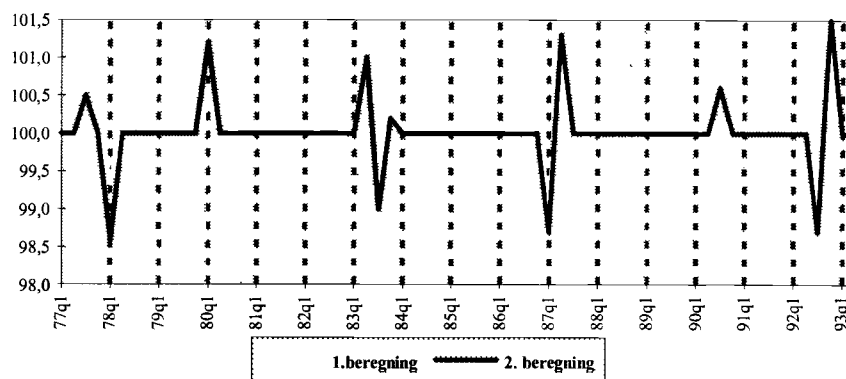
Samme som B20, idet der anvendes de endelige vægte fra C17.

Formålet med iterationen

Som det fremgår af ovenstående, er formålet med beregningerne i afsnit C endnu engang at få isoleret de ekstreme værdier (via de endelige vægte for den irregulære komponent), idet udgangspunktet her er en i forvejen for ekstreme værdier korrigeret serie (men de ekstreme værdier genindføres altså lige inden den irregulære serie beregnes). Konsekvensen af denne beregningsmåde er en udglatning af trend-cycle estimatet, og dermed, at flere ekstreme værdier identificeres og/eller allerede ekstreme værdier opfattes som mere ekstreme. Det ses da også ved at sammenligne serierne for de ekstreme værdier fra de to beregninger, jf. figur 14.

Figur 14

1. og 2. beregning af ekstreme værdier



**D1-7 : Trend-cycle,
 C_6**

Den originale serie fra B1 modificeres nu med vægtene fra C17. Ud fra denne modificerede originale serie ($=O_3$) gentages fremgangsmåden fra C2-7, der resulterer i et trend-cycle estimat beregnet som et 5HMA af den sæsonkorrigerede serie fra D6.

**D8 : Endelige
umodificerede
SI-rater, $SI_5 = O_1/C_6$**

Her genindføres nu de ekstreme værdier i SI-raten ved at dividere den originale serie fra B1 med det (mere udglattede) trend-cycle estimat fra D7.

**D9 : Endelige
modificerede SI-rate,
 $SI_6 = O_3/C_6$**

Det efter flere iterationer fremkomne udglattede trend-cycle estimat fra D7 anvendes nu til fastlæggelse af de endelige erstatningsværdier for ekstreme SI-rater ved at dividere trend-cycle estimatet op i den modificerede originale serie fra D1. Alene de værdier af den modificerede SI-rate, som afviger fra den umodificerede SI-rate udskrives i tabel D9.

**D10 : Endelige
sæsonfaktorer,
 $Sf_6 = 3x5MA(SI_6)$**

De endelige sæsonfaktorer fremkommer herefter som et $3x5MA$ ³¹ af SI-raterne fra D9, dvs. den umodificerede SI-rate fra D8, hvor de ekstreme værdier er erstattet med værdierne fra D9.

**D11 : Endelig sæson-
korrigeret serie,
 $S_6 = O_1/Sf_6$**

De endelige sæsonfaktorer fra D10 divideres op i den originale serie fra B1, og den endelige sæsonkorrigerede serie er beregnet.

D11A : Årsopregning

Den sæsonkorrigerede serie fra D11 opregnes så kvartalssummerne svarer til kvartalssummerne fra den originale serie i B1.

**D12 : Endelig
trend-cycle,
 $C_7 = 5HMA(O_3/Sf_6)$**

Den endelige trend-cycle serie beregnes som et 5HMA af den modificerede originale serie fra D1 divideret med sæsonfaktorerne fra D10.

**D13 : Endelig
irregulær serie,
 $I_3 = S_6/C_7$**

Den endelige irregulære serie fremkommer residualt ved division af den endelige sæsonkorrigerede serie fra D11 med den endelige trend-cycle serie fra D12.

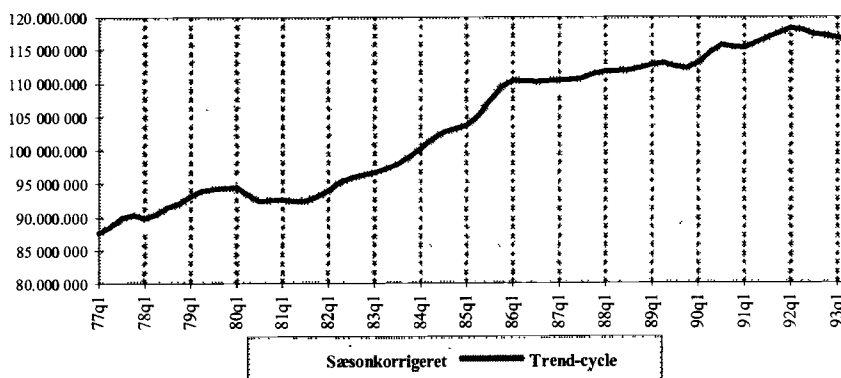
³¹Udvælgelsen af $3x5MA$ sker i den såkaldte *Variable Seasonal Curve Routine* baseret på beregning af \bar{I} / \bar{S} -raten. Desto større \bar{I} / \bar{S} -raten er, desto mere vil sæsonfaktorerne være påvirket af irregulære udsving, hvorfor der generelt anvendes bredere glidende gennemsnit til estimationen af sæsonfaktorerne, hvis \bar{I} / \bar{S} -raten er stor. Den præcise beregning af \bar{I} / \bar{S} -raten er beskrevet i bilag 2 (M6).

Slut

Resultatet af alle anstrengelserne fremgår af figur 15, hvor den endelige årsopregnede sæsonkorrigerede serie fra D11A er sammenlignet med den endelige trend-cycle serie fra D12.

Figur 15

Endelig årsopregnet sæsonkorrigeret serie og trend-cycle serie.



Vær opmærksom på den irregulære komponent

Figuren illustrerer tydeligt, at et skift, vendepunkt, i konjunkturudviklingen ikke er det samme som et vendepunkt i den sæsonkorrigerede serie, hvilket netop skyldes indflydelsen fra den irregulære komponent.

Del E

I dette afsnit af programmet dannes en række tabeller, hvor de mest ekstreme værdier fra den originale, sæsonkorrigerede og irregulære serie erstattes med ikke-ekstreme værdier. Endvidere udskrives et par tabeller med vækstprocenter.

Del F

I del F beregnes et omfattende antal statistiske mål, der er velegnede til analyse af de foretagne beregninger. Det er i hovedtræk materialet herfra, som anvendes ved beregningen af de særlige statistiske teststørrelser, der beskrives i næste afsnit (og bilag 2).

Del G

Her udskrives en række figurer af linje-grafik-typen, hvis analytiske anvendelsesmuligheder er ret lidt brugbare i praksis.

7.3 Statistiske test i X11ARIMA

11 teststørrelser beregnes

X11ARIMA-programmet indeholder en lang række statistiske tests til vurdering af tilstedeværelsen af sæson og dennes karakter, samt den foretagne sæsonkorrigerings kvalitet. Der beregnes i alt 11 teststørrelser, benævnt M_1, M_2, \dots, M_{11} , som sammenejes til et samlet udtryk, Q , for den foretagne sæsonkorrigerings kvalitet. Teststørrelserne er generelt konstrueret, så de skal være mindre end eller lig 1 for at sæsonkorrigerings kvaliteten vurderes acceptabel. Den matematiske formulering af testene findes i bilag 2, men et par karakteristika skal gentages her.

Hvad er kvalitet ?

Først skal dog anføres, at selve begrebet kvalitet i forbindelse med sæsonkorrigeret er ret uklart. I den praktiske anvendelse af sæsonkorrigerede tal fokuseres imidlertid på udviklingstendensen i tallene, oftest med henblik på fastlæggelse af vendepunkter i trend-cyclen - for økonomiske tidsrækker altså skift i konjunkturudviklingen. Det skal dog erindres, at en god sæsonkorrigeret serie skal afspejle både trend-cycle og irregulære variationer i de perioder, hvor de forekommer - kun det normale sæsonmønster skal, som navnet indikerer, elimineres. Det

X11ARIMA's statistiske teststørrelser i hovedtræk kvantificerer er faktisk, om udviklingen i en sæsonkorrigeret serie kan **tolkes** som udviklingen i trend-cycle.

Hvis denne tolkning skal være gyldig, er det afgørende, at

Irregulære komponents indflydelse bør være lille og tilfældig

- Den irregulære komponents indflydelse ikke er dominerende i forhold til den cykliske komponent. I så fald vil vendepunkter i den sæsonkorrigerede serie hovedsagelig afspejle ret tilfældige udsving - og ikke "sande" vendepunkter. Endvidere skal den irregulære komponent være af tilfældig karakter - ellers er det tegn på, at dekomponeringen af variationen i den originale serie har været ufuldstændig.

Stabilt sæsonmønster

- Sæsonmønstret skal være ret stabilt. Hvis sæsonfaktorerne er meget forskellige fra år til år, eller der er en trend-mæssig udvikling i dem, vil det være vanskeligt at fæste lid til en sæsonkorrigerings kvalitet : Det "normale" sæsonmønster, der forudsættes fjernet via sæsonkorrigeringen, vil så at sige ikke være veldefineret.

Anvendelse af Q-værdien

Det er i hovedtræk disse forhold, som kan konkretiseres på utallige måder, der undersøges via X11ARIMA's statistiske tests og sammenfattes i Q-værdien. Q-værdien bør derfor i praksis primært anvendes til at vurdere, om udviklingen i en sæsonkorrigeret serie kan tages som udtryk for konjunkturudviklingen. Er værdien lav (1 eller derunder) vil tolkningen gennemsnitlig set være så sikker, som noget nu kan være i denne forbindelse. En Q-værdi over 1 bør mane til eftertanke : Et vendepunkt skyldes formentlig blot nogle ret tilfældige udsving, hvis årsag bør undersøges nærmere.

Hvorfor ikke bare bruge trend-cycle serien ?

Det er fristende at lade trend-cycle serien fremfor den sæsonkorrigerede serie være det primære analyseværktøj til fastlæggelse af vendepunkter. Fremgangsmåden er, næsten pr. definition, helt berettiget til bestemmelse af **historiske** vendepunkter, men kan ikke bruges for de helt **aktuelle** observationer.

Årsagen er enkel nok : Sæsonvariationer må formodes at være præget af en vis form for ensartethed indenfor året (og pr. definition er længden 1 år), men noget tilsvarende kan vanskeligt forventes at gælde for trend-cycle bevægelsen. Eller sagt på anden vis : Der eksisterer ingen teknik til entydigt at afklare om den økonomiske udvikling her og nu er ved at vende. Ved analyse af sæsonkorrigerede tal opnås imidlertid, at én form for systematisk variation, som ellers vil sløre billedet af den seneste udvikling, elimineres - Q og M værdierne giver et kvantitativt udtryk for hvor stor tillid, der i gennemsnit kan fæstes til et vendepunkt i den sæsonkorrigerede serie.

Resultater vises i næste afsnit

I afsnit 8.7 vurderes, på basis af Q-værdien mv., kvaliteten af de sæsonkorrigeringer, der er foretaget af de kvartalsvise nationalregnskaber. Forinden skal de anvendte metoder beskrives nærmere.

8. Resultater

Kriterier for valg af metode mv.

På offentliggørelsesniveau består de kvartalsvise nationalregnskaber af 223 serier i løbende (131) og faste priser (92), hvortil kommer 91 implicite prisindeks, 32 beskæftigelsesserier og 16 serier for lønninger og arbejdsgiverbidrag³². Da alle

³²Resultaterne som resumeres her er detaljeret dokumenteret i bilag 3.

serier løbende skal sæsonkorrigeres 4 gange årligt, er det oplagt, at der må vælges en ret mekanisk edb-mæssig metode ved sæsonkorrigeringen - en metode, der uden nævneværdig ressourceindsats kan gentages. Den vide udbredelse af X11ARIMA, de mangeårige praktiske erfaringer med programmet, bl.a. i Danmarks Statistik, og programmets effektivitet i øvrigt, gjorde, at der i forbindelse med sæsonkorrigeringsprogrammet af KNR-tal valgtes X11ARIMA. Endvidere var det også afgørende for valget af sæsonkorrigeringsprogram, at det var et "levende" produkt, dvs. et produkt der til stadighed opdateres med henblik på tilføjelse af nye erfaringer på området. X11ARIMA opfylder også dette kriterie, idet nye versioner udsendes med jævne mellemrum - senest i 1992. Da X11ARIMA har et utal af optioner, der kan specificeres af brugeren, skulle der i forbindelse med den praktiske anvendelse af programmet tages stilling til en række problemstillinger. De efterfølgende afsnit dokumenterer de foretagne beslutninger³³.

8.1 Modelvalg

ARIMA-forecast anvendes

Indledningsvis er samtlige serier sæsonkorrigeret ved anvendelse af både den additive, multiplikative og log-additive metode, idet alene den additive metode er relevant for serier, der antager negative værdier. Alle modeller er undersøgt henholdsvis med og uden ARIMA-forecast. Resultaterne af kørslerne viste generelt, at forskellen mellem i øvrigt ens modeller, med eller uden ARIMA-forecast, var helt ubetydelige. Da estimeringen af en ARIMA-model giver et kvantitativt udtryk for hvor godt tidsserien kan modelleres, forudsigelsesfejlen mv. er valgt generelt at anvende ARIMA-forecast. Denne information fås naturligvis ikke ved anvendelse af implicite ad hoc vægte til estimation af glidende gennemsnit i enderne.

Endvidere tyder andre studier³⁴ på, at anvendelse af ARIMA-forecast mindsker behovet for revisioner af de nyeste sæsonkorrigerede tal, når nye/reviderede ikke-sæsonkorrigerede tal fremkommer.

ARIMA(0,1,1)x ARIMA(0,1,1)₄ er egnet til de fleste serier

Ved estimation af ARIMA-model til dannelse af forecast viste det sig, at X11ARIMA-programmet i langt de fleste tilfælde kunne estimere Airline-modellen tilfredsstillende. Dette var tilfældet for ca. 80 pct. af serierne.

Estimation af ARIMA-model mislykkes

For ca. 15 pct. af serierne kunne der ikke estimeres en tilfredsstillende ARIMA-model, imens der for de sidste 5 pct. af serierne blev valgt en af de 3 øvrige modeller, som automatisk afprøves af X11ARIMA-programmet. Da forskellen mellem sæsonkorrigerede serier med eller uden ARIMA-forecast er beskeden, er der ikke forsøgt estimeret andre ARIMA-modeller for de 15 pct. af serierne, hvor ingen af de 4 automatisk estimerede modeller kunne anvendes. For denne løsning taler også, at der med stor sandsynlighed løbende skal forsøges med estimation af forskellige ARIMA-modeller efterhånden som nye KNR-tal beregnes, hvilket vil være ret ressourcekrævende. I relation til dette projekts hovedformål, nemlig sæsonkorrigeringsprogrammet af KNR-tal for perioden 1977-90, er det helt uden praktisk betydning om der anvendes ARIMA-forecast eller ej.

Grundmodellen er den multiplikative

Til fastlæggelse af den mest hensigtsmæssige sæsonkorrigeringsmodel for de enkelte serier er anvendt Q-teststørrelsen, som for langt den overvejende del af serierne pegede på den multiplikative model. Denne model er så at sige grundmo-

³³For en mere overordnet diskussion af problemstillingerne henvises til afsnit 4.

³⁴jf. Dagum(1992)

dellen til sæsonkorrigering af økonomiske tidsserier, hvilket også er bekræftet i internationale undersøgelser³⁵. Da små afvigelser mellem Q-værdierne ikke kan tillægges den store betydning i praksis, er den multiplikative model anvendt i alle de tilfælde, hvor den additive model ikke havde en 10 pct. lavere Q-værdi³⁶. Med dette kriterie for om den additive model var signifikant bedre end den multiplikative, er den additive model kun fundet bedre for de 12 serier, som er anført i tabel 1. Den additive model er derudover i følge sagens natur anvendt til sæsonkorrigering af de serier, som antager negative værdier.

Tabel 1

Additivt sæsonkorrigerede serier grundet mindre Q-værdi

Titel	variabel	Q-værdi	
		A	M
Privat konsum			
- Anskaffelse af køretøjer (Årets priser)	Cb	0,64	0,71
- Varige, ekskl. anskaffelse af køretøjer (Årets priser)	Cvex	0,51	0,62
- Boligbenyttelse, ekskl. vand (Årets priser), (=Produktionsværdi i boligbenyttelse)	Chex Xh	0,20	0,27
- Boligbenyttelse (Prisindeks)	pCh	0,20	0,24
Anlægsinvesteringer (Årets priser)	Ia	0,43	0,62
Anlægsinvesteringer (1980-priser)	fla	0,46	0,52
Bruttoinvesteringer i alt (1980-priser)	flbr	0,46	0,52
Nettoinvesteringer i alt (Årets priser)	In	0,46	0,52
Nettoinvesteringer i alt (1980-priser)	fln	0,46	0,59
Turistindtægter (1980-priser)	fEt	0,29	0,33
Bruttoestindkomst, transport og kommunikation	Yrtk	0,74	0,82

ANM : A=additiv metode, M=multiplikativ metode

Kilde : Bilag 3

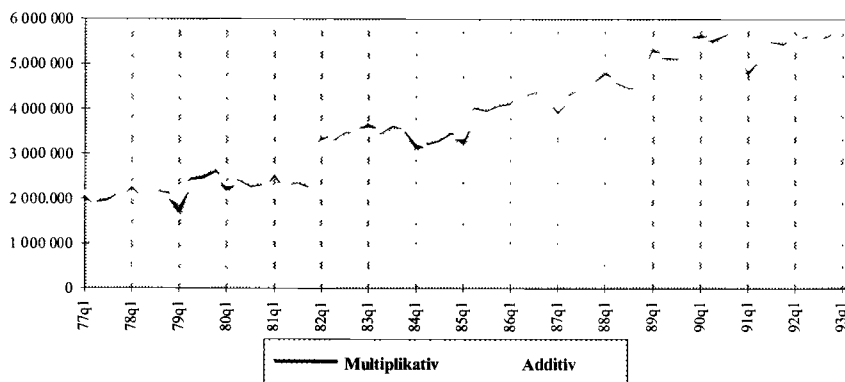
Additiv metode bruges for 11 pct. af serierne

I alt anvendes den additive metode til sæsonkorrigering af ca. 11 pct. af samtlige serier, hvoraf 30 pct. udgøres af serierne i tabel 1.

Eksempel

Et eksempel på forskellen mellem anvendelse af additiv og multiplikativ metode er vist i figur 16 for den serie, hvor Q-værdien mest markant pegede på den additive fremfor den multiplikative metode.

Figur 16

Anlægsinvesteringer sæsonkorrigeret med additiv og multiplikativ metode (årets priser i 1000 kr.)

³⁵Se f.eks. Stephen N. Marris : *A Technical Survey of Problems and Methods of Seasonal Adjustment in Europe and North America with Special Reference to United States Bureau of the Census Method II* i OECD(1960).

³⁶Q-værdierne for den log-additive model var for alle praktiske formål identisk med værdierne for den multiplikative model, hvorfor der reelt kun skulle vælges mellem den additive og multiplikative model.

Q-værdien "fanger" svingninger i den irregulære komponent

Forskellen er beskeden, men det er dog tydeligt, at den multipliktivt sæsonkorrigerede serie har en tendens til at svinge mere end den additivt sæsonkorrigerede - den så at sige "overshooter" i vendepunkterne. Dette er tegn på, at den irregulære komponent dominerer mere over den cykliske komponent i den multipliktivt end den additivt sæsonkorrigerede serie, hvorfor Q-værdien peger på den additive metode som værende den bedste.

8.2 Årsopregning

Alle serier årsopregnes

Erfaringen fra sæsonkorrigering af de kvartalsvise nationalregnskaber er, at forskellen mellem de årsopregnede og ikke-årsopregnede sæsonkorrigerede serier er ganske ubetydelig for langt de fleste seriers vedkommende. Der er selvsagt mindre niveauforskelle mellem årsopregnede og ikke-årsopregnede sæsonkorrigerede serier, men der er ikke for nogen serie fundet nævneværdige forskelle i udviklingerne fra kvartal til kvartal. Det er derfor valgt, primært af æstetiske årsager, at årsopregne samtlige sæsonkorrigerede serier.

Overvågning

Det kan selvsagt ikke på forhånd bekræftes, om denne overensstemmelse med hensyn til udvikling vil forsætte i fremtiden, hvorfor Danmarks Statistik løbende vil foretage sæsonkorrigering med og uden årsopregning, og kritisk vurdere resultaterne.

Metode

Årsopregningen i X11ARIMA sker ved at fordele differencen mellem de kvartalsvise årssummer for henholdsvis den ikke-sæsonkorrigerede og sæsonkorrigerede serier på kvartaler, således at udviklingen fra kvartal til kvartal i den ikke-årsopregnede sæsonkorrigerede serier så vidt muligt bibeholdes. Metoden er meget lig den, som anvendes til årsopregning af de ikke-sæsonkorrigerede tal.³⁷

8.3 Forhåndskorrekationer

Kun påskekorrektion overvejes

Med tanke på, at :

- den løbende sæsonkorrigering af de mange KNR-tal nødvendigvis må ske med begrænset ressourceindsats,
- behovet for handelsdagskorrektion må skønnes at være beskedent for kvartals-tal, og muligheden i øvrigt ikke forefindes i X11ARIMA-programmets kvartalsversion, samt
- korrektioner for statistikbrud altid vil blive foretaget i de ikke-sæsonkorrigerede tal,

er der reelt kun behov for at tage stilling til korrektion for den varierende placering af påsken.

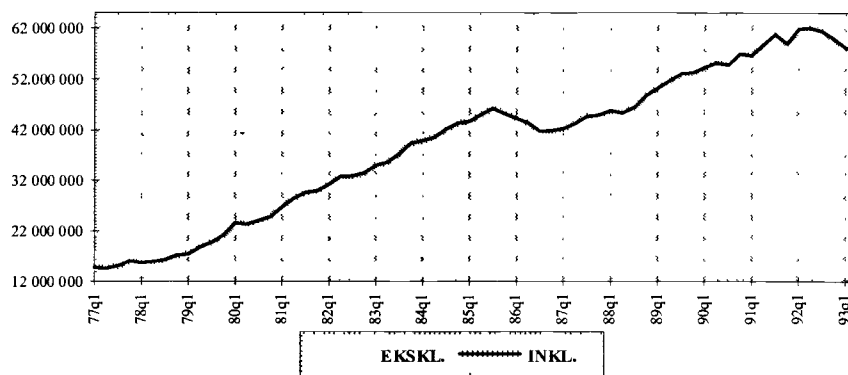
Påskeeffekt er fundet signifikant for ca. 12 pct. af serierne

Som det fremgår af bilag 3, er der fundet signifikant påskeeffekt i ca. 12 pct. af KNR-serierne. Det drejer sig primært om serier for udenrigshandel samt en del serier for produktionsværdi og det private konsum. Et meget markant eksempel på forskellen mellem at foretage påskekorrektion eller ej er vist i figur 17.

³⁷For en detaljeret beskrivelse af denne metode henvises til D.St.(1991) afsnit 4.

Figur 17

**Eksport af varer og tjenester (årets priser i 1000 kr.)
(Sæsonkorrigeret serie inkl. og ekskl. påskekorrektion)**



**Påskekorrektion
indføres generelt**

Serien for vareeksporten i årets priser er givetvis en af de KNR-serier, hvor det primærstatistiske grundlag er mest solidt - og figuren taler sit tydelige sprog: I de år hvor den hvide kurve er markant synlig faldt påsken i marts måned³⁸. Et sådant fænomen skal netop elimineres ved en sæsonkorrigering. På den baggrund, og analyse af de øvrige serier, som udviser signifikant påskeeffekt, er det besluttet generelt at anvende X11ARIMA-programmets påskekorrektionsmodel. Danmarks Statistik har ikke tidligere korrigeret KNR-tal for skift i påskens placering, hvilket primært skal henføres til manglende estimationsgrundlag - der vel og mærke også er spinkelt selv efter beregning af tal tilbage til 1977.

Q-værdi forbedres

At påskekorrektionen resulterer i en væsentlig mere "rimelig" sæsonkorrigeret serie fremgår klart af figuren. Dette giver sig også udslag i Q-værdien, som mindskes fra 0,65 til 0,50 efter påskekorrektionen - et forhold som gælder for alle serier med signifikant påskeeffekt. Dette kan betragtes som et eksempel på, at Q-værdien, hvis egnethed til vurdering af sæsonkorrigeringsens kvalitet kan være vanskelig at vurdere ud fra en formel gennemgang, synes at stemme overens med mere intuitive betragtninger.

8.4 Direkte og indirekte sæsonkorrigering

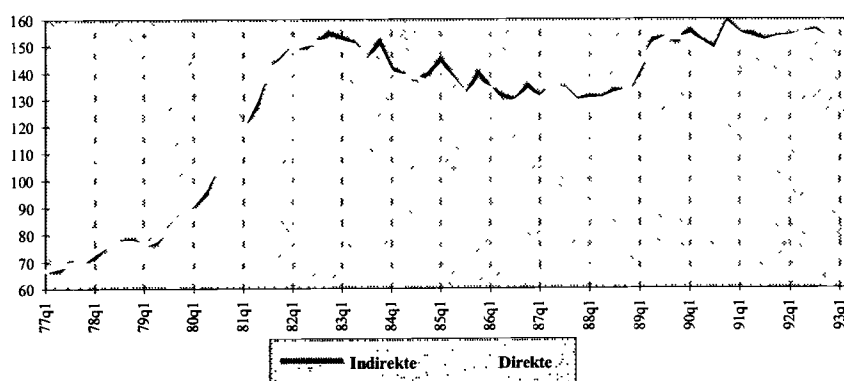
Kun beskedne afvigelser

For samtlige KNR-serier, herunder prisindeks, er foretaget både direkte og indirekte sæsonkorrigering. Hovedindtrykket er, at forskellen mellem de to metoder er ganske små. For en del serier er overensstemmelsen dog mindre god, hvilket bl.a. fremgår af eksemplet i figur 18.

³⁸I perioden 1977-93 faldt påskesøndag i marts måned i årene 1978 (26. marts), 1986 (30. marts), 1989 (26. marts) og 1991 (31. marts).

Figur 18

Direkte og indirekte sæsonkorrigering af prisindeks for produktionsværdien i el-, gas-, varme- og vandforsyning (Indeks, 1980=100).



Den bedste metode kendes ikke

Det kan naturligvis ikke generelt afgøres, hvilken metode der er den "bedste". For de fleste serier tyder undersøgelsen dog på, at direkte sæsonkorrigering bevirker et mere udglattet forløb end ved indirekte sæsonkorrigering, hvilket også eksemplet i figur 18 tyder på. Dette er i sig selv et argument for at foretrække den direkte metode. Endvidere taler praktiske forhold for anvendelse af direkte sæsonkorrigering, især for serier, hvor aggregater kan dannes på forskellig vis, jf. afsnit 4.6

For prisindeks anvendes indirekte sæsonkorrigering

Det er således valgt generelt at anvende den direkte metode til sæsonkorrigering af alle KNR-tal på offentliggørelsesniveau. For prisindeksenes vedkommende er dog valgt at anvende indirekte sæsonkorrigering. Herved sikres den æstetisk tiltalende egenskab, at *implicitte* prisindeks entydigt kan dannes ved division af værdier i løbende og faste priser med hinanden - både for sæsonkorrigerede og ikke-sæsonkorrigerede værdier.

Overvågning

I forbindelse med den løbende beregning af sæsonkorrigerede KNR-tal vil der imidlertid blive anvendt både den direkte og indirekte metode. Resultaterne vil med jævne mellemrum blive sammenlignet, og den valgte metode blive taget op til overvejelse, hvis behovet opstår.

8.5 Revisioner

Endelige tal revideres ikke

I forbindelse med sæsonkorrigeringen af de kvartalsvise nationalregnskaber er valgt løbende at revidere sæsonkorrigerede kvartalstal for foreløbige beregninger, imens kvartalstal der vedrører år, hvor de årlige nationalregnskabstal betragtes som endelige, ikke revideres løbende. Med den nuværende publiceringsrytme for nationalregnskabstal betyder dette konkret, at der maksimalt vil blive foretaget løbende revisioner 14 kvartaler bagud i tid³⁹. Denne mellemting mellem revisioner af de sæsonkorrigerede serier i sin fulde længde, hvilket teoretisk er mest hensigtsmæssigt, contra brugerønsket om mindre radikal revisionspraksis, vil formentlig løbende resultere i anvendelige sæsonkorrigerede tal for langt de fleste seriers vedkommende. Det kan der imidlertid ikke siges noget sikkert om på nuværende tidspunkt - kun de praktiske erfaringer kan give svaret.

³⁹De endelige årlige nationalregnskabstal offentliggøres ca. 3 år efter det års udløb, som beregningerne vedrører. Eksempelvis offentliggjordes endelige nationalregnskabstal for året 1990 i december 1993, hvor der forelå kvartalstal frem til og med 2. kvartal 1993.

Overvågning

I forbindelse med den løbende beregning af KNR-tal vil derfor alle serier blive sæsonkorrigeret i deres fulde længde og resultaterne sammenholdt med de fastholdte sæsonkorrigerede serier. Hvis væsentlige afvigelser forekommer vil de offentliggjorte sæsonkorrigerede tal blive revideret i deres fulde længde.

8.6 Præsentationsform**Udvikling er det vigtigste ...**

Formålet med sæsonkorrigering af tidsserier er først og fremmest at fremhæve udviklingstendensen i serierne - selve strukturen i tallene kan mageligt analyseres på ikke-sæsonkorrigerede kvartalstal eller årstal.

...figurer er det bedste ...

Da sæsonkorrigerede serier netop beregnes med henblik på at gøre udviklingen fra periode til periode sammenlignelig, er der næppe nogen transformation af tidsserier, der er mere velegnet til analyse via figurer end sæsonkorrigerede tal. Ved en grafisk analyse fås et meget hurtigt og effektivt check på den seneste udviklingstendens, der ofte påkalder sig størst opmærksomhed. Kombineret med inspektion af seriens historiske forløb giver figurer endvidere en klar fornemmelse af hvilken grad af sikkerhed, denne seneste udviklingstendens kan tillægges.

... men det fylder

En grafisk præsentation af samtlige 362 sæsonkorrigerede KNR-serier via en publikation vil oplagt være "lidt for meget af det gode". Det vil næppe være rentabelt løbende at publicere en "murstens-publikation" på flere hundrede sider hvert kvartal, og brugernes interesse vil formentlig også være begrænset.

Ikke alle serier er lige vigtige

Sidstnævnte hænger sammen med, at ikke alle KNR-tal påkalder sig samme grad af opmærksomhed, bl.a. fordi en del af de detaljerede serier er behæftet med betydelig usikkerhed. Da det kvartalsvise nationalregnskab skal opfylde flere brugeres forskelligartede behov, er det naturligvis lidt kontroversielt at udvælge specifikke KNR-serier og hæfte betegnelsen "særlig interessant" netop på disse serier. Et nationalregnskab giver imidlertid svar på nogle spørgsmål, der må formodes at interessere stort set alle brugere - det drejer sig om spørgsmål såsom : Hvordan har udviklingen været i den mængdemæssige produktion og importen, hvilke brancher har produceret den, hvordan er produktionen blevet anvendt og hvilken prisudvikling er knyttet til de enkelte størrelser ?

Materialet i de trykte publikationer

De figurer og tabeller med sæsonkorrigerede tal, som Danmarks Statistik publicerer på tryk i forbindelse med den løbende offentliggørelse af kvartalsvise nationalregnskaber, afspejler de nævnte kriterier for om en KNR-serie er særlig interessant.

Alt er i databankerne

De brugere, hvis behov ikke opfyldes af materialet i de trykte publikationer, henvises til Danmarks Statistiks databanker, hvor samtlige KNR-serier er tilgængelige i både sæsonkorrigeret og ikke-sæsonkorrigeret form.

8.7 Sæsonkorrigerings kvalitet

Statistik på teststørrelserne

I tabel 2 er kvaliteten af sæsonkorrigeringen belyst summarisk ved beregning af gennemsnitlige værdier af M og Q-værdierne, samt ved angivelse af antallet af serier, der ikke kunne sæsonkorrigeres tilfredsstillende.

Tabel 2

Sæsonkorrigerings kvalitet belyst ved M og Q-værdierne

Serie i/for	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	Q
----- Gennemsnit -----												
Årets priser	0,89	0,41	0,32	0,67	0,43	0,43	0,51	0,91	0,42	0,93	0,85	0,58
1980-priser	0,75	0,41	0,63	0,67	0,74	0,38	0,53	0,88	0,40	0,96	0,90	0,63
Prisindeks	1,07	0,23	0,12	0,74	0,34	0,44	1,07	1,71	0,71	1,68	1,54	0,81
Beskæftigelse	1,46	0,14	0,25	0,91	0,32	0,38	0,82	1,49	0,79	1,92	1,85	0,84
Lønninger mv.	0,29	0,08	0,03	0,76	0,20	0,51	0,39	0,87	0,57	1,17	1,14	0,43
I alt	0,92	0,33	0,33	0,71	0,47	0,42	0,68	1,15	0,53	1,22	1,14	0,67
----- Antal serier med uacceptable teststørrelser -----												
Årets priser	43	15	12	25	9	1	21	46	13	34	32	24
1980-priser	21	8	21	13	14	2	19	26	10	27	27	11
Prisindeks	33	5	3	17	3	2	33	78	15	66	60	18
Beskæftigelse	21	0	0	10	0	0	8	24	12	26	26	10
Lønninger mv.	0	0	0	4	0	0	1	7	0	7	7	0
I alt	118	28	36	69	26	5	82	181	50	160	152	63
----- Pct. af alle serier indenfor hver gruppe -----												
Årets priser	32,8	11,5	9,2	19,1	6,9	0,8	16,0	35,1	9,9	26,0	24,4	18,3
1980-priser	22,8	8,7	22,8	14,1	15,2	2,2	20,7	28,3	10,9	29,3	29,3	12,0
Prisindeks	36,3	5,5	3,3	18,7	3,3	2,2	36,3	85,7	16,5	72,5	65,9	19,8
Beskæftigelse	65,6	0,0	0,0	31,3	0,0	0,0	25,0	75,0	37,5	81,3	81,3	31,3
Lønninger mv.	0,0	0,0	0,0	25,0	0,0	0,0	6,3	43,8	0,0	43,8	43,8	0,0
I alt	32,6	7,7	9,9	19,1	7,2	1,4	22,7	50,0	13,8	44,2	42,0	17,4

ANM : Resultaterne for prisindeksene er baseret på sæsonkorrigering via den direkte metode

Kilde : Bilag 3

Mange serier kan ikke sæsonkorrigeres tilfredsstillende

Tabellen afslører mange interessante resultater, hvor det skal fremhæves, at :

- Et ganske stort antal serier, 17,4 pct., kan ikke sæsonkorrigeres tilfredsstillende - målt ved Q-værdien
- For 22,7 pct. af samtlige serier er det ikke muligt på tilfredsstillende vis at identificere sæsonsvingninger - målt ved M7
- Halvdelen af de beregnede sæsonfaktorer ændrer sig i gennemsnit ret markant fra år til år - målt ved M8. Sæsonmønstret er altså ret ustabil. Dette er særligt udtalt for pris- og beskæftigelsesserier.

Sådan skal det også være

Hvad den præcise årsag til disse gennemsnitlige karakteristika er, kan ikke fastslås generelt - hver enkelt serie må undersøges særskilt. Der er dog ikke noget mærkeligt ved resultaterne : Lige så vel, som det for en række økonomiske serier er helt naturligt, at de indeholder regelmæssige sæsonvariationer, er det ikke svært at finde eksempler på økonomiske serier, hvor dette sædvanligvis ikke forventes. Eksempelvis vil man ikke forvente en udpræget stabil sæsonvariation for beskæftigelsen i den offentlige sektor, mange priser påvirkes af ret tilfældige internationale og politiske forhold, internationale kapitalbevægelser er til tider af kortvarig spekulativ karakter, etc.

Hvad kan resultaterne bruges til ?

Sæsonkorrigerer er en raffineret, og for analyse af mange økonomiske serier, særdeles nyttig transformation. Men sæsonkorrigerer er blot én transformation blandt mange, og hvorfor lige netop sæsonkorrigerer skulle være den ultimative transformationsteknik er langt fra oplagt : Udviklingen i økonomiske tidsserier er påvirket af mange andre faktorer end sæsonbevægelser. De statistiske teststørrelser er et forsøg på at kvantificere, hvor vigtig netop sæsonvariationen er for den enkelte serie. Hvis teststørrelserne viser, at sæsonkorrigerer ikke kan foretages på tilfredsstillende vis, så må analytikeren prøve med noget andet.

Bilag 1 : Glidende gennemsnit

I dette bilag præsenteres de typer af glidende gennemsnit, som anvendes i X11ARIMA programmet eller i øvrigt er kommenteret i hovedteksten.

MA'er med ulige antal observationer

Antag, at der findes observationer af en variabel, Y_t , til følgende perioder (eller tidspunkter) :

$$t = \dots, -(m+1), -m, \dots, -1, 0, 1, \dots, m, m+1, \dots$$

Da defineres et k-perioders glidende gennemsnit for observationen i periode t (engelsk : *k-term, Moving Average*) ved formlen :

$$(1) \quad kMA(Y_t) = \sum_{i=t-m}^{t+m} w_i Y_i \quad ; \quad \text{hvor : } k = 2m+1 \quad ; \quad \sum_{\forall i} w_i = 1$$

hvoraf ses, at det er et centreret k-perioders vejet gennemsnit, hvor vægtene (w_i 'erne) summerer til 1, idet det er antaget at k er et **ulige heltal**. Endvidere bemærkes, at beregning af glidende gennemsnit for de første og sidste m perioder fordrer supplerende data (backcast og forecast).

Polynomium-approximation ved MA

Interessen for anvendelse af MA til fx beregning af trend-cycle komponenten skyldes, at denne komponent ofte kan approximeres ved et polynomium af p'te grad i tiden, t, altså generelt :

$$(2) \quad Y_t = a_0 + a_1 t + \dots + a_p t^p \quad ; \quad \text{hvor : } p \leq m$$

Koefficienterne til den uafhængige variabel t, a_i 'erne, kan estimeres ved at minimere kvadratafvigelsessummen mellem Y_t (responsvariablen) og funktionen i t, hvilket resulterer i følgende p+1 ligninger :

$$(3) \quad \sum_{\forall t} t^j Y_t - a_0 \sum_{\forall t} t^j - a_1 \sum_{\forall t} t^{j+1} - \dots - a_p \sum_{\forall t} t^{j+p} = 0 \quad ; \quad \text{hvor : } j = 0, 1, \dots, p$$

Løses (3) for a_0 fås en funktion af formen (1), altså et generelt MA, hvor vægtene, for givet p, alene afhænger af m. Da $Y_0 = a_0$, for $t=0$, kan løsningen for a_0 generelt anvendes til bestemmelse af de øvrige vægte. Som det fremgår af (3) vil summerne af t 'erne være lig 0, når $j, j+1, \dots, j+p$ er et ulige heltal. Endvidere vil vægtene i MA være de samme for et 2. og 3. grads polynomium, 4. og 5. grads polynomium, etc.

Eksempel : MA med ens vægte

Betragtes det simple eksempel, hvor der skal findes vægte for et 3 perioders MA og det antages, at et 1. grads polynomium approximerer serien Y (dvs. $m=1$ og $p=1$), fås ved indsættelse i (3) :

$$(3a) \quad \sum_{\forall t} Y_t - 3a_0 = 0 \quad \Leftrightarrow \quad a_0 = \frac{1}{3} \sum_{\forall t} Y_t = \frac{1}{3} (Y_{-1} + Y_0 + Y_1)$$

Anvendelse af MA med ens vægte er således udtryk for en lineær approximation til Y -værdierne. Når polynomier af højere grad anvendes vil vægtene generelt blive forskellige, idet de dog bibeholder symmetrien om den centrale observation i MA.

Iterativ brug af MA med ens vægte

Før computere blev hvermands eje var det ganske besværligt rent beregningsteknisk at håndtere MA'er med varierende vægte, hvorfor man i udstrakt grad foretog iterativ beregning af MA'er med ens vægte. Da forløberne for X11-programmet primært tilstræbte at automatisere de tidligere manuelle beregninger, har traditionen med iterativ anvendelse af MA'er med ens vægte overlevet helt frem til den nyeste version af X11-programmet, selv om den oprindelige begrundelse ikke længere er relevant.

Et iterativt MA, hvor der beregnes c -perioders glidende gennemsnit af et k -perioders MA, $c \leq k$, kan generelt skrives :

$$(4) \text{ c}xk\text{MA}(Y_t) = \frac{1}{ck} \sum_{j=0}^{c-1} \sum_{i=t-(m+j)}^{t+(m+j)} Y_i ; \text{ hvor : } k = 2m+1, c = 2n+1$$

og vil være en sammenvæjning af observationer fra $c+k-1$ perioder, der, formuleret ved vektorer, svarer til følgende vægning af observationerne :

$$(4a) \text{ c}xk\text{MA}(Y_t) = \frac{1}{ck} [1, \dots, c-1, c, \dots, c, c-1, \dots, 1] [Y_{t-(m+n)}, \dots, Y_t, \dots, Y_{t+(m+n)}]'$$

Antallet af c 'er i midten af den første vektor er generelt lig med $k-c+1$. Den første vektor er en $1 \times (c+k-1)$ rækkevektor og den anden en $(c+k-1) \times 1$ søjlevektor.

MA med lige antal observationer

For glidende gennemsnit, hvor gennemsnittene beregnes over et ulige antal perioder, er MA så at sige "født" centreret. Hvis derimod k er et *lige heltal* ($k=2m$) centreres k MA ved at beregne et 2-perioders MA af k MA, dvs. $c=2$. Betragtes alene MA'er med ens vægte fås følgende vægte - igen formuleret ved vektorer :

$$(5) 2xk\text{MA}(Y_t) = \frac{1}{2k} [1, 2, \dots, 2, 1] [Y_{t-m}, \dots, Y_t, \dots, Y_{t+m}]' ; \text{ hvor } k = 2m$$

Der vil indgå $k+1$ observationer i beregningen og antallet af observationer med vægten $1/k$ er lig med $k-1$. Ved denne enkle form for centrering opnås altså, at de centrale observationer får dobbelt så stor vægt som de to yderste - i modsætning til den helt ens vægning ved anvendelse af et k MA, hvor k er et ulige heltal.

Henderson's ideal formel

En ofte anvendt form for MA er Henderson's glidende gennemsnit, hvor vægtene beregnes efter Henderson's ideal formel :

$$(6) k\text{HMA}(Y_t) = \sum_{i=t-m}^{t+m} \frac{315 \cdot [(z-1)^2 - i^2] [z^2 - i^2] [(z+1)^2 - i^2] [(3z^2 - 16) - 11i^2]}{8z(z^2 - 1)(4z^2 - 1)(4z^2 - 9)(4z^2 - 25)} Y_i ;$$

$$\text{hvor : } k = 2z - 3 = 2m + 1$$

Henderson's formel er ideal i den forstand, at kvadratsummen af 3. differenserne mellem HMA-vægtene minimeres.

Sammenligning af MA-vægte

Hvilken type glidende gennemsnit der skal anvendes til udglatning af observationer kan ikke afgøres generelt, men må afhænge af hvor store udsving der er i en serie og formålet med analysen i øvrigt. Ret generelt fås en større udglatning desto flere perioder, der medtages i beregningen. For MA'er med samme antal

perioder vil der også være forskel på udglatningens karakter, hvilket er illustreret i nedenstående tabel, hvor vægtene for fem typer 5 perioders glidende gennemsnit er anført.

Tabel 1

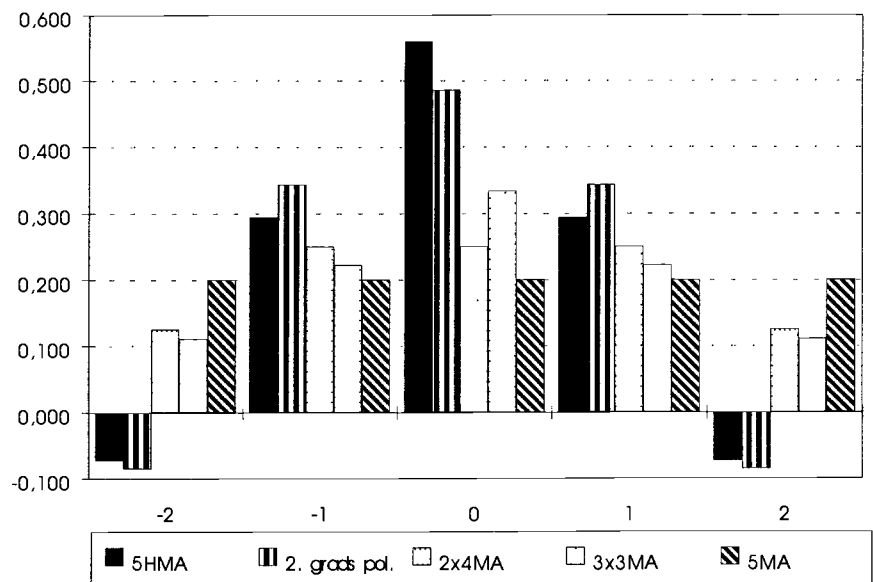
Vægte for forskellige typer 5 perioders glidende gennemsnit					
Periode t	5HMA	2./3. grads polynomium	2x4MA	3x3 MA	5MA
-2	-0,073	-0,086	0,125	0,111	0,2
-1	0,294	0,343	0,250	0,222	0,2
0	0,559	0,486	0,250	0,333	0,2
1	0,294	0,343	0,250	0,222	0,2
2	-0,073	-0,086	0,125	0,111	0,2

Kilde : Kendall(1983) p.454 og egne beregninger

I nedenstående figur er vægtene afbildet grafisk. Det fremgår, at Henderson's MA tildeler relativ stor vægt til observationerne omkring centrum, hvorfor dette MA ikke har så stor udglattende effekt som de øvrige MA'er. Henderson's MA bruges da også i X11ARIMA til beregning af trend-cycle i serier, som er sæsonkorrigerede. Til fjernelse af trend-cycle i ikke-sæsonkorrigerede kvartalsserier anvendes typisk 2x4MA eller 3x3MA, idet udglatningseffekten er større uden at lægge for stor vægt på observationerne i enderne.

Figur 1

Vægte for forskellige typer 5 perioders glidende gennemsnit



Centrering

Baggrunden for, at MA'er generelt centrerer er bl.a. ønsket om fjernelse af sæsonsvingninger : Beregnes fx et ikke-centreret 5 perioders MA for kvartalstal, vil der for hvert kvartals MA indgå 2 observationer, hver med vægten 1/5, netop for dette kvartal (fra to forskellige år), hvorfor serien af ikke-centrerede MA'er typisk vil udvise sæsonsvingninger, omend de er dæmpede i forhold til den originale series. Et tilsvarende forhold gør sig gældende for et ensvægtet centreret 5MA (de 2 observationer fra samme kvartal er dog ikke fra det kvartal, der beregnes MA for), hvilket løses ved beregning af et 2x4MA, hvorved vægten for det kvartal som indgår 2 gange reduceres til 1/5 i alt. Problemet kunne også løses ved beregning af bredere ikke-centrerede MA'er, men derved risikeres at skift i trendens retning "fanges" for sent.

Bilag 2 : Matematisk formulering af statistiske test i X11ARIMA

X11ARIMA beregner 11 statistiske test, benævnt M1, M2, ..., M11, til vurdering af den foretagne sæsonkorrigerings kvalitet. Variationsområdet for alle testene er 0-3 og forkastelsesområdet er værdier større end 1. Testværdierne sammenvejes til et samlet mål for kvaliteten, som benævnes Q. I dette bilag refereres⁴⁰ de enkelte statistiske test, idet gennemgangen udelukkende dækker kvartalsversionerne.

M1 M1 måler bidraget til den samlede relative kvartalsvise variation fra den irregulære komponent - uden hensyntagen til fortegnsskift. Hvis bidraget fra den irregulære komponent er "for stort", er det udtryk for, at variationen i den irregulære komponent dominerer over variationen i sæsonkomponenten, idet 1. ordens differensdannelsen antages at fjerne seriens trend-cycle komponent. I testet operationaliseres "for stort" til 10 pct., hvorfor teststørrelsen bliver :

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

hvor n = antal observationer, og I, C og S er henholdsvis den irregulære, trend-cycle og sæsonkomponenten. "~" over I, C og S bruges herefter til generelt at angive gennemsnit af vækstrater - uden hensyntagen til fortegn.

Data Til estimation af I, C og S anvendes data fra henholdsvis tabel D13, D12 og D10, dvs. de endelige estimater for komponenterne.

M2 M2 svarer til M1, idet 1. ordens differensdannelsen til fjernelse af trend erstattes af en estimeret trend-cycle funktion, som herefter fjernes fra den originale serie. Herved fås et mål for den irregulære komponents relative bidrag til den mere stationære del af variationen i den originale serie.

M3 M3 måler den relative kvartalsvise ændring i den irregulære komponent i forhold til den relative kvartalsvise ændring i den cykliske komponent, idet der ikke tages hensyn til ændringernes fortegn. Dette forhold betegnes \tilde{I}/\tilde{C} - raten :

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

En "stor" værdi af \tilde{I}/\tilde{C} - raten indikerer således, at variationen i den sæsonkorrigerede serie i vid udstrækning skyldes den irregulære komponent.

I teststørrelsen M3 operationaliseres "stor" til, at \tilde{I}/\tilde{C} - raten skal være mindre end 1, hvorfor M3 bliver :

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

⁴⁰Gennemgangen er baseret på Lothian(1978a), idet formlerne for teststørrelserne er sammenholdt med beregningerne fra X11ARIMA. Dette har givet anledning til mindre korrektioner i formlerne og en anden specificering af datagrundlaget for beregningerne end anført i Lothian(1978a).

Data Der anvendes \tilde{I}/\tilde{C} -raten fra tabel D12, som bruges til fastlæggelse af det Henderson glidende gennemsnit, der anvendes til beregning af den endelige trend-cycle.

M4 Med M4 testes for omfanget af 1. ordens autokorrelation i den irregulære komponent. Hvis de endelige estimater for den irregulære komponent ikke tilnærmelsesvis kan opfattes om hvid støj, er det udtryk for utilfredsstillende dekomponering af variationen i den oprindelige serie og dermed for en utilfredsstillende sæsonkorrigeret serie. Testet er baseret på et fortegnstest benævnt Average Duration of Run, ADR, der angiver det gennemsnitlige antal gange den kvartalsvise ændring i den irregulære komponent har samme fortegn som ændringen i kvartalet før. For et uendeligt antal observationer er $ADR=1,5$, hvis den irregulære komponent er hvid støj. Konkret anvendes følgende teststørrelse⁴¹ :

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

hvor den første brøk udtrykker forskellen mellem det faktiske og forventede antal vendepunkter, divideret med standardafvigelsen. Denne størrelse vil approximativt følge den standardiserede normalfordeling. Værdien 2,58 svarer til et signifikansniveau på 1 pct. i den standardiserede normalfordeling ved et dobbeltsidet test.

Data Til beregning af ADR anvendes data fra tabel D13, dvs. det endelige estimat for den irregulære komponent.

M5 M5 er et mål for det gennemsnitlige antal kvartaler, det tager for den relative kvartalsvise ændring i den cykliske komponent at dominere den tilsvarende ændring i den irregulære komponent (QCD = Quarters for Cyclical Dominance) - altså det antal kvartaler, der i gennemsnit forløber inden \tilde{I}/\tilde{C} -raten bliver mindre end 1. QCD defineres alene for heltallige værdier :

$$QCD = k; \text{ hvis } : \tilde{I}(k)/\tilde{C}(k) \leq 1 \text{ og } \tilde{I}(k-1)/\tilde{C}(k-1) > 1$$

hvor k =antal kvartaler, der indgår i beregningen af gennemsnittene. Selv beskedne forskelle i $\tilde{I}(k)/\tilde{C}(k)$ omkring værdien 1 vil således påvirke værdien for QCD markant, hvorfor der ved lineær interpolation defineres følgende modificerede QCD-værdi :

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

Hvis QCD er større end 2 anses sæsonkorrigeringen for utilfredsstillende, idet den irregulære komponent da er for dominerende. M5 bliver derfor⁴² :

⁴¹Formlen er modificeret i forhold til Lothian(1978a) jf. Kendall(1983) §45.20.

⁴²Teststørrelsen er konstrueret ud fra den tilsvarende månedsstørrelse :

$$M5 = \frac{MCD' - \frac{1}{2}}{5}; \text{ hvor } MCD = \text{Months for Cyclical Dominance.}$$

Her anses en MCD-værdi på over 6 traditionelt for at være uacceptabel, hvilket ved anvendelse af lineær interpolation svarer til en værdi på $5\frac{1}{2}$ for MCD'.

$$M5 = \frac{QCD' - 1/6}{5/3}$$

Data Til beregning af $\tilde{I}(k)$ og $\tilde{C}(k)$ anvendes data fra tabel D13 og D12, dvs. de endelige estimater for komponenterne.

M6 M6 tester for den relative år til år ændring i den irregulære komponent i forhold til den tilsvarende ændring i sæsonkomponenten - uden hensyntagen til fortegn. Fastlæggelsen af de endelige sæsonfaktorer sker i X11ARIMA ved beregning af 3x5MA af SI-raterne for de samme kvartaler i de enkelte år. Hvis den irregulære komponents bidrag til variationen i SI-raten er stor vil et 3x5MA være for fleksibelt til at adskille sæsonfaktorerne, dvs. der må anvendes et bredere MA - omvendt hvis den irregulære komponents bidrag er meget beskedent. Empiriske studier tyder på, at et 3x5 MA virker tilfredsstillende hvis \tilde{I}/\tilde{S} -raten ligger imellem 1,5 og 6,5, hvorfor teststørrelsen bliver :

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

hvor T angiver antal år, der indgår i beregningen.

Data Som estimat for I og S anvendes data fra henholdsvis tabel D8 og D9, idet alene tal for hele år bruges til beregningerne. Estimatet for S beregnes som et 3x5MA af SI-raterne fra tabel D8 og D9. I beregnes ved at dividere SI-raten fra tabel D8 og D9 med S.

M7 M7 anvendes til at teste for omfanget af stabil sæson i forhold til bevægelig sæson. Hvis en tidsserie, korrigeret for trend-cycle, dvs. SI-raten, kun udviser en beskedent grad af stabil sæson relativt til den bevægelige sæson, vil identifikation af den stabile sæson være vanskelig.

M7 testet er baseret på den traditionelle variansanalysemodel og er en kombination af et test for henholdsvis stabil og bevægelig sæson. Med henblik på test for **stabil** sæson, opdeles SI-ratens samlede varians, $\hat{\sigma}_{\text{tot}}^2$, i følgende størrelser :

$\hat{\sigma}_q^2$ = variansen mellem kvartaler, dvs. kvadratsummen af forskellen mellem kvartalsgennemsnittet for hvert givet kvartal og det totale gennemsnit (vægtet med antal frihedsgrader), der tages som udtryk for sæsonvariationen, og

$$\hat{\sigma}_{\text{res}}^2 = \hat{\sigma}_{\text{tot}}^2 - \hat{\sigma}_q^2 \text{ (residualvariansen)}$$

som teststørrelse for stabil sæson anvendes :

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

der vil være F-fordelt med (3,n-4) frihedsgrader. Desto større værdi af F_S desto bedre understøttes hypotesen om stabil sæson.

Til testet for **bevægelig** sæson (engelsk : *moving seasonality*) opdeles den totale varians for SI-ratens absolutte afvigelse fra 100 (multiplikativ model) eller absolutte værdier af S+I (additiv model) yderligere i :

$\hat{\sigma}_y^2$ = variansen mellem år, dvs. kvadratsummen af forskellen mellem gennemsnittet for hvert år og det totale gennemsnit (vægtet med antal frihedsgrader), der tages som udtryk for år til år variationen, dvs. den bevægelige sæson, og residualvariansen omdefineres til :

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

Teststørrelsen for bevægelig sæson bliver således :

$$F_M = \hat{\sigma}_y^2 / \hat{\sigma}_{\text{res}}^2$$

der vil være F-fordelt med (T-1, n-T-4) frihedsgrader, idet T angiver antal år, som indgår i estimationen. En høj værdi af F_M er udtryk for bevægelig sæson og dermed for problemer med identifikation af sæsonkomponenterne. De to udtryk sammenfattes i M7 teststørrelsen⁴³ :

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

Data

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

M8

Med M8 testes for sæsonfaktorernes tilfældige variation i hele seriens længde. Hvis sæsonfaktorerne for de enkelte år er meget forskellige (og tilfældige) kan der vanskeligt fæstes lid til sæsonkorrigeringsens anvendelighed, idet denne afspejler et stærkt fluktuerende sæsonmønster. Variationen i sæsonfaktorerne måles ved følgende størrelse :

$$|\Delta \bar{S}'| = \frac{1}{4(T-1)} \sum_{j=1}^4 \sum_{i=2}^T |S'_{4i+j} - S'_{4(i-1)+j}| \text{ hvor : } S'_t = \frac{S_t - \bar{S}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (S_t - \bar{S})^2}}$$

der altså udtrykker den gennemsnitlige årlige ændring i S' - uden hensyntagen til fortegn.

Den gennemsnitlige acceptable værdi for variationen i sæsonfaktorerne sættes til 10 pct., hvorfor M8 teststørrelsen bliver :

$$M8 = 10 \cdot |\Delta \bar{S}'|$$

Data

Der anvendes de endelige sæsonfaktorer fra tabel D10, idet der alene indgår data fra de år, hvor sæsonfaktorerne er beregnet uden ekstrapolation.

M9

M9 anvendes til at teste for den gennemsnitlige lineære bevægelse i sæsonfaktorerne i hele series længde.

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

Data

Der anvendes samme data som til beregningen af M8.

⁴³For nærmere begrundelse af denne teststørrelse henvises til Lothian(1978b).

M10 og M11

M10 og M11 er identiske med henholdsvis M8 og M9, idet der alene anvendes data fra de seneste år, hvor sæsonfaktorerne er beregnet uden ekstrapolation i enderne (årene T-2, T-3, T-4 og T-5).

Q

De 11 M-teststørrelser sammenvejes til sidst til den summariske størrelse Q, idet der anvendes følgende vægte :

Tabel 1**Vægte til Q-værdien**

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

Hvis der ikke anvendes et 3x5 MA til estimation af sæsonfaktorer er M6 ikke relevant. For serier kortere end 6 år kan M8, M9, M10 og M11 ikke beregnes. I disse tilfælde sættes vægtene til 0, og de øvrige vægte reskaleres jf. tabel 2.

Tabel 2**Vægte til Q-værdien, når M8, M9, M10 og M11 ikke kan beregnes**

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

Det bemærkes, at vægtene for M3, M4, M5 og M6 ikke ændres. Dette skyldes, at disse teststørrelser ikke måler noget der svarer til det, som måles af M8, ..., M11.

Bilag 3 : Modellspecifikation og statistiske teststørrelser for de enkelte serier i KNR

Datamaterialet	I dette bilag præsenteres et fyldigt udvalg af de resultater, der er anvendt som beslutningsgrundlag for valg af metode mv. i forbindelse med sæsonkorrigering af de kvartalsvise nationalregnskabstal. Modelvalg og estimation er baseret på KNR-tal for perioden 1. kvartal 1977 til 2. kvartal 1993, hvor tallene for perioden 1987-89 var endelige. Kvartalstallene for perioden 1977-86 var afstemt og årsopregnet til årstotalerne fra det endelige årlige nationalregnskab.
Alle serier på offentliggørelsesniveau	Resultaterne vises i tabelform for samtlige variable på offentliggørelsesniveauet i databankerne, idet variablene er sorteret alfabetisk. For nærmere specifikation af variablene henvises til variabellisten for databanken QDAM.bnk (Quarterly Danish Aggregated Model bank), som er gengivet i bilag 4.
Indholdet af de enkelte søjler	Tabellen indeholder i søjleform 21 oplysninger for hver enkelt variabel, og tolkes på følgende måde :
(1)	"Metode" = sæsonkorrigeringsmetode/model, M=multiplikativ og A=additiv.
(2)	"ARIMA model nr." = den ARIMA-model, der er blevet anvendt til estimation af forecast, idet : 1 = ARIMA(0,1,1) \times ARIMA(0,1,1) ₄ (Airline-modellen) 2 = ARIMA(0,1,2) \times ARIMA(0,1,1) ₄ 3 = ARIMA(2,1,0) \times ARIMA(0,1,1) ₄ 4 = ARIMA(0,2,2, \times)ARIMA(0,1,1) ₄
	hvor første parentes specificerer den ordinære ARIMA-model og anden parentes ARIMA-sæsonmodellen. Første ciffer angiver orden af autoregression (AR), 2. ciffer orden af differensdannelse og 3. ciffer orden af glidende gennemsnit (MA). Hvis der anvendes den multiplikative metode, er der foretaget logaritmisk transformering af variabelen forinden estimation. I de tilfælde hvor det ikke har været mulig at estimere en af de 4 ARIMA-modeller er anført teksten : "Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende". Kolonnerne (4), (5) og (6) er ikke relevante for disse variable.
(3a-c)	"Parameterestimer". Afhængig af den anvendte ARIMA-model indeholder søjle (3a) og (3b) følgende parameterestimer for den ordinære ARIMA-model : (3a) = MA-parameter for lag 1 (model 2 og 4) AR-parameter for lag 1 (model 3) (3b) = MA-parameter for lag 1 (model 1) MA-parameter for lag 2 (model 2 og 4) AR-parameter for lag 2 (model 3)
	Da ARIMA-sæsonmodellen er ens for alle modeller angiver søjle (3c) MA-parameteren for lag 1.
(4)	"Forecast fejl seneste 3 år" = ARIMA-modellens gennemsnitlige forudsigelsesfejl for de seneste 3 år. Denne størrelse kan ses som en grov indikator for hvor megen lid, der kan fæstes til ekstrapolationen med ARIMA-modellen, og dermed for omfanget af forventede revisioner i fremtiden. En ARIMA-model accepteres ikke af X11ARIMA-programmet hvis forudsigelsesfejlen er over 15 pct.

- (5) " R^2 " = Determinationskoefficienten, der angiver hvor stor en del af den samlede variation i serien, der forklares af ARIMA-modellen. Tallet bør være så tæt på 1 som muligt. I X11ARIMA-programmet anvendes R^2 ikke til i sig selv at vurdere en models kvalitet, men er i følge sagens natur ret nært knyttet til værdien i søjle 4.
- (6) " χ^2 ssh" = Signifikanssandsynligheden for nulhypotesen om, at residualerne i ARIMA-modellen kan opfattes som hvid støj. Teststørrelsen er Box-Ljung's, jf. afsnit 6.6. I X11ARIMA accepteres modellen, hvis signifikanssandsynligheden er større end 5 pct.
- (7) "Påskeeffekt" = Signifikansniveau for nulhypotesen om tilstedeværelse af påskeeffekt. Desto lavere tallet er, desto større er sandsynligheden for fejlagtigt at forkaste nulhypotesen. Et tal lig med eller lavere end 10 pct. tages som udtryk for signifikant påskeeffekt.
- (8)-(19) "M1", ..., "Q" = De specielle statistiske teststørrelser til vurdering af sæsonkorrigerings kvalitet mv., jf. bilag 2. Størrelserne er konstrueret så en værdi på over 1 er uacceptabel. Et sammenvejet udtryk for den samlede kvalitet fås via Q-størrelsen.
- Generelt (6)-(19)** For de variable, hvor testene i søjlerne (6)-(19) antager signifikante værdier, er det angivet ved **fed** markering af de relevante størrelser.
- Bemærk** For alle serier er de rapporterede resultater vist **før** implementering af X11ARIMA's påskekorrektion.

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Forecast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ^2 ssh (6)	Påskeeffekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
			Pct.																		
Ae	M	1	-0,070	0,586	1,38	99,5	90,7	5,2	0,32	0,04	0,00	0,50	0,20	0,23	0,17	0,46	0,19	0,39	0,36	0,23	
Ca	M	1	0,247	0,645	2,60	99,4	77,9	29,9	0,11	0,10	0,00	0,73	0,20	0,09	0,07	0,18	0,09	0,25	0,25	0,17	
Catj	M	1	0,247	0,616	1,94	99,7	80,3	24,9	0,12	0,05	0,00	0,84	0,20	0,37	0,08	0,19	0,08	0,23	0,21	0,18	
Catk	M	1	0,159	0,671	1,44	99,3	16,6	61,3	0,23	0,05	0,00	0,38	0,20	0,59	0,14	0,32	0,13	0,26	0,16	0,17	
Cb	A	1	0,297	0,697	11,91	77,5	34,5	21,0	1,45	0,51	0,96	0,73	0,76	0,64	0,26	0,58	0,11	0,54	0,54	0,64	
Cbf	M	1	0,364	0,438	2,23	97,0	95,7	69,5	0,12	0,11	0,27	1,07	0,34	0,73	0,16	0,57	0,31	0,46	0,33	0,33	
Cbh	M	1	0,450	0,450	1,83	97,6	76,3	92,8	0,38	0,27	0,31	0,84	0,70	0,55	0,16	0,44	0,18	0,50	0,48	0,39	
Cdk	M	1	0,247	0,327	0,92	99,5	87,6	85,7	0,28	0,11	0,00	0,50	0,20	0,58	0,21	0,70	0,21	0,45	0,42	0,26	
Ce	M	1	0,244	0,595	5,01	92,6	29,5	30,1	0,09	0,08	0,55	0,84	0,58	0,17	0,08	0,21	0,12	0,21	0,18	0,28	
Cf	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							30,6	0,38	0,15	0,57	1,19	0,54	0,01	0,12	0,38	0,16	0,34	0,20	0,39
Cfor	M	1	0,045	0,723	2,05	99,7	15,2	31,0	0,38	0,10	0,00	0,96	0,20	0,38	1,02	1,20	0,31	1,94	1,88	0,65	
Cfu	M	1	0,404	0,314	1,81	99,0	11,9	90,3	0,35	0,22	0,00	0,27	0,20	0,52	0,21	0,50	0,26	0,59	0,56	0,27	
Ch	M	3	0,553	0,318	0,730	0,46	100,0	16,1	49,8	0,02	0,02	0,00	0,77	0,20	0,51	0,45	0,59	0,12	0,37	0,31	0,21
Chex	A	3	0,701	0,105	0,634	0,46	100,0	30,0	40,9	0,01	0,02	0,00	0,04	0,20	0,64	0,25	0,77	0,32	0,42	0,30	0,20
Chus	M	1	0,176	0,323	0,50	99,5	77,6	85,9	0,29	0,10	0,00	1,19	0,20	0,50	0,20	0,52	0,23	0,38	0,38	0,31	
Chv	M	1	0,268	0,497	2,18	98,9	83,4	90,2	0,10	0,08	0,10	0,38	0,20	0,40	0,09	0,28	0,18	0,18	0,18	0,16	
Civ	M	1	0,403	0,537	0,91	98,6	45,2	35,6	0,20	0,07	0,24	0,73	0,20	0,21	0,11	0,35	0,13	0,28	0,27	0,23	
Cm	M	1	0,232	0,838	3,09	98,5	71,3	3,9	1,89	0,97	0,09	1,07	0,20	0,32	0,68	1,46	0,56	2,02	2,02	0,93	
Cn	M	1	0,649	0,369	3,37	95,1	91,9	16,6	0,38	0,40	0,45	0,38	0,79	0,47	0,28	0,85	0,39	0,56	0,49	0,47	
Co	M	1	-0,323	0,462	0,52	99,7	55,5	35,5	0,31	0,02	0,00	0,27	0,20	0,43	0,49	0,95	0,78	0,62	0,59	0,37	
Cp	M	1	0,185	0,322	0,47	99,5	78,0	85,3	0,29	0,10	0,00	1,19	0,20	0,50	0,20	0,52	0,23	0,38	0,38	0,31	
Ct	M	1	0,307	0,496	8,03	96,9	31,0	92,8	0,12	0,10	0,17	0,04	0,20	0,62	0,14	0,51	0,31	0,31	0,21	0,19	
Ctj	M	1	0,104	0,535	1,18	99,9	39,4	19,6	0,10	0,03	0,00	0,73	0,20	0,25	0,08	0,19	0,11	0,24	0,23	0,16	
Ctn	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							87,0	0,61	0,44	0,65	0,73	0,74	0,47	0,28	0,56	0,50	0,91	0,91	0,57
Cv	M	1	0,336	0,320	2,03	98,3	78,2	97,4	0,39	0,17	0,11	0,96	0,20	0,41	0,21	0,49	0,18	0,34	0,32	0,31	
Cvex	A	1	0,377	0,361	3,01	95,3	27,2	87,2	0,54	0,38	0,39	0,61	0,66	0,53	0,25	1,02	0,14	0,96	0,81	0,51	
E	M	1	0,253	0,697	3,09	98,2	86,3	0,0	1,81	0,17	0,34	1,07	0,26	0,85	0,48	0,95	0,37	0,86	0,62	0,65	
Enlnr	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							41,9	2,81	0,48	0,99	1,07	0,78	0,20	0,61	1,28	0,79	1,32	1,21	1,07
Et	M	1	0,464	0,502	8,94	97,3	87,7	22,3	0,06	0,08	0,28	1,07	0,51	0,52	0,07	0,30	0,10	0,25	0,20	0,27	
Etj	M	1	0,431	0,876	7,79	94,7	55,0	28,3	0,89	0,54	1,03	1,07	0,77	0,53	0,23	0,44	0,19	0,73	0,73	0,63	
Ev	M	1	0,265	0,602	2,64	98,2	87,3	0,0	1,16	0,16	0,20	0,38	0,22	0,48	0,29	0,64	0,40	0,51	0,49	0,41	
fAe	M	1	0,109	0,698	1,16	96,7	99,5	3,9	0,47	0,23	0,45	1,07	0,50	0,00	0,14	0,40	0,90	0,25	0,17	0,37	
fCa	M	1	0,269	0,612	2,29	96,4	64,7	51,2	0,15	0,16	0,49	0,73	0,72	0,07	0,08	0,19	0,09	0,26	0,25	0,30	

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Forecast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ^2 ssh (6)	Påskeeffekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
Pct.																					
fCatj	M	1	0,319	0,786	1,43	98,2	77,1	52,7	0,20	0,16	0,67	0,96	0,64	0,59	0,09	0,20	0,07	0,32	0,31	0,35	
fCatk	M	1	0,350	0,651	1,53	93,1	87,9	18,8	0,34	0,29	0,35	1,30	0,58	0,02	0,16	0,34	0,17	0,25	0,19	0,39	
fCb	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						38,5	1,58	0,67	1,15	1,07	0,90	0,66	0,34	0,51	0,25	0,19	0,16	0,73	
fCbf	M	1	0,283	0,446	2,16	86,8	99,3	78,2	0,15	0,16	0,49	0,84	0,63	0,74	0,16	0,56	0,28	0,28	0,23	0,36	
fCbh	M	1	0,402	0,392	2,38	80,6	88,4	92,0	0,39	0,36	0,67	0,50	0,85	0,52	0,17	0,51	0,15	0,60	0,60	0,45	
fCdk	M	1	0,260	0,407	1,65	90,2	96,7	30,7	0,52	0,58	0,75	0,50	0,80	0,04	0,24	0,52	0,32	0,27	0,22	0,49	
fCe	M	1	0,487	0,634	4,01	90,8	64,8	40,0	0,12	0,15	1,13	0,61	0,96	0,16	0,08	0,21	0,14	0,28	0,26	0,40	
fCf	M	4	1,424	-0,714	0,390	2,51	78,8	16,2	42,2	0,36	0,36	1,84	0,27	3,00	0,26	0,13	0,38	0,10	0,35	0,15	0,76
fCfor	M	1	-0,552	0,560	1,36	99,2	12,2	44,4	0,17	0,02	0,00	0,84	0,20	0,31	0,80	1,54	0,65	2,20	2,20	0,64	
fCfu	M	1	0,415	0,513	2,57	94,1	8,8	86,6	0,47	0,51	0,31	0,27	0,74	0,38	0,23	0,48	0,23	0,42	0,28	0,40	
fCh	M	1	-0,280	0,577	0,21	99,8	77,7	39,7	0,19	0,04	0,00	0,27	0,20	0,29	2,55	1,58	0,37	2,10	2,10	0,92	
fChex	M	1	-0,296	0,572	0,30	99,8	66,0	38,3	0,18	0,03	0,00	0,04	0,20	0,54	1,47	1,80	0,28	2,30	2,30	0,71	
fChus	M	1	0,202	0,391	1,04	91,6	94,0	34,9	0,46	0,43	0,81	0,96	0,78	0,02	0,23	0,49	0,29	0,28	0,26	0,50	
fChv	M	1	0,226	0,438	2,61	93,4	80,6	99,4	0,10	0,10	0,47	0,61	0,48	0,38	0,10	0,33	0,15	0,20	0,15	0,26	
fCiv	M	1	0,494	0,539	1,52	86,2	45,7	70,5	0,32	0,33	1,72	0,73	1,29	0,09	0,14	0,35	0,27	0,29	0,28	0,59	
fCm	M	1	0,320	0,756	4,36	91,1	62,3	2,0	2,65	0,60	0,38	0,84	0,73	0,54	0,78	1,80	0,68	2,27	2,07	1,12	
fCn	M	1	0,741	0,413	2,87	59,9	87,7	40,6	0,41	0,82	0,94	0,61	1,21	0,46	0,30	0,88	0,28	0,64	0,61	0,66	
fCo	M	1	-0,273	0,486	0,97	96,5	92,9	45,3	1,22	0,06	0,00	0,27	0,20	0,35	0,96	1,54	1,08	2,37	2,30	0,79	
fCp	M	1	0,204	0,390	1,04	91,9	93,8	34,9	0,46	0,42	0,80	0,96	0,78	0,02	0,23	0,49	0,29	0,28	0,26	0,50	
fCt	M	1	0,155	0,190	14,97	90,7	20,3	97,7	0,15	0,13	0,16	0,50	0,32	1,02	0,24	0,79	0,28	0,45	0,41	0,30	
fCtj	M	1	0,337	0,699	0,86	98,9	75,7	44,9	0,20	0,16	0,37	0,96	0,37	0,26	0,11	0,23	0,13	0,38	0,38	0,30	
fCtn	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						98,5	0,49	0,25	0,17	0,50	0,57	0,63	0,20	0,66	0,36	0,97	0,89	0,42	
fCv	M	1	0,305	0,406	2,76	78,3	86,5	51,3	0,57	0,54	0,93	0,73	0,83	0,19	0,24	0,49	0,25	0,27	0,23	0,53	
fCvex	M	1	0,360	0,443	3,37	75,2	56,9	81,5	0,93	0,57	0,88	0,84	0,92	0,28	0,27	0,74	0,23	0,79	0,79	0,66	
fE	M	1	0,572	0,677	2,61	96,9	62,9	0,0	3,00	2,15	1,26	0,38	0,94	0,97	0,56	0,59	0,49	0,71	0,69	1,14	
fEt	A	1	0,454	0,404	11,26	93,9	12,0	92,0	0,07	0,08	0,52	0,84	0,58	0,30	0,09	0,23	0,13	0,25	0,23	0,29	
fEtj	M	1	0,491	0,827	7,54	89,5	34,3	11,7	1,38	0,70	1,71	0,61	1,07	0,40	0,27	0,63	0,25	1,07	1,07	0,83	
fEv	M	1	0,585	0,577	1,80	96,7	77,8	0,0	1,49	1,14	1,01	0,61	0,81	0,73	0,32	0,65	0,41	0,45	0,35	0,75	
fla	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						60,6	0,52	0,39	0,61	0,61	0,69	0,18	0,17	0,33	0,23	0,53	0,53	0,43	
flbex	M	1	0,009	0,129	7,82	90,5	34,7	10,3	0,73	0,06	0,00	0,61	0,20	0,79	0,58	1,23	0,87	0,73	0,60	0,51	
flbr	A	1	0,300	0,647	6,73	83,6	95,5	54,1	0,30	0,18	1,09	0,73	0,77	0,23	0,13	0,45	0,14	0,57	0,57	0,46	
flfa	M	1	0,041	0,571	5,66	87,3	51,1	88,5	0,45	0,15	0,30	1,30	0,44	0,27	0,21	0,50	0,16	0,50	0,47	0,41	
flh	M	1	-0,183	0,318	3,56	87,8	56,0	79,1	0,66	0,09	0,00	0,61	0,20	0,68	0,46	0,99	0,40	0,55	0,49	0,41	

Statistiske teststørrelser mv.

Varia- bel- navn	Me- to- de	ARIMA model nr.	Parameterestimer			Fore- cast fej seneste 3 år	R ²	χ^2 ssh	Påske- effekt	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	Q
			(3a)	(3b)	(3c)																
Pct.																					
fll	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							21,4	0,64	0,61	2,02	0,50	3,00	0,56	0,16	0,37	0,08	0,41	0,36	0,88
flla	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							31,1	3,00	3,00	1,57	0,50	1,55	0,10	1,24	2,28	0,67	2,03	1,88	1,76
flll	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							71,1	0,10	0,12	1,90	0,61	3,00	0,61	0,15	0,27	0,25	0,33	0,32	0,76
flemi	M	1	0,239	0,664	7,96	87,8	67,0		58,2	0,42	0,25	0,75	0,61	0,67	0,00	0,22	0,60	0,22	0,60	0,59	0,46
fln	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							54,0	0,30	0,18	1,09	0,73	0,78	0,25	0,13	0,44	0,15	0,57	0,57	0,46
flt	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							34,0	3,00	1,84	0,79	0,61	0,72	0,11	1,01	2,32	0,43	1,29	1,01	1,31
fldr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							35,2	3,00	1,70	1,19	1,19	0,75	0,10	1,04	1,93	0,50	1,60	1,60	1,41
fllv	M	1	-0,323	0,615	0,49	99,8	43,7		80,1	0,09	0,09	0,00	0,27	0,20	0,01	2,85	2,29	0,18	3,00	3,00	1,10
fjust	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							22,8	3,00	0,25	0,06	2,68	2,59	0,03	0,91	1,67	0,70	1,64	1,26	0,92
fM	M	1	0,278	0,832	2,25	90,2	79,7		1,1	1,30	0,48	0,71	1,07	0,63	0,23	0,37	0,89	0,21	0,66	0,31	0,65
fMtj	M	1	0,362	0,367	2,75	91,0	39,4		33,5	0,77	0,39	1,29	0,61	0,90	0,50	0,28	0,83	0,35	0,83	0,82	0,66
fMv	M	1	0,264	0,769	2,59	87,3	90,1		1,3	0,75	0,38	0,73	1,07	0,59	0,14	0,30	0,85	0,25	0,74	0,51	0,58
fSi	M	1	0,200	0,319	2,44	77,0	25,1		64,2	0,97	0,56	0,57	0,50	0,71	0,14	0,45	0,95	0,49	1,21	1,21	0,68
fSvn	M	1	0,185	0,302	2,35	77,4	17,3		75,2	1,05	0,57	0,54	0,50	0,69	0,15	0,48	0,99	0,51	1,30	1,30	0,70
fTeun	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							21,9	3,00	2,61	1,83	0,73	1,09	0,73	1,00	1,26	0,75	0,77	0,25	1,45
fTfun	A	3	-0,709	-0,176	0,205	14,81	64,7	87,1	80,7	3,00	3,00	1,89	0,73	1,67	0,33	1,29	1,84	1,57	2,97	2,67	1,95
fX	M	1	0,123	0,784	0,88	97,7	71,5		1,3	0,36	0,14	0,70	0,84	0,54	0,57	0,10	0,31	0,10	0,46	0,46	0,37
fXb	M	1	0,045	0,800	4,02	89,7	74,1		64,7	0,29	0,10	0,27	1,07	0,39	0,36	0,12	0,37	0,08	0,43	0,42	0,31
fXeg	M	1	0,291	0,690	3,84	93,7	68,2		9,9	0,09	0,08	0,94	0,38	0,75	0,58	0,07	0,20	0,11	0,33	0,33	0,32
fXf	M	1	0,425	0,201	4,88	98,1	24,0		23,8	0,16	0,18	0,32	0,84	0,47	0,88	0,24	0,83	0,27	0,61	0,56	0,39
fXh	M	1	-0,833	0,301	0,17	100,0	45,6		58,2	0,06	0,02	0,00	0,27	0,20	0,08	3,00	1,80	0,57	1,52	1,24	0,96
fXha	M	1	0,205	0,486	5,38	93,2	91,7		76,0	0,19	0,19	0,26	0,61	0,36	0,47	0,17	0,70	0,27	0,38	0,37	0,31
fXhu	M	1	-0,022	0,615	1,96	95,5	37,3		99,1	0,18	0,09	0,56	1,19	0,41	0,16	0,15	0,32	0,23	0,26	0,22	0,34
fXi	M	1	0,412	0,781	1,54	85,6	7,0		0,1	0,81	0,84	1,57	0,61	1,22	1,18	0,23	0,25	0,10	0,39	0,39	0,68
fXl	M	1	0,830	0,570	3,75	97,2	84,3		12,8	0,06	0,08	1,81	0,61	3,00	0,26	0,10	0,20	0,14	0,14	0,11	0,70
fXm	M	1	0,027	0,319	2,36	98,6	27,0		20,3	0,11	0,09	0,03	1,07	0,20	0,46	0,15	0,59	0,18	0,30	0,26	0,26
fXmi	M	1	-0,267	0,489	1,50	98,4	99,7		55,9	0,94	0,06	0,00	0,27	0,20	0,44	1,10	1,88	1,33	3,00	3,00	0,90
fXo	M	1	-0,264	0,490	1,55	98,3	99,6		56,1	0,96	0,06	0,00	0,27	0,20	0,44	1,10	1,87	1,34	3,00	3,00	0,90
fXp	M	2	-1,056	-0,605	0,552	1,08	99,1	75,5	52,5	0,12	0,01	0,00	0,61	0,20	0,16	1,06	2,13	0,51	2,45	2,25	0,72
fXqf	M	1	-0,228	0,545	5,78	94,0	42,1		86,7	0,61	0,07	0,00	0,15	0,20	0,84	1,26	2,15	0,89	3,00	3,00	0,87
fXr	M	1	-0,407	0,320	4,63	97,6	72,1		14,8	1,13	0,25	0,00	0,38	0,20	0,84	1,64	1,77	1,09	1,17	1,16	0,87
fXtk	M	1	0,158	0,836	3,56	97,2	5,9		52,5	1,14	0,42	0,42	1,30	0,49	0,64	0,21	0,38	0,15	0,50	0,50	0,53
fXx	M	1	0,270	0,710	1,63	94,6	37,0		1,3	0,35	0,33	0,58	0,61	0,68	0,04	0,25	0,49	0,21	0,73	0,73	0,45

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Forecast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ ² ssh (6)	Påskeeffekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
			Pct.																		
fXxx	M	1	0,016	0,843	0,96	97,3	95,7	0,8	0,45	0,20	0,30	0,84	0,46	0,10	0,14	0,37	0,06	0,41	0,37	0,33	
fXxxx	M	1	0,054	0,719	1,00	97,5	51,9	2,3	0,34	0,16	0,46	0,61	0,45	0,35	0,11	0,33	0,11	0,37	0,37	0,31	
fY	M	1	0,127	0,743	1,00	97,4	69,7	29,5	0,20	0,16	0,33	0,38	0,61	0,09	0,09	0,23	0,05	0,26	0,24	0,25	
fYd	M	1	0,110	0,487	1,47	96,3	76,0	73,8	0,17	0,10	0,50	0,84	0,51	0,27	0,09	0,34	0,21	0,51	0,49	0,33	
fYf	M	1	0,304	0,771	1,27	97,4	97,3	29,3	0,22	0,19	0,47	0,38	0,71	0,42	0,09	0,19	0,03	0,17	0,15	0,27	
fYfb	M	1	0,265	0,732	5,97	78,6	37,5	40,2	0,93	0,22	0,75	0,61	0,66	0,23	0,19	0,73	0,20	0,47	0,40	0,50	
fYfeg	M	1	0,189	0,708	12,17	84,9	7,7	4,8	0,15	0,17	0,21	0,19	0,27	0,39	0,15	0,53	0,14	0,47	0,46	0,23	
fYff	M	1	0,341	0,212	4,40	97,2	75,1	9,7	0,10	0,17	0,19	0,84	0,20	0,82	0,23	0,82	0,23	0,43	0,40	0,32	
fYfh	M	1	-0,107	0,662	1,21	73,3	64,9	96,1	1,69	0,54	0,43	0,84	0,43	0,18	0,34	0,77	0,30	0,97	0,97	0,67	
fYfha	M	1	0,408	0,504	3,91	88,2	61,5	78,7	0,67	0,49	1,07	0,73	0,88	0,35	0,27	1,01	0,55	1,09	1,01	0,69	
fYfhu	M	1	0,096	0,830	1,95	85,6	92,3	67,2	0,27	0,18	0,80	1,07	0,55	0,06	0,14	0,32	0,12	0,32	0,32	0,39	
fYfi	M	1	0,540	0,573	1,86	71,4	18,4	15,4	1,58	1,12	1,54	0,38	1,43	0,58	0,36	0,93	0,47	0,83	0,69	0,94	
fYfl	M	1	0,707	0,725	8,00	96,7	84,9	14,9	0,04	0,08	1,78	0,50	3,00	0,25	0,08	0,13	0,04	0,10	0,09	0,66	
fYfm	M	1	0,060	0,299	1,99	97,2	73,7	99,5	0,22	0,16	0,24	0,73	0,20	0,66	0,22	0,85	0,44	0,68	0,63	0,36	
fYfmi	M	1	-0,232	0,459	1,21	98,2	99,9	34,1	0,70	0,03	0,00	0,19	0,20	0,74	1,20	2,26	1,39	2,94	2,80	0,90	
fYfo	M	1	-0,239	0,457	1,27	98,0	99,8	37,0	0,72	0,03	0,00	0,04	0,20	0,74	1,20	2,23	1,37	2,94	2,76	0,88	
fYfp	M	1	-0,354	0,636	1,70	97,1	24,6	20,6	0,70	0,03	0,00	0,73	0,20	0,02	1,94	2,40	0,73	3,00	3,00	1,07	
fYfqf	M	1	-0,297	0,782	9,04	89,6	82,3	67,3	1,16	0,11	0,00	0,50	0,20	0,41	1,23	1,73	1,16	3,00	3,00	0,95	
fYfqi	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							55,3	1,63	0,26	0,00	0,15	0,20	0,75	1,66	1,85	1,22	3,00	3,00	1,09
fYfr	M	1	-0,084	0,703	11,73	96,0	33,6	9,4	1,46	0,28	0,00	0,61	0,20	0,73	2,25	1,83	1,11	1,06	1,04	1,05	
fYftk	M	1	0,047	0,605	7,04	94,6	18,0	21,5	0,79	0,22	0,12	0,84	0,23	0,22	0,27	0,82	0,35	0,85	0,84	0,45	
fYn	M	1	0,100	0,487	1,48	96,3	87,9	24,9	0,21	0,11	0,83	0,61	0,60	0,12	0,10	0,38	0,18	0,57	0,54	0,37	
fYnet	M	1	0,146	0,755	1,09	97,0	68,9	30,3	0,20	0,16	0,40	0,38	0,66	0,11	0,09	0,24	0,06	0,27	0,26	0,26	
fYtr	M	1	-0,035	0,689	1,50	93,1	68,4	48,2	0,27	0,12	0,32	0,15	0,44	0,37	0,12	0,40	0,17	0,50	0,46	0,26	
la	A	1	0,214	0,700	7,43	92,3	20,9	61,4	0,46	0,35	0,51	0,84	0,63	0,11	0,17	0,39	0,13	0,45	0,43	0,42	
lbex	M	1	0,022	0,185	8,69	95,5	36,7	13,6	0,76	0,08	0,00	0,38	0,20	0,77	0,57	1,29	0,89	0,89	0,76	0,51	
lbr	M	1	0,250	0,707	7,08	90,3	80,3	34,9	0,33	0,20	0,53	0,73	0,54	0,29	0,19	0,78	0,22	0,57	0,54	0,42	
lfa	M	1	0,090	0,542	5,10	96,5	64,0	83,7	0,44	0,18	0,18	1,19	0,34	0,31	0,21	0,49	0,15	0,54	0,51	0,38	
lh	M	1	-0,128	0,300	4,05	92,2	46,8	57,1	0,79	0,10	0,08	0,38	0,20	0,66	0,50	1,09	0,43	0,60	0,53	0,44	
li	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							32,7	0,81	0,76	1,72	0,50	3,00	0,52	0,20	0,42	0,16	0,35	0,30	0,90
lia	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							45,0	3,00	3,00	1,28	0,27	1,47	0,61	0,82	1,62	0,58	1,72	1,62	1,53
lii	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							59,4	0,16	0,19	1,77	0,15	3,00	0,71	0,20	0,33	0,28	0,19	0,17	0,72
lmi	M	1	0,241	0,643	7,81	94,8	64,8	51,1	0,40	0,20	0,53	0,38	0,53	0,08	0,21	0,59	0,21	0,68	0,68	0,39	

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Fore-cast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ^2 ssh (6)	Påske-effekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
Pct.																					
In	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							39,5	0,33	0,19	0,71	0,73	0,69	0,31	0,18	0,78	0,22	0,72	0,66	0,46
It	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							55,4	3,00	1,65	0,58	0,61	0,67	0,30	0,95	2,80	0,46	2,21	1,26	1,34
Itr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							20,1	3,00	2,51	1,30	0,04	1,04	0,23	1,08	1,97	0,44	1,48	1,48	1,45
Iv	M	1	0,024	0,544	0,84	99,9	72,3	28,5	0,43	0,03	0,00	0,73	0,20	0,34	1,18	2,06	0,96	3,00	3,00	0,88	
M	M	1	0,037	0,784	3,89	96,0	98,4	2,4	1,04	0,11	0,15	0,84	0,20	0,19	0,39	1,11	0,29	0,91	0,73	0,51	
Mtj	M	1	0,245	0,551	5,31	96,3	60,3	56,9	0,47	0,18	0,37	1,19	0,36	0,20	0,20	0,44	0,40	0,39	0,38	0,40	
Mv	M	1	0,085	0,734	3,82	94,7	94,7	1,9	0,68	0,11	0,29	1,30	0,20	0,16	0,31	0,87	0,22	0,88	0,73	0,48	
pAe	M	1	-0,246	0,242	1,16	99,7	25,7	39,3	0,45	0,02	0,00	0,96	0,20	0,50	0,56	1,03	0,80	0,97	0,90	0,50	
pCa	M	1	0,032	0,291	1,20	99,9	7,5	86,4	0,32	0,01	0,00	0,96	0,20	0,31	0,66	1,02	0,72	0,69	0,65	0,47	
pCatj	M	4	0,954	-0,133	0,736	0,63	99,8	24,2	59,6	0,47	0,02	0,00	0,96	0,20	0,30	1,20	1,46	0,87	1,58	1,38	0,72
pCatk	M	1	-0,127	0,636	1,00	99,1	55,6	18,4	1,24	0,03	0,00	0,84	0,20	0,34	0,94	1,38	0,57	0,55	0,44	0,63	
pCb	M	1	-0,130	0,403	1,99	99,5	52,7	67,1	1,25	0,20	0,00	0,96	0,20	0,22	2,82	2,96	0,37	1,99	1,85	1,27	
pCbf	M	1	0,169	0,144	1,04	99,3	9,6	59,0	0,22	0,04	0,00	1,19	0,20	0,85	0,74	1,24	0,53	0,84	0,26	0,49	
pCbh	M	1	-0,098	0,287	0,99	99,8	40,9	71,3	0,36	0,01	0,00	0,96	0,20	0,41	0,98	2,45	0,62	2,93	2,20	0,80	
pCdk	M	1	-0,156	0,366	0,87	99,8	83,4	27,9	0,34	0,02	0,00	0,73	0,20	0,59	1,27	2,43	1,08	0,99	0,90	0,74	
pCe	M	1	-0,131	0,722	4,45	85,0	80,2	23,5	1,80	0,05	0,15	0,61	0,20	0,31	1,92	3,00	0,35	2,01	1,40	1,10	
pCf	M	1	-0,371	0,754	1,50	99,4	70,7	67,0	0,97	0,02	0,00	0,50	0,20	0,38	1,10	2,09	1,39	1,37	0,98	0,77	
pCfor	M	1	0,115	0,677	1,60	99,6	5,8	34,0	0,43	0,06	0,00	0,50	0,20	0,53	0,72	1,14	0,40	1,66	1,57	0,53	
pCfu	M	1	-0,105	0,418	1,14	99,7	78,8	96,7	0,35	0,02	0,00	0,50	0,20	0,68	0,71	2,14	0,74	2,97	2,97	0,74	
pCh	A	3	0,557	0,161	0,730	0,45	100,0	18,8	53,0	0,02	0,03	0,00	0,15	0,20	0,44	0,25	0,72	0,31	0,32	0,16	0,20
pChex	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							57,9	0,04	0,02	0,00	0,08	0,20	0,46	0,40	0,57	0,17	0,58	0,57	0,23
pChus	M	1	-0,208	0,325	0,72	99,8	89,5	26,3	0,29	0,01	0,00	0,50	0,20	0,69	1,22	2,62	1,02	1,77	1,75	0,79	
pChv	M	1	-0,038	0,255	0,94	99,7	31,1	43,6	0,31	0,02	0,00	0,73	0,20	0,67	0,54	2,08	0,56	1,54	1,17	0,56	
pCiv	M	1	-0,061	0,411	1,67	98,4	80,4	6,5	1,21	0,03	0,00	0,73	0,20	0,75	2,24	2,46	1,18	0,71	0,60	1,02	
pCm	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							83,0	0,68	0,04	0,00	0,50	0,20	1,24	0,43	0,35	0,07	0,20	0,18	0,28
pCn	M	1	-0,074	0,700	1,10	99,2	71,4	2,8	2,13	0,10	0,00	1,19	0,20	0,06	3,00	2,16	1,42	1,35	0,96	1,36	
pCo	M	1	-0,187	0,587	0,92	99,8	33,0	14,7	0,33	0,02	0,00	0,73	0,20	0,22	0,49	0,88	0,49	0,55	0,55	0,38	
pCp	M	1	-0,214	0,323	0,72	99,8	90,2	27,7	0,28	0,01	0,00	0,50	0,20	0,70	1,19	2,62	1,02	1,78	1,74	0,78	
pCt	M	1	0,192	0,000	8,13	94,5	86,8	70,9	2,18	0,15	0,04	0,50	0,20	0,86	2,48	3,00	0,71	2,28	2,16	1,31	
pCtj	M	2	-0,135	-0,195	0,044	0,63	100,0	5,9	56,7	0,09	0,01	0,00	0,96	0,20	0,55	0,82	1,57	0,90	1,66	1,60	0,62
pCtn	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							13,4	3,00	3,00	1,52	0,38	3,00	0,40	2,30	3,00	1,10	3,00	3,00	2,31
pCv	M	1	-0,131	0,399	0,97	99,4	84,3	6,6	0,60	0,02	0,00	0,50	0,20	0,79	1,17	2,39	0,88	0,79	0,75	0,69	
pCvex	M	1	0,165	0,473	1,28	99,3	57,6	94,0	0,81	0,02	0,00	0,84	0,20	0,48	0,88	2,15	1,12	2,55	2,12	0,83	

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Fore-cast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ ² ssh (6)	Påske-effekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
			Pct.																		
pE	M	1	-0,560	0,636		1,94	98,9	80,7	51,6	0,68	0,01	0,00	0,50	0,20	0,14	0,91	1,50	0,98	3,00	3,00	0,79
pEt	M	1	-0,022	0,656		2,08	99,7	91,1	26,5	0,83	0,06	0,00	0,73	0,20	0,44	0,95	1,47	1,02	2,01	1,62	0,73
pEtj	M	1	-0,387	0,828		6,50	94,2	93,0	80,4	1,19	0,07	0,00	0,04	0,20	0,40	0,81	1,45	0,41	1,90	1,89	0,64
pEv	M	1	-0,436	0,601		1,49	99,0	41,6	56,7	0,66	0,01	0,00	0,96	0,20	0,20	1,61	2,47	1,26	3,00	3,00	1,06
pIa	M	1	-0,595	0,733		2,01	99,7	89,2	70,9	0,31	0,02	0,00	0,15	0,20	0,10	0,73	1,24	0,48	1,62	1,62	0,50
pIbex	M	1	-0,209	0,598		1,41	99,8	7,2	30,8	0,45	0,02	0,00	0,27	0,20	0,98	1,37	2,07	0,79	1,67	1,63	0,75
pIbr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							52,7	0,90	0,25	0,27	0,50	0,30	0,80	0,52	1,43	0,86	1,52	1,51	0,66
pIfa	M	1	0,002	0,420		0,61	99,8	25,1	32,9	0,60	0,02	0,00	0,73	0,20	0,49	0,88	1,48	0,63	2,25	2,19	0,70
pIh	M	1	-0,130	0,199		1,64	99,9	99,5	6,7	0,33	0,02	0,00	0,84	0,20	0,44	0,57	1,40	0,27	0,75	0,63	0,44
pIl	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							5,4	3,00	1,77	0,91	0,96	0,89	0,17	1,09	1,40	0,65	0,95	0,90	1,30
pIla	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							6,7	3,00	3,00	1,83	0,50	3,00	0,62	2,78	3,00	0,48	3,00	3,00	2,41
pIll	A	1	0,424	0,745		5,19	67,7	61,3	66,6	3,00	0,59	0,86	0,96	0,97	0,06	1,47	2,64	0,78	3,00	3,00	1,53
pImi	M	1	-0,196	0,378		0,76	99,6	87,8	37,4	0,64	0,01	0,00	1,19	0,20	0,32	0,91	2,07	0,59	2,68	2,54	0,82
pIn	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							80,3	1,03	0,67	0,26	0,27	0,46	0,94	0,71	1,52	0,94	1,84	1,84	0,80
pIt	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							3,6	3,00	3,00	0,99	0,50	3,00	0,06	3,00	1,91	1,01	1,96	1,86	2,22
pItr	M	1	0,526	0,799		1,72	97,1	11,3	36,4	3,00	1,55	1,19	1,30	0,80	0,32	2,77	2,60	0,87	1,68	1,50	1,83
pIv	M	1	0,018	0,557		0,73	99,7	15,3	21,5	0,92	0,03	0,00	0,84	0,20	0,28	1,18	1,90	0,94	3,00	3,00	0,93
pM	M	1	-0,492	0,496		2,03	97,7	37,1	58,3	0,72	0,01	0,00	0,27	0,20	0,01	1,39	2,49	0,58	2,86	2,86	0,90
pMtj	M	1	-0,166	0,200		7,53	94,3	98,0	72,1	1,35	0,05	0,00	0,38	0,20	0,80	3,00	3,00	0,75	2,28	1,84	1,29
pMv	M	1	-0,532	0,651		2,23	97,7	54,5	65,0	0,77	0,01	0,00	0,27	0,20	0,32	1,62	2,35	0,76	2,65	2,55	0,93
pSi	M	1	0,523	0,176		3,50	96,3	96,4	97,6	2,30	0,21	0,09	0,73	0,34	0,64	1,20	2,71	0,88	2,30	1,99	1,11
pSvn	M	1	0,309	0,276		2,76	97,6	84,3	14,7	1,45	0,08	0,12	1,19	0,20	0,61	0,68	2,38	0,78	2,04	1,76	0,86
pTeun	M	1	-0,492	0,496		2,03	97,7	37,1	58,3	0,72	0,01	0,00	0,27	0,20	0,01	1,39	2,49	0,58	2,86	2,86	0,90
pTfun	M	1	-0,492	0,496		2,03	97,7	37,1	58,3	0,72	0,01	0,00	0,27	0,20	0,01	1,39	2,49	0,58	2,86	2,86	0,90
pX	M	1	-0,298	0,430		1,41	99,7	9,1	26,4	0,32	0,01	0,00	0,96	0,20	2,60	0,48	1,01	0,87	1,60	1,40	0,52
pXb	M	1	-0,354	0,492		0,61	99,9	56,3	80,0	0,16	0,02	0,00	0,27	0,20	0,03	0,94	1,12	0,67	0,62	0,57	0,45
pXeg	M	1	-0,053	0,337		5,38	92,1	22,9	43,1	1,21	0,04	0,08	0,61	0,20	0,53	0,81	2,05	0,53	1,47	1,02	0,70
pXf	M	1	0,199	0,712		1,25	99,7	54,1	20,2	0,72	0,09	0,00	0,73	0,20	0,00	0,83	1,36	0,95	1,55	1,38	0,66
pXh	M	3	0,678	0,155	0,751	0,59	100,0	23,3	53,5	0,02	0,02	0,00	0,08	0,20	0,62	0,43	0,71	0,19	0,69	0,69	0,25
pXha	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							49,5	2,20	0,12	0,09	1,07	0,20	0,09	0,69	1,48	0,17	0,86	0,51	0,72
pXhu	M	1	-0,269	0,685		0,84	99,8	60,1	33,6	0,34	0,03	0,00	0,73	0,20	0,10	0,37	0,84	0,53	1,00	0,99	0,40
pXi	M	1	-0,395	0,545		1,37	99,4	31,3	87,8	0,68	0,01	0,00	0,96	0,20	0,31	0,96	1,81	0,70	2,35	2,35	0,78
pXI	M	1	-0,009	0,533		6,39	89,7	13,6	44,5	1,48	0,05	0,41	1,07	0,20	0,20	0,56	1,12	0,73	2,14	2,12	0,78

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA nr. (2)	Parameterestimer			Forecast seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ^2 ssh (6)	Påskeeffekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
			Pct.																		
pXm	M	2	-0,179	-0,669	0,642	1,66	99,8	79,9	46,5	0,62	0,02	0,00	1,19	0,20	0,37	0,96	1,64	0,90	2,12	2,05	0,78
pXmi	M	1		-0,178	0,567	0,88	99,8	34,1	13,5	0,33	0,02	0,00	0,73	0,20	0,20	0,48	0,86	0,49	0,53	0,53	0,38
pXo	M	1		-0,182	0,561	0,91	99,8	35,1	11,7	0,33	0,02	0,00	0,96	0,20	0,14	0,49	0,87	0,48	0,56	0,56	0,40
pXp	M	1		0,121	0,603	1,45	99,7	15,1	26,8	0,68	0,06	0,00	1,19	0,20	0,06	0,53	0,84	0,48	0,71	0,63	0,48
pXqf	M	1		0,088	0,761	1,82	99,7	8,4	30,2	0,65	0,08	0,00	0,73	0,20	0,18	0,41	0,85	0,21	1,15	1,15	0,44
pXr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							73,0	3,00	0,17	0,40	0,15	0,34	0,51	2,88	3,00	1,25	3,00	3,00	1,63
pXtk	M	1		-0,291	0,729	3,86	98,6	50,2	13,5	1,61	0,03	0,00	1,19	0,20	0,91	1,01	0,63	0,18	0,44	0,44	0,62
pXx	M	3	0,224	0,240	0,540	2,47	98,9	84,3	48,5	0,80	0,02	0,00	0,50	0,20	0,10	0,83	1,59	0,34	0,99	0,93	0,56
pXxx	M	1		-0,388	0,456	1,52	99,7	32,8	26,9	0,40	0,01	0,00	0,96	0,20	0,15	0,53	1,02	0,86	1,14	0,95	0,50
pXxxx	M	1		-0,226	0,375	1,46	99,8	26,8	29,4	0,29	0,01	0,00	0,73	0,20	0,43	0,54	1,31	1,06	1,25	1,22	0,53
pY	M	1		0,170	0,164	1,02	99,8	80,4	49,9	0,35	0,03	0,00	1,42	0,20	0,71	0,61	1,43	0,89	1,36	1,07	0,60
pYd	M	1		0,050	0,218	0,91	99,8	19,7	49,2	0,30	0,03	0,00	1,42	0,20	0,78	0,54	1,24	0,93	1,40	1,30	0,58
pYf	M	1		0,099	0,269	1,06	99,7	64,9	50,8	0,39	0,04	0,00	0,96	0,20	0,74	0,48	1,34	0,89	1,92	1,79	0,59
pYfb	M	1		-0,160	0,835	2,56	99,5	19,3	69,4	0,82	0,14	0,00	0,04	0,20	0,57	0,96	1,19	0,83	1,02	0,81	0,57
pYfeg	M	1		0,178	0,644	8,85	87,3	65,5	75,5	2,24	0,64	0,16	0,50	0,43	0,28	0,62	1,16	0,52	0,72	0,58	0,75
pYff	M	3	-0,657	-0,415	0,743	1,82	99,1	5,7	71,5	2,17	0,72	0,06	0,73	0,20	0,18	1,63	1,62	0,97	2,60	2,16	1,16
pYfh	M	1		-0,036	0,717	1,53	99,8	61,5	84,7	0,43	0,07	0,00	0,96	0,20	0,32	1,05	2,10	0,50	1,93	1,76	0,74
pYfha	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							64,7	2,93	0,42	0,41	1,30	0,46	0,02	0,65	1,40	0,20	1,30	1,30	0,96
pYfhu	M	1		0,124	0,752	2,24	99,6	36,2	56,2	1,05	0,14	0,00	0,96	0,20	0,23	0,83	1,62	0,92	1,66	0,99	0,72
pYfi	M	1		0,509	0,708	2,01	98,5	7,4	90,9	3,00	0,64	0,05	1,19	0,39	0,86	0,88	1,54	0,57	1,13	0,80	1,00
pYfl	M	1		0,079	0,448	12,71	51,1	9,5	41,2	1,97	0,31	0,07	0,50	0,20	0,50	0,98	2,51	0,46	2,21	1,81	0,94
pYfm	M	1		0,110	0,773	1,80	99,5	16,3	90,1	1,74	0,08	0,08	0,96	0,20	0,42	1,01	2,00	1,03	2,93	2,59	1,00
pYfmi	M	1		-0,073	0,659	0,89	99,7	9,6	20,0	0,46	0,06	0,00	0,73	0,20	0,28	0,54	0,93	0,51	0,32	0,30	0,39
pYfo	M	1		-0,077	0,659	0,92	99,7	9,6	19,2	0,45	0,06	0,00	0,73	0,20	0,26	0,54	0,93	0,50	0,32	0,30	0,39
pYfp	M	1		0,223	0,669	2,15	99,3	23,1	17,3	1,34	0,09	0,00	0,96	0,20	0,28	0,89	1,41	0,50	2,54	2,43	0,82
pYqf	M	1		0,187	0,809	7,45	96,8	57,2	10,7	2,20	0,21	0,15	1,30	0,20	0,06	0,78	1,45	0,67	2,42	2,42	0,96
pYqi	M	1		0,403	0,595	1,51	99,2	51,2	29,7	0,93	0,17	0,00	0,50	0,20	0,36	0,71	1,26	0,40	2,08	2,08	0,65
pYfr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							59,6	3,00	0,24	0,47	0,27	0,51	0,41	2,45	2,79	1,25	3,00	3,00	1,57
pYftk	M	3	-0,086	0,042	0,876	6,57	95,6	40,9	16,2	3,00	0,12	0,36	0,96	0,36	0,36	1,05	1,60	0,76	2,31	2,31	1,11
pYn	M	1		0,025	0,214	0,88	99,8	23,4	41,6	0,26	0,03	0,00	1,19	0,20	0,85	0,54	1,24	0,94	1,39	1,29	0,56
pYnet	M	1		0,204	0,190	1,13	99,7	84,6	55,8	0,40	0,03	0,00	0,96	0,20	0,66	0,64	1,43	0,91	1,44	1,17	0,58
pYtr	M	1		-0,094	0,185	0,85	99,8	30,4	66,5	0,24	0,02	0,00	1,42	0,20	0,79	0,54	1,20	0,92	1,27	1,26	0,56
Q	M	3	0,137	0,342	0,853	0,70	97,0	55,3	85,9	0,54	0,05	0,10	1,19	0,20	0,40	0,17	0,46	0,21	0,55	0,55	0,34

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer (3a) (3b) (3c)			Fore-cast seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ^2 ssh (6)	Påske-effekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			Pct.																		
Qb	M	1	-0,208	0,574	2,03	93,3	69,1	54,7	0,12	0,04	0,00	0,50	0,20	0,54	0,12	0,52	0,17	0,46	0,45	0,20	
Qeg	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						63,9	1,35	0,11	0,00	0,50	0,20	0,16	1,64	2,30	0,97	3,00	3,00	1,08	
Qf	M	1	0,145	0,329	1,04	98,6	84,1	61,3	2,09	0,14	0,39	0,73	0,22	0,45	2,09	2,09	1,17	2,83	2,61	1,30	
Qh	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						80,6	0,89	0,08	0,00	1,53	0,20	0,77	0,62	1,56	0,51	1,78	1,52	0,70	
Qha	M	1	0,087	0,427	0,77	82,6	26,7	66,3	2,19	0,08	0,46	0,96	0,38	0,19	0,66	1,39	1,08	1,67	1,67	0,91	
Qhu	M	1	0,226	0,506	0,67	87,0	90,1	29,0	2,79	0,31	0,65	1,07	0,60	0,16	0,86	1,73	1,11	2,17	2,05	1,17	
Qi	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						99,8	0,30	0,02	0,00	0,84	0,20	0,70	0,23	0,90	0,51	1,32	1,32	0,41	
Ql	M	1	0,071	-0,014	0,98	99,5	71,0	35,2	0,46	0,10	0,00	1,30	0,20	0,65	0,49	1,37	0,85	3,00	3,00	0,74	
Qm	M	1	0,173	0,323	0,55	97,4	45,8	96,1	2,63	0,10	0,34	0,84	0,30	0,04	0,80	1,51	0,69	1,88	1,82	0,95	
Qmi	M	1	-0,203	0,436	1,09	97,9	47,6	29,6	1,12	0,02	0,00	0,73	0,20	0,31	0,89	1,90	1,20	1,80	1,49	0,78	
Qo	M	1	-0,246	0,395	1,13	98,0	42,1	25,4	1,01	0,02	0,00	0,73	0,20	0,40	0,92	1,96	1,21	1,85	1,49	0,78	
Qp	M	1	0,122	0,634	1,00	82,2	34,8	71,4	2,38	0,09	0,30	1,42	0,29	0,11	1,35	1,54	0,87	2,68	2,68	1,17	
Qqf	M	1	-0,027	0,251	1,82	97,7	98,3	16,9	0,93	0,05	0,00	0,84	0,20	0,79	1,05	2,31	1,02	3,00	3,00	0,94	
Qr	M	1	0,177	0,648	3,72	67,6	68,1	16,3	1,30	0,45	0,85	0,84	0,70	0,25	0,43	0,88	0,41	0,89	0,89	0,72	
Qtk	M	1	0,341	0,787	0,69	90,8	79,2	85,2	3,00	0,55	0,74	0,96	0,72	0,18	0,77	1,56	0,64	2,00	2,00	1,16	
Qw	M	1	-0,168	0,890	0,84	98,2	34,4	90,7	0,49	0,04	0,08	1,19	0,20	0,22	0,18	0,51	0,21	0,62	0,62	0,34	
Qwb	M	1	-0,338	0,540	2,13	92,9	76,6	38,3	0,10	0,03	0,00	0,27	0,20	0,59	0,13	0,55	0,17	0,46	0,46	0,18	
Qweg	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						63,9	1,35	0,11	0,00	0,50	0,20	0,16	1,64	2,30	0,97	3,00	3,00	1,08	
Qwf	M	1	0,195	0,350	1,18	98,2	90,1	57,5	2,20	0,16	0,49	0,96	0,34	0,48	2,17	2,11	1,14	3,00	2,81	1,39	
Qwh	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						61,4	1,17	0,08	0,00	1,30	0,20	0,26	0,56	1,26	0,56	1,61	1,55	0,67	
Qwha	M	1	0,093	0,477	1,00	87,7	29,5	69,0	2,36	0,11	0,56	0,96	0,48	0,18	0,64	1,37	1,03	1,62	1,62	0,94	
Qwhu	M	1	0,237	0,542	0,97	84,6	95,0	35,0	2,79	0,39	0,72	1,07	0,64	0,15	0,86	1,74	1,05	2,28	2,20	1,20	
Qwi	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						93,4	0,29	0,02	0,00	0,61	0,20	0,68	0,22	0,92	0,48	1,32	1,32	0,38	
Qwl	M	1	0,249	0,102	2,47	75,4	98,1	62,2	0,63	0,17	0,39	1,07	0,36	0,80	0,54	1,23	0,92	2,69	2,69	0,79	
Qwm	M	1	0,185	0,341	0,68	97,6	57,8	96,0	2,59	0,12	0,32	0,84	0,32	0,16	0,81	1,48	0,69	1,87	1,83	0,95	
Qwmi	M	1	-0,203	0,436	1,09	97,9	47,6	29,6	1,12	0,02	0,00	0,73	0,20	0,31	0,89	1,90	1,20	1,80	1,49	0,78	
Qwo	M	1	-0,246	0,395	1,13	98,0	42,1	25,4	1,01	0,02	0,00	0,73	0,20	0,40	0,92	1,96	1,21	1,85	1,49	0,78	
Qwp	M	1	0,122	0,634	1,00	82,2	34,8	71,4	2,38	0,09	0,30	1,42	0,29	0,11	1,35	1,54	0,87	2,68	2,68	1,17	
Qwqf	M	1	-0,025	0,247	1,84	97,8	98,0	17,9	0,91	0,05	0,00	0,84	0,20	0,81	1,04	2,31	1,01	3,00	3,00	0,94	
Qwr	M	1	0,171	0,637	3,81	71,6	76,4	14,5	1,17	0,43	0,67	0,84	0,65	0,38	0,41	0,87	0,43	0,89	0,89	0,67	
Qwtk	M	1	0,358	0,777	0,75	92,3	77,3	88,4	3,00	0,57	0,65	0,96	0,70	0,26	0,79	1,56	0,65	1,95	1,95	1,15	
Si	M	1	0,418	0,584	3,34	96,7	66,3	95,9	2,54	0,26	0,53	0,96	0,51	0,43	0,70	1,20	0,55	1,11	0,66	0,87	
Siaf	M	1	0,218	0,587	1,60	98,6	52,8	76,1	1,48	0,08	0,35	1,42	0,20	0,41	0,38	0,99	0,40	0,94	0,72	0,62	

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Forecast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ^2 ssh (6)	Påskeeffekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
			Pct.																		
Sisu	M	1	0,788	0,725	9,64	92,3	33,7	95,1	3,00	3,00	0,45	0,73	0,83	0,19	1,05	1,50	0,51	1,00	1,00	1,37	
Svn	M	1	0,292	0,610	2,27	97,9	52,1	31,7	1,73	0,11	0,52	1,19	0,25	0,50	0,44	1,10	0,50	0,85	0,42	0,67	
Tefu	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						77,9	3,00	1,41	0,94	0,96	0,84	0,14	0,98	1,46	0,62	1,26	1,20	1,27	
Tetu	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						3,8	3,00	1,54	1,32	0,73	1,08	0,06	0,60	1,41	0,55	1,51	1,29	1,26	
Teun	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						19,2	3,00	3,00	1,74	0,73	1,10	0,61	1,03	1,19	0,80	0,72	0,17	1,49	
Tfen	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						64,4	1,74	0,36	0,52	1,07	0,61	0,33	0,62	1,90	0,94	2,42	1,83	1,00	
Tffu	M	1	0,180	0,562	7,51	97,5	11,5	29,5	1,44	0,53	0,03	0,61	0,20	0,66	1,44	2,09	1,22	2,04	1,97	1,03	
Tftu	M	1	0,390	0,529	6,12	97,4	79,2	74,4	2,77	0,45	0,33	0,50	0,27	0,07	1,18	2,18	1,15	2,36	2,11	1,17	
Tfun	A	3	-0,705	-0,146	0,190	14,38	73,6	88,8	74,3	3,00	2,81	1,73	0,73	1,52	0,31	1,24	1,73	1,51	2,95	2,69	1,87
Tilt	M	1	0,245	0,643	1,89	98,8	37,2	0,1	1,97	0,25	0,38	1,19	0,20	0,94	0,58	0,76	0,42	0,94	0,94	0,71	
Tind	M	1	0,016	0,600	0,83	99,8	59,0	72,9	0,17	0,07	0,00	0,04	0,20	0,16	0,15	0,25	0,18	0,33	0,33	0,15	
Tkfu	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						73,8	3,00	3,00	0,88	0,61	1,03	0,98	2,39	1,18	0,76	1,25	1,01	1,71	
Tkfun	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						1,0	3,00	3,00	1,48	0,73	1,60	0,23	2,47	3,00	0,66	3,00	3,00	2,17	
Tktu	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						2,4	3,00	1,93	1,09	1,30	0,82	0,62	3,00	2,62	1,32	3,00	3,00	2,08	
Trfu	M	1	0,172	0,563	7,68	97,4	12,3	32,7	1,44	0,52	0,04	0,61	0,20	0,67	1,56	2,16	1,19	2,10	2,02	1,06	
Trtu	M	1	0,388	0,531	6,17	97,3	77,2	76,4	2,80	0,45	0,34	0,50	0,28	0,07	1,20	2,17	1,15	2,34	2,09	1,18	
Tult	M	1	0,026	0,808	2,88	98,1	67,5	7,6	1,10	0,16	0,12	1,19	0,20	0,03	0,38	0,89	0,28	0,49	0,27	0,48	
Twfi	M	1	-0,055	0,430	0,87	99,8	21,0	42,9	0,06	0,02	0,00	0,96	0,20	0,84	0,24	0,54	0,45	0,83	0,83	0,32	
Twfu	M	1	0,331	0,437	3,48	96,4	48,9	31,3	0,20	0,15	0,25	0,50	0,40	0,40	0,16	0,52	0,23	0,35	0,22	0,28	
X	M	1	-0,095	0,655	1,51	99,7	52,6	3,5	0,21	0,03	0,00	0,84	0,20	0,06	0,11	0,39	0,13	0,51	0,48	0,23	
Xb	M	1	0,128	0,730	4,11	97,8	79,4	56,4	0,29	0,11	0,19	0,84	0,21	0,40	0,11	0,38	0,09	0,45	0,45	0,27	
Xeg	M	1	0,352	0,625	4,99	95,0	14,0	12,7	0,10	0,09	0,44	0,50	0,56	0,31	0,09	0,26	0,15	0,37	0,37	0,27	
Xf	M	1	0,420	0,235	5,17	99,5	42,6	27,2	0,14	0,14	0,00	1,30	0,20	0,93	0,22	0,76	0,23	0,72	0,70	0,36	
Xh	A	3	0,707	0,099	0,624	0,46	100,0	32,4	41,7	0,01	0,02	0,00	0,04	0,20	0,65	0,25	0,77	0,31	0,42	0,30	0,20
Xha	M	1	-0,230	0,235	2,70	99,2	95,4	70,0	0,08	0,08	0,00	0,15	0,20	0,91	0,12	0,52	0,10	0,45	0,42	0,17	
Xhu	M	2	0,033	0,300	0,559	1,71	99,6	27,7	49,1	0,16	0,07	0,00	0,27	0,20	0,13	0,13	0,29	0,15	0,19	0,12	0,15
Xi	M	1	0,245	0,738	2,07	98,0	23,3	0,0	0,51	0,11	0,56	0,84	0,39	1,11	0,20	0,24	0,12	0,39	0,39	0,36	
Xl	M	1	0,401	0,633	5,78	96,3	99,7	19,0	0,04	0,04	0,57	0,96	0,62	0,39	0,08	0,19	0,08	0,14	0,13	0,29	
Xm	M	1	-0,039	0,385	1,41	99,8	16,7	50,0	0,08	0,05	0,00	0,04	0,20	0,72	0,12	0,48	0,09	0,44	0,41	0,15	
Xmi	M	1	-0,314	0,405	1,02	99,8	36,4	28,7	0,26	0,02	0,00	0,04	0,20	0,47	0,52	1,08	0,86	0,94	0,86	0,39	
Xo	M	1	-0,331	0,394	1,05	99,8	36,0	30,3	0,27	0,02	0,00	0,19	0,20	0,50	0,52	1,09	0,86	0,97	0,88	0,41	
Xp	M	1	0,057	0,876	1,31	99,8	32,8	22,9	0,56	0,20	0,00	1,42	0,20	0,07	0,62	1,10	0,38	1,03	0,98	0,56	
Xqf	M	1	-0,168	0,601	7,68	98,5	63,8	50,2	0,65	0,10	0,00	0,84	0,20	0,63	0,93	1,83	0,69	3,00	3,00	0,83	

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Forecast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ ² ssh (6)	Påske-effekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
			Pct.																		
Xr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						15,4	2,36	0,22	0,09	0,27	0,26	0,52	1,57	1,89	1,03	1,90	1,79	1,06	
Xtk	M	1	-0,090	0,809	4,03	98,9	72,3	95,1	0,86	0,13	0,00	1,42	0,20	0,89	0,19	0,14	0,08	0,10	0,07	0,32	
Xx	M	1	0,074	0,704	2,58	98,8	78,3	8,3	0,33	0,07	0,06	0,84	0,20	0,09	0,21	0,52	0,21	0,68	0,68	0,31	
Xxx	M	1	-0,191	0,708	1,73	99,5	91,5	2,4	0,29	0,03	0,00	0,84	0,20	0,17	0,15	0,45	0,12	0,57	0,54	0,26	
Xxxx	M	1	-0,227	0,664	1,58	99,7	53,3	5,3	0,21	0,02	0,00	0,61	0,20	0,07	0,11	0,36	0,14	0,50	0,46	0,21	
Y	M	1	0,049	0,524	0,95	99,7	91,3	40,4	0,18	0,05	0,00	0,27	0,20	0,22	0,15	0,29	0,22	0,41	0,41	0,18	
Yd	M	1	0,052	0,549	1,40	99,7	95,9	81,5	0,16	0,05	0,00	0,27	0,20	0,34	0,15	0,33	0,23	0,46	0,45	0,19	
Ydn	M	1	0,055	0,548	1,52	99,6	95,7	96,2	0,15	0,05	0,00	0,27	0,20	0,36	0,14	0,35	0,25	0,51	0,51	0,19	
Yf	M	1	0,207	0,560	1,40	99,7	89,0	40,8	0,18	0,08	0,00	0,19	0,20	0,32	0,15	0,24	0,18	0,38	0,38	0,17	
Yfb	M	1	0,325	0,777	3,77	94,9	40,8	35,1	0,94	0,28	0,76	0,84	0,60	0,19	0,21	0,79	0,21	0,48	0,23	0,52	
Yfeg	M	1	0,211	0,779	7,24	93,0	46,3	18,8	0,25	0,29	0,09	0,84	0,36	0,34	0,14	0,31	0,11	0,35	0,35	0,28	
Yff	M	1	0,452	0,239	4,84	99,2	34,1	21,0	0,14	0,20	0,00	1,42	0,20	0,86	0,23	0,87	0,19	0,77	0,76	0,39	
Yfh	M	1	-0,011	0,675	2,54	99,5	30,1	87,6	1,17	0,34	0,00	0,84	0,20	0,49	0,44	0,81	0,22	0,88	0,88	0,52	
Yfha	M	1	0,019	0,287	2,62	98,3	81,8	76,9	0,23	0,15	0,00	0,50	0,20	0,88	0,21	0,79	0,29	1,02	1,02	0,33	
Yfhu	M	2	0,204	0,274	0,683	1,54	99,4	23,4	43,8	0,20	0,10	0,00	0,04	0,20	0,16	0,13	0,37	0,15	0,40	0,40	0,16
Yfi	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						2,2	0,69	0,22	0,43	0,38	0,27	0,34	0,27	0,70	0,43	0,93	0,93	0,44	
Yfl	M	1	0,413	0,531	12,24	95,3	94,6	9,4	0,03	0,06	0,94	0,73	0,66	0,04	0,07	0,13	0,03	0,15	0,15	0,30	
Yfm	M	1	0,048	0,369	1,16	99,6	72,3	97,9	0,15	0,07	0,00	0,61	0,20	0,62	0,17	0,68	0,23	0,82	0,77	0,28	
Yfmi	M	1	-0,193	0,388	1,08	99,7	61,8	39,5	0,30	0,02	0,00	0,50	0,20	0,52	0,48	1,02	0,85	0,96	0,86	0,43	
Yfo	M	1	-0,215	0,379	1,11	99,7	60,1	39,2	0,31	0,02	0,00	0,50	0,20	0,51	0,48	1,02	0,86	0,95	0,85	0,43	
Yfp	M	1	0,103	0,865	0,96	99,7	52,5	47,5	0,73	0,17	0,00	1,07	0,20	0,41	0,78	1,09	0,34	1,78	1,66	0,64	
Yfqf	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						41,8	1,31	0,13	0,00	0,73	0,20	0,28	0,78	1,46	1,08	2,75	2,75	0,85	
Yfqi	A	1	-0,227	0,861	12,05	91,8	80,7	80,7	1,66	0,36	0,00	0,50	0,20	0,55	1,85	1,87	1,05	3,00	3,00	1,16	
Yfr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende						9,2	2,23	0,26	0,14	0,61	0,26	0,48	1,98	1,96	1,15	2,29	2,10	1,21	
Yftk	M	1	0,483	0,635	2,80	98,6	11,4	76,0	1,07	0,43	0,16	0,73	0,20	0,12	0,26	0,59	0,20	0,47	0,36	0,43	
Yn	M	1	0,077	0,546	1,26	99,7	98,4	59,6	0,19	0,05	0,00	0,73	0,20	0,19	0,14	0,36	0,23	0,50	0,48	0,23	
Ynet	M	1	0,051	0,531	1,01	99,7	88,0	31,7	0,17	0,05	0,00	0,27	0,20	0,27	0,15	0,30	0,22	0,43	0,43	0,18	
Yr	M	1	0,368	0,450	4,01	98,3	60,7	28,4	0,17	0,16	0,16	0,73	0,29	0,59	0,13	0,42	0,28	0,40	0,37	0,27	
Yrb	M	1	0,699	0,881	12,84	61,7	10,2	22,2	2,25	1,53	1,04	1,07	0,93	0,34	0,42	1,14	0,26	0,67	0,47	1,01	
Yreg	M	1	0,244	0,780	11,53	86,8	54,3	27,0	0,27	0,30	0,36	0,61	0,41	0,06	0,14	0,31	0,09	0,41	0,41	0,31	
Yrf	M	1	0,598	0,417	8,99	97,8	37,3	32,1	0,22	0,42	0,19	1,07	0,41	0,87	0,26	0,87	0,27	0,84	0,78	0,45	
Yrh	M	1	-0,010	0,681	2,65	99,4	31,1	84,0	1,20	0,36	0,00	0,84	0,20	0,49	0,43	0,84	0,20	0,91	0,91	0,53	
Yrha	M	1	-0,010	0,263	7,64	91,4	61,9	98,0	0,51	0,27	0,10	0,96	0,31	0,87	0,36	1,13	0,57	1,38	1,28	0,55	

Statistiske teststørrelser mv.

Variabelnavn	Metode (1)	ARIMA model nr. (2)	Parameterestimer			Forecast fejl seneste 3 år (4)	R ² (5)	χ^2 ssh (6)	Påskeeffekt (7)	M1 (8)	M2 (9)	M3 (10)	M4 (11)	M5 (12)	M6 (13)	M7 (14)	M8 (15)	M9 (16)	M10 (17)	M11 (18)	Q (19)
			(3a)	(3b)	(3c)																
			Pct.																		
Yrhu	M	2	0,231	0,408	0,640	3,87	97,7	33,7	88,8	0,49	0,27	0,34	0,50	0,20	0,17	0,20	0,63	0,30	0,80	0,80	0,38
Yri	M	1		0,410	0,661	7,42	90,8	14,4	0,5	1,95	0,94	0,94	0,61	0,83	0,29	0,37	0,78	0,60	0,98	0,98	0,86
Yrl	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							12,7	0,03	0,13	0,95	0,73	0,80	0,11	0,07	0,12	0,03	0,11	0,11	0,32
Yrm	M	1	-0,023	0,390		2,62	98,7	71,0	86,5	0,33	0,17	0,00	0,38	0,20	0,77	0,32	0,99	0,57	0,91	0,91	0,38
Yrmi	M	1	0,783	0,001		2,13	93,0	9,9	95,0	1,39	1,10	0,19	0,38	0,20	0,55	1,05	2,47	0,73	0,63	0,32	0,87
Yrn	M	1	0,365	0,432		5,53	97,1	62,8	26,5	0,17	0,19	0,29	0,27	0,59	0,71	0,13	0,43	0,27	0,40	0,35	0,28
Yro	M	1	0,784	-0,020		1,84	93,1	9,1	92,1	1,47	1,15	0,12	0,38	0,20	0,59	1,22	2,54	0,76	0,53	0,34	0,91
Yrp	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							57,6	2,15	1,12	1,28	0,27	0,98	0,10	0,84	1,30	0,56	1,98	1,44	1,13
Yrqf	A	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							80,6	2,05	0,23	0,00	0,73	0,20	0,27	1,77	1,87	1,22	3,00	3,00	1,20
Yrqi	A	1	-0,227	0,861		12,05	91,8	80,7	80,7	1,66	0,36	0,00	0,50	0,20	0,55	1,85	1,87	1,05	3,00	3,00	1,16
Yrr	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							15,1	3,00	0,55	0,19	0,27	0,46	0,35	2,51	1,74	1,05	1,53	1,53	1,36
Yrtk	A	1	0,356	0,620		4,94	96,8	57,8	71,8	1,19	0,37	0,41	0,73	0,44	0,52	0,52	1,24	0,86	1,61	1,44	0,74
Ysb	M	1	0,398	0,231		7,87	94,1	55,9	95,5	0,15	0,19	0,15	0,19	0,36	0,97	0,24	0,74	0,27	0,46	0,43	0,28
Ysn	A	2	0,369	0,459	0,053	13,74	91,3	76,3	48,7	0,12	0,12	0,29	0,27	0,38	0,71	0,19	0,66	0,34	0,76	0,62	0,31
Yst	M	1	0,419	0,251		8,17	94,1	51,0	83,2	0,17	0,20	0,15	0,04	0,41	0,96	0,24	0,73	0,27	0,45	0,43	0,28
Ytr	M	1	-0,009	0,631		1,42	99,4	92,3	37,6	0,35	0,06	0,00	0,50	0,20	0,06	0,19	0,45	0,30	0,62	0,61	0,27
Yw	M	1	-0,053	0,435		0,85	99,8	19,6	41,2	0,06	0,02	0,00	0,96	0,20	0,84	0,24	0,54	0,45	0,81	0,81	0,31
Ywb	M	1	-0,075	0,606		2,88	97,7	99,3	55,5	0,23	0,10	0,16	0,50	0,20	0,05	0,11	0,32	0,24	0,51	0,51	0,23
Yweg	M	1	-0,285	0,806		1,30	99,7	17,2	44,9	0,28	0,08	0,00	0,96	0,20	0,03	0,25	0,49	0,26	0,73	0,73	0,32
Ywf	M	1	0,139	0,300		1,99	99,6	87,5	34,0	0,42	0,13	0,00	0,73	0,20	0,67	0,51	1,38	0,76	1,94	1,94	0,59
Ywh	M	Ingen af de 4 modeller er tilfredsstillende							65,1	0,40	0,04	0,00	0,15	0,20	0,07	1,19	1,60	0,75	3,00	3,00	0,77
Ywha	M	1	0,062	0,316		1,41	99,5	52,0	63,3	0,15	0,04	0,00	1,07	0,20	0,76	0,36	0,87	0,67	1,13	1,13	0,43
Ywhu	M	1	0,307	0,470		0,71	99,3	30,3	93,9	0,41	0,16	0,08	1,07	0,20	0,49	0,30	0,73	0,42	0,95	0,90	0,43
Ywi	M	1	-0,055	0,596		0,95	99,6	93,8	26,2	0,08	0,02	0,00	0,73	0,20	0,12	0,08	0,21	0,14	0,15	0,14	0,16
Ywl	M	1	0,407	0,383		2,44	96,1	54,3	1,0	0,33	0,13	0,22	0,96	0,20	0,83	0,38	1,10	0,83	1,48	1,44	0,54
Ywm	M	1	0,133	0,311		1,11	99,7	51,8	96,6	0,13	0,04	0,00	0,50	0,20	0,71	0,32	0,75	0,58	1,16	1,16	0,36
Ywmi	M	1	-0,153	0,300		1,08	99,7	47,8	34,5	0,23	0,02	0,00	0,50	0,20	0,70	0,51	1,14	0,86	0,82	0,68	0,42
Ywo	M	1	-0,170	0,301		1,11	99,7	45,3	33,6	0,22	0,02	0,00	0,50	0,20	0,73	0,51	1,17	0,87	0,88	0,77	0,43
Ywp	M	1	0,128	0,728		1,26	99,7	17,7	36,7	0,47	0,15	0,00	0,84	0,20	0,16	0,42	0,84	0,41	1,20	1,18	0,46
Ywqf	M	1	-0,126	0,360		4,19	99,6	77,0	13,0	0,18	0,03	0,00	0,38	0,20	0,98	0,35	1,09	0,73	2,20	2,20	0,49
Ywr	M	1	0,006	0,636		3,36	96,6	29,3	6,0	0,50	0,10	0,00	1,19	0,20	0,78	0,34	1,09	0,65	0,92	0,91	0,48
Ywtk	M	1	0,296	0,577		1,61	99,2	82,9	52,7	0,54	0,12	0,00	1,19	0,20	0,31	0,34	0,60	0,55	0,76	0,76	0,43

Bilag 4 : Sammenhæng mellem offentliggørelsesniveau og de detaljerede beregninger

Bilaget indeholder en variabelliste, der viser sammenhængen mellem de detaljerede beregninger og de serier fra det kvartalsvise nationalregnskab, der offentliggøres af Danmarks Statistik (afsnit A). I bilagets afsnit B er vist sammenhængen mellem den detaljerede branchegruppering og den i KNR på offentliggørelsesniveau anvendte, og i afsnit C den tilsvarende sammenhæng for opgørelsen af det private konsum.

A. Variabelliste

Detaljerede serier	I nedenstående skema (variabelliste) er vist hvilke detaljerede serier, der indgår i de økonomiske størrelser, som løbende offentliggøres af Danmarks Statistik. De enkelte seriers beregning (og forklaring til de anvendte koder) er dokumenteret i D.St.(1991).
Løbende og faste priser	For en lang række af de økonomiske størrelser er beregningerne foretaget i både løbende (årets) og faste priser (p.t. 1980-priser). Beregningerne baseres på de samme aggregeringer, hvorfor der ikke i skemaet sondres mellem løbende og faste priser.
... en enkelt serie giver kun mening i faste priser	Serien : "justering for bytteforholdseffekter" giver kun mening i faste priser, idet denne størrelse er udtryk for den supplerende mængde varer og tjenester, der kan importeres fra udlandet - givet eksporten i løbende priser og im- og eksportpriserne er de faktisk observerede. Den præcise beregningsmetode for serien, og baggrund for metodevalg, er beskrevet i årspublikationen : <i>Nationalregnskabsstatistik, kapitel 3.2.</i>
Variabellistens opbygning	De enkelte serier er tildelt navne, der følger samme konvention som anvendes i ADAM, jf. nedenfor. Seriernes navne er anført i skemaets første søjle ("navn"), idet navnet refererer til serien i løbende priser (eller antal personer, når det er beskæftigelsestal). I søjle 2 ("trans") er anført de transformationer, som er foretaget på serien, idet bogstavet anvendes som præfiks til navnet i 1. søjle. I 3. søjle ("tekst") er anført en kort beskrivelse af serien, og i 4. søjle ("definition") anføres den præcise metode for beregning af serien. De anførte koder henviser til de i D.St.(1991) beskrevne - eller, hvis der blot er tale om serier defineret andetsteds i variabellisten, vises definitionen ved anvendelse af disse. Endelig i søjle 5 ("tabel") er anført de tabelnumre i StatistikService : <i>Kvartalsvise nationalregnskaber</i> , hvor de offentliggjorte serier kan findes.
Konventioner ved definition af variable præfiks	Variabelnavnene kan mnemoteknisk opfattes som bestående af tre led : 1) Et præfiks, der angiver en veldefineret transformation af serien : - f = faste priser - p = prisindeks - g = sæsonkorrigeret

Hvis variablen alene foreligger i løbende priser, eller det er en beskæftigelses-serie, er alene præfiks for angivelse af sæsonkorrigeret relevant. Præfiks skrives i det følgende med lille bogstav.

klassebetegnelse	<p>2) En klassebetegnelse anført med stort bogstav :</p> <ul style="list-style-type: none"> - A = efterspørgselsaggregat - C = konsum - E = eksport - I = investering - M = import - Q = beskæftigelse - S = indirekte skatter - T = transferering (overførsel) - X = produktion - Y = nationalprodukt, indkomst
suffiks	<p>3) Endelig består variabelnavnet af et suffiks, der specificerer undergrupper af klassebetegnelsen. Suffikser skrives med lille bogstav i variabellisten.</p>
Sammenhæng med ADAM variable	<p>De anvendte serienavne svarer tilnærmelsesvis til de definitioner, der anvendes i den økonometriske årsmode ADAM, idet navnedefinitionen af edb-tekniske årsager har været begrænset til maksimalt at bestå af 6 bogstaver. Da offentliggørelsen af KNR imidlertid ikke generelt følger aggregeringsniveauet i ADAM, er defineret en række supplerende variabelnavne ud fra principperne anvendt i ADAM. Når ADAM-gruppen får etableret en kvartalsmodel kan der vise sig behov for et særskilt grupperingsniveau, hvorfor det senere kan vise sig hensigtsmæssigt at ændre navngivningen.</p>
KADAM	<p>De kvartalsvise tidsserier, jf. variabellisten, er tilgængelig i form af databanken KADAM.BNK, der i lighed med den årlige databank ADAM, kan anvendes til analyser via programpakken AREMOS. I forhold til variabellisten er KADAM suppleret med serier for relativ årlig ændring i procent (bidrag til BNP-vækst for lagerforøgelse vedkommende) - serierne er tildelt præfikset R.</p>
QDAM	<p>Da KADAM.BNK indeholder en del KNR-serier, som ikke offentliggøres (erhvervsfordelte ikke-varetilknyttede skatter, netto og forbrug af rå- og hjælpestoffer) er konstrueret en særlig databank med henblik på offentliggørelse, benævnt QDAM.BNK (Quarterly Danish Aggregated Model - bank). Bortset fra de udeladte variable er variabelbetegnelsen helt den samme som i KADAM.BNK.</p>
Afrunding	<p>I QDAM er krone-beløb endvidere afrundet til hele mio.kr. og beskæftigelsestal til antal 100 personer.</p>
Anvendte forkortelser	<p>Med henblik på at begrænse variabellistens fysiske omfang er indført følgende forkortelser eller alternative udtryk for de enkelte begreber :</p> <ul style="list-style-type: none"> - Prod.værdi = Produktionsværdi i basispriser - Input = Forbrug af rå- og hjælpestoffer i køberpriser - Ikke-varetilkn. sk., netto = Ikke-varetilknyttede indirekte skatter, netto - Løn mv. = Lønninger og arbejdsgeberbidrag mv.

Variabelliste for KADAM.BNK

(1) Navn	(2) Trans	(3) Tekst	(4) Definition	(5) Tabel
Ae	f,p,g	Endelig anvendelse af varer og tjenester i alt	$Ytr + E = X_{xx} - X_x$	1,2
Ca	f,p,g	Privat konsum : Andre varer og tjenester	2030 811...860	16
Catj	f,p,g	Privat konsum : Andre tjenester, dvs. tjenester ekskl. boligbenyttelse	2030 452+460+530+ 540+550+623+630+ 640+720+730+740+ 750+811+831+832+ 850+860	17
Catk	f,p,g	Privat konsum : Anden transport og kommunikation	2030 621...640/2	16
Cb	f,p,g	Privat konsum : Anskaffelse af køretøjer	2030 610	16,17
Cbf	f,p,g	Privat konsum : Beklædning og fodtøj	2030 210...220	16
Cbh	f,p,g	Privat konsum : Boligudstyr og husholdningstjenester	2030 410...460	16
Cdk	f,p,g	Husholdningernes konsum på dansk område i alt	$Cf + Cn + Cbf + Ch +$ $Ce + Cbh + Cm + Cb$ $+ Catk + Cfu + Ca$	16,17
Ce	f,p,g	Privat konsum : Brændsel, el, gas og varme	2030 321...324	16
Cf	f,p,g	Privat konsum : Fødevarer	2030 100	16
Cfor	f,p,g	Privat konsum : Private velfærdsorganisationer mv.	2031	16,17
Cfu	f,p,g	Privat konsum : Fritidsudstyr og underholdning	2030 711...750	16
Ch	f,p,g	Privat konsum : Boligbenyttelse	2030 311...312	16
Chex	f,p,g	Privat konsum : Boligbenyttelse ekskl. vand	2030 311	17
Chus	f,p,g	Husholdningernes konsum i alt	$Cdk + Ct - Et$	16,17
Chv	f,p,g	Privat konsum : Halv-varige	2030 210+220+++420+ 440+621+713+714+ 812+822+823	17
Civ	f,p,g	Privat konsum : Ikke-varige	$Cf + Cn + Ce +$ 2030 312+451+510+ 622+730	17
Cm	f,p,g	Privat konsum : Medicin og lægeudgifter	2030 510...550	16
Cn	f,p,g	Privat konsum : Drikkevarer og tobak (nydelsesmidler)	2030 120...140	16
Co	f,p,g	Kollektivt (offentligt) konsum,	2040	1,2
Cp	f,p,g	Privat konsum i alt	$Chus + Cfor$	1,2,6,1, 16,17
Ct	f,p,g	Privat konsum : Turistudgifter	2030 995/1...3	16
Ctj	f,p,g	Privat konsum : Tjenester i alt	$Chex + Catj$	17
Ctn	f,p,g	Turistudgifter, netto	$Ct - Et$	17
Cv	f,p,g	Privat konsum : Varer i alt	$Cvex + Chv + Civ + Cb$	17
Cvex	f,p,g	Privat konsum : Varige, ekskl. anskaffelse af køretøjer	2030 410+431+432+ 520+711+712+821	17
E	f,p,g	Eksport af varer og tjenester	$Ev + Etj$	2,8
Enlnr	g	Overskud på de løbende poster, konto for udlandet	$Tilt - Tult$	8
Et	f,p,g	Turistindtægter	2030 994/1...3	16
Etj	f,p,g	Eksport af tjenester	2080/2...3/3	2
Ev	f,p,g	Eksport af varer	2080/1	2
fjust	g	Justering for bytteforholdseffekter	$(E/pM) - (E/pE)$	9
fTeun	g	Reale værdi af løbende overførsler fra udlandet, netto	$Teun/pM$	9
fTfun	g	Reale værdi af lønninger og renter fra udlandet, netto	$Tfun/pM$	9
fYd	g	Reale værdi af den disponible bruttonationalindkomst	$fYn - fTeun$	9
fYn	g	Reale værdi af bruttonationalindkomsten (BNI)	$fY + fTfun + fjust$	9

Variabelliste for KADAM.BNK

(1) Navn	(2) Trans	(3) Tekst	(4) Definition	(5) Tabel
Ia	f,p,g	Investeringer : Anlæg	2053/5...7	18
Ibex	f,p,g	Investeringer : Bygninger ekskl. boligbyggeri	2053/2...4	18
Ibr	f,p,g	Bruttoinvesteringer i alt	Ifa + II	18
Ifa	f,p,g	Faste bruttoinvesteringer i alt	Ih + Ibex + Ia + Itr + Imi + It	1,2,7, 18
Ih	f,p,g	Investeringer : Boligbyggeri	2053/1	18
II	f,p,g	Lagerforøgelser i alt	III + IIa	1,2,7, 18
IIa	f,p,g	Lagerforøgelser : Andre varer	2060/2...3 + 2065 20099...39000	18
III	f,p,g	Lagerforøgelser : Landbrugsvarer	2060/1	18
Imi	f,p,g	Investeringer : Maskiner og inventar	2050	18
In	f,p,g	Nettoinvesteringer i alt	Ibr - Iv	18
It	f,p,g	Investeringer : Stambesætninger	2054	18
Itr	f,p,g	Investeringer : Transportmidler	2052/1...4	18
Iv	f,p,g	Forbrug af fast realkapital (afskrivninger)	5000	3,4,5, 6,18
M	f,p,g	Import af varer og tjenester	Mv + Mtj	1,2,8
Mtj	f,p,g	Import af tjenester	1020/2/1...3/1	2
Mv	f,p,g	Import af varer	1020/1	2
Q	g	Beskæftigede i alt	Ql + Qr + Qi + Qeg + Qb + Qm + Qmi	14
Qb	g	Beskæftigede i alt : Bygge- og anlægsvirksomhed	Qwb + 4210 50000	14
Qeg	g	Beskæftigede i alt : El-,gas-, varme- og vandforsyning	Qweg	14
Qf	g	Beskæftigede i alt : Forretningsservice	Qwf + 4210 83509	14
Qh	g	Beskæftigede i alt : Boligbenyttelse	Qwh + 4210 83110	14
Qha	g	Beskæftigede i alt : Handel, hotel og restaurant	Qwha + 4210 60099...63000	14
Qhu	g	Beskæftigede i alt : Husholdningsservice mv.	Qwhu + 4210 93009...95009	14
Qi	g	Beskæftigede i alt : Fremstillingsvirksomhed	Qwi + 4210 31000...39000	14
Ql	g	Beskæftigede i alt : Landbrug mv.	Qwl + 4210 11000...13000	14
Qm	g	Beskæftigede i alt : Markedsmæssige tjenester	Qha + Qtk + Qqf + Qh + Qf + Qhu	14
Qmi	g	Beskæftigede i alt : Ikke-markedsmæssige tjenester	Qp + Qo	14
Qo	g	Beskæftigede i alt : Offentlige tjenester	Qwo	14
Qp	g	Beskæftigede i alt : Private velfærdsorg. mv.	Qwp	14
Qqf	g	Beskæftigede i alt : Finansiell virksomhed, forsikring	Qwqf + 4210 80099	14
Qr	g	Beskæftigede i alt : Råstofudvinding	Qwr + 4210 20000	14
Qtk	g	Beskæftigede i alt : Transport og kommunikation	Qwtk + 4210 71000...72000	14
Qw	g	Beskæftigede lønmodtagere i alt	Qwl + Qwr + Qwi + Qweg + Qwb + Qwm + Qwmi	15
Qwb	g	Lønmodtagere : Bygge- og anlægsvirksomhed	4110 50000	15
Qweg	g	Lønmodtagere : El-,gas-, varme- og vandforsyning	4110 40000	15

Variabelliste for KADAM.BNK

(1) Navn	(2) Trans	(3) Tekst	(4) Definition	(5) Tabel
Qwf	g	Lønmodtagere : Forretningsservice	4110 83509	15
Qwh	g	Lønmodtagere : Boligbenyttelse	4110 83110	15
Qwha	g	Lønmodtagere : Handel, hotel og restaurant	4110 60099...63000	15
Qwhu	g	Lønmodtagere : Husholdningsservice mv..	4110 93009...95009	15
Qwi	g	Lønmodtagere : Fremstillingsvirksomhed	4110 31000...39000	15
Qwl	g	Lønmodtagere : Landbrug mv.	4110 11000...13000	15
Qwm	g	Lønmodtagere : Markedsmæssige tjenester	Qwha + Qwtk + Qwqf + Qwh + Qwf + Qwhu	15
Qwmi	g	Lønmodtagere : Ikke-markedsmæssige tjenester	Qwp + Qwo	15
Qwo	g	Lønmodtagere : Offentlige tjenester	4110 98099	15
Qwp	g	Lønmodtagere : Private velfærdsorg. mv.	4110 95399	15
Qwqf	g	Lønmodtagere : Finansiell virksomhed, forsikring	4110 80099	15
Qwr	g	Lønmodtagere : Råstofudvinding	4110 20000	15
Qwtk	g	Lønmodtagere : Transport og kommunikation	4110 71000...72000	15
Si	f,p,g	Indirekte skatter i alt, netto	Siaf - Sisu	4,9
Siaf	f,p,g	Indirekte skatter	1021+3000+3100+ 3401	5
Sisu	g	Subsidier	3200 + 3402	5
Sq	f,p,g	Ikke-varetilknyttede indirekte skatter, netto, i alt	Sql + Sqr + Sqi + Sqeg + Sqb + Sqm + Sqmi	*
Sqb	f,p,g	Ikke-varetilkn.sk., netto : Bygge- og anlægsvirksomhed	3110 50000 - 3210 50000	*
Sqeg	f,p,g	Ikke-varetilkn.sk., netto : El-,gas-, varme- og vandforsyning	3110 41010...42000 - 3210 41010...42000	*
Sqf	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Forretningsservice	3110 83509 - 3210 83509	*
Sqh	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Boligbenyttelse	3110 83110 - 3210 83110	*
Sqha	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Handel, hotel og restaurant	3110 61000...63000 - 3210 61000...63000	*
Sqhu	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Husholdningsservice mv.	3110 93109...95299 - 3210 93109...95299	*
Sqi	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Fremstillingsvirksomhed	3110 31110...39000 - 3210 31110...39000	*
Sql	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Landbrug mv.	3110 11101...13000 - 3210 11101...13000	*
Sqm	f,p,g	Ikke-varetilkn. skatter, netto : Markedsmæssige tjenester	Sqha + Sqtq + Sqf + Sqh + Sqf + Sqhu	*
Sqmi	f,p,g	Ikke-varetilkn.sk.,netto : Ikke-markedsmæssige tjenester	Sqp + Sqo	*
Sqo	f,p,g	Ikke-varetilkn. skatter, netto : Offentlige tjenester	3110 98099 - 3210 98099	*
Sqp	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Private velfærdsorg. mv.	3110 97099 - 3210 97099	*
Sqqf	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Finansiell virksomhed og forsikring	3110 81000...82000 - 3210 81000...82000	*
Sqr	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Råstofudvinding	3110 20099...29000 - 3210 20099...29000	*

Variabelliste for KADAM.BNK

(1) Navn	(2) Trans	(3) Tekst	(4) Definition	(5) Tabel
Sqtk	f,p,g	Ikke-varetilkn. sk., netto : Transport og kommunikation	3110 71118...72000 - 3210 71118...72000	*
Svn	f,p,g	Varetilknyttede indirekte skatter, netto	1021+3000+3401 -3402	2,3
Tefu	g	Løbende overførsler fra udlandet	6000/2/3 + 6000/2/4	8
Tetu	g	Løbende overførsler til udlandet	6000/1/3 + 6000/1/4	8
Teun	g	Løbende overførsler fra udlandet, netto	Tefu - Tetu	5,9
Tfen	g	Fordringserhvervelse, netto	Ysb+Tkfu - Tktu - Ibr	7
Tffu	g	Lønninger, renter mv. fra udlandet	Twfu + Trfu	8
Tftu	g	Lønninger, renter mv. til udlandet	Trtu + 6000/1/1	8
Tfun	g	Lønninger og renter fra udlandet, netto	Tffu - Tftu	9
Tilt	g	Indtægter fra udlandet i alt, løbende transaktioner	E + Tffu + Tefu	8
Tind	g	Bruttoindtægter i alt	Yr + Twfi + Twfu + Siaf + Trfu	5
Tkfu	g	Kapitaloverførsler fra udlandet	6000/4/1	7
Tkfun	g	Kapitaloverførsler fra udlandet, netto	Tkfu - Tktu	8
Tktu	g	Kapitaloverførsler til udlandet	6000/3/1	7
Trfu	g	Renter og udbytter fra udlandet	6000/2/2	5
Trtu	g	Renter og udbytter til udlandet	6000/1/2	5
Tult	g	Udgifter til udlandet i alt, løbende transaktioner	M + Tftu + Tetu	8
Twfi	g	Lønninger og arbejdsgiverbidrag fra indlandet	Yw - 6000/1/1	5
Twfu	g	Lønninger og arbejdsgiverbidrag fra udlandet	6000/2/1	5
X	f,p,g	Produktionsværdi i basispriser i alt	Xl + Xr + Xi + Xeg + Xb + Xm + Xmi	10,2,3
Xb	f,p,g	Prod.værdi : Bygge- og anlægsvirksomhed	1010 50000/1...50000/9	10
Xeg	f,p,g	Prod.værdi : El-,gas-,varme- og vandforsyning	1010 41010...42000	10
Xf	f,p,g	Prod.værdi : Forretningsservice	1010 83509	10
Xh	f,p,g	Prod.værdi : Boligbenyttelse	1010 83110	10
Xha	f,p,g	Prod.værdi : Handel, hotel og restaurant	1010 61000...63000	10
Xhu	f,p,g	Prod.værdi : Husholdningsservice mv.	1010 931109/1...95299/3	10
Xi	f,p,g	Prod.værdi, : Fremstillingsvirksomhed	1010 31110/1...39000 + 2065 31110...39000	10
Xl	f,p,g	Prod.værdi : Landbrug mv.	1010 11101/1...13000	10
Xm	f,p,g	Prod.værdi : Markedsmæssige tjenester	Xha + Xtk + Xqf + Xh + Xf + Xhu	10
Xmi	f,p,g	Prod.værdi : Ikke-markedsmæssige tjenester	Xo + Xp	10
Xo	f,p,g	Prod.værdi : Offentlige tjenester	1010 98099/1.../5	10
Xp	f,p,g	Prod.værdi : Husassistenter, private velfærdsorg. mv.	1010 95400...97099	10
Xqf	f,p,g	Prod.værdi : Finansiell virksomhed, forsikring	1010 81000...82000	10
Xr	f,p,g	Prod.værdi : Råstofudvinding	1010 20099/1...29000 +2065 20099...29000	10
Xtk	f,p,g	Prod.værdi : Transport og kommunikation	1010 71118...72000	10
Xx	f,p,g	Forbrug af rå- og hjælpestoffer i køberpriser i alt	Xxl + Xxr + Xxi + Xxeg + Xxb + Xxm + Xxmi + Xxqi	2,3
Xxb	f,p,g	Input : Bygge- og anlægsvirksomhed	2010 50000	*

Variabelliste for KADAM.BNK

(1) Navn	(2) Trans	(3) Tekst	(4) Definition	(5) Tabel
Xxeg	f,p,g	Input : El-,gas-, varme- og vandforsyning	2010 41010...42000	*
Xxf	f,p,g	Input : Forretningsservice	2010 83509	*
Xxh	f,p,g	Input : Boligbenyttelse	2010 83110	*
Xxha	f,p,g	Input : Handel, hotel og restaurant	2010 61000...63000	*
Xxhu	f,p,g	Input : Husholdningsservice mv.	2010 93109...95299	*
Xxi	f,p,g	Input : Fremstillingsvirksomhed	2010 31110...39000	*
Xxl	f,p,g	Input : Landbrug mv.	2010 11101/1...13000	*
Xxm	f,p,g	Input : Markedsmæssige tjenester	Xxha + Xxtk + Xxqf + Xxh + Xxf + Xxhu	*
Xxmi	f,p,g	Input : Ikke-markedsmæssige tjenester	Xxp + Xxo	*
Xxo	f,p,g	Input : Offentlige tjenester	2010 98099	*
Xxp	f,p,g	Input : Private velfærdsorganisationer mv.	2010 97099	*
Xxqf	f,p,g	Input : Finansiell virksomhed og forsikring	2010 81000...82000	*
Xxqi	f,p,g	Input : Imputerede finansielle tjenester	2010 99005	*
Xxr	f,p,g	Input : Råstofudvinding	2010 20099...29000	*
Xxtk	f,p,g	Input : Transport og kommunikation	2010 71118...72000	*
Xxx	f,p,g	Tilgang af varer og tjenester i alt	X + M + Svn	2
Xxxx	f,p,g	Tilgang fra indlandet i alt	X + Svn	3
Y	f,p,g	Bruttonationalprodukt (BNP) i markedspriser	X + Svn - Xx	1,3,9
Yd	g	Disponibel bruttonationalindkomst	Yn - Teun	5,6,9
Ydn	g	Disponibel nettonationalindkomst	Yd - Iv	5
Yf	f,p,g	Bruttofaktorindkomst i alt	Yfl + Yfr + Yfi + Yfeg + Yfb + Yfm + Yfmi + Yfqi	11,4
Yfb	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Bygge- og anlægsvirksomhed	Xb - Xxb - Sqb	11
Yfeg	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : El-,gas-, varme- og vandforsyning	Xeg - Xxeg - Sqeg	11
Yff	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Forretningsservice	Xf - Xxf - Sqf	11
Yfh	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Boligbenyttelse	Xh - Xxh - Sqh	11
Yfha	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Handel, hotel og restaurant	Xha - Xxha - Sqha	11
Yfhu	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Husholdningsservice mv.	Xhu - Xxhu - Sqhu	11
Yfi	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Fremstillingsvirksomhed	Xi - Xxi - Sqi	11
Yfl	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Landbrug mv.	Xl - Xxl - Sql	11
Yfm	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Markedsmæssige tjenester	Yfha + Yftk + Yfqf + Yfh + Yff + Yfhu	11
Yfmi	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Ikke-markedsmæssige tjenester	Yfp + Yfo	11
Yfo	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Offentlige tjenester	Xo - Xxo - Sqo	11
Yfp	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Private velfærdsorg. mv.	Xp - Xxp - Sqp	11
Yfqf	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Finansiell virksomhed, forsikring	Xqf - Xxqf - Sqqf	11
Yfqi	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Imputerede finansielle tjenester	-Xxqi	11
Yfr	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Råstofudvinding	Xr - Xxr - Sqr	11
Yftk	f,p,g	Bruttofaktorindkomst : Transport og kommunikation	Xtk - Xxtk - Sqt	11
Yn	g	Bruttonationalindkomst (BNI) i markedspriser	Tind - Sisu - Trtu	5,9
Ynet	f,p,g	Nettonationalprodukt	Y - Iv	3
Yr	g	Bruttorestindkomst i alt	Yrl + Yrr + Yri + Yreg + Yrb + Yrm + Yrmi + Yrqi	15,4,5
Yrb	g	Bruttorestindkomst : Bygge- og anlægsvirksomhed	Yfb - Ywb	13
Yreg	g	Bruttorestindkomst : El-,gas-, varme- og vandforsyning	Yfeg - Yweg	13

Variabelliste for KADAM.BNK

(1) Navn	(2) Trans	(3) Tekst	(4) Definition	(5) Tabel
Yrf	g	Bruttoestindkomst : Forretningsservice	Yff - Ywf	13
Yrh	g	Bruttoestindkomst : Boligbenyttelse	Yfh - Ywh	13
Yrha	g	Bruttoestindkomst : Handel, hotel og restaurant	Yfha - Ywha	13
Yrhu	g	Bruttoestindkomst : Husholdningsservice mv.	Yfhu - Ywhu	13
Yri	g	Bruttoestindkomst : Fremstillingsvirksomhed	Yfi - Ywi	13
Yrl	g	Bruttoestindkomst : Landbrug mv.	Yfl - Ywl	13
Yrm	g	Bruttoestindkomst : Markedsmæssige tjenester	Yrha + Yrtk + Yrqf + Yrh + Yrf + Yrhu	13
Yrmi	g	Bruttoestindkomst : Ikke-markedsmæssige tjenester	Yrp + Yro	13
Yrn	g	Nettoestindkomst	Yr - Iv	4
Yro	g	Bruttoestindkomst : Offentlige tjenester	Yfo - Ywo	13
Yrp	g	Bruttoestindkomst : Private velfærdsorg. mv.	Yfp - Ywp	13
Yrqf	g	Bruttoestindkomst : Finansiell virksomhed, forsikring	Yfqf - Ywqf	13
Yrqi	g	Bruttoestindkomst : Imputerede finansielle tjenester	Yfqi	13
Yrr	g	Bruttoestindkomst : Råstofudvinding	Yfr - Ywr	13
Yrtk	g	Bruttoestindkomst : Transport og kommunikation	Yftk - Ywtk	13
Ysb	g	Bruttoopsparing	Yd - Cp - Co	6,7
Ysn	g	Nettoopsparing	Ysb - Iv	6
Yst	g	Bruttoopsparing og kapitaloverførsler i alt	Ysb + Tkfu	7
Ytr	f,p,g	Indenlandsk endelig anvendelse i alt	Cp + Co + Ifa + Il	1,2
Yw	g	Lønninger og arbejdsgiverbidrag mv. i alt	Ywl+Ywr+Ywi+Yweg + Ywb+Ywm +Ywmi	12,4
Ywb	g	Løn mv. : Bygge- og anlægsvirksomhed	4010 50000	12
Yweg	g	Løn mv. : El-,gas-, varme- og vandforsyning	4010 40000	12
Ywf	g	Løn mv. : Forretningsservice	4010 83509	12
Ywh	g	Løn mv. : Boligbenyttelse	4010 83110	12
Ywha	g	Løn mv. : Handel, hotel og restaurant	4010 60099...63000	12
Ywhu	g	Løn mv. : Husholdningsservice, inkl. autoreparation	4010 93009...95009	12
Ywi	g	Løn mv. : Fremstillingsvirksomhed	4010 31000...39000	12
Ywl	g	Løn mv. : Landbrug mv.	4010 11000...13000	12
Ywm	g	Løn mv. : Markedsmæssige tjenester	Ywha + Ywtk + Ywqf + Ywh + Ywf + Ywhu	12
Ywmi	g	Løn mv. : Ikke-markedsmæssige tjenester	Ywp + Ywo	12
Ywo	g	Løn mv. : Offentlige tjenester	4010 98099	12
Ywp	g	Løn mv. : Private velfærdsorg. mv.	4010 95399	12
Ywqf	g	Løn mv. : Finansiell virksomhed, forsikring	4010 80099	12
Ywr	g	Løn mv. : Råstofudvinding	4010 20000	12
Ywtk	g	Løn mv. : Transport og kommunikation	4010 71000...72000	12

ANM : I faste priser beregnes de ikke-varetilknyttede indirekte skatter, netto ved direkte at anvende nettoprocenterne fra basisåret (pt. 1980) og anvende disse på beskatningsgrundlaget. Værdierne er således blot summen af kode 3310, idet aggregeringerne over brancher svarer til den i løbende priser anvendte.

* i søjle 5 angiver, at variabelen ikke offentliggøres og derfor ikke er medtaget i QDAM.BNK.

B. Branchegrupperingen i KNR (oversigt)

Aggregeringsniveauer

I skemaet på næste side er vist sammenhængen imellem de branchegrupperingsniveauer, der anvendes i KNR og det årlige nationalregnskab, idet den mest detaljerede gruppering (117-grupper) af hensyn til oversigtligheden er udeladt. Forbindelsen mellem 117 og 64-grupperingen findes bl.a. beskrevet i årspublikationen *Nationalregnskabsstatistik*. Aggregeringsniveauerne afspejler den detaljeringsgrad hvormed nationalregnskabstal offentliggøres - beregningerne foretages typisk på et mere disaggregeret niveau. I søjlen benævnt "KNR-gruppering" er med *fed kursiv* angivet den forkortelse, der anvendes i variabel-listen.

Sammenhæng mellem branchegrupperinger

64-gruppering	27-gruppering	KNR-gruppering	
1. 11101 : Landbrug 2. 11103 : Gartneri 3. 11109 : Pelsdyravl mv. 4. 11200 : Landbrugsservice	1. 11100 : Landbrug og gartneri mv.	1. 10000 : Landbrug mv. l	
5. 12000 : Skovbrug	2. 12000 : Skovbrug		
6. 13000 : Fiskeri og dambrug	3. 13000 : Fiskeri og dambrug		
7. 20099 : Brunkulslejer, råolie og naturgas 8. 29000 : Udvinning af grus,sten og salt mv.	4. 20000 : Råstofudvinning		2. 20000 : Råstofudvinning. r
9. 31110 : Slagterier og kødvarerilberedning 10. 31120 : Fremstilling af mejeriprodukter 11. 31129 : Næringsmidler ekskl. kød og mælkep. 12. 31300 : Drikkevarerfremstilling 13. 31400 : Tobaksfabrikker	5. 31000 : Nærings- og nydelsesmiddel-fremstilling	3. 30000 : Fremstillings-virksomhed. i	
14. 32100 : Tekstilfremstilling 15. 32200 : Beklædningsfremstilling 16. 32300 : Fremstilling af lædervarer ekskl. fodtøj 17. 32400 : Fremstilling af fodtøj	6. 32000 : Tekstil-,beklædnings- og lædervarefremstilling		
18. 33100 : Træforarbejdning ekskl. møbler 19. 33200 : Fremstilling af træmøbler	7. 33000 : Træforarbejdning og træmøbelfremstilling		
20. 34100 : Papir- og papirvarerfremstilling 21. 34208 : Trykkerier og bogbinderier 22. 34238 : Blad- og forlagsvirksomhed	8. 34000 : Papirfremstilling og grafisk virksomhed		
23. 35100 : Kemisk råstof- og gødningsfremst. 24. 35200 : Farve-, medicinal- og sæbefabrikker 25. 35300 : Olieraffinaderier 26. 35400 : Asfalt- og tagpapfabrikker mv. 27. 35500 : Fremstilling af gummiprodukter 28. 35600 : Fremstilling af plastvarer	9. 35000 : Fremstilling af kemiske produkter mv.		
29. 36009 : Porcelæns- og glasfremstilling 30. 36900 : Teglværker og cementfabrikker mv.	10. 36000 : Fremstilling af sten-, ler- og glasprodukter		
31. 37000 : Jern- og metalværker og støberier 32. 38100 : Fremstilling af jern- og metalvarer 33. 38200 : Fremstilling af maskiner 34. 38300 : Fremstilling af el- og teledstyr 35. 38400 : Fremstilling af transportmidler 36. 38500 : Fremstilling af måleinstrumenter 37. 39000 : Guld- og sølvvarefremst., legetøj mv.	11. 37000 : Jern- og metalværker og støberier 12. 38000 : Fremstilling af jern-metalprodukter		
38. 41010 : Elforsyning 39. 41020 : Gasforsyning 40. 41030 : Fjernvarmeforsyning 41. 42000 : Vandforsyning	13. 39000 : Guld- og sølvvarefremst. mv. 14. 40000 : El-,gas-,varme- og vandforsyning		4. 40000 : El-,gas-,varme- og vandforsyning. eg
42. 50000 : Bygge- og anlægsvirksomhed	15. 50000 : Bygge- og anlægsvirksomhed		5. 50000 : Bygge- og anlæg. b
43. 61000 : Engroshandel 44. 62000 : Detailhandel	16. 60099 : Engros- og detailhandel		6. 60000 : Handel-, hotel og restaurant. ha
45. 63000 : Hoteller og restauranter	17. 63000 : Hoteller og restauranter		
46. 71118 : Jernbane- og busdrift 47. 71138 : Turist-, taxi- og fragtvognmænd mv. 48. 71210 : Søtransport 49. 71230 : Hjælpevirksomhed for søtransport 50. 71300 : Lufttransport og lufthavne 51. 71509 : Tjenester i forbindelse med transport	18. 71000 : Transportvirksomhed		7. 70000 : Transport og kommunikation. tk
52. 72000 : Postvæsen og telekommunikation	19. 72000 : Postvæsen og telekommunikation		
53. 81000 : Finansiell virksomhed 54. 82000 : Forsikringsvirksomhed	20. 80099 : Finansiell virksomhed og forsikring	8. 80099 : Finansiell virksomhed og forsikring. qf	
55. 83110 : Boligbenyttelse	21. 83110 : Boligbenyttelse	9. 83110 : Boligbenyttelse. h	
56. 83509 : Forretningsservice	22. 83509 : Forretningsservice	10. 83509 : Forretningsservice. f 11. 90099 : Husholdningsservice mv. hu	
57. 93109 : Privat undervisning 58. 93300 : Privat sundhedsvæsen	23. 93509 : Privat undervisning og sundhedsvæsen		
59. 94000 : Forlystelser og kulturelle aktiviteter	24. 94000 : Forlystelser og kulturelle aktiviteter.		
60. 95130 : Autoreparation 61. 95299 : Husholdningsservice	25. 95009 : Husholdningsservice inkl. autoreparation		
62. 95400 : Arbejdstagere i private husholdninger 63. 97099 : Private velfærdsinst., foreninger mv.	26. 95399 : Husassistenter, private velfærdsinst. mv.		12. 95399 : Husassistenter, private velfærdsinst. mv. p
64. 98099 : Offentlige tjenester	27. 98099 : Offentlige tjenester	13. 98099 : Offentlige tjenester. o	

C. Gruppering af det private konsum

Sondring mellem formål og varighed

I det årlige nationalregnskab opgøres det private konsum på detaljeret niveau fordelt efter hovedformål. Sammenhængen mellem offentliggørelsesniveauet efter hovedformål (og varighed) i det årlige nationalregnskab og KNR er angivet i nedenstående skema. I det efterfølgende skema er grupperingen efter varighed, som er fælles i det årlige og kvartalsvise nationalregnskab, gentaget i oversigtlig form. I de to skemaer er endvidere med *fed kursiv* angivet gruppernes navne i variabellisten.

Privat konsum fordelt efter hovedformål og varighed

Årlig NR	KNR	V ¹⁾	Årlig NR	KNR	V ¹⁾
001 : Mel, gryn, brød, kager	1 : Fødevarer	iv	510 : Medicin, vitaminer mv.	7 : Medicin og læge-	iv
002 : Kød	<i>Cf</i>	iv	520 : Brillor, høreapparater mv.	udgifter	v
003 : Fisk		iv	530 : Læge, tandlæge mv.		t
004 : Æg		iv	540 : Plejehjem og sanatorier	<i>Cm</i>	t
005 : Mælk, fløde, yoghurt mv.		iv	550 : Syge- og ulykkesforsikring		t
006 : Ost		iv	610 : Anskaffelse af køretøjer	8 : <i>Cb</i>	v
007 : Smør		iv	621 : Vedligeholdelse af køretøjer	9 : Anden transport	hv
008 : Margarine og svinefedt		iv	622 : Benzin og olie til køretøjer	og kommunikation	iv
009 : Frugt og grøntsager		iv	623 : Autoforsikring mv.		t
010 : Kartoffler mv.		iv	630 : Køb af transportydelser		t
011 : Sukker		iv	640 : Porto og telefon	<i>Catk</i>	t
012 : Kaffe, te og kakao		iv	711 : Radio og TV-apparater mv.	10 : Fritidsudstyr og underholdning	v
013 : Flødeis		iv	712 : Musikinstr., fotoudstyr, både		v
014 : Chokolade og sukkervarer		iv	713 : Sports- og campingudstyr		hv
015 : Andre fødevarer		iv	714 : Reparation af radio, TV mv.		hv
120 : Mineralvand og sodavand	2 : Drikkevarer og tobak.	iv	720 : Forlystelser, TV-licens mv.	<i>Cfu</i>	t
131 : Øl		iv	730 : Bøger, aviser og blade		iv
132 : Vin og spiritus	<i>Cn</i>	iv	740 : Undervisning		t
140 : Tobaksvarer		iv	750 : Daginstitutioner		t
210 : Beklædningsgenstande	3 : Beklædning, fodtøj. <i>Cbf</i>	hv	811 : Frisører mv.	11 : Andre varer og tjenester	t
220 : Fodtøj		hv	812 : Toiletartikler, barbermaskiner		hv
311 : Boligbenyttelse	4 : Boligbenyttelse	t	821 : Smykker og ure		v
312 : Vand	<i>Ch²⁾</i>	iv	822 : Kufferter, tasker o.l.	<i>Ca</i>	hv
321 : Elektricitet	5 : Brændsel, el, gas og varme	iv	823 : Papir og skriveudstyr		hv
322 : Gas		iv	831 : Udgifter på restauranter		t
323 : Flydende brændsel	<i>Ce</i>	iv	832 : Udgifter på hoteller		t
324 : Andre udgifter, opvarmning		iv	850 : Livsforsikringer mv.		t
410 : Møbler og gulvtæpper	6 : Boligudstyr, husholdnings-tjenester	v	860 : Advokater, tjenester i øvrigt		t
420 : Gardiner, sengelinned mv.		hv	994 : Turistindtægter	<i>Et</i>	
431 : Husholdningsmaskiner		v	995 : Turistudgifter	<i>Ct = Mt</i>	
432 : Reparation, husholdningsm..	<i>Cbh</i>	v	Turistudgifter, netto	<i>Ctn = Ct-Et</i>	
440 : Service, køkkenudstyr		hv	2031 : Foreninger mv.	<i>Cfor</i>	
451 : Rengøringsmidler mv.		iv			
452 : Vask, rensning mv.		t			
460 : Hushjælp		t			

1) Varighed : iv = ikke varige, hv = halvvarige, v = varige, t = tjenester. 2) Når konsumet klassificeres efter varighed opgøres boligbenyttelse ekskl. vand under variabelbetegnelsen *Chex*.

Privat konsum fordelt efter varighed

Ikke-varige = <i>Civ</i>	Halv-varige = <i>Chv</i>	Varige = <i>Cb+Cvex</i>	Tjenester = <i>Ctj</i>
001...140 + 312...324 + 451 + 510 + 622 +730	210...220 + 420 + 440 + 621 + 713...714 + 812 + 822...823	410 + 431...432 + 520 + 610 + 711...712 +821	311+452...460+530...550 + 623...640+720+740...811 + 831...860

Bilag 5 : Litteraturliste

- Andersen(1982)** Erling B. Andersen, Niels-Erik Jensen og Niels Kousgaard : *Teoretisk statistik for økonomer*. Akademisk forlag (København 1982).
- Box og Jenkins(1976)** George E. P. Box og Gwilym M. Jenkins : *Time series analysis, forecasting and control*. Holden-Day (Oakland Oklahoma 1976).
- CSO(1972)** Central Statistical Office, UK : *Economic Trends No. 266*. (London, april 1972).
- Dagum(1992)** Estela Bee Dagum : *The X11ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method - Foundations and User's Manual*. Statistics Canada (Ottawa 1992).
- D. St.(1975)** Danmarks Statistik. Statistiske undersøgelser nr. 32 : *Sæsonkorrigeret af danske tidsserier*. (København 1975).
- D.St.(1985)** Danmarks Statistik : *Indeksregninger i Danmarks Statistik*.(København 1985)
- D.St.(1991)** Danmarks Statistik. Arbejdsnotat nr. 33 : *Dokumentation af de kvartalsvise nationalregnskaber*. Nationalregnskabsnotat. (København 1991)
- Harvey(1981)** A. C. Harvey : *The Econometric Analysis of Time Series*. Philip Allan Publishers Limited (Oxford 1981)
- Hylleberg(1983)** Svend Hylleberg : *Seasonality in Regression*. Økonomisk institut - Århus Universitet (Århus 1983).
- Kendall(1983)** Sir Maurice Kendall, A. Stuart og J.K. Ord : *The Advanced Theory of Statistics*. Volume 3, Fourth edition. Charles Griffin & Company Limited (London & High Wycombe 1983).
- Lothian(1978a)** John Lothian og Marietta Morry : *A Set of Quality Control Statistics for the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method*. Statistics Canada (Ottawa 1978).
- Lothian(1978b)** John Lothian og Marietta Morry : *A Test for Identifiable Seasonality When Using the X-11-ARIMA Program*. Statistics Canada (Ottawa 1978).
- Lovell(1963)** Michael C. Lovell : *Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis*. Journal of the American Statistical Association, december 1963.
- Macaulay(1931)** Frederick R. Macaulay : *The Smoothing of Time Series*. National Bureau of Economic Research (New York 1931)
- Mendershausen (1939)** Horst Mendershausen : *Eliminating Changing Seasonals by Multiple Regression Analysis*. The Review of Economic Statistics, volume XXL 1939.
- Milhøj(1986)** Anders Milhøj : *Tidrækkeanalyse for økonomer*. Akademisk forlag (København 1986).
- OECD(1960)** *Seasonal adjustment on Electronic Computers*. OECD 1960.
- Shiskin(1978)** Julius Shiskin, artikel vedr. Seasonal Adjustment i : *International Encyclopedia of Statistics*. Redigeret af William H. Kruskal og Judith M. Tamur. Macmillan Publishing Co. (New York 1978).