

UDENRIGSHANDELEN SOM KONJUNKTURINDIKATOR

Af MARTIN PALDAM*

1. Formålet med denne artikel er at vise, at man ved en mere systematisk anvendelse af den løbende udenrigshandelsstatistik kan opnå en bedre konjunkturbedømmelse. Dette vises ved en økonometrisk analyse af udviklingen i, på den ene side nationalprodukt og på den anden side import og eksport. Der er især lagt vægt på en forudsigelse af hele årets nationalprodukt ved hjælp af udenrigshandelstallene for årets første halvdel.

I. Baggrundsdiskussionen

2. Den anvendte teknik er almindelig regressionsanalyse, og de gængse betegnelser er brugt. I et appendiks bringes symbolliste med nøjagtige definitioner.

Modellerne er ganske enkle og i princippet opbygget omkring flg. formel:

$$(2.1) \quad \Delta Y = \alpha + \beta T + \gamma \Delta M + \delta \Delta X + \varepsilon,$$

hvor α , β , γ og δ er konstanter, der skal estimeres, og ε er den stokastiske rest, der skal minimeres. Y , M og X er hhv. nationalprodukt, import og eksport; de er forsynet med et » Δ « for at vise, at det er differenserne, der anvendes, d.v.s. fremgangen i forhold til året før. Endelig er der T , der er et trendelement, jvf. appendiks.

3. Man kan spørge om, hvilken adfærd der forudsættes ved opstillingen af en sådan ligning. I den traditionelle Keynesmodel siger man, at eksporten bestemmes udefra (exogent); heraf og af de ligeledes exogene investeringer bestemmes de endogene variable Y og M . I megen vækstteori produceres output til tilfredsstillelse af den udenlandske og indenlandske efterspørgsel (hhv. X og

* Sekretær i Det økonomiske Råds sekretariat, hvor det anførte arbejde er udført.

Arbejdet har i høj grad haft gavn af at være blevet diskuteret undervejs i sekretariatet, med formandskabet og med en række andre udefra. Udgangspunktet – de omvendte importrelationer – stammer således fra en ide af Karsten Thorbek, ligesom ideen til afsnit IV kom fra rigsstatistiker N. V. Skak-Nielsen. Beregningerne er udført på regnecentret NEUCC. Ved dataindsamling og behandling har stud. polit'erne Peter Gelsing og Erik Svaneborg medvirket. Endelig er der god grund til at takke sekretariatschef F. Hammerum og professor A. Ølgaard for det store arbejde, de har gjort for at gøre teksten mere læselig og forståelig.

UDENRIGSHANDELEN SOM KONJUNKTURINDIKATOR

Af MARTIN PALDAM*

1. Formålet med denne artikel er at vise, at man ved en mere systematisk anvendelse af den løbende udenrigshandelsstatistik kan opnå en bedre konjunkturbedømmelse. Dette vises ved en økonometrisk analyse af udviklingen i, på den ene side nationalprodukt og på den anden side import og eksport. Der er især lagt vægt på en forudsigtelse af hele årets nationalprodukt ved hjælp af udenrigshandelstallene for årets første halvdel.

1. Baggrundsdiskussionen

2. Den anvendte teknik er almindelig regressionsanalyse, og de gængse betegnelser er brugt. I et appendiks bringes symbolliste med nøjagtige definitioner.

Modellerne er ganske enkle og i princippet opbygget omkring flg. formel:

$$(2.1) \quad \Delta Y = \alpha + \beta T + \gamma \Delta M + \delta \Delta X + \varepsilon,$$

hvor α , β , γ og δ er konstanter, der skal estimeres, og ε er den stokastiske rest, der skal minimeres. Y , M og X er hhv. nationalprodukt, import og eksport; de er forsynet med et » Δ « for at vise, at det er differenserne, der anvendes, d.v.s. fremgangen i forhold til året før. Endelig er der T , der er et trendelement, jvf. appendiks.

3. Man kan spørge om, hvilken adfærd der forudsættes ved opstillingen af en sådan ligning. I den traditionelle Keynesmodel siger man, at eksporten bestemmes udefra (exogent); heraf og af de ligeledes exogene investeringer bestemmes de endogene variable Y og M . I megen vækstteori produceres output til tilfredsstillelse af den udenlandske og indenlandske efterspørgsel (hhv. X og

* Sekretær i Det økonomiske Råds sekretariat, hvor det anførte arbejde er udført.

Arbejdet har i høj grad haft gavn af at være blevet diskuteret undervejs i sekretariatet, med formandskabet og med en række andre udefra. Udgangspunktet – de omvendte importrelationer – stammer således fra en ide af Karsten Thorbek, ligesom ideen til afsnit IV kom fra rigsstatistiker N. V. Skak-Nielsen. Beregningerne er udført på regnecentret NEUCC. Ved dataindsamling og behandling har stud. polit'erne Peter Gelsing og Erik Svaneborg medvirket. Endelig er der god grund til at takke sekretariatschef F. Hammerum og professor A. Ølgaard for det store arbejde, de har gjort for at gøre teksten mere læselig og forståelig.

$C + I = Y$) af input herunder M . Endelig er såvel M som X i megen almindelig »politisk« tale endogene – man kan påvirke dem ved den »rigtige« politik. Også på det teoretiske plan haves modeller, hvor X afhænger af forskellige »interne« forhold såsom efterspørgselspresset og konkurrenceevnen. Fordelingen af de variable på kategorierne endogen og exogen afhænger kort sagt helt af formålet med modellen, altså af hvilke sammenhænge man ønsker at illustrere.

Sigtet med de foretagne beregninger har været at undersøge anvendeligheden af de hurtigt fremkommende og relativt nøjagtigt¹ målte udenrigshandels-tal som indikatorer for nationalregnskabstallene, der fremkommer sent og kun én gang om året. En diskussion af årsagssammenhængene skal dog også forsøges. Det vigtigste analytiske synspunkt er her den tidsmæssige forskydning af udviklingen i serierne. I afsnit IV skal det systematisk analyseres, hvilke lags der giver de bedste modeller.

En almindelig – og ikke uberettiget – kritik mod økonometrisk arbejde er, at man ikke analyserer økonomien, men i virkeligheden blot afdækker, hvordan tallene beregnes i de statistiske kontorer. Det er derfor vigtigt at fastslå, at de danske udenrigshandels- og nationalregnskabstal beregnes uafhængigt af hinanden. Heraf kan sluttes, at målefejlene på de to sider af lighedstegnet i den generelle model (2.1) er ukorrelerede. D.v.s. at en forbedring af målenøjagtigheden vil forbedre de anførte skøn (R^2 værdierne vil blive højere).

4. Der er to årsager til, at man ikke på forhånd skulle forvente, at konstanterne i (2.1) skulle kunne estimeres med større sikkerhed. Den ene er varelagrene. Lagrenes funktion er at være støddæmper mellem svingninger i produktion og efterspørgsel, altså i den her relevante sammenhæng at udjævne forskelle mellem konjunkturforløbene i ud- og indland. I princippet skulle lagerændringer således forholdsvis enkelt kunne indbygges i modellen. Da lagerstatistikken er ret mangelfuld, er dette ikke forsøgt. Det bliver så et rent empirisk spørgsmål, i hvor høj grad manglende hensyntagen til lagrene ødelægger modellen; som det vil fremgå, kan det ikke være meget.

Den anden årsag er prisudviklingen. Man kan nemlig spørge, om man kunne forvente den bedste sammenhæng i faste eller i årets priser, altså om modellen er real eller nominal. Dette spørgsmål belyses af tabel 4.1 og 4.2.

Af tabel 4.1 fremgår det ofte påpegede forhold, at den reale vækst i udenrigshandelen har været væsentlig større end den interne vækst. Desuden fremgår det, at priserne i udenrigshandelen ikke er fulgt med de indenlandske

1. Nogen unøjagtighed gør sig dog gældende, især hvad angår de enkelte varepartiers fordeling på månederne. Der kan være grund til at tilføje en bemærkning om de endnu hurtigere fremkommende tal for ændringerne i valutareserverne. Det er nemlig et spørgsmål, om disse tal kan anvendes til belysning af noget som helst andet end netop valutareserverne. Det kan i hvert tilfælde fastslås, at der ikke kan påvises nogen korrelation mellem det løbende handelsbalan-underskud og de løbende valutatal - heller ikke med noget lag.

Tabel 4.1. Den reale og nominelle udvikling 1951-67

Gennemsnit af årlige stigningsprocenter:		Danmark	Norge	Holland
	\bar{Y}	4,02	4,15	4,98
Real vækst	\bar{M}	8,45	8,06	8,99
	\bar{X}	6,55	6,92	9,03
Nominel vækst	\bar{Y}	8,20	7,47	8,90
	\bar{M}	7,51	7,19	7,68
	\bar{X}	6,32	6,77	8,33
Priser (implicit index ^(a))	PY	4,18	3,32	3,82
	PM	—,94	—,87	—1,31
	PX	—,23	—,15	—,70

Note: (a) For \bar{Y} er PY defineret som $PY = 100 \cdot (\Delta Y / Y^{-1} - \Delta \bar{Y} / \bar{Y}^{-1})$

priser i deres ikke ubetydelige vækst. Tallene illustrerer, at der enten må have været en dobbelt så stærk stigning i produktiviteten i udenrigshandels erhvervene som i hjemmemarkedserhvervene i den betragtede periode eller en forringelse af udenrigshandels erhvervenes indtjening i forhold til hjemmemarkedserhvervene.

Til sammenligning er de tilsvarende tal for Norge og Holland anført – de viser helt samme billede. Disse to lande er valgt af to grunde: dels er de sammenlignelige med Danmark i størrelse og udvikling, og dels har de ønskede tal let kunne fremskaffes. De er derfor også anvendt i det følgende.

De årlige stigningsprocenter begynder med væksten fra 1951 til 1952; de omfatter altså 16 vækstprocenter pr. serie. De specielle prisstigninger i 1951 i forbindelse med Koreakrigen er ikke med, selv om de ville have forstærket det i tabel 4.2 viste mønster væsentligt.

Tabel 4.2. Sammenhængen mellem prisudvikling og real vækst 1951-67

Korrelationskoefficienter mellem de årlige stigningsprocenter for:		Danmark	Norge	Holland
	\bar{Y} og \bar{M}	0,63	0,59	0,66
Real vækst	\bar{Y} og \bar{X}	0,24	0,52	0,67
	\bar{M} og \bar{X}	0,27	0,56	0,53
Priser ^(a)	PY og PM	0,52	0,69	0,57
	PY og PX	0,51	0,81	0,70
	PM og PX	0,49	0,77	0,63
Real vækst og priser	\bar{Y} og PY	0,05	0,33	0,04
	\bar{M} og PM	—0,33	—0,08	—0,41
	\bar{X} og PX	0,02	0,39	—0,53

Note: (a) Jvf. tabel 4.1 m.h.t. definitionen af P .

I tabel 4.2 er sammenhængen mellem real vækst og prisvækst analyseret ved beregning af en række korrelationskoefficienter. Herved fremkommer et resultat, der næppe er lige så velkendt som resultaterne i tabel 4.1. Det fremgår nemlig, at medens serierne for de tre reale stigningsprocenter har en klar indbyrdes sammenhæng, og serierne for de tre prisstigningsprocenter ligeledes har en klar sammenhæng med hinanden, så har de to slags serier ingen sammenhæng. D.v.s. at der ingen som helst korrelation er mellem det enkelte års reale vækst og samme års prisstigning. Dette resultat betyder naturligvis ikke, at der ikke godt kan være en eller anden sammenhæng mellem de to slags stigninger – denne sammenhæng må imidlertid være af mere kompliceret karakter.

Man kan således sige, at reale ændringer og prisændringer overføres mellem ud- og indland gennem helt forskellige mekanismer, og det viser sig da også, at modellerne bliver ret forskellige, alt efter om de estimeres i faste priser eller i årets priser. I det følgende skal begge slags modeller derfor omtales helt sideløbende.

5. Før modellerne gennemgås, kan der være god grund til at indskyde, at der er udført et meget stort antal regressioner (ca. 10 000), idet der er eksperimenteret med sektoropdelinger, lagning², periodeafgrænsning o.m.a. Her kan naturligvis kun gennemgås nogle få af disse modeller, og de er derfor omhyggeligt udvalgt. Når de anførte modeller er »så gode«, betyder det derfor ikke, at alle mulige andre modelvarianter ville være lige så gode; dette vil også fremgå af punkt 8.

I denne forbindelse må et væsentligt teoretisk problem nævnes. Man kan nemlig indvende³, at blot man prøver tilstrækkelig meget, så skal der jo være noget, der passer; d.v.s. at antallet af eksperimenter reducerer antallet af frihedsgrader og dermed resultaternes værdi. Hele problematikken omkring denne indvending kan ikke tages op her, det er dog forfatterens opfattelse, at lige det modsatte synspunkt må tillægges større vægt – nemlig at økonomiske resultatets værdi reduceres betydeligt, hvis der ikke er foretaget et stort antal af systematiske eksperimenter med modellerne. Det er kun ved den slags eksperimenter, man kan konstatere, at resultaterne er stabile og bedre end alle andre mulige forklaringer af serierne.

»Altings almindelige vækst« kan som bekendt få »alle slags modeller« til at se »pæne« ud, hvis man estimerer dem på totalerne. Estimerer man imidlertid kun på differenserne (altså f. eks. på ΔM i stedet for på M), er dette straks sværere. Det er fremfor alt på forklaringsgraden (R^2 -værdien), forskellen kan iagttages – er den f. eks. 0,90 i en model på de totale tal, kan dette meget vel

2. I mangel af dækkende og almindeligt anvendte danske ord oversættes ordene bias og lag ikke; nærmest kommer nok henholdsvis skævhed og tidsforskydning.
3. Denne indvending blev i nogenlunde den anførte formulering fremsat af professor Jørgen Gelting i et foredrag i Socialøkonomisk Samfund d. 13. april 1970.

reduceres til 0,50, når man går over til differenserne. Desuden reducerer man herved forskellige former for bias. Der er derfor udelukkende anvendt modeller beregnet på differenserne i det følgende.

Endelig må det nævnes, at alle modellerne, hvis ikke andet er angivet, er estimeret fra 1950 til 1968, d.v.s. på 18 differenser. Det vil dog også blive vist, at anvendelsen af en kortere periode kun ændrer resultaterne ubetydeligt.

II. De generelle modeller

6. Først skal modellerne til forklaring af ΔY omtales, senere omtales modellernes anvendelighed til at forklare udviklingen i de enkelte erhverv m.v.

Som udgangspunkt og for at få en vis adskillelse af effekterne betragtes først modellerne (6.1) og (6.2), hvor kun trendelementet indgår som forklaring. Som man kunne have ventet det ud fra tabel 4.1 og 4.2, er stigningstakten ikke alene størst, men også mest signifikant i modellen i løbende priser, idet der med »mest signifikant« menes, at dens t-ratio⁴ er størst. Desuden bemærkes det, at i begge de to modeller er koefficienten til T signifikant forskellig fra 0 på 99% niveauet, jvf. appendiks.

$$(6.1) \quad \Delta Y = -0,54 + 4,08 T \quad R^2 = 0,73 \\ \quad \quad \quad (6,09) \quad \quad \quad DW = 1,88$$

$$(6.2) \quad \Delta Y = 1,91 + 1,17 T \quad R^2 = 0,32 \\ \quad \quad \quad (2,60) \quad \quad \quad DW = 2,48$$

Allerede her er det bemærkelsesværdigt, hvor god (6.1) er: R^2 -koefficienten er 0,73, DW -testet⁵ viser ingen autokorrelation, idet $1,6 < DW < 2,4$, hvilket vil sige, at der ikke er nogen systematiske bevægelser i residualerne tilbage i et sådant omfang, at det gør resultaterne tvivlsomme. Dette på trods af, at ingen som helst »økonomisk« forklaring anvendes. I faste priser (6.2) er der langt mindre forklaringsgrad.

Benyttes dernæst udviklingen i import og eksport som forklarende variable, finder man, at modellen giver det bedste resultat i faste priser.

$$(6.3) \quad \Delta Y = 0,98 + 1,41\Delta M_{VT} + 0,79\Delta X_{VT} \quad R^2 = 0,59 \\ \quad \quad \quad (2,71) \quad \quad (1,09) \quad \quad \quad DW = 1,25$$

$$(6.4) \quad \Delta \bar{Y} = 0,24 + 0,75\Delta \bar{M}_{VT} + 0,39\Delta \bar{X}_{VT} \quad R^2 = 0,73 \\ \quad \quad \quad (5,36) \quad \quad (1,15) \quad \quad \quad DW = 1,92$$

4. Under skønnet over regressors koefficient er angivet dettes t-ratio, se appendiks.

5. Vedrørende dette test, se appendiks.

Her er anvendt tallene for hele vare- og tjenestebalancen; da tjenestebalancetallene kun beregnes på årsbasis, er de tilsvarende modeller også beregnet udelukkende for varehandelstallene, der i det følgende skrives uden fodtegn.

$$(6.5) \quad \Delta Y = 1,30 + 1,52\Delta M + 1,16\Delta X \quad R^2 = 0,55 \\ (2,71) \quad (1,20) \quad DW = 1,25$$

$$(6.6) \quad \Delta Y = 0,37 + 0,79\Delta \bar{M} + 0,42\Delta \bar{X} \quad R^2 = 0,73 \\ (5,26) \quad (1,31) \quad DW = 1,94$$

Som det ses ved at sammenligne de to modeller i løbende priser, (6.3) og (6.5), med de to i faste priser, (6.4) og (6.6), begås der ingen alvorlige fejl, når der i det følgende udelukkende betragtes modeller beregnet på basis af vareimporten og vareeksporten. Det er endvidere interessant at se, hvordan importen kommer ud af beregningerne med meget signifikante koefficienter, medens eksportens koefficienter bliver mere tvivlsomme. Kombineres modellerne, fås:

$$(6.7) \quad \Delta Y = -0,62 + 3,35T + 0,87\Delta M \quad R^2 = 0,88 \\ (6,70) \quad (3,10) \quad DW = 1,40$$

$$(6.8) \quad \Delta \bar{Y} = 0,26 + 0,44T + 0,72\Delta \bar{M} \quad R^2 = 0,72 \\ (1,60) \quad (4,50) \quad DW = 2,24$$

$$(6.9) \quad \Delta Y = -0,49 + 3,39T + 0,96\Delta M - 0,38\Delta X \quad R^2 = 0,88 \\ (4,90) \quad (2,90) \quad (0,52) \quad DW = 2,11$$

$$(6.10) \quad \Delta \bar{Y} = 0,22 + 0,36T + 0,69\Delta \bar{M} + 0,20\Delta \bar{X} \quad R^2 = 0,72 \\ (0,82) \quad (4,00) \quad (0,40) \quad DW = 2,11$$

Som det ses, er $\Delta \bar{M}$'s koefficient meget stabil over for de forskellige ændringer i modellen, hvorimod det kniber med stabiliteten i ΔM 's koefficient, idet den, som det fremgår ved at sammenligne (6.5) med (6.7) og (6.9), halveres ved indførelsen af T^6 ; men den er dog fremdeles signifikant, og R^2 stiger samtidig helt klart. Derimod er ΔX 's koefficient højst tvivlsom; som det vil fremgå, bliver denne koefficient signifikant i forskellige andre varianter af modellen.

Økonomisk er det interessant, at så simple modeller bliver så gode; på de totale tal ville modellerne få R^2 -værdier på 0,95–0,99. Dette vil sige, at selv en enkelt procents svingning i ΔY og $\Delta \bar{Y}$ viser sig i handelsbalancetallene. Tallene viser en meget klar forskel på udviklingen i faste og løbende priser.

6. Dette skyldes, at ΔM og T er indbyrdes korrelerede, d.v.s. at ΔM »forklarer« trenden i ΔY , når T ikke er med i relationen. Man kalder dette højst generende fænomen for multicollinearitet mellem ΔM og T .

Desuden kan man som en forløber for den mere systematiske analyse i del IV betragte modellerne (6.11) og (6.12), hvor eksporten er »lagget« et år bagud i forhold til nationalproduktet.

$$(6.11) \quad \Delta Y = 0,95 + 1,73\Delta M + 1,45\Delta X^{-1} \quad R^2 = 0,61 \\ (3,95) \quad (2,00) \quad DW = 1,27$$

$$(6.12) \quad \Delta \bar{Y} = 0,62 + 0,84\Delta \bar{M} + 0,01\Delta \bar{X}^{-1} \quad R^2 = 0,67 \\ (4,90) \quad (0,02) \quad DW = 1,97$$

Man kunne iflg. multiplikator teorien vente, at sådanne modeller var fuldt ud lige så gode som de tilsvarende »ulaggede«, idet man kunne vente, at det ville tage en vis tid for en eksportfremkaldt konjunkturfremgang at slå igennem. Det er i så henseende besynderligt, at medens den »laggede« eksport får en signifikant koefficient i løbende priser (6.11), så bliver den nul i faste priser (6.12); men dette skal som sagt analyseres nedenfor.

I den senere anvendelse af modellerne skal (6.6) i faste og (6.7) i løbende priser anses for at være de bedste af modellerne. De har på én gang et meget enkelt udseende og gode »statistiske egenskaber«. At (6.6) foretrækkes fremfor (6.8) skyldes dels resultaterne af den fortsatte analyse i pkt. 7 og dels, at man må foretrække »økonomiske« forklaringer af udviklingen fremfor sådanne rent mekaniske forklaringer som en trend, hvis determinationskoefficienterne i øvrigt er nogenlunde ens. Som det ses, indgår eksporten ikke i modellen i de løbende priser (6.7), men derimod i modellen i faste priser (6.6); dette synes at svare ret godt til det, man rent teoretisk ville have ventet. En eksportfremkaldt vækst vil således medføre, at gabet mellem \bar{Y} og Y (d.v.s. prisstigningerne) bliver formindsket så længe importen ikke stiger tilsvarende. Er det derimod importen, der stiger stærkest, sådan som tilfældet er i en situation med efterspørgselspres, vokser gabet mellem Y og \bar{Y} , d.v.s. at der fremkommer en inflationær udvikling.

Inddeler man årene i to perioder, (a): 1950-64 og (b): 1955-68 (idet en vis overlapning er nødvendig for at få observationer nok), er de bedste af ligningerne meget stabile, selv når man tager den ikke ubetydelige overlapning i betragtning.

$$(6.7a)^7 \quad \Delta Y = -0,62 + 2,96T + 0,99\Delta M \quad R^2 = 0,81 \\ (4,30) \quad (3,40) \quad DW = 1,72$$

$$(6.7b)^7 \quad \Delta Y = -0,62 + 2,95T + 0,92\Delta M \quad R^2 = 0,92 \\ (4,90) \quad (3,50) \quad DW = 2,10$$

7. T og konstanten – det første led på højre side af lighedstegnet – har multicollinearitet, idet T får forskelligt begyndelsespunkt. I tilfælde (a) går T fra 1 til 15, og i (b) fra 5 til 19. For at lette sammenligningen er der korrigeret herfor ved at holde konstanten fast og lade hele afvigelsen slå ud i T 's koefficient.

$$(6.6a) \quad \Delta \bar{Y} = 0,47 + 0,80\Delta \bar{M} + 0,18\Delta \bar{X} \quad R^2 = 0,70 \\ (4,70) \quad (0,36) \quad DW = 1,95$$

$$(6.6b) \quad \Delta \bar{Y} = 0,38 + 0,83\Delta \bar{M} + 0,40\Delta \bar{X} \quad R^2 = 0,71 \\ (4,90) \quad (1,10) \quad DW = 2,02$$

Denne stabilitet er meget vigtig, når man overvejer, om de to ligninger kan anvendes til forudsigelser.

En række af de foretagne eksperimenter bestod i at undersøge, om man kunne få forbedret modellerne ved at rense udenrigshandelstallene for komponenter med en særlig »sær« udvikling. Man kan stort set sige, at disse forsøg faldt uheldigt ud, og de skal ikke omtales her. Nævnes må det dog, at medens importen af »råvarer og halvfabrikata til industrien« viste sig helt uanvendelig⁸, kunne tallene for import og eksport af maskiner benyttes næsten lige så godt som de samlede udenrigshandelstal, jvf. næste punkt.

Som det allerede skulle være fremgået, er i hvert tilfælde importen en god indikator for nationalproduktet. Resultaterne bliver imidlertid endnu klarere, hvis man går over til at betragte dele af nationalproduktet.

III. Modellerne anvendt på danske erhverv og ved internationale sammenligninger

7. Der kan først og fremmest være grund til at betragte udviklingen i industri- og håndværkssektoren ΔY_{IH} . Analyseres den på samme måde som hele ΔY , fås resultater, der er helt analoge med, men samtidig klart bedre end de tilsvarende modeller for hele ΔY . Betragtes først estimater svarende til hhv. (6.5), (6.6), (6.7) og (6.8) fås flg. resultater:

$$(7.1) \quad \Delta Y_{IH} = 3,91 + 0,57\Delta M + 0,24\Delta X \quad R^2 = 0,64 \\ (3,80) \quad (0,90) \quad DW = 1,09$$

$$(7.2) \quad \Delta \bar{Y}_{IH} = -0,03 + 0,38\Delta \bar{M} + 0,23\Delta \bar{X} \quad R^2 = 0,90 \\ (9,50) \quad (2,50) \quad DW = 1,57$$

$$(7.3) \quad \Delta Y_{IH} = -1,55 + 0,89T + 0,38\Delta M \quad R^2 = 0,91 \\ (6,80) \quad (4,50) \quad DW = 2,03$$

$$(7.4) \quad \Delta \bar{Y}_{IH} = 0,11 + 0,15T + 0,36\Delta \bar{M} \quad R^2 = 0,88 \\ (1,90) \quad (8,20) \quad DW = 2,09$$

At de anførte resultater må betegnes som bedre end de tilsvarende i pkt. 6, skyldes to forhold. For det første bliver R^2 -værdierne højere – for de to ho-

8. Jeg har fået oplyst, at i lektor Ellen Andersens arbejde med import- og lagerfunktioner er denne serie ret følsom over for bevægelser i de relative priser, således at den kun kan anvendes i modeller, der har indbygget egentlig lagerspekulation.

vedligninger (7.2) og (7.3) nås værdier på 0,90 eller derover. For det andet får eksporten i (7.2) en signifikant koefficient, der tilmed i en række eksperimenter bliver nogenlunde stabil.

På samme måde som i pkt. 6 bliver de to hovedligninger meget stabile over for en periodeopdeling. Ligesom i pkt. 6 viser det sig, at når udenrigshandelen opdeles, er maskinhandelen den bedste del, når det gælder en forklaring af produktionen. Her skal kun bringes følgende tre resultater:

$$(7.5) \quad \Delta Y_{IH} = -0,69 + 0,70T + 2,40\Delta M_{MA} \quad R^2 = 0,87 \\ (3,70) \quad (4,00) \quad DW = 1,09$$

$$(7.6) \quad \Delta Y_{IH} = 0,15 + 2,54\Delta M_{MA} + 0,65\Delta X_{MA} \quad R^2 = 0,75 \\ (5,60) \quad (1,20) \quad DW = 2,35$$

$$(7.7) \quad \Delta Y_{IH} = 0,16 + 2,35\Delta M_{MA} + 1,32\Delta \bar{X}^{-1}_{MA} \quad R^2 = 0,81 \\ (5,70) \quad (2,70) \quad DW = 2,01$$

Bemærkelsesværdigt er det, at $\Delta \bar{X}^{-1}_{MA}$ er bedre end ΔX_{MA} som forklarende variabel, hvad der må ses i lyset af diskussionen i del IV nedenfor.

8. På baggrund af disse resultater kan man spørge, om andre sektorer kan forklares lige så godt af udenrigshandelstallene. Beregningerne viste, at tre sektorer – landbrugssektoren (Y_L), bygge- og anlægssektoren (Y_B) og den offentlige sektor (Y_{OF}) – ikke kan forklares af sådanne modeller, eller i hvert tilfælde meget dårligt. Værst går det med Y_L :

$$(8.1) \quad \Delta Y_L = 1,06 + 0,04T \quad R^2 = 0,01 \\ (0,20) \quad DW = 2,25$$

$$(8.2) \quad \Delta Y_L = 1,24 - 0,08T \quad R^2 = 0,02 \\ (0,20) \quad DW = 2,30$$

$$(8.3) \quad \Delta Y_L = 0,76 + 0,10\Delta M - 0,04\Delta X \quad R^2 = 0,09 \\ (1,00) \quad (0,25) \quad DW = 2,16$$

$$(8.4) \quad \Delta Y_L = 1,07 + 0,03\Delta M - 0,11\Delta X \quad R^2 = 0,03 \\ (0,38) \quad (0,80) \quad DW = 2,15$$

Som det ses, er de opnåede resultater meget dårlige. Det går ikke bedre, hvis forskellige af udenrigshandelens komponenter anvendes. Hverken landbrugssektoren, importen af landbrugsråvarer eller af fødevarer kan anvendes – man kan så spørge, om man kunne have ventet at finde sådanne sammenhænge.

Man kan derfor roligt konkludere, at ikke enhver model kommer til at se »pæn« ud. Fremstilles serien $Y_{RENS} = Y - (Y_L + Y_B + Y_{OF})$ og den tilsva-

rende \dot{Y}_{RENS} , så kan disse serier, som altså omfatter bl.a. Y_{IH} og som udgør ca. halvdelen af Y , forklares lidt bedre end Y ; men dog ikke helt så godt som Y_{IH} . Man kan måske fortolke dette sådan, at modellen viser en snæver sammenhæng mellem udenrigshandelen og industrisektoren. Når modellen desuden kan forklare resten af Y , er det på grund af Y_{IH} 's centrale betydning for konjunkturforløbet.

9. For at prøve de fundne resultater – der kun bygger på 18 års tal – er modellerne gennemregnet med anvendelse af tilsvarende serier fra Norge og Holland. For disse to lande var det let at fremskaffe de anvendte 12 serier: Y , Y_{IH} , M , M_{MA} , X , X_{MA} og de tilsvarende i faste priser. Her er anvendt OECD's statistik kombineret med landenes officielle nationalregnskabstal.

Selv om man helt generelt kan sige, at man får lige så gode modeller for de to lande som for Danmark⁹, kommer der visse forskelle frem m.h.t. hvilke af de forskellige modelvarianter, der bliver bedst. På samme måde som i Danmark er det ΔY_{IH} , der forklares bedst (for Holland er der dog ingen signifikant forskel). Af pladshensyn skal der ikke bringes resultatlister¹⁰; men et enkelt resultat skal dog omtales.

Den mest interessante forskel mellem de to lande og Danmark er nok, at eksporten kommer kraftigere frem i forklaringen i de to andre lande. I Hollands tilfælde er eksporten endog klart bedre end importen som forklaring. I en situation med betalingsbalancevanskeligheder er det utvivlsomt en fordel, hvis økonomien som i Norge og især Holland på denne måde er forbundet med eksporten og ikke med importen. Det må derfor fremhæves, at det altså ikke er nogen »naturlov«, at den indenlandske konjunktur og importen må være så snævert korreleret, som tilfældet er i Danmark. Uden nærmere analyse kan man kun gisne om, hvorvidt årsagerne til den iagttagne forskel må søges i særlige strukturelle forskelle mellem landene eller i, at man i de to sammenligningslande har forsøgt sig med mere planlægning, indkomstpolitik og anden utraditionel »styring« af udviklingen, end man har her i landet.

På samme måde som i Danmark giver handelen med maskiner nogenlunde lige så god forklaringsgrad som hele varehandelen; resultaterne af disse beregninger skal dog heller ikke refereres.

IV. Analyse af lagstrukturen

10. Da en række af modellerne således er ganske gode og stabile, kan man overveje, om de kan anvendes til prognoseformål. Det er i denne forbindelse

9. Det eneste, der ikke lykkes, er at forklare ΔY for Norge, der er meget dårligt korreleret med $\Delta \bar{Y}_{IH}$, vel nok p.g.a. de meget betydelige klimaafhængige erhverv i Norge, herunder skibsfarten. P.g.a. prisforløbet er ΔY imidlertid ret godt korreleret med ΔY_{IH} .

10. Særligt interesserede kan ved henvendelse til forfatteren få et sæt af de oprindelige arbejdspapirer med mere udførlige resultatlister og diskussioner.

vigtigt at finde ud af, i hvilken rækkefølge tingene sker. Hvis det er sådan, at den interne udvikling først efter nogen tid »trækker« udenrigshandelen med sig, kan modellerne kun anvendes til en »forudsigelse« af en allerede forlængst stedfunden udvikling, og de bliver derved af mindre interesse. I dette afsnit skal en systematisk analyse af lagstrukturen derfor forsøges. Den generelle model (2.1) behandles på følgende måde:

$$(10.1) \quad \Delta Y = \alpha + \beta T + \gamma \Delta^{\nu} M + \delta \Delta^{\mu} X, \text{ hvor } \nu, \mu = -12, -11, \dots, +11$$

Hver udgave af modellen gennemregnes altså for $24 \times 24 = 576$ måneds-lagkombinationer. Er f. eks. $\nu = -2$ og $\mu = +8$ beregnes modellen, hvor importen er lagget to måneder bagud (den er summeret fra november sidste år til oktober samme år som regressanden) og eksporten er lagget otte måneder fremad¹¹ (den er summeret fra august samme år til juli næste år som regressanden).

For at kunne overskue disse 576 modeller er deres R^2 -værdier ganget med 100 opstillet i et kvadratisk skema, jvf. tabel 11.1 og 11.2, hvor man uden vanskelighed kan finde de højeste værdier og dermed den optimale lagstruktur.

11. Her skal kun modellerne (7.1) og (7.2) »udvikles« på den omtalte måde. En række af de øvrige modeller viste imidlertid den samme struktur.

Ved betragtning af de to tabeller er der to ting, der springer i øjnene.

For det første at R^2 -værdierne falder kraftigt ved lagning af importen bagud selv med blot én måned. For det andet påvirkes resultaterne ikke så meget af eksporten; men også her giver små lags bagud et klart fald i R^2 -værdierne.

Tilsammen giver disse to ting det ejendommelige resultat, at »firkanten« opad til venstre for (0,0) får helt forsvindende lave R^2 -værdier i begge de to skemaer. Dette kan siges sådan, at når årets decembertal udskiftes med sidste års, så forsvinder sammenhængen.

Flere årsager til dette mærkelige resultat kan tænkes. December er således den måned, hvor udenrigshandelen er størst. En del handel forceres måske i december af afskrivningshensyn o.l. Desuden – og dette er nok det væsentligste – har decembertallene en særlig residual karakter, derved at man her korrigerer for de i årets løb opsamlede fejl og udeladelser. Alt dette vil sige, at dersom der »i virkeligheden« er den bedste sammenhæng ved små lags bagud – sådan som man kunne have håbet det – så vil dette ikke kunne afsløres.

Det fremgår alt i alt, at i fig. 11.2 bliver (0,0)-estimatet det optimale, me-

11. Det må indskydes, at såvel formelt økonometrisk som rent logisk er lag fremad en tvivlsom affære. Det er først og fremmest anvendt i dette afsnit af hensyn til kontinuiteten d.v.s. for at kunne sammenligne hen over (0,0)-estimatet. Regressionsanalysen fungerer i dette tilfælde som en slags multipel korrelationsanalyse.

Tabel 11.1. R^2 -værdier for $\Delta Y_{IH} = \alpha + \gamma \Delta^p M + \delta \Delta^q X + \epsilon$

		Eksporten (X)																								
		μ	-12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Importen (M)	ν	-12	34	38	33	33	21	14	5	2	2	3	3	3	35	28	32	38	46	46	43	41	43	46	35	34
	-11	33	37	32	33	19	13	7	4	4	4	5	5	5	32	26	30	36	46	45	42	41	42	46	35	33
	-10	34	38	33	34	20	13	6	4	4	4	4	4	4	33	26	30	35	44	43	41	39	41	46	34	34
	-9	35	39	35	37	23	15	5	2	2	3	3	3	3	33	27	30	35	44	42	41	38	41	46	35	36
	-8	32	37	32	34	19	13	7	5	6	6	6	6	6	31	26	29	32	42	41	39	37	39	44	32	33
	-7	33	37	33	34	20	14	6	3	3	4	4	4	4	32	27	29	33	43	41	39	37	38	44	33	34
	-6	31	36	31	31	18	13	5	3	5	5	5	5	5	33	28	30	31	42	42	40	38	38	43	31	31
	-5	32	38	33	31	18	13	7	0	2	3	4	3	3	37	32	34	31	43	44	41	40	40	45	33	31
	-4	33	39	34	32	19	13	8	2	1	2	3	3	3	36	31	34	31	43	44	41	41	41	45	34	32
	-3	34	41	36	32	19	13	8	3	1	2	2	2	2	36	31	34	31	43	43	40	41	41	46	35	33
	-2	35	42	37	32	19	13	8	4	1	2	3	2	2	35	29	32	31	43	43	41	41	41	47	36	33
	-1	35	43	38	33	20	13	8	4	1	2	2	2	2	34	29	32	31	43	43	40	41	41	47	36	34
0	72	72	73	74	71	70	68	64	64	65	65	65	65	68	68	68	68	67	68	68	68	68	70	69	72	
1	72	72	73	73	65	68	65	63	64	65	65	65	65	66	65	65	66	67	68	68	68	69	70	69	72	
2	60	62	63	62	57	56	54	53	53	54	54	54	54	56	56	55	55	58	57	57	57	58	61	58	61	
3	49	51	51	50	44	42	40	39	39	40	40	40	40	46	45	45	44	49	48	48	46	47	52	47	50	
4	47	50	50	49	42	41	39	39	39	39	39	39	39	46	45	44	44	49	48	48	46	47	51	46	49	
5	45	48	47	44	36	35	33	34	34	35	35	35	35	43	42	41	42	48	47	45	44	44	49	43	46	
6	40	43	42	39	31	30	28	29	30	30	30	30	30	37	36	36	37	45	44	43	41	41	46	39	41	
7	34	38	34	34	22	20	18	18	18	18	18	18	18	33	31	32	32	43	41	40	37	38	43	33	34	
8	32	36	32	32	19	15	12	11	12	12	12	12	12	31	27	29	31	42	42	39	37	38	43	32	32	
9	32	36	32	31	19	15	10	10	11	11	11	11	11	31	26	29	31	42	42	40	37	38	43	32	32	
10	31	36	31	31	18	13	7	5	6	6	6	6	6	32	26	29	34	45	45	42	39	41	44	32	31	
11	32	36	31	32	19	13	5	3	4	4	4	4	4	35	27	32	36	45	44	41	39	40	44	33	32	

dens det optimale punkt i 11.1 ikke er langt herfra, nemlig (0,-9), hvor den vigtigste af regressorerne (M) er ulagget. Der skulle derfor ikke være noget til hinder for at anvende (0,0)-modellerne som indikator for nationalproduktet.

V. Forudsigelser

12. Som flere gange omtalt har formålet med den omtalte analyse været at få et grundlag for konjunkturanalyse. Man har her vist, at dersom man kan forudsige udenrigshandelstallene, så kan man med god nøjagtighed beregne en række nationalprodukttal.

Man kan anvende modellerne til at sige noget om, hvordan det vil gå internt, hvis en bestemt betalingsbalanceudvikling forudsættes, altså til en slags »betingede rammeberegninger«. Mener man f.eks., at eksporten kan stige med et vist beløb i årets løb, og ønsker man, at handelsbalanceunderskuddet ikke må overskride en vis grænse (f.eks. 7 milliarder), kan man beregne, hvilke grænser dette sætter for den indenlandske vækst.

Modellerne kan imidlertid også bruges til at følge med i nationalproduktets

Tabel 11.2. R^2 -værdier for $\Delta Y_{IH} = \alpha + \gamma \Delta^v M + \delta \Delta^u X + \epsilon$

		Eksporten (X)																							
μ		12	-11	-10	-9	-8	-7	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Importen (M)	-12	12	15	10	6	2	2	3	2	2	2	2	1	41	31	41	38	48	47	47	38	38	39	25	13
	-11	11	15	9	4	1	1	2	2	2	1	1	0	40	29	40	38	49	49	49	39	39	40	25	12
	-10	12	15	10	6	2	1	3	2	2	2	1	1	50	36	47	41	49	48	48	38	39	41	26	13
	-9	14	18	14	9	4	3	4	4	4	4	4	3	57	43	52	45	51	49	49	40	41	43	28	16
	-8	12	16	12	7	2	2	3	3	3	2	2	2	51	37	45	40	49	47	47	38	39	42	26	14
	-7	14	17	13	8	4	3	4	4	4	4	4	3	60	51	55	47	52	48	48	38	38	42	27	16
	-6	11	14	9	5	2	2	3	2	2	2	2	2	42	35	42	33	45	43	43	35	34	37	22	12
	-5	10	14	8	4	1	2	3	2	1	1	1	1	31	25	32	28	45	47	45	40	38	41	24	11
	-4	11	16	9	3	0	1	2	2	2	1	0	0	28	22	29	28	47	50	48	45	42	45	27	11
	-3	12	18	12	4	0	1	3	4	5	2	1	0	28	21	28	30	50	53	51	49	46	49	31	13
	-2	13	20	14	4	0	1	3	6	10	7	4	2	28	21	28	33	51	56	53	52	48	51	34	14
	-1	15	21	15	5	0	1	3	6	11	10	7	4	29	21	28	34	54	56	53	52	49	53	37	16
0	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84	90	89	89	88	87	86	86	85	84	84	84	84	
1	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84	84	89	87	87	87	88	88	87	86	85	85	84	84	
2	68	68	68	68	69	69	70	69	68	68	68	68	78	75	74	73	76	74	73	71	70	71	69	68	
3	54	54	54	54	57	57	57	55	54	54	54	54	66	64	62	61	66	63	62	58	57	59	55	54	
4	47	48	48	47	50	51	53	49	48	47	47	47	60	56	55	55	61	59	58	53	52	55	49	48	
5	37	39	38	36	40	42	46	41	39	38	37	37	55	52	51	51	60	56	54	48	45	50	42	39	
6	28	31	29	26	30	32	41	34	31	29	28	27	43	40	40	42	54	51	49	43	41	45	35	30	
7	17	21	17	14	17	21	24	18	16	15	14	14	33	29	33	32	46	44	43	36	34	39	25	19	
8	13	16	12	7	7	10	15	10	9	7	7	6	29	24	29	29	44	43	43	35	34	38	23	14	
9	11	15	10	5	4	6	12	8	6	5	4	4	28	22	28	28	44	43	43	35	34	37	22	12	
10	10	14	8	3	0	2	5	3	2	1	1	1	29	21	29	30	44	44	44	35	35	37	22	11	
11	10	14	8	4	0	1	3	2	1	1	0	0	34	25	34	32	44	44	44	35	35	37	22	11	

udvikling i årets løb, sådan at man kan producere løbende skøn over den forventede udvikling i Y og Y_{IH} for det løbende år som helhed; det er den anvendelse, der her skal diskuteres. En første forudsætning herfor er, at udenrigshandelen har et stabilt sæsonmønster, sådan at man kan fortolke afvigelse herfra konjunkturmæssigt, jvf. her diskussionen i det følgende af tabellerne 14.1 og 14.2.

13. I tabel 13.1 er sæsonmønstret for henholdsvis M og X analyseret ved beregning af de tre talsæt:

- Den andel som den enkelte måneds tal for X og M gennemsnitligt udgør af det tilsvarende tal for hele året (den gennemsnitlige månedsprocent).
- Det reciprokke af den kumulerede værdi af disse procenter – det tal, der er brugt som opgangningsfaktor for at omsætte udenrigshandelen i det pågældende år til og med måneden til et »helårstal« (opgangningsfaktoren).
- Den gennemsnitlige procentuelle afvigelse (numerisk) mellem de således opgangede tal og de faktiske (den gennemsnitlige opgangningsfejlprocent).

Tabel 13.1. Udenrigshandelens sæsonmønster

		Jan.	Feb.	Mar.	Apr.	Maj	Juni	Juli	Aug.	Sep.	Okt.	Nov.	Dec.
Vare- importen M	(a)	8,46	7,80	8,19	8,32	8,30	7,97	8,08	7,87	8,01	8,88	8,74	9,39
	(b)	11,81	6,15	4,09	3,05	2,43	2,04	1,75	1,54	1,37	1,22	1,10	1,00
	(c)	5,97	4,73	4,08	2,04	2,86	2,28	1,72	1,49	0,93	0,66	0,52	0,00
Vare- eksporten X	(a)	7,84	7,62	8,34	8,07	8,08	8,23	7,68	7,93	8,46	9,03	9,15	9,56
	(b)	12,56	6,47	4,20	3,14	2,50	2,08	1,79	1,57	1,38	1,23	1,11	1,00
	(c)	4,12	2,04	1,60	1,89	1,98	1,39	1,29	0,93	0,69	0,57	0,30	0,00

Anm: Rækkeoverskrifterne (a), (b) og (c) forklares i teksten.

Det fremgår altså, at man, når man kun anvender januartaallene, vil »gætte« vareeksporten 4% galt i gennemsnit; når man kender både januar og februar »gætter« man i snit 2% galt o.s.v. Det kan udledes heraf, at man, når apriltallene foreligger, ved simpel opgangning kan forudsige handelsbalanceunderskuddet med en gennemsnitlig fejl på $\frac{1}{2}$ mia kr.

Det andet, man har brug for at forudse, er prisindeksene for udenrigshandelen. Som det fremgår af tabel 4.1¹², er der ikke så stor bevægelse i dem, som der er i de øvrige størrelser; desuden offentliggøres de kvartalsvis, så de er ikke så svære at »skyde sig ind på«. I det følgende skal de faktiske tal derfor anvendes i de foretagne forudsigelser.

Ved hjælp af de opgangede kumulerede udenrigshandelstal og prisindeksene samt de kendte tal for de foregående år fås hver måned et gæt over størrelsen af: ΔM , ΔX , $\Delta \bar{M}$, $\Delta \bar{X}$ og de tilsvarende for maskinhandelen. Disse otte størrelser kan direkte indsættes i modellerne og derved fås for hver måned et »skud« på hele årets ΔY , ΔY_{IH} , $\Delta \bar{Y}$ og $\Delta \bar{Y}_{IH}$; heraf kan så vækstprocenterne fås.

14. Som illustration skal her anføres forudsigelser af den procentvise stigning i Y_{IH} og \bar{Y}_{IH} for alle årene 1957-68 beregnet hver måned ved hjælp af modellerne (7.1) og (7.2).

I tabellerne er fire talsæt beregnet for at sammensætte resultaterne: to lodrette kolonner (a) og (b) og to vandrette (c) og (d) med differenser. (a) indeholder hver enkelt kumuleret »månedsgæts« gennemsnitlige numeriske afvigelse fra det tal, hvor hele årets udenrigshandel er medtaget – d.v.s. fra »decembergættet«. (b) indeholder de kumulerede »månedsgæts« gennemsnitlige numeriske afvigelse fra det faktiske resultat m.h.t. produktionsudviklingen, Y_{IH} . Denne afvigelse skyldes dels den opgangningsfejl, der er opgjort i (a), og dels selve modellens fejl, altså »decembergættets« afvigelse. For de vandrette talrækkers vedkommende angiver (c) »decembergættets« afvigelse fra det faktiske Y_{IH} de enkelte år; og endelig (d) afvigelsen de enkelte år fra den gennemsnitlige vækst i alle årene 1955-67.

12. Af tabel 4.1 fremgår, at de gennemsnitlige stigninger er små; dertil må det føjes, at også varianterne heromkring er små.

Tabel 14.1. Forudsigelser af den procentuelle vækst i Y_{IH} ved model (7,1)

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	(a)	(b)
Januar...	11,7	10,6	17,6	11,1	9,4	10,0	5,3	14,3	7,0	5,8	7,4	6,3	2,47	2,36
Februar...	13,5	7,1	11,3	15,1	9,1	10,8	4,3	13,2	8,5	7,2	7,9	8,4	1,99	1,93
Marts...	12,9	5,3	9,2	14,4	8,9	11,1	4,4	12,6	10,6	9,0	8,3	9,2	1,75	1,71
April...	9,8	5,2	11,0	12,8	7,3	11,1	5,8	14,9	10,3	9,1	8,6	9,9	0,87	1,49
Maj...	10,6	4,3	10,3	12,5	6,7	11,1	6,5	14,4	11,1	8,7	9,2	10,3	1,22	1,81
Juni...	9,2	4,0	11,1	12,6	7,7	11,0	6,2	15,4	11,1	9,0	9,0	9,5	0,96	1,56
Juli...	8,7	4,6	11,4	12,0	7,6	12,9	6,7	14,9	10,8	8,6	8,0	9,6	0,72	1,31
August...	8,5	4,7	11,6	12,1	7,6	12,7	6,6	15,1	10,7	8,6	8,3	9,4	0,63	1,34
September	7,9	5,5	12,0	11,6	7,7	12,5	6,6	15,0	10,3	8,6	8,5	9,5	0,39	1,31
Oktober...	7,8	5,7	12,1	11,6	8,0	12,5	6,4	14,9	9,8	8,8	8,4	9,6	0,28	1,29
November.	7,7	5,4	12,6	11,5	8,4	12,3	6,5	15,1	9,6	8,6	8,4	9,4	0,22	1,28
December.	7,1	5,6	13,1	11,6	8,2	11,9	6,5	15,1	9,6	8,7	8,4	9,8	0,00	1,35
Fakt. vækst (Gnn. 10,0)	9,5	6,4	13,8	11,2	10,0	14,4	3,7	14,0	11,5	9,3	7,8	9,1	—	—
Diffe- (c).	-2,4	-0,8	-0,6	0,4	-1,8	-2,5	2,8	1,1	-1,9	-0,6	0,6	0,7	—	1,35
rensers (d).	0,6	3,7	-3,7	-1,1	0,0	-4,4	6,4	-3,9	-1,5	0,7	2,3	0,9	—	2,43

Anm: Søjleoverskrifterne (a) og (b) samt rækkeoverskrifterne (c) og (d) forklares i teksten.

Ved betragtning af resultaterne er det interessant at se, at de bedste forudsigelser fås allerede fra juli. Medtagelse af flere måneder giver ikke bedre resultater. Ja, december forværrer endog resultatet, sådan som man også kunne have sluttet det ud fra afsnit IV. Tabellerne giver anledning til en række andre kommentarer; men før disse skal fremsættes, er der måske grund til at fremhæve en generel problematik.

Tabel 14.2. Forudsigelse af den procentuelle vækst i Y_{IH} ved model (7,2)

	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967	1968	(a)	(b)
Januar...	8,1	10,5	17,9	5,7	4,9	5,2	-0,2	10,4	0,4	-0,8	2,9	-2,0	3,56	3,42
Februar...	9,4	6,5	9,0	10,5	4,2	5,6	-1,3	9,1	3,3	1,5	4,4	1,8	2,40	2,44
Marts...	8,4	4,8	6,0	9,7	4,0	6,5	-1,1	8,2	6,3	4,3	4,3	3,8	2,08	2,00
April...	5,0	4,9	7,7	7,7	1,7	6,4	1,5	10,9	6,0	4,7	4,9	4,8	1,13	1,34
Maj...	6,2	3,9	6,8	7,4	0,8	6,3	2,4	10,2	7,0	4,1	5,8	5,3	1,63	1,71
Juni...	4,9	3,4	7,3	7,7	2,2	6,2	1,8	11,5	7,2	4,3	5,5	3,9	1,22	1,24
Juli...	4,6	4,0	8,3	7,1	2,2	8,5	2,6	11,1	6,7	3,6	3,7	4,0	0,98	0,85
August...	4,4	4,0	8,7	7,2	2,2	8,2	2,3	11,2	6,6	3,5	4,3	3,7	0,83	0,83
September	3,7	4,9	9,3	6,5	2,4	7,9	2,3	11,2	6,1	3,4	4,6	4,0	0,48	0,94
Oktober...	3,6	5,0	9,4	6,5	2,8	8,0	1,9	11,2	5,4	3,7	4,5	4,1	0,37	0,97
November.	3,5	4,8	10,2	6,2	3,3	7,6	2,0	11,7	5,3	3,3	4,6	3,7	0,25	0,91
December.	2,9	5,0	10,8	6,4	3,1	7,3	2,1	11,7	5,1	3,4	4,4	4,2	0,00	1,00
Fakt. vækst (Gnn. 5,8)	4,2	3,4	11,8	7,7	4,6	8,7	1,8	10,7	6,1	3,2	3,6	3,7	—	—
Diffe- (c).	-1,3	1,6	-1,1	-1,3	-1,6	-1,4	0,4	1,1	-1,0	0,1	0,8	0,5	—	1,00
rensers (d).	1,6	2,4	-6,0	-1,9	1,1	-2,9	4,0	-4,9	-0,4	2,6	2,2	2,1	—	2,66

Anm: Søjleoverskrifterne (a) og (b) samt rækkeoverskrifterne (c) og (d) forklares i teksten.

15. Når man skal bedømme sådanne forudsigelser, kan tre slags kriterier anlægges¹³:

- (1) sammenligning med »naive« forudsigelser,
- (2) evnen til at forudsige »knæk«,
- (3) sammenligning med »officielle« forudsigelser.

Betragtes først kriterium (1), så er ideen den, at det må være en forudsætning for at anvende en model, at de forudsigelser, man kan få ved hjælp af den, er bedre, end hvad man ville få ved en hel mekanisk fremregning af tallene. Det er i lyset af dette ræsonnement, at man må se tallene i »rækkerne« (d). Her er der anvendt den gennemsnitlige vækst som »naiv« model at sammenligne med. Betragtes først tabel 14.1, ses det, at den »naive« forudsigelse i gennemsnit er 2,7 procentpoint fra den faktiske vækst i Y_{IH} , medens afvigelserne ifølge de bedste »modelforudsigelser« er under 0,9 procentpoint, sådan at »modelforudsigelsen« er tre gange så god som den »naive« forudsigelse. På samme måde bliver »modelforudsigelsen« af Y_{IH} dobbelt så god som den »naive« forudsigelse i tabel 14.2.

16. Kriterium (2) er måske det vigtigste, idet det naturligvis netop er »knækkene« i udviklingen, man har brug for at kunne forudse. Det er derfor af stor interesse at studere modellens opførsel i de år, hvor væksten afveg fra gennemsnittet. De år, hvor fremgangen var stærkest, var 59 og 64, medens 63 havde den mindste fremgang. Det er her bemærkelsesværdigt, at knækkene i 63 og 64 allerede fremkom i modelforudsigelserne tidligt på året, medens fremgangen i 59 først efterhånden blev helt tydelig. Alt i alt var forudsigelserne af de tre år fuldt så gode som for de øvrige år. Desuden må det bemærkes, at afvigelserne ikke vokser i de sidste år. Endelig kan det oplyses, at også 1969 kunne forudses ganske godt fra omkring juni måned.

17. Det tredje kriterium er måske det vanskeligste for en økonometrisk model at opfylde. Man må nemlig kræve, at den skal kunne leve op til de forudsigelser, der i øvrigt laves. D.v.s. først og fremmest de officielle forudsigelser, der systematisk offentliggøres, og som baserer sig på, hvad erfarne og fornuftige embedsmænd ved »at se på tallene« og ud fra skiftende beregninger når frem til.

Her i landet er der først og fremmest to af den slags officielle forudsigelser at konkurrere med: Det økonomiske Sekretariats *Årsoversigt*, der offentliggøres i marts, og Det økonomiske Råds formandskabs forudsigelser, der udsendes i september. Der er især to problemer ved at anvende den slags

13. En mere generel diskussion af forudsigelsesproblematikken findes i L. R. Klein, *An essay on the theory of economic prediction* (Helsinki 1968).

forudsigelser til sammenligningsbrug. For det første er de brede verbale fremstillinger, hvorfra det kan være svært at pille tal ud¹⁴; for det andet påvirker den slags forudsigelser i sig selv den førte politik og ændrer måske derved udviklingen. *Årsoversigten* er netop et regeringsoplæg til begrundelse for den førte politik. Når dertil kommer, at *Årsoversigten* laves så tidligt på året, at de omtalte metoder ikke uden særlig tillempling ville kunne anvendes, skal der først og fremmest sammenlignes med Det økonomiske Råds formandskabs forudsigelser.

I Det økonomiske Råds formandskabs efterårsredegørelse er der siden 1964 offentliggjort en specificeret forsyningsbalance, der her skal sammenlignes med model (6.7) og (6.6)'s juniforudsigelse. To ting fremgår klart af tabellen:

Tabel 16.1 Sammenligning af forudsigelser af vækstprocenter

	1964	1965	1966	1967	1968
For Y (nominel vækst)					
Faktisk	14,20	11,82	9,72	9,50	9,01
Det økonomiske Råd	—	13,00	8,40	9,70	5,82
Model (6.7) »junigættet«	14,26	11,14	9,52	9,51	9,74
For Y (real vækst)					
Faktisk	8,80	5,09	2,41	4,09	3,77
Det økonomiske Råd	6,50	4,25	2,75	2,75	1,75
Model (6.6) »junigættet«	8,65	5,76	3,66	4,58	3,44

Dels at Det økonomiske Råds formandskabs forudsigelser har den for officielle forudsigelser kendte forsigtighed; man skyder hellere lidt under end lidt over det, man tror på; dels er de stort set dårligere end modelforudsigelserne. Dette gælder, selv om man korrigerer for forsigtighed i Det økonomiske Råds formandskabs forudsigelser.

18. Imod hele den foregående diskussion kan der rettes en alvorlig indvending. Man kan nemlig sige, at forudsigelserne er udregnet ved hjælp af estimater, der netop er beregnet af tal for de forudsagte år. I et vist omfang er der allerede taget højde for denne indvending i det foregående. Det er nemlig vist, at de estimater, der her er brugt, er meget stabile over for en opdeling af beregningsperioden. Også ved beregningen af sæsonmønstret kan det vises, at dette har været temmelig stabilt. Heraf og af forskellige andre eksperimenter kan det slutes, at selv om der var gået helt strengt til værks, sådan at der til beregning af estimater for de enkelte år kun var brugt de foregående år, så ville dette kun ændre de fundne resultater ubetydeligt. Det er således for-

14. Smlgn. her med E. Damsgård Hansen og L. Lunds kritik af *Årsoversigten* i *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 107 (1969): 183-88.

søgt at forudsige årene 1965-69 ved anvendelsen af de estimater, der er baseret udelukkende på tal for årene 1951-64 kombineret med sæsonmønstret beregnet for de samme år. Dette gav dog kun meget små ændringer i resultaterne; i tab. 14.1 og 14.2 ændres tallene i kolonnerne (a) og (b) kun med 0,1-0,2 procentpoint.

VI. Slutning

19. Der er sikkert mange, der på dette sted vil sige, at selv om modellerne således giver helt pæne resultater, så er der alt i alt kun tale om en formel rationalisering af metoder, som anvendes overalt, hvor økonomiske prognoser laves. Man vil altid betragte udenrigshandelstallene som et vigtigt grundlag for analysen. Hertil er der to svar:

På det mere principielle plan kan det anføres, at det er af stor betydning for forudsigelsernes forbedring, at de anvendte metoder formaliseres og underkastes systematisk kontrol. Det er her de økonometriske metoder kommer ind i billedet. Den økonometriske teknik er i sin kerne en metode til systematisk efterprøvning af økonomisk teori og økonomiske analysemetoder. Det ville i den forbindelse være af stor betydning, hvis man kom ind på systematisk offentliggørelse og analyse af de anvendte metoder, sådan som man allerede gør det i flere andre lande.

Dette mere principielle argument har som nævnt et konkret sidestykke. Det er næppe nogen stor overdrivelse at sige, at de to grundlæggende primære talmaterialer, som anvendes til konjunkturbedømmelse, er arbejdsløshedsprocenter og udenrigshandelstal – i den nævnte rækkefølge. Man anvender naturligvis mange andre tal; men til syvende og sidst er det fra de to nævnte kilder, hovedbedømmelsen kommer. Som det er fremgået, er udenrigshandelstallene meget velegnede hertil; men det samme kan man ikke sige om arbejdsløshedstallene. De har dels ikke noget stabilt sæsonmønster, og dels forklarer de bruttonationalproduktets bevægelser langt dårligere end udenrigshandelstallene, hvis man analyserer dem økonometrisk med de her anvendte metoder.

APPENDIKS

Symbolliste m.v.

Y	er bruttonationalproduktet i faktorpriser. Sektorandele heraf betegnes med fodtegn
Y_{IH}	er industri- og håndværkssektoren
Y_L	er landbrugssektoren
Y_B	er bygge- og anlægssektoren
Y_{OF}	er den offentlige sektor
Y_{RENS}	$= Y - (Y_L + Y_B + Y_{OF})$
X_{VT}	er vare- og tjenesteeksporten
X	er vareeksporten
X_{MA}	er maskineksporten
M_{VT}	er vare- og tjenesteimporten

søgt at forudsige årene 1965-69 ved anvendelsen af de estimater, der er baseret udelukkende på tal for årene 1951-64 kombineret med sæsonmønstret beregnet for de samme år. Dette gav dog kun meget små ændringer i resultaterne; i tab. 14.1 og 14.2 ændres tallene i kolonnerne (a) og (b) kun med 0,1-0,2 procentpoint.

VI. Slutning

19. Der er sikkert mange, der på dette sted vil sige, at selv om modellerne således giver helt pæne resultater, så er der alt i alt kun tale om en formel rationalisering af metoder, som anvendes overalt, hvor økonomiske prognoser laves. Man vil altid betragte udenrigshandelstallene som et vigtigt grundlag for analysen. Hertil er der to svar:

På det mere principielle plan kan det anføres, at det er af stor betydning for forudsigelsernes forbedring, at de anvendte metoder formaliseres og underkastes systematisk kontrol. Det er her de økonometriske metoder kommer ind i billedet. Den økonometriske teknik er i sin kerne en metode til systematisk efterprøvning af økonomisk teori og økonomiske analysemetoder. Det ville i den forbindelse være af stor betydning, hvis man kom ind på systematisk offentliggørelse og analyse af de anvendte metoder, sådan som man allerede gør det i flere andre lande.

Dette mere principielle argument har som nævnt et konkret sidestykke. Det er næppe nogen stor overdrivelse at sige, at de to grundlæggende primære talmaterialer, som anvendes til konjunkturbedømmelse, er arbejdsløshedsprocenter og udenrigshandelstal – i den nævnte rækkefølge. Man anvender naturligvis mange andre tal; men til syvende og sidst er det fra de to nævnte kilder, hovedbedømmelsen kommer. Som det er fremgået, er udenrigshandelstallene meget velegnede hertil; men det samme kan man ikke sige om arbejdsløshedstallene. De har dels ikke noget stabilt sæsonmønster, og dels forklarer de bruttonationalproduktets bevægelser langt dårligere end udenrigshandelstallene, hvis man analyserer dem økonometrisk med de her anvendte metoder.

APPENDIKS

Symbolliste m.v.

Y	er bruttonationalproduktet i faktorpriser. Sektorandele heraf betegnes med fodtegn
Y_{IH}	er industri- og håndværkssektoren
Y_L	er landbrugssektoren
Y_B	er bygge- og anlægssektoren
Y_{OF}	er den offentlige sektor
Y_{RENS}	$= Y - (Y_L + Y_B + Y_{OF})$
X_{VT}	er vare- og tjenesteeksporten
X	er vareeksporten
X_{MA}	er maskineksporten
M_{VT}	er vare- og tjenesteimporten

M	er vareimporten
M_{MA}	er maskinimporten
T	er et trendelement. Det er en såkaldt »dummy« defineret som 1 i 1950, 2 i 1951, o.s.v. indtil 20 nås i 1969.

Nogle særlige tegn anvendes til at betegne, at disse serier er undergået en eller anden »operation«, her eksemplificeret ved serien X

X^{-1}	lagning et år bagud
^{-1}X	lagning en måned, d.v.s. at X ikke på sædvanlig måde er summen af månedstallene fra jan. til dec.; men er summen af månedstallene fra dec. sidste år til nov. På denne måde kan X lagges fremad eller bagud, d.v.s. ${}^0X = X$, $^{-12}X = X^{-1}$ o.s.v.
ΔX	$= X - X^{-1}$, er differensen i forhold til året for
X	er serien i faste 1955-priser
PX	er prisstigningsprocenten: $PX = 100 \cdot (\Delta X/X^{-1} - \Delta \bar{X}/\bar{X}^{-1})$

Desuden opgives der to teststørrelser for alle regressioner:

R^2	determinationsgraden, der angiver, hvor stor en del af regressandens variation, der forklares af modellen
DW	Durbin-Watson testet ¹⁵ , der bruges til at afgøre, om der er systematiske bevægelser i den ikke forklarede del af regressanden. For regressioner med 18 observationer og 2-3 regressorer er en sådan autokorrelation signifikant på 5% niveauet, hvis $DW < 1$ eller $DW > 3$, medens $1,6 < DW < 2,4$ er den ønskelige værdi.

Ellers er de almindelige økonometriske skrivemåder anvendt. Under hvert estimat anføres koefficienternes t-ratio. Den er defineret som forholdet mellem koefficienten og dens middelspredning. Af t-ratioen kan koefficientens signifikans direkte aflæses (ud fra passende forudsætninger om normalitet). For 18 observationer og 2-3 regressorer gælder følgende signifikansgrænser for koefficienten (efter Hald, *Statistical Tables* (New York 1952)):

Niveau	80%	90%	95%	97,5%	99%	99,5%	99,9%	99,95%
t-ratio	0,87	1,34	1,75	2,12	2,59	2,92	3,69	4,01

Desuden er »scalingen« af de variable ret fri, d.v.s. at serier af forskellig størrelsesorden (sådan som ΔY og ΔY_{MA}) ved multiplikation med et passende multiplum af 10 er blevet gjort sammenlignelige. Hvis man vil anvende de anførte estimater til regneeksempler, må man derfor sikre sig, at de rette størrelsesordener iagttages.

15. Definition og tabulering i J. Durbin og G. S. Watson, »Testing for serial correlation in least squares regression« I og II. *Biometrika* 37 (1950): 409-28 og 38 (1951): 159-78.