

Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

Nr. 87/27

6. juli 1987

PRODUKSJONSTILPASNING FOR VERKSTEDINDUSTRIEN
I MODELLEN KVARTS

Av
Knut A. Magnussen

INNHOOLD

	Side
1. Innledning - problemstilling	1
2. Hovedtrekk ved produksjon for ordre sammenlignet med produksjon for lager	1
2.1. Grad av heterogene produkter	1
2.2. Produksjonstidens lengde, ordresreserve og lager	2
2.3. Om kostnader	2
3. Datagrunnlaget	3
4. Modell I	4
4.1. Produksjonsbeslutningslikningen	4
4.2. Ordreserven	5
4.3. Fullføring av ordrer	6
4.4. Estimering	7
4.5. Historisk føyning	10
4.6. Skiftanalyse	12
5. Modell II	14
5.1. Innledning	14
5.2. Ordretilgang fra utlandet	15
5.3. Ordretilgang fra hjemmemarkedet	16
5.4. Samlet ordretilgang	18
5.5. Produksjonsbeslutningslikningen	18
5.6. Estimering	20
6. Føyning og skiftanalyse av modell II.	24
6.1. Innledning	24
6.2. Modellen	24
6.3. Føyning	27
6.4. Skiftanalyse	32
6.5. Avslutning - konklusjon	42
Referanser	43

1. INNLEDNING - PROBLEMSTILLING

I kvartalsmodellen KVARTS, som Statistisk Sentralbyrå bl.a. bruker til analyse av konjunktur-tendensene, inngår verkstedindustrien¹ som en egen industrisektor; sektor 45. Et karakteristisk trekk ved denne industrigrenen er at mye av produksjonen foregår for ordre. Produksjonsutviklingen i sektoren vil altså både bli påvirket av direkte etterspørsel etter produktene og av ordretilgangen rett ut mot sektoren. Det er viktig i en modell som KVARTS å få forklart produksjonsutviklingen godt og dermed må en ta hensyn til ordreproduksjonen i sektor 45. I en tidligere utgitt rapport; "Produksjonstilpasning og lageratferd i industri - en analyse av kvartalsdata", (se Biørn (1985)) er dette en av problemstillingene som behandles. Imidlertid førte ikke dette arbeidet til implementerbare resultater for verkstedindustrien. Det er dette som er utgangspunktet for dette notatet, og en del av drøftingene vil derfor bygge videre på Erik Biørns arbeid.

Verkstedindustrien er den klart største av industrisektorene i KVARTS. Videre er en stor del av produktene som blir produsert i sektoren investeringsvarer. I og med at investeringsetterspørselen er en viktig faktor for konjunkturutviklingen, er det særlig viktig å få beskrevet produksjonsutviklingen i sektor 45 godt i modellen. Det er imidlertid også et problematisk område bl.a. fordi en må benytte data både fra det kvartalsvise nasjonalregnskap (KNR) og annen korttidsstatistikk.

Ved modellering av produksjonstilpasningen i en situasjon med produksjon både for ordre og lager kan ulike metoder benyttes. En mulighet er å ta utgangspunkt i kostnadsminimerende bedrifter, se f.eks. Belsley (1969), en annen er å utnytte spesielle kjennetegn ved produsentatferden. Vi vil, i likhet med E. Biørn, anvende sistnevnte metode.

Den videre framstillingen er disponert på følgende måte. I avsnitt 2 drøftes ulikheter ved produksjon for ordre og lager. Videre blir det i avsnitt 3 redegjort for datagrunnlaget for modellene som blir presentert og vurdert i avsnittene 4, 5 og 6.

2. HOVEDTREKK VED PRODUKSJON FOR ORDRE SAMMENLIGNET MED PRODUKSJON FOR LAGER

2.1. Graden av heterogene produkter.

Det påpekes ofte at varer som blir produsert for ordre er mer heterogene enn varer produsert for lager, se f.eks. Belsley (1969). Med dette mener en at varer som blir produsert for ordre ofte har forskjellige egenskaper (ytre mål, tekniske innretninger etc.), mens en ved produksjon for lager kan finne et større innslag av serieproduksjon og av varer som likner hverandre. Det kan være flere årsaker til dette. Tar en utgangspunkt i etterspørselssiden, er det konsumentenes ønsker om spesielle egenskaper ved et produkt som gjør at produsentene velger å ta imot en ordre. Antakeligvis er dette neppe den viktigste årsaken. Grunnen er at det for mange produkter eksisterer en rekke ulike varianter på markedet. Dessuten er det lite trolig at konsumentene kan påvirke produsentenes produksjonsatferd i særlig grad.

Et annet utgangspunkt er produsenten og varetypen. Dersom vi antar at produsentene vil minimere sine kostnader er det grunn til å tro at størrelsen på varen, prisen og hyppigheten i salget av den vil være avgjørende. Ved å produsere for ordre kan produsentene unngå høye lagringskostnader ved store og kostbare produkter og produkter med ujevnt salg, f.eks. motebetonte varer. Implisitt er det da antatt at varer som blir produsert for ordre ikke lagres, eller har kort lagringstid. Grunnen til at dette medfører heterogene produkter er at vi får en forbindelse mellom vare og etterspørre slik at denne ved plassering av ordren kan påvirke produktets utforming. Eksempler på slike varer er fly, skip og oljerigger.

¹ Verkstedindustrien kalles i KVARTS også metallbearbeidingsindustri og verftsindustrien er skilt ut som egen sektor.

2.2. Produksjonstidens lengde, ordreservert og lager

Ut fra antakelsen om at ordreproduerte varer er store, vil det være naturlig å anta at det tar lengre tid å framstille disse enn varer som produseres for lager. I motsetning til vanlig produksjonsteori, der en ofte antar momentan produksjon, står vi her overfor et tilfelle der produksjonen er tidsutstrakt. Produksjon for lager vil ha større innslag av momentan produksjon, men her vil til gjengjeld lagringstiden være lengre. Den mest karakteristiske forskjellen er imidlertid at det ved ordreproduksjon kan ta lang tid fra en ordre er plassert til produktet er ferdig. Dette skyldes ikke minst at bedriftene ofte har en beholdning av ordrer; ordreserven. Ved lagerproduksjon kan etterspørselen bli tilfredstilt umiddelbart ved at lageret bygges ned. Følgende kan illustrere poengene over:

Ordreproduksjon: Ordretilgang → Ordreservert → Produksjon

Lagerproduksjon: Produksjon → Lager → Etterspørsel

Mens lageret er en buffer mellom etterspørsel og produksjon, virker ordreserven som støtpute mellom ordretilgang og produksjon.

2.3. Om kostnader

Når en skal se på ulikhetene i kostnadsstrukturen mellom ordreproduksjon og produksjon for lager, kan det være hensiktsmessig å dele kostnadene inn i 3 typer:

- 1) Kostnader ved løpende produksjon.
- 2) Kostnader ved å endre produksjonsnivået.
- 3) Kostnader som følger av et gitt, valgt produksjonsnivå.

Kostnadstype 1) tilsvarer de en vanligvis kaller variable kostnader i produksjonsteorien og består hovedsaklig av løpende utgifter til innsatsfaktorene, f.eks. kr. pr. tidsenhet til en arbeider og øre pr. kwh. elektrisitet. Disse kostnadene vil påløpe uavhengig av om produksjonen foregår for ordre eller lager.

Kostnader av type 2) er forbundet med oppstarting og endring av produksjonsprosessen. Spesielt kan det pekes på kostnader ved klargjøring av produksjonsutstyret, opplæring av arbeidskraft o.l. Dessuten vil ekstra kostnader ved overtid og permittering av ansatte falle inn under denne kategorien. Da produksjon for ordre ofte er store prosjekter der mange av bedriftens ansatte er involvert, skulle en anta at kostnader av denne typen er størst ved ordreproduksjon. Dette er også en av konklusjonene i boka til Belsley (1969). Et nærliggende eksempel på en industrigren der dette er tilfelle er verftsindustri, der hele arbeidsstokken kan være med i bygging av et skip og der permitteringer forekommer når ordrebøkene er tomme.

Kostnadstype 3) vil i stor grad bestå av lagerkostnader. Det er derfor innlysende at disse kostnadene er størst ved produksjon for lager. Imidlertid kan det også forekomme slike kostnader ved ordreproduksjon. Det er flere årsaker til dette:

- a) Kansellering av ordrer.

Dersom en ordre kanselleres etter at produksjonen er igangsatt og produktet ikke uten videre kan selges til andre kunder, vil det medføre kostnader for bedriften. Den har da valgt mellom å lagre produktet eller å skrape det. Begge alternativer medfører kostnader.

- b) Tap av nye kontrakter.

Dersom produksjonsenhetens valg av produksjonsteknikk fører til at prisene på det ferdige produkt er dyrere enn konkurrentenes, kan det føre til lavere ordretilgang. Likeledes kan valget av et for lavt produksjonsnivå medføre stor ordreservert og dermed lang ventetid for nye ordrer. Dette kan også redusere ordretilgangen og ses på som alternativkostnader for bedriftene siden de går glipp av en mulig inntekt.

Her må en imidlertid være oppmerksom på at det kan knytte seg stordriftsfordeler til en stor ordreservert, i det en oppnår større kontinuitet i produksjonen og dermed kan unngå store kostnader av type 2. Videre åpner dette muligheter for å anvende samme produksjonsprosess på flere ordrer samtidig.

3. DATAGRUNNLAGET

I dette avsnittet vil vi gjøre rede for hva slags data som blir anvendt ved estimering etc. på modellene i senere avsnitt.

Som nevnt innledningsvis henvir vi data både fra KNR og annen statistikk, særlig industristatistikken. Dataseriene fra KNR er fastpristall med basisår 1980 og seriene løper fra 1. kvartal 1966 til og med 4. kvartal 1985. Sammenlignet med datagrunnlaget for E. Biørns arbeid (KNR - tall fra 1966 til 1978), betyr dette at vi nå har atskillig flere observasjoner som grunnlag for estimering. Databanken for KNR-tallene i 80-priser er nærmere beskrevet i Bowitz og Knudsen (1986).

Av dataseriene som ikke bygger på KNR er tallene for ordresreserve og samlet ordretilgang de viktigste. Utarbeidelsen av disse tallene bygger på de kvartalsvise ordreindeksene og dette er beheftet med flere problemer. Det ene er at de er verdiindekser mens det som er relevant ved modellering er volumtall. Det andre er at indeksene kun gir tall for total ordretilgang og ordresreserve. Biørn valgte å benytte disse totaltallene, mens vi ønsker å utnytte den eksisterende oppsplitting på ute- og hjemmemarked, foruten at vi trenger tall for ordrefullføring. I tillegg er det nødvendig å sammenstille ordresreserven ved utgangen av et kvartal med ordretilgangen i kvartalet. Denne renormeringen, samt utregning av ordrefullføringstall og deflatering av indeksene, er forklart i Biørn (1985). Ved framføringen av disse indekstallene fra 1978 til 1985 er metoden fra Biørn brukt. Det vil si at indeksene fortsatt har basisår 1976 og at det er forholdstallet mellom verdien av ordresreserven og ordretilgangen i dette året som er brukt ved renormeringen. Imidlertid har produksjonsprisindeksene som ble benyttet til deflateringen 1980 som basisår. Beregning av fullføringen av ordrer skjer ved å trekke endringen i ordresreserven i kvartalet fra ordretilgangen i samme kvartal.

Når det gjelder oppsplitting av ordretilgang totalt på ordretilgang fra hjemme- og utemarkedet, har vi ikke tatt utgangspunkt i verdiindeksen for samlet ordretilgang. Grunnlaget er her egne verdiindekser hentet fra dataarkivet NORMAP i databanken DATABANK. Seriene som er brukt er h.h.v.

VNI38MU - verdiindeks (1976 = 100) for ordretilgang innenlands. Serien løper fra 1962 til 1986 og tallene før 1973 er kjedet.

VNE38MU - verdiindeks (1976 = 100) for ordretilgang for eksport. Serien går fra 1973 til 1986.

Begge dataseriene gjelder for produksjon av verkstedprodukter utenom transportmidler, oljeriger m.v. Siden dette også er verdiindekser er også disse deflatert med produksjonsprisindeksen (PX45) som har basisår 1980. Kaller vi ordretilgang fra utlandet for DORD45U og ordretilgang fra hjemmemarkedet for DORD45H har vi følgende sammenhenger:

$$DORD45U = VNE38MU/PX45$$

$$DORD45H = VNI38MU/PX45$$

Når det gjelder andre dataserier som ikke bygger på KNR er det foruten dummy-variable, vektserier, aggregerte tall o.l., som vil bli nærmere forklart senere, også blitt benyttet en markedsindikatorvariabel. Det er:

MII45 - en volumindikator for import hos våre viktigste handelspartnere av vare 45. Serien ligger i databanken KVDATA83, se Bowitz og Knudsen (1986).

4. MODELL I

Utgangspunktet for denne delmodellen er E. Biørns teori og spesifikasjon av likninger i Biørn (1985). Hovedårsaken til at disse likningene ikke ble implementert i KVARTS var resultatene ved skift-analyser, se Jensen og Knudsen (1986). Det var derfor naturlig å prøve å finne årsaken til disse resultatene. Modell I er et resultat av dette arbeidet og kan i korthet sies å være en forenkling av modellen til Biørn.

Det er enkelte viktige forutsetninger bak denne modellen som bør nevnes. Først og fremst er det antakelsen om at produksjonen kun foregår for ordre. Belsley (1969) hevder på bakgrunn av sin analyse av bedrifter i USA at slike bedrifter ikke finnes. Mye tyder på at denne antakelsen er lite realistisk også for norske forhold. Videre vil ordretilgangen bli betraktet som eksogen i modellen, noe som gjør modellen mindre interessant. Den gir likevel innsikt i hvordan produksjon for ordre foregår og er derfor et godt utgangspunkt for modell II der ordretilgangen endogeniseres.

4.1. Produksjonsbeslutningslikningen

I motsetning til vanlig produksjonsteori, der en beskriver sammenhengen mellom innsatsfaktorer og produksjon og finner optimalt produksjonskvantum med utgangspunkt i f.eks. profittmaksimering, er utgangspunktet her en formening om hvordan etterspørselen i form av ordretilgang og ordreservert påvirker produksjonsnivået.

Definisjon av variable:

X45 - bruttoproduksjon i sektor 45.

DORD45I - indeks for ordretilgang

SORD45M - indeks for ordreservert

FORD45I - indeks for ordrefullføring

Før vi går nærmere inn på spesifikasjonen av likninger er det nødvendig å forklare behandlingen av sesongvariasjonene som er karakteristiske for mange kvartalsdata. Et eksempel er produksjonen som avtar i 3. kvartal p.g.a. fellesferien. Ved estimering med slike data er det lite tilfredstillende å neglisjere sesongsvingningene da det kan skape problemer angående restleddet. En måte å ta hensyn til sesongsvingningene er å representere dem med binære sesongvariable, og denne metoden er brukt i KVARTS generelt. Her benytter vi også denne metoden som forutsetter at svingningene kommer til uttrykk som konstante skift i konstantleddet fra et kvartal til det neste. Disse variablene symboliseres ved $DKVi, i = 1, 2, 3, 4$.

I E. Biørns modell førte en inngående drøfting av tidsforsinkelsene mellom ordreplassering, igangsetting av produksjonen og fullføring av ordrer til en produksjonslikning der etterspørsel, ordreservert og ordrefullføring inngikk som høyresidevariable. Siden etterspørselen spesifiseres på en annen måte i den nye KVARTS-versjonen ser vi foreløpig bort fra denne. Likeledes fjerner vi ordrefullføringen som forklaringsvariabel siden vi ikke finner noen umiddelbar grunn til at den skal være med. Dermed står vi tilbake med kun ordreservert som forklaringsvariabel, og likningen kan skrives på denne måten:

$$X45_t = \sum_{i=0}^n a_i \cdot SORD45M_{t-i} + d_1 \cdot DKV1_t + d_2 \cdot DKV2_t + d_3 \cdot DKV3_t + d_4 \cdot DKV4_t + U_{1t}$$

der t betegner kvartalet.

DKV_{it} , $i = 1, 2, 3, 4$ er dummy variablene for sesongsvingninger. Disse er 1 i inneværende kvartal, 0 ellers.

U_{1t} er et stokastisk restledd som vi antar oppfyller følgende egenskaper:

$$E(U_{1t} | \text{SORD45N}) = 0$$

$$E(U_{1t} \cdot U_{1s} | \text{SORD45N}) = \begin{cases} 0 & \text{for } t \neq s \\ \sigma^2 & \text{" } t = s \end{cases}$$

U_{1t} vil være tilnærmet normalfordelt når antall observasjoner blir stort. Momentene tas betinget SORD45N da denne variabelen antas å være stokastisk. Her har vi altså innført dummyvariable for hvert kvartal slik at ingen av kvartalene blir å betrakte som referansekvartal. Dermed kan likningen ikke inneholde noe konstantledd. Laglengden på ordreserveleddet er foreløpig ikke spesifisert og det er heller ikke sagt noe om lagfordelingen. Dette blir nærmere spesifisert i avsnittet om estimering.

Tankegangen bak å anvende beholdningen av ordrer som forklaringsvariabel til produksjonsnivået, er at en unormalt stor ordreserve vil presse opp produksjonstakten, mens en unormalt lav ordreserve vil gi bedriftsledelsen påskudd til å redusere produksjonen. Det er altså implisitt antatt at bedriftsledelsen har en oppfatning om hva en normal ordrebeholdning er. Eventuelt kan en anta at det eksisterer et optimalt nivå på ordreserven (jf. avsnitt 2.3), og at den løpende størrelsen på beholdningen blir vurdert i forhold til dette nivået. Uansett utgangspunkt vil ordreserven bli å betrakte som en pressfaktor på produksjonen.

4.2. Ordreserven

I og med at ordreserven inngår i produksjonsbeslutningslikningen må modellen inneholde en likning som bestemmer størrelsen på denne variabelen. Vi vil fortsatt anta at bedriftene vi ser på kun produserer for ordre og at de ikke holder ferdigvarelager. Dermed vil ordreserven være en ikke-negativ størrelse, noe som ikke ville vært tilfelle dersom bedriften hadde større lager enn ordreserve, og vi så på lager som negativ ordreserve. Endringen i ordrebeholdningen i en periode vil da være gitt ved differansen mellom ordretilgang og ordrefullføring i perioden. Vi har altså følgende sammenheng:

$$\text{SORD45N}_t - \text{SORD45N}_{t-1} = \text{DORD45I}_t - \text{FORD45I}_t$$

Dette blir altså å betrakte som en ren definisjonssammenheng og impliserer at ordreserven består av alle bestilte prosjekter som ikke er fullført, både de som er igangsatt og de som bedriftene ikke har startet produksjon på. Dette siste forholdet må sees i forhold til produksjonslikningen. Ut fra definisjonen på ordreserven er altså produksjonen funksjon av en variabel som også omfatter igangsatt produksjon. Dette vil være et argument mot å bruke den tidligere spesifiserte produksjonslikning. Det er imidlertid umulig å beregne tall for ordreserve av kun ikke-igangsatte prosjekter ut fra dagens statistikk. Vi beholder derfor produksjonslikningen.

4.3. Fullføring av ordrer

For å få bestemt størrelsen på ordrebeholdningen er det nødvendig å bestemme fullføring av ordrer. Før vi går nærmere inn på spesifikasjonen av likningen må det gjøres visse forutsetninger. Det antas at all ordretilgang (som her sees på som eksogen) vil bli fullført. Det impliserer at vi ser bort fra kanselleringer av ordrer. Vi antar også at det er mulig å produsere deler av en ordre, altså at ikke hele enkeltordrer må produseres på samme tidspunkt. Endelig vil vi anta at konstante andeler av ordretilgangen i en periode vil bli fullført i de neste periodene. Dette leder til, som vist hos Biørn, en fullføringslikning der ordretilgangen inngår som forklaringsvariabel. Sammenhengen antas å være så enkel at økt ordretilgang i en periode vil indusere økt ordrefullføring i et visst antall derpå følgende perioder. Eller m.a.o. at ordrefullføringen i en periode er en funksjon av tilgang i et visst antall tidligere perioder. Dette kan foreløpig spesifiseres slik -

$$\text{FORD45I}_t = \sum_{i=0}^n b_i \cdot \text{DORD45I}_{t-i} + U_{2t}$$

der $b_i - i = 1, \dots, n$ er lag-koeffisienter og restleddet U_{2t} antas å ha de samme egenskaper som U_{1t} . Vi ser av denne likningen at faste andeler av ordretilgangen vil bli fullført i perioder senere, akkurat som forutsatt. Men dersom vi skal forsikre oss om at all tilgang blir fullført må

summen av lagkoeffisienten være 1. ($\sum_{i=0}^n b_i = 1$)

Dette blir derfor et mål ved estimeringen, som også vil bestemme n , dvs. laglengden.

I denne fullføringslikningen er som vi ser ikke sesongsvingningene representert. Dersom det gjøres på samme måte som i produksjonslikningen vil summen av koeffisientene d_1, \dots, d_4 gi uttrykk for et gjennomsnittlig konstantledd over året. Her må vi imidlertid pålegge den restriksjonen at

$\sum_{i=1}^4 d_i = 0$ for å opprettholde forutsetningen om at all tilgang blir fullført.

Gitt restriksjonen $\sum_{i=1}^4 d_i = 0$ kan vi løse ut for én d_i , f.eks. d_4

Vi får

$$d_4 = -d_1 - d_2 - d_3$$

Setter vi inn for d_4 i summen: $d_1 \cdot \text{DKV1} + d_2 \cdot \text{DKV2} + d_3 \cdot \text{DKV3} + d_4 \cdot \text{DKV4}$, får vi etter litt

regning: $d_1(\text{DKV1} - \text{DKV4}) + d_2(\text{DKV2} - \text{DKV4}) + d_3(\text{DKV3} - \text{DKV4})$.

Dette medfører at vi velger følgende utforming på fullføringslikningen:

$$\text{FORD45I}_t = \sum_{i=0}^n b_i \cdot \text{DORD45I}_{t-i} + d_1(\text{DKV1}_t - \text{DKV4}_t) + d_2(\text{DKV2}_t - \text{DKV4}_t) + d_3(\text{DKV3}_t - \text{DKV4}_t) + U_{2t}$$

Som i tilfellet med produksjonslikningen vil det også her være vanskelig på rent teoretisk grunnlag å si noe mer eksakt om lagfordelingen. Det blir også her et spørsmål om prøving og feiling som vi kommer tilbake til i avsnittet om estimering.

Vi har nå spesifisert de tre likningene som tilsammen utgjør modell I. Følgende likninger inngår altså:

$$1) X45_t = \sum_{i=0}^n a_i \cdot SORD45N_{t-i} + d_1 \cdot DKV1_t + d_2 \cdot DKV2_t + d_3 \cdot DKV3_t + d_4 \cdot DKV4_t + U_{1t}$$

$$2) SORD45N_t = SORD45N_{t-1} + DORD45I_t - FORD45I_t$$

$$3) FORD45I_t = \sum_{i=0}^n b_i \cdot DORD45I_{t-i} + d_1(DKV1_t - DKV4_t) + d_2(DKV2_t - DKV4_t) + d_3(DKV3_t - DKV4_t) + U_{2t}$$

Endogene variable: X45, SORD45N, FORD45I. Eksogen variabel: DORD45I. Modellen er dynamisk i den forstand at den går over flere perioder og simultan fordi et eksogent skift vil medføre virkninger på flere endogene variable samtidig. Koeffisientene i 1) og 3) må estimeres, noe det blir redegjort for i neste avsnitt.

4.4. Estimering

Estimeringsmetoden som ble brukt var den samme for både likning 1) og 3), nemlig minste kvadraters metode (MKM). Estimeringen ble utført v.h.a. programpakken TROLL og resultatene blir referert nedenfor. Ved estimering med lagkoeffisienter er det spesielt to problemer som ofte oppstår. Det ene er at estimeringsperioden blir forkortet, noe som gjør at frihetsgrader går tapt. Det andre er at det ofte vil forekomme multikollinearitet p.g.a. korrelasjon mellom etterfølgende observasjoner av samme variabel. Multikollinearitet fører generelt til store standardavvik og dermed problemer med å skille ut effekten av de enkelte lagkoeffisientene.

I vårt tilfelle vil ikke tap av frihetsgrader være noe problem fordi vi har mange observasjoner i utgangspunktet. For å unngå problemet med multikollinearitet bruker vi Almon-lag metoden, dvs. at lagkoeffisientene pålegges den restriksjon at de er polynomisk fordelt. Hvis vi generelt har likningen:

$$y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_m X_{t-m} + U_t$$

og pålegger β -ene å følge et 2. gradspolynom, vil en enkelt β modelleres slik:

$$\beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2, \quad i = 1, 2, \dots, m$$

Dette medfører at alle β -ene kan estimeres ved kun å estimere α_0 , α_1 , og α_2 , og at multikollinearitetsproblemet blir redusert.

I tillegg til restriksjonen om hvilken grad den polynomiske fordelingen skal følge, kan en også innføre såkalte hode- og halerestriksjoner. En halerestriksjon vil pålegge lag-polynomet verdien 0 i perioden etter siste periode i lagfordelingen. Dette reduserer antall koeffisienter som må estimeres med 1. Generelt vil antallet av slike restriksjoner redusere antall estimerte koeffisienter med et tilsvarende antall.

Det er vanskelig å si noe generelt om hvilke restriksjoner på lagfordelingen som vil gi de beste resultater i hvert enkelt tilfelle. Løsningen blir derfor å teste ulike spesifikasjoner til vi ut fra visse kriterier kan si oss fornøyd med resultatene. Ved vurderingen av de ulike alternativene la vi spesielt vekt på koeffisientenes fortegn og t-verdier, foruten Durbin-Watson (DW) observatoren og føyningsmålene RSQ og SER/LHSMEAN.

Fortegn bør selvsagt stemme overens med hva teorien og/eller apriori antakelser skulle tilsi. T-verdiene bygger på en test om koeffisientene er lik 0, dvs. vi har nullhypotesen:

$$H_0: \beta_i = 0$$

Gitt forutsetningen om normalfordelte restledd vil, under nullhypotesen;

$$T = \frac{b_i}{(\text{v\aa}r b_i)^{1/2}} \sim t_{n-k} \quad (t \text{ fordelt med } n-k \text{ frihetsgrader}), b_i \text{ er estimatet p\aa } \beta_i$$

For et signifikansniv\aa α vil hypotesen forkastes dersom $|T| > t_{\alpha}$, der t_{α} er α -fraktilen i t -fordelingen. Signifikanssannsynligheten $P(|T| > t_{\alpha})$ er oppgitt p\aa utskriftene og vi kan dermed se hvor signifikante koeffisientene er.

DW-observatoren er et m\aa l p\aa autokorrelasjon i restleddet. Siden restleddet er uobserverbart tas det utgangspunkt i residualene. Det er mulig \aa teste for autokorrelasjon av ulike ordner. Ved bruk av kvarttalsdata vil ofte 4. ordens seriekorrelasjon forekomme og det er da aktuelt \aa teste dette. Generelt er formelen for DW-observatoren der s betegner orden og e_t residualen i kvartal t :

$$DW = \frac{\sum_{t=s+1}^n (e_t - e_{t-s})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

Er DW-verdi p\aa 2 vil si at restleddene er uavhengige. Ved positiv autokorrelasjon er $DW < 2$ og ved negativ autokorrelasjon vil $DW > 2$. Tester vi en hypotese om at $DW = 2$ vil vi for $DW < 2$ ha 3 omr\aa der: Et der hypotesen ikke kan forkastes, et usikkert omr\aa der hypotesen kan forkastes. Tilsvarende for $DW > 2$. Ved estimering med lag-koeffisienter m\aa vi imidlertid huske at DW er forventningsskjev mot 2.

F\aa yningsm\aa let RSQ gir uttrykk for hvor mye av variasjonen i den avhengige venstresidevariabelen som blir forklart av h\aa yresiden. RSQ vil ligge mellom 0 og 1 og jo n\aa rmere 1, desto bedre f\aa yning. Imidlertid vil det ved estimering uten konstantledd oppst\aa problemer ved anvendelse av RSQ. Derfor brukes ogs\aa SER/LHSMEAN. Det m\aa ler regresjonens standardavvik i forhold til venstresidevariabelens gjennomsnittsverdi. Jo lavere denne verdien er, desto bedre f\aa yning.

Etter en rekke estimeringsfors\aa k p\aa produksjonslikningen valgte vi en utforming med 4 lag, 2. gradspolynom og enderestriksjon. At vi har 4 lag vil ogs\aa si at effekten av ordreserven i 5 perioder vil innvirke p\aa produksjonen.

Resultatene (de viktigste) ble, tiln\aa rmet;

Koeffisient	Punktestimert	T-verdi
a_0	5,05	2,39
a_1	4,98	8,57
a_2	4,44	6,07
a_3	3,43	3,17
a_4	1,95	2,30
d_1	456,6	0,86
d_2	-126,9	-0,23
d_3	-812,8	-1,53
d_4	418,0	0,78

Estimeringsperiode: 1967 3 - 1985 4.

DW = 0,30

RSQ = 0,9927

SER/LHSMEAN (%) = 9,20

DW-observatoren er ekstremt lav, noe som indikerer sterk positiv autokorrelasjon i tallmaterialet. Dette medf\aa rer kunstig store t-verdier slik at vi her ikke kan legge s\aa rlig vekt p\aa disse. Dummy-variablene for sesong er ikke signifikante. Siden DW-observatoren er s\aa rlig kritisk i modell-sammenheng, og kan f\aa re til at hele modellen "g\aa r av sporet" ved dynamisk simulering, (se Jensen og Knudsen (1986)) var det \aa nskelig \aa fors\aa ke \aa oppn\aa en bedre verdi p\aa denne. Dette ble fors\aa kt gjort

v.h.a. Cochrane-Orcutts metode og den trenger en noe nærmere forklaring.

La oss betrakte likningen (1) $Y_t = \alpha + \beta \cdot X_t + U_t$, der autokorrelasjon i tallmaterialet medfører svak DW-verdi. Vi forutsetter så at seriekorrelasjonen er av første-ordens autoregressiv type dvs. at vi har

$$U_t = \rho U_{t-1} + \epsilon_t$$

altså at restleddet i en periode er en funksjon av restleddet i foregående. ϵ_t er et nytt restledd med de vanlige egenskaper. Poenget er så å utnytte denne sammenhengen slik at vi kan estimere på data uten autokorrelasjon. Dette oppnås ved først å lagge likningen (1) ett kvartal også multiplisere alle ledd med ρ ;

$$\rho Y_{t-1} = \alpha \rho + \beta \rho X_{t-1} + \rho U_{t-1}, \text{ og deretter trekke denne likningen fra (1). Det gir:}$$

$$(2) Y_t - \rho Y_{t-1} = \alpha(1-\rho) + \beta(X_t - \rho X_{t-1}) + \epsilon_t$$

Dersom vi kjente ρ , kunne vi nå estimere på (2) og oppnå optimale estimater for α og β . Cochrane-Orcutts metode bruker MKM-residualene til å estimere ρ som så brukes til å lage de transformerte variablene. Deretter estimerer en på denne relasjonen og reestimerer ρ som igjen brukes på samme måte. Slik kan en fortsette til ρ konvergerer og dermed bruke verdien den konvergerer mot til å estimere α og β .

I TROLL-pakken kalles metoden CORC, og denne ble forsøkt brukt på produksjonslikningen. Dette førte til at DW-observatoren økte i verdi til 2,75 som er atskillig bedre enn den opprinnelige verdi. Imidlertid ga metoden galt fortegn på to av lagkoeffisientene og t-verdiene viste liten grad av signifikans selv for de koeffisientene som hadde riktig fortegn. Grunnen til disse resultatene er at ρ sammen med sesongvariablene ser ut til å "forklare det meste". Alle disse koeffisientene har signifikante estimater på 10%-nivå. Alt i alt viste denne metoden seg lite brukbar i dette tilfellet, noe som f.eks. kan skyldes at autokorrelasjonen her ikke kan beskrives ved en autoregressiv prosess av 1. orden. Vi valgte derfor å beholde estimatene fra estimeringen der $DW = 0,30$ og teste modellen videre for å se om den på tross av dette kan ha gode egenskaper.

Likning 3), fullføringslikningen, må også estimeres. Her ble også ulike "Almon-lag" spesifikasjoner utprøvd. A priori antok vi imidlertid en relativt lang laglengde jf. tidligere omtale av tidkrevende produksjon, ordreservert etc. Det endelige valget for denne likningen falt på en utforming med 8 lag, 3. gradspolynom og enderestriksjon. De viktigste resultatene ble:

Koeffisient	Punkttestimat	T-verdi
b_0	0,20	2,52
b_1	0,19	5,38
b_2	0,17	3,44
b_3	0,14	3,19
b_4	0,12	4,04
b_5	0,09	3,24
b_6	0,06	1,46
b_7	0,03	0,77
d_1	-7,15	-3,13
d_2	-1,80	-0,78
d_3	-3,38	-1,29

Estimeringsperiode: 1967 4 - 1985 2.

DW = 1,89

RSQ = 0,993

SER/LHSMEAN (%) = 8,83

$$\sum_{i=0}^7 b_i = 0,9955 \approx 1$$

Alle koeffisientene har riktig fortegn og med unntak for de to siste er lagkoeffisientene meget signifikante. Sesongdummyenes forklaringskraft varierer sterkt men tilsier likevel at det er sesongsvingninger i dataene slik at variablene har sin berettigelse. Summen av lag-koeffisientene er tilnærmet lik 1, mer nøyaktig 0,9955. Dette er akkurat det resultatet vi ønsket, gitt forutsetningen om at all ordretilgang blir fullført. DW-observatoren har verdien 1,89 som indikerer at det ikke forekommer autokorrelasjon i restleddet. I og med at likningen ikke inneholder noe konstantledd er tolkningen av RSQ uklar, og vi bør heller bruke SER/LHSMEAN som føyningsmål her. Størrelsen er i seg selv kun egnet til å sammenlikne ulike estimeringer. Verdien ble her 8,83%.

4.5. Historisk føyning

Modellen 1)-3) er en simultan modell. Det vil si at når en her endrer den eksogene variable (ordretilgangen), vil det samtidig skje noe både med ordrefullføringen og ordreservene og dermed også med produksjonen.

For å teste om modellen er brukbar til prediksjonsformål (noe en ser generelt som viktig i KVARTS-modellen), kan modellen simuleres for en periode der vi kjenner de historiske verdiene på de endogene variablene. Simuleringen skjer ved at en for hver periode setter inn historiske verdier for de eksogene størrelsene og lar modellen beregne de endogene. Deretter kan disse verdiene sammenlignes med de historisk endogene seriene. Og da er selvsagt en best mulig føyning å foretrekke. De to vanligste simuleringsmetodene er statisk og dynamisk simulering. Ved statisk simulering bruker en for hver periode de historiske (laggede) endogene variablene i beregning av de løpende endogene. Vi ser altså bort fra tidligere modellberegnete endogene variable som kunne ha vært benyttet. Dermed får ikke eventuelle feil anledning til å kumulere seg opp etter hvert.

Ved prediksjon er det imidlertid ikke alltid mulig å bruke historiske verdier for de endogene variablene. Det er derfor nødvendig å foreta dynamisk simulering av modellen. Det vi altså si at de modellberegnete verdiene benyttes for de endogene variablene og impliserer at feil kan hope seg opp etterhvert som vi beveger oss framover i tid. Ved dynamisk simulering får vi derfor undersøkt om modellen har slike tendenser. Dynamisk simulering ble foretatt på modell I og resultatene (plott av historiske og modellberegnete verdier) ses av fig. 4.1-4.3. Her vil vi kommentere hovedinntrykkene av resultatene.

Fig.4.1.Historisk og simulert verdi.Bruttoproduksjonsverdi i volum (X45).

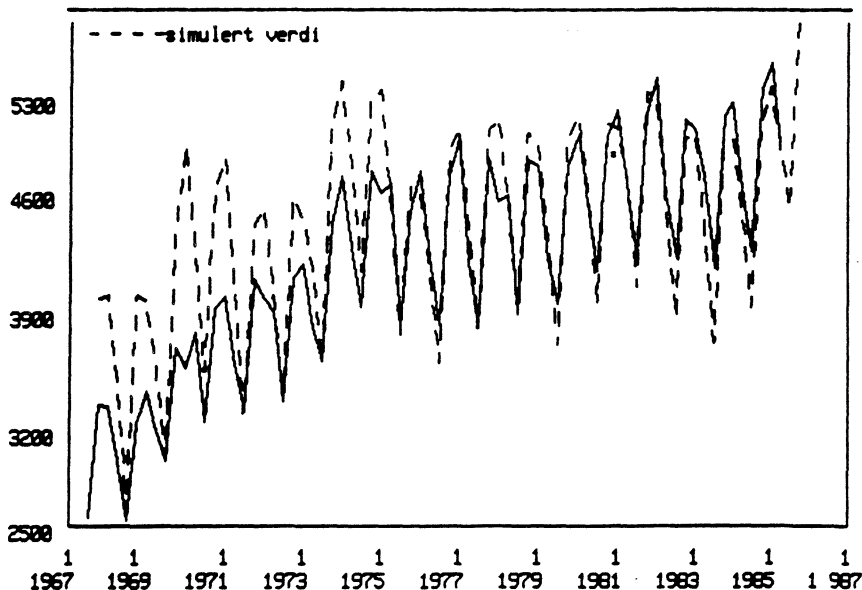
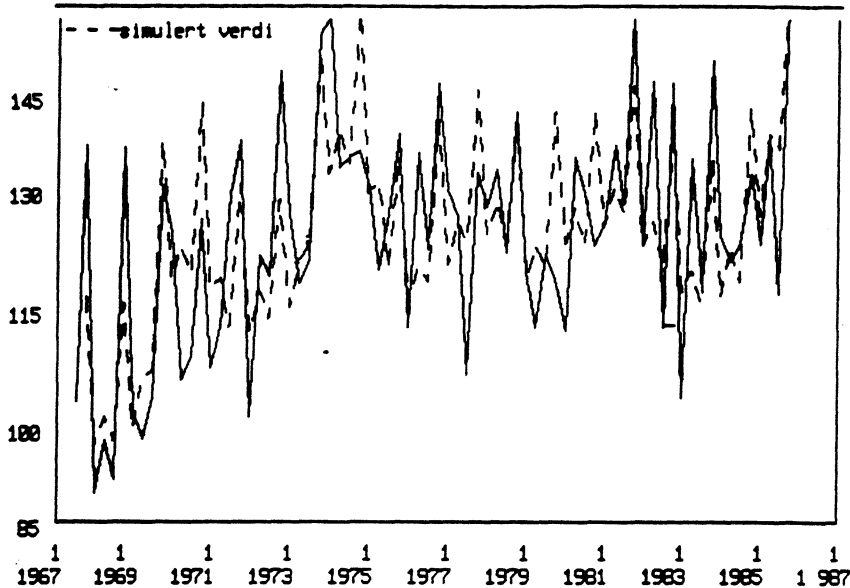


Fig.4.2.Historisk og simulert verdi.Ordfullføring,volumindeks.



For X45 ser vi at modellen fram til 1975 tildels sterkt overvurderer de historiske verdiene i 1,2 og 4 kvartal, mens den ofte treffer verdien i 3. kvartal da produksjonen er lavere enn ellers i året. Det er vanskelig å finne den nøyaktige årsaken til dette, men den lave DW-verdien kan nok slå ut her. I tillegg kan det tenkes at andre forklaringsvariable som har betydning er utelatt i modellen. Imidlertid ser vi at føyningen er tildels meget bra i siste del av perioden selv om den her "skyter" noe under i det 3. kvartal.

Plottene for ordrefullføring viser at modellen treffer jevnt over bra i hele perioden uten noen store eller systematiske feil. Her bør en også ta i betraktning at de faktiske seriene har tildels store og usystematiske svingninger, slik at de er vanskelig å treffe.

Serien for ordretilgang viser en mer jevn utvikling og stort sett treffer de modellberegnete verdiene her godt. Utslagene er noe større negativt enn positivt og differansene er størst i årene 1971 - 1972 og 1980 - 1982.

Et mål på modellføyning er RMSE dvs. Root mean squared error. Setter vi faktisk verdi av en variabel lik y og den modellberegnete lik Y , har vi følgende formel for RMSE:

$$RMSE = \left[\frac{1}{T} \sum (y_t - Y_t)^2 \right]^{1/2}$$

der T er antall observasjoner.

Siden det kan være stor forskjell i nivåene til ulike variable, er det vanlig å normalisere RMSE mot det faktiske gjennomsnitt av variabelen selv ved sammenlikninger. Dette målet kalles RRMSE og er altså definert:

$$RRMSE = RMSE / \bar{y}_t, \quad \bar{y}_t = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T}$$

For de ulike variablene i modell I fikk vi følgende verdier på RMSE OG RRMSE:

Tab. 4.1.

Variabel	RMSE	MEAN	RRMSE (%)
FORD45I	10,70	125,3	8,5
SORD45N	20,04	315,0	6,0
X45	411,5	4240,03	9,7

Totalt sett kan disse resultatene sees på som tilfredstillende bortsett fra første delen av perioden for produksjonslikningen som medfører RRMSE på hele 9,7%. Både fordi dette er hovedlikningen og fordi feilene er forholdsvis store kan vi ikke si oss fornøyd med resultatet. Likevel kan det være interessant å foreta noen skiftanalyser for å se hvordan modellen "oppfører" seg.

4.6. Skiftanalyse

Før vi studerer resultatene av skiftanalysen er det nødvendig å se nærmere på hva som skjer i modellen når f.eks. ordretilgangen øker. Av likning 2) og 3) ser vi at ordretilgangen inngår på en slik måte at både ordrefullføringen og ordreserven vil øke i den perioden tilgangen av ordrer øker. Dette medfører jf. likning 1) at også produksjonen vil øke umiddelbart p.g.a. større ordreserve. Den videre utvikling vil bli bestemt av hva som skjer med ordreserven, og dette igjen blir bestemt av differansen mellom tilgang og fullføring av ordrer. Gitt at vi ser på et varig skift vil ordreserven øke helt til bedriften har tilpasset fullføringstakten til det nye ordretilgangsnivået. Dette vil i modellen ta 7 kvartaler og denne utviklingen i ordreserven vil naturlig nok bli overført til produksjonen. Produksjonsnivået vil altså øke til det også er tilpasset det nye nivået på ordrebeholdningen.

Fig.4.3.Historisk og simulert verdi.Ordrereserve , volumindeks(SORD45N).

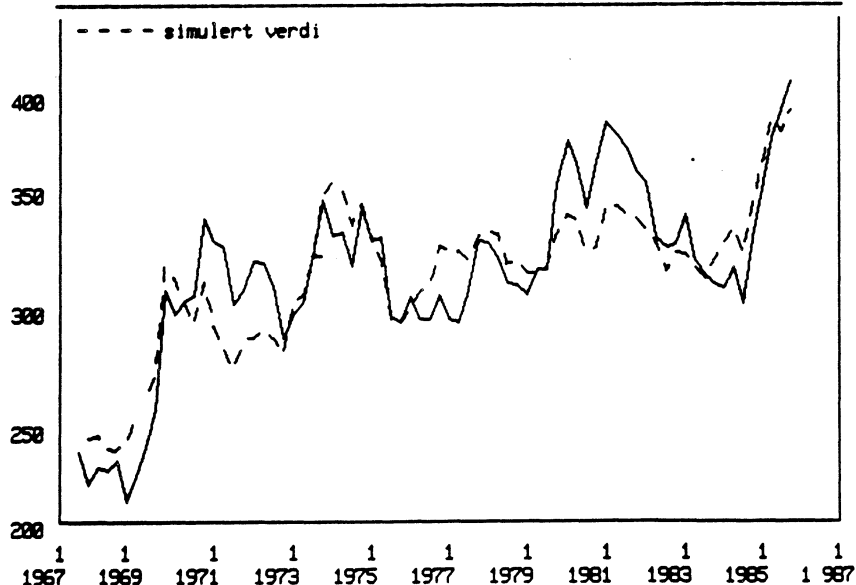
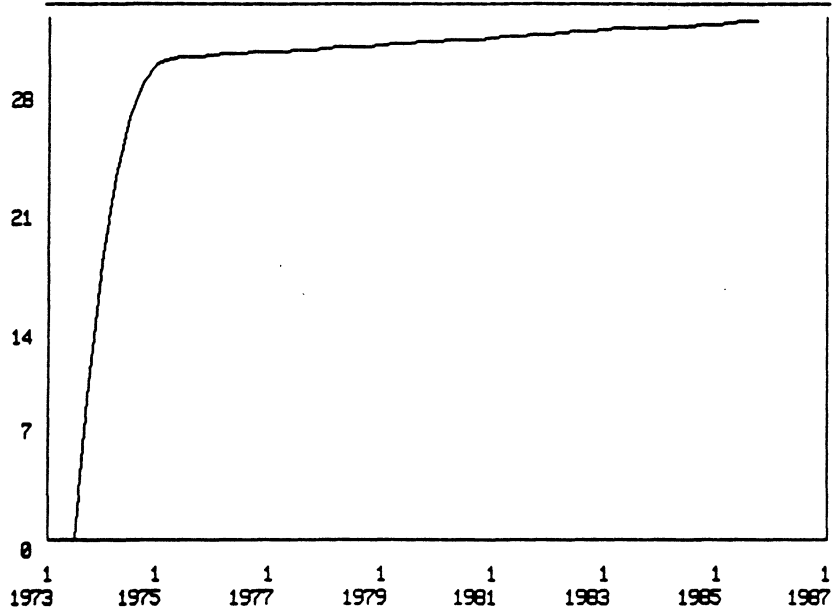


Fig.4.4.Virkning på X45 av et varig skift i DORD4SI på 1.



5.

Fig.4.5.Virkning på FORD4SI av et varig skift i DORD4SI på 1.

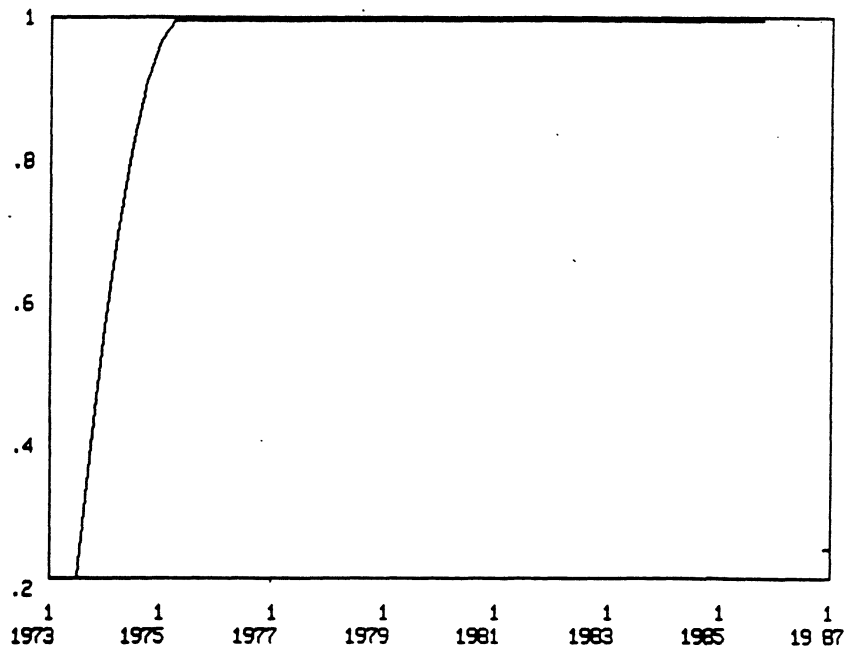
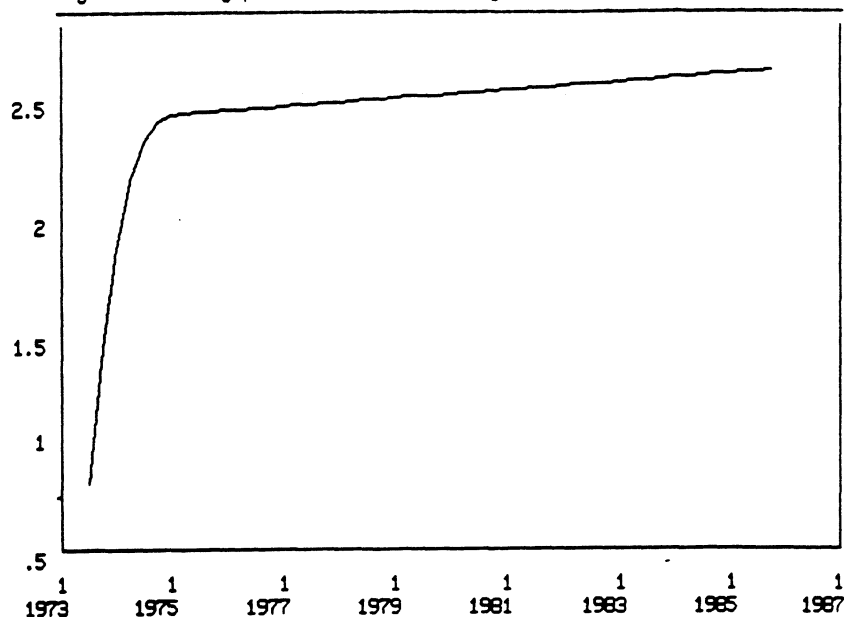


Fig.4.6.Virkning på SORD45N av et varig skift i DORD45I på 1.



La oss så se på resultatene av et simulert varig skift i ordretilgangen. Siden ordretilgangsserien er en indeks er det naturlig å foreta en prosentvis økning av tallene. For vårt valg av pro-sentsats (1%) ble imidlertid ikke resultatet nevneverdig ulikt et absolutt skift på 1. Det er resulta-tene av sistnevnte skift som her blir presentert.

I praksis blir en slik analyse utført ved først å lage en referansebane, dvs. ved å simulere modellen med de faktiske eksogene seriene. Deretter endres en av disse variablene, i vårt tilfelle økes ordretilgangen med 1, og modellen simuleres på ny med den nye eksogene serien. For å unngå sesongsvingningene settes $DKVi = 0,25$, $i = 1,2,3,4$. Tilslutt sammenlignes så verdien av de nye endo-gene seriene med referansebanen. Plottene i fig. 4.4-4.6 gir uttrykk for differansen mellom de "nye" endogene seriene og referansebanen.

Av resultatene ser vi at utviklingen ble tilnærmet nøyaktig det vi skulle forvente. Alle de endogene seriene (X45, FORD45I og SORD45N) fikk en kraftig økning i løpet av de første 8 kvartalene, for deretter kun å øke svakt. Denne svake økningen skyldes forøvrig kun at summen av lagkoeffisientene i fullføringslikningen er noe mindre enn 1, men det er neglisjerbart.

Totalt sett må vi si oss meget godt fornøyd med resultatene av skiftanalysen, særlig sammenlig-net med den tidligere utformingen av disse likningene. Da førte økt etterspørsel etterhvert til en reduksjon i produksjonen. Imidlertid har vi heller ikke her en tilfredstillende modell for bruk i KVARTS-modellen. Dette skyldes særlig de før nevnte forhold om at vi har antatt kun ordreproduksjon og i tillegg at ordretilgangen er eksogen. Det interessante vil jo være å se hvilke forhold som påvirker ordretilgangen. Dette er hovedproblemstillingen i neste avsnitt.

5. MODELL II

5.1. Innledning

Hovedforskjellen på modell I som ble presentert i avsnitt 4 og modell II, er som nevnt i for-rige avsnitt at ordretilgangen endogeniseres. Dette gjøres ved å splitte den opp i ordretilgang fra hjemme- og utemarkedet. Årsaken til denne løsningen er at de to variablene blir forklart av essensielt ulike forhold og at vi ved en slik oppdeling derfor får forklart ordretilgangen bedre. Ved ordretil-gang fra hjemmemarkedet tas det utgangspunkt i at mye av leveransene fra verkstedsindustrien er inves-teringsvarer, og at teori for investeringsetterspørsel dermed kan anvendes. For ordretilgang fra ut-landet er den viktigste forklaringsfaktor en spesielt beregnet indikator for import hos våre viktigste handelspartnere. For begge variable antas dessuten relative priser å virke inn.

I modell II blir også produksjonsbeslutningslikningen respesifisert. I motsetning til i modell I antas nå ordretilgangen å forklare produksjonen, samtidig som en etterspørselskomponent trekkes inn. Denne reformuleringen gjør at vi kan se bort fra ordreserven og fullføring av ordrer i og med at ordreserven ikke lenger inngår i produksjonslikningen. I tillegg blir modellen mer knyttet til virkeligheten idet produksjonen kan antas å foregå både for lager og ordre.

5.2. Ordretilgang fra utlandet

For å forklare ordretilgang generelt er det naturlig å se nærmere på etterpørrerne etter ordreproduserte produkter. Det er disse som vil avgjøre om en ordre skal plasseres, størrelsen på kontrakten og hvem som skal få oppdraget. Spørsmålet om en ordre skal plasseres vil ha sammenheng med hva slags varer det er tale om. I samsvar med tidligere drøfting er det rimelig å anta at hoveddelen utgjør investeringsvarer. Det er dermed naturlig å se nærmere på hva som forklarer etterspørselen etter slike varer. Dette er imidlertid et meget omfattende og komplisert område av økonomisk teori, og skal ikke behandles inngående her. Vi skal begrense oss til teorien som er brukt i KVARTS, der nettoinvesteringene bestemmes først og fremst av produksjonsutviklingen, men også av driftsresultatet. Dette skal vi komme tilbake til i neste avsnitt. Anvendelse av denne teorien for ordretilgang fra utlandet ville jo kreve kjennskap til produksjonsutviklingen for utenlandske sektorer som etterspør norske kapitalvarer, noe vi ikke har. I stedet bruker vi en indikator for import hos våre viktigste handelspartnere fra sektor 45, MII45. Det antas at ordretilgangen er positivt korrelert med denne indikatoren.

Angående etterspørrernes valg av produsent til slike varer, er det naturlig å se på forhold som kvalitet, etablerte kundeforhold, pris og leveringstid. Vi er i denne modellen interessert i en makro-størrelse som kan forklare etterspørselen etter norske kontra utenlandske produkter. Den eneste av de nevnte faktorer som er kvantifiserbar på et slikt nivå er prisene. Det utarbeides indekser for både, eksportpris og importpris på sektorens produkter. Dette åpner muligheten for å ta med relative priser som en forklaringsfaktor. Egentlig skulle vi hatt en indeks for prisene på alternativer til vare 45 i utlandet, men bruker altså importprisen som en tilnærming. Generelt har vi dermed følgende funksjon for ordretilgang fra utlandet:

$$DORD45U = f(MII45, PE45/PICIF45)$$

der det antas at $f_1 > 0$ og $f_2 < 0$ når;

DORD45U er ordretilgang fra utlandet.

MII45 er indikatoren for import hos våre viktigste handelspartnere av vare 45.

PE45 er eksportprisindeksen med basisår 1980.

PICIF45 er importprisindeksen med basisår 1980.

Vi antar altså at den prisderiverte er negativ dvs. at økt eksportpris relativt til importprisen vil redusere ordretilgangen. Ved en økonometrisk spesifisering av likningen er det også nødvendig å ta stilling til følgende:

- priselastisitetens utvikling.
- eventuelle lagspesifikasjoner.
- sesongvariasjoner.

Vi vil her ønske å ha likningen på log-lineær form. Det innebærer at koeffisienten foran prisleddet blir identisk med priselastisiteten som vil være konstant over tid. I utgangspunktet antar vi også at prisen og årlig endring i markedsindikatoren kan påvirke ordretilgangen i noen perioder senere, slik at en viss laglengde virker rimelig. Hvorvidt MII45 skal inngå på nivå eller endringsform hadde vi ingen formening om, men akseleratorteorien tilsier endringsform (se forøvrig neste avsnitt).

Endelig vil vi spesifisere likningen med konstantledd og sesongdummyvariable da vi antar at det også her kan være sesongsvingninger i data. Likningen får dermed følgende form:

$$\log \text{DORD45U}_t = \sum_{i=0}^n a_i \cdot \log (\Delta \text{MII45}_{t-i}) + \sum_{i=0}^n b_i \cdot \log (\text{PE45}_{t-i} / \text{PICIF45}_{t-i})$$

$$+ c + d_1 \cdot \text{DKV1}_t + d_2 \cdot \text{DKV2}_t + d_3 \cdot \text{DKV3}_t + U_{1t}.$$

$$\text{der } \Delta \text{MII45}_{t-i} = \text{MII45}_{t-i} - \text{MII45}_{t-4-i}$$

og U_{1t} er et restledd med de samme egenskaper som restleddene i modell I.

Siden vi her har med et konstantledd må vi, for å unngå perfekt multikollinearitet, kun ha med 3 sesongdummies. Dermed blir 4. kvartal å regne som et referansekvartal og d_1 , d_2 og d_3 gir uttrykk for additive skift i forhold til referansekvartalet. Ved estimeringen var det dessuten nødvendig å legge en konstant til leddet ΔMII45 fordi log-funksjonens definisjonsmengde ikke omfatter de negative tall. Lagfordelingens lengde og utforming tas opp i avsnittet om estimering.

5.3. Ordretilgang fra hjemmemarkedet

I motsetning til ordretilgangslikningen for utemarkedet har vi på hjemmemarkedet tilgang på data som gjør at vi kan anvende investeringsteorien. For investeringene i verkstedsindustrien er det i KVARTS implementert en utvidet versjon av den fleksible akselerator-teorien. Det er derfor naturlig å anvende akselerator-teorien også her og vi skal derfor først gå litt nærmere inn på selve teorien.

Den fleksible akselerator-teorien for en produsents tilpasning tar utgangspunkt i at det eksisterer et fast forhold mellom ønsket kapitalbeholdning K_t og forventet produksjon X_t i periode t . Videre tenker en seg at ikke hele den ønskede nettoinvestering $I_t = K_t - K_{t-1}$ blir realisert, og en baserer seg på såkalte adaptive forventninger hva angår produksjonsutviklingen. Det kan da vises, se f.eks. Jensen og Reymert (1984), at følgende sammenheng mellom investering og endring i produksjonen vil gjelde:

$$I_t = \alpha(L) \cdot \Delta X_t = \alpha(L) \cdot (X_t - X_{t-1})$$

I_t = nettorealinvestering i periode t .

$\alpha(L)$ = en lag-fordeling.

X_t = produksjonen i periode t .

Denne teorien forutsetter imidlertid at det er mulig å finansiere den ønskede utvidelsen av kapitalbeholdningen. Skal finansieringen skje ved lånekapital krever teorien et tilnærmet perfekt lånemarked, dvs. at en fritt kan låne det ønskede beløp til en gitt markedsrente. Siden dette langt fra var tilfelle i Norge i estimeringsperioden åpner vi for egenfinansiering ved å trekke inn brutto-driftsresultatet som en forklaringsvariabel. Driftsresultatet representerer dessuten "lønnsomhet" generelt.

I og med at vi fortsatt antar at hoveddelen av sektorens produksjon for ordre utgjøres av investeringsvarer, vil vi anvende denne investeringsteorien på ordretilgang fra hjemmemarkedet. Dette krever imidlertid at vi har en formening om hvilke sektorer som etterspør disse varene. Selv om vi hadde eksakt kunnskap om dette, er det likevel klart at selv en produksjonsøkning i en sektor som ikke direkte etterspør varer fra sektor 45, via kryssløps- og inntektsvirkninger, kan påvirke etterspørselen

fra verkstedindustrien. Vi har derfor valgt å ta med alle innenrikssektorene i Norge bortsett fra sektor 45. Variabelen for produksjon er kalt X95 og definert:

$$X95 = X10 + X15 + X25 + X30 + X40 + X50 + X55 + X70 + X71 + X80 + X83 + X90 + X92$$

der X_{jj} er bruttoproduksjon i sektor jj . For nærmere spesifisering, se Bowitz og Knudsen (1986).

Videre har vi valgt å la driftsresultatet i de fleste sektorene inngå. Sammenliknet med X95 inneholder imidlertid YK96 (aggregert bruttodriftsresultat) også sektor 45, men ikke offentlig sektor dvs. YK90 og YK92. Dermed har vi følgende definisjon på YK96:

$$YK96 = YK10 + YK15 + YK25 + YK30 + YK40 + YK45 + YK50 + YK55 + YK70 + YK71 + YK80 + YK83.$$

Driftsresultatet må her derfor ikke kun sees som et uttrykk for egenfinansiering av investeringsvarer fra sektor 45, men også mer generelt som et inntektsmål i økonomien. Driftsresultat måles dessuten i verdi og må derfor deflateres. Vi har valgt å bruke basisprisen ved norsk leveranser av vare 45, BH45, som deflator.

I tillegg til endring i produksjon og driftsresultat vil vi også for ordretilgang hjemme la relative priser inngå. Basisprisen sees i forhold til importprisen på sektorens produkter. Og det antas at jo større BH45 er i forhold til PICIF45, desto mindre vil bli etterspurt på hjemmemarkedet. Vi har da følgende generelle form på ordretilgangslikningen:

$$DORD45H = g(\Delta X95, \Delta YK96/BH45, PICIF45/BH45)$$

der DORD45H = ordretilgang fra hjemmemarkedet og følgende antas apriori; $g_i > 0$, $i = 1, 2, 3$. Også her må vi ta stilling til eventuelle lag, sesongsvingninger etc.

I og med at et prisledd inngår også her vil det være ønskelig å ha likningen på loglineær form. Estimeringsresultatene, som omtales senere, viste imidlertid at en slik utforming var uforenlig med fornuftige resultater. Videre vil vi også her anta et visst etterslep fra produksjonsøkning og inntektsøkning til ordretilgangen påvirkes. Dette modelleres ved en lag-fordeling. Sesongvariasjoner antas å forekomme også her, slik at den økonometriske utforming vil inneholde dummies for dette. Imidlertid vil vi forsikre oss om at ordretilgangen ikke øker med mindre produksjon eller driftsresultat øker. Dette oppnås ved å spesifisere likningen uten konstantledd på samme måte som i ordrefullføringslikningen i modell I. Vi har dermed følgende endelige utforming på likningen for ordretilgang innenlands:

$$DORD45H_t = \sum_{i=0}^n a_i \cdot (PICIF45_{t-i}/BH45_{t-i}) + \sum_{i=0}^n b_i \cdot \Delta X95_{t-i} + \sum_{i=0}^n c_i \cdot \Delta YK96_{t-i}/BH45_{t-i}$$

$$+ d_1 (DKVI_t - DKV4_t) + d_2 (DKV2_t - DKV4_t) + d_3 (DKV3_t - DKV4_t) + U_{2t}$$

der n bestemmes ved estimering og U_{2t} antas å oppfylle tidligere nevnte egenskaper.

$$\Delta X95 = X95_t - X95_{t-4}$$

$$\Delta YK96 = YK96_t - YK96_{t-4}$$

5.4. Samlet ordretilgang

Som nevnt innledningsvis vil ordretilgangen i denne modellen inngå i produksjonslikningen. Hittil har vi endogenisert ordretilgang på h.h.v. ute- og hjemmemarkedet. Vi står da overfor to alternativer:

- 1) La ordretilgang ute og hjemme inngå separat i produksjonslikningen.
- 2) Definere total ordretilgang på basis av ordretilgang ute og hjemme, og la denne størrelsen inngå i produksjonslikningen.

For å kunne forsøke begge disse metodene var det derfor nødvendig å beregne samlet ordretilgang. Den opplagte løsningen er å summere ordretilgang fra h.h.v. ute- og hjemmemarkedet. Imidlertid må vi beregne vektorer som avgjør hvor mye hver av variablene skal utgjøre. Vi valgte å la ordretilgang fra utlandet inngå med eksportens andel av bruttoproduksjonsverdien i sektoren og ordretilgang fra hjemmemarkedet ble vektet med den resterende andel av produksjonen. La vektseriene betegnes med h.h.v. VKDOR45U og VKDOR45H. Vi har da:

$$\text{VKDOR45U}_t = \frac{E45_t}{X45_t} \text{ (utemarkedet)}$$

$$\text{VKDOR45H}_t = 1 - \frac{E45_t}{X45_t} \text{ (hjemmemarkedet)}$$

der $E45$ = eksport fra sektor 45 i periode t og t løper over alle kvartaler i perioden.

Vektene er altså løpende. Det er videre klart at summen av disse vektene multiplisert med h.h.v. indeksen for ordretilgang ute og hjemme ikke blir nøyaktig lik den indeksen vi allerede kjenner for total ordretilgang. Vi beregner derfor et korreksjonsledd, DOR45KOR , residualt på følgende måte:

$$\text{DOR45KOR}_t = \text{DORD45I}_t - \text{VKDOR45U}_t \cdot \text{DORD45U}_t - \text{VKDOR45H}_t \cdot \text{DORD45H}_t$$

Vi får dermed følgende likning for total ordretilgang:

$$\text{DORD45I}_t = \text{VKDOR45U}_t \cdot \text{DORD45U}_t + \text{VKDOR45H}_t \cdot \text{DORD45H}_t + \text{DOR45KOR}_t$$

5.5. Produksjonsbeslutningslikningen

I modell I ble produksjonen bestemt av ordreservens som igjen kunne begrunnes med utgangspunkt i en teori for optimal ordreserve. I modell II vil vi, bl.a. for å forenkle, la ordretilgangen inngå som forklaringsvariabel. Samtidig vil vi også forbedre den svakhet som besto i at etterspørselen ble utelatt. Det gjør vi ved å utnytte kvantums kryssløpet for sektoren.

Begrunnelsen for å la ordretilgangen inngå i produksjonslikningen bygger på rent atferdsmessige forhold ved produksjonen. Gitt at ingen ordrer kanselleres vil all ordretilgang bli satt i produksjon. Hvor lang tid det tar vil avhenge av ordreservens størrelse og dermed også av fullføringstakten. Imidlertid kan vi tenke oss at noe av de nye ordrene blir satt i produksjon umiddelbart, mens det også kan ta forholdsvis lang tid før igangsetting skjer. Dette tilsier en forholdsvis lang laglengde.

Avgjørelsen om hvorvidt ordretilgang totalt eller ordretilgang ute og hjemme skulle inngå separat ble tatt etter å ha estimert begge alternativer. Ut fra resultatene så vi at med ordretilgang totalt fikk vi en noe bedre DW, mens føyningen ble noe dårligere. T-verdiene var lavere i tilfellet med oppsplittet ordretilgang, men likevel signifikante. Ingen av disse forhold favoriserer noen av alternativene. Koeffisientene for ute- og hjemmemarkedet har forskjellig verdi og summen av dem er heller ikke nøyaktig lik koeffisientene i det andre tilfellet. Dette medfører at vi velger å la ordretilgang ute og hjemme inngå separat i produksjonsbeslutningslikningen.

En annen endring som ble gjort sammenlignet med modell I, er at vi anvender bruttoproduktet, Q45, i stedet for bruttoproduksjonen, X45, som mål på produksjonen. Årsaken er at dette bedret DW-verdien betraktelig. Grunnen til at bruk av X45 medførte positiv autokorrelasjon ligger i at sektoren har store interne vareinnsatsleveranser (se forøvrig senere i avsnittet der etterspørselsdelen behandles). Disse vil igjen være avhengig av hvordan sektoren inndeles. Jo flere undergrupper, desto større intern vareinnsats. I løpet av perioden har denne undergrupperingen blitt endret slik at vareinnsatsen utgjør en stadig større del av sektorens bruttoproduksjon. Dette medfører i vårt tilfelle en syklisk utvikling i residualene som derved forårsaker en lav verdi på DW-observatoren. Ved å bruke Q45 unngår vi dette problemet.

Ettersom etterspørselsvariablene i KVARTS er forandret fra den versjonen der ordrelinkingene inngikk, var det nødvendig å finne nye variable som kunne representere etterspørsel etter lagerproduserte varer fra sektor 45. I og med at ordretilgangen skulle forklare etterspørsel fra utlandet og etter investeringsvarer innenlands, var vi her spesielt interessert i konsum- og vareinnsatsetterspørsel på hjemmemarkedet.

For å finne ut hva sektoren leverer mest av så vi nærmere på kryssløpskoeffisientene i den såkalte kvantumkryssløpslikningen for sektoren. Her finner vi kryssløpskoeffisienter som gir uttrykk for hvor mye sektor 45 sine leveranser utgjør av total vareinnsats og konsum i de ulike sektorer og konsumkategorier. Vi var derfor ute etter de største koeffisientene. De som pekte seg ut var vareinnsatskoeffisientene til sektorene 45, 50, 55 og 60 og konsum til kategori 40, andre varige konsumgoder. Koeffisientene er fra KVARTS-85 versjonen og beregnet på grunnlag av nasjonalregnskapet.

Etterspørselskategori:	Kryssløpskoeffisient
Egen vareinnsats	0,3668
Vareinnsats til sektor 50, verftsindustri	0,3697
" " " 55, bygg og anlegg	0,1703
" " " 65, oljeutvinning	0,3529
Konsum av andre varige goder	0,2217

Sektor 45 står altså for ca. 37% av sin egen vareinnsats og for vareinnsatsen i verftsindustrien. Omlag 17% av vareinnsats i bygg og anleggssektoren og 35% i oljeutvinning kommer fra sektor 45. I tillegg leverer sektor 45 ca. 22% av varene som går til konsum av andre varige goder.

I og med at det er bruttoproduktet og ikke bruttoproduksjonen vi skal forklare, er det naturlig å utelate egen vareinnsats. Videre forenkler vi ved å anta at bedriftene reagerer likt på etterspørsel etter vareinnsatsvarer fra ulike sektorer og konsumvareetterspørsel. Derfor er det naturlig å slå sammen de komponentene vi ønsker å ha med, dvs. kryssløpskoeffisientene multiplisert med total vareinnsats og konsum i de respektive sektorer. Den nye etterspørselsvariablen, her kalt E, vil dermed se slik ut:

$$E = 0,3697 \cdot M50 + 0,1703 \cdot M55 + 0,3529 \cdot M65 + 0,2217 \cdot C40$$

For å komplettere likningen mangler nå kun sesongvariable. Her lar vi de inngå med en variabel for hvert kvartal og dermed utelates et eget konstantledd. Dette gjør at vi har denne utformingen på produksjonsbeslutningslikningen:

$$\begin{aligned}
 Q45_t = & \sum_{i=0}^n a_i \cdot DORD45H_{t-i} + \sum_{i=0}^n b_i \cdot DORD45U_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^n c_i \cdot (0,3697 \cdot M50_{t-i} + 0,1703 \cdot M55_{t-i} + 0,3529 \cdot M65_{t-i} + 0,2217 \cdot C40_{t-i}) \\
 & + d_1 \cdot DKV1_t + d_2 \cdot DKV2_t + d_3 \cdot DKV3_t + d_4 \cdot DKV4_t + U_{3t}.
 \end{aligned}$$

der U_{3t} antas å ha de vanlige egenskaper.

Vi har altså valgt å bruke lag også på etterspørselsvariabelen, men det er klart at denne lagfordelingen ikke vil gå over særlig mange kvartaler. Det ligger jo i opplegget at denne etterspørselen retter seg mot ferdige produkter og varer som produseres for lager og som derfor ikke krever så lang produksjonstid.

5.6. Estimering

Likningene for produksjon og ordretilgang fra hjemme- og utemarkedet må estimeres. Her vil vi ikke gå inn på alle de ulike alternativene som ble forsøkt, men konsentrere oppmerksomheten om de endelige resultater. Det er dessuten slik at de likningene vi allerede har presentert delvis er et resultat av estimeringen. De endelige valg ble gjort ut fra de samme kriterier som i modell I. Problemene var størst ved estimering av ordretilgangslikningen for hjemmemarkedet.

For produksjonslikningen falt valget på en spesifikasjon der ordretilgangen ute og hjemme er lagget 12 kvartaler og etterspørselsvariabelen 4 kvartaler. Estimeringsperioden gikk fra 1976 1. kvartal til 1985 4. kvartal. Lagfordelingen til koeffisienten foran etterspørselsleddet følger et 1. gradspolynom, mens fordelingen til ordretilgangskoeffisientene følger 2. gradspolynomer. For alle variable pålegges lagfordelingen halerestriksjoner. De viktigste resultatene ble:

Koeffisient	Punktestimat	T-verdi
a_0	0,79	1,46
a_1	0,85	1,96
a_2	0,88	2,43
a_3	0,89	2,61
a_4	0,88	2,52
a_5	0,85	2,33
a_6	0,79	2,14
a_7	0,71	1,97
a_8	0,61	1,84
a_9	0,49	1,73
a_{10}	0,35	1,64
a_{11}	0,19	1,56

Koeffisient	Punkttestimat	T-verdi
b ₀	0,45	1,13
b ₁	0,63	2,03
b ₂	0,77	3,03
b ₃	0,86	3,71
b ₄	0,92	3,9
b ₅	0,95	3,8
b ₆	0,93	3,6
b ₇	0,87	3,43
b ₈	0,77	3,27
b ₉	0,64	3,14
b ₁₀	0,46	3,03
b ₁₁	0,25	2,93
c ₀	0,09	2,29
c ₁	0,06	2,29
c ₂	0,04	2,29
c ₃	0,02	2,29
d ₁	-158,11	-0,24
d ₂	-435,78	-0,66
d ₃	-669,48	-1,02
d ₄	-145,33	-0,22

DW = 2,04

RSQ = 0,9994

SER/LHSMEAN (%) = 2,71

DW-observatoren har verdien 2,04, ligger i det sikre området og indikerer ingen autokorrelasjon. Alle koeffisientene har riktig fortegn og samtlige er signifikante, dog med unntak av sesongvariablene. For disse setter vi imidlertid ikke så strenge krav til signifikans. Verdien av d₃ antyder som ventet lav produksjon i 3. kvartal.

Angående tolkning av koeffisientene er det vanskelig å si noe om a-ene og b-ene siden DORD45U og DORD45H er indekser. Imidlertid ser vi at a-ene starter på 0,8, øker til 0,9 for så å falle til 0,2, mens b-ene starter på 0,5, øker til 0,95 for deretter å avta igjen. Dette impliserer at ved en simultan like stor ordretilgangssøkning vil hjemmemarkedet få størst leveringer i begynnelsen, mens det tar lenger til for hovedtyngden i leveransene til utlandet kommer. Dette virker rimelig. For c-ene ser vi at summen er 0,21, noe som vil si at en økning i etterspørselsvariabelen vil medføre at produksjonen i løpet av 4 kvartaler øker med 21% av økningen i etterspørselen. Resten av etterspørselsøkningen vil måtte dekkes ved å bygge ned lageret.

Stort bedre føyning enn en RSQ på 0,999 er det ikke mulig å oppnå. Likeledes antyder verdien på forholdet mellom SER og LHSMEAN god føyning. Totalt sett er derfor estimeringsresultatene for denne likningen gode.

Vi vil nå se nærmere på ordretilgangslikningen for hjemmemarkedet. Som nevnt tidligere var denne likningen vanskelig å estimere, noe som bl.a. førte til at den ikke ble spesifisert på log-form. Dette medfører tolkningsproblemer angående priskoeffisientene. Etter en del estimeringer kom vi imidlertid fram til en utforming med 12 lag på prisvariabelen, produksjons- og driftsresultatvariabelen. Imidlertid gav koeffisientene i periode t og t-1 for prisvariabelen galt fortegn slik at disse er utelatt ved spesifisering av lagkoeffisienten.

Lagfordelingene til prisvariabelen og bruttoproduksjonsvariabelen ble pålagt 2. gradspolynom, mens lagfordelingen til bruttodriftsresultatvariabelen ble pålagt 1. gradspolynom. Estimeringsperioden var 1970 1. kvartal til 1982 4. kvartal, hvilket gir 52 observasjoner. De viktigste resultatene ble:

Koeffisient	Punktestimat	T-verdi
a ₀	3,20	6,32
a ₁	5,76	6,32
a ₂	7,67	6,32
a ₃	8,95	6,32
a ₄	9,59	6,32
a ₅	9,59	6,32
a ₆	8,95	6,32
a ₇	7,67	6,32
a ₈	5,76	6,32
a ₉	3,20	6,32
b ₀	0,0004	0,92
b ₁	0,0008	2,17
b ₂	0,0011	3,40
b ₃	0,0013	4,08
b ₄	0,0014	4,23
b ₅	0,0015	4,15
b ₆	0,0015	4,03
b ₇	0,0014	3,88
b ₈	0,0013	3,79
b ₉	0,0011	3,67
b ₁₀	0,0008	3,59
b ₁₁	0,0004	3,52
c ₀	0,0023	2,3
c ₁	0,0021	2,3
c ₂	0,0019	2,3
c ₃	0,0017	2,3
c ₄	0,0015	2,3
c ₅	0,0013	2,3
c ₆	0,0011	2,3
c ₇	0,0009	2,3
c ₈	0,0008	2,3
c ₉	0,0006	2,3
c ₁₀	0,0004	2,3
c ₁₁	0,0002	2,3
d ₁	-5,13	-1,51
d ₂	-4,88	-1,43
d ₃	-11,76	-3,45

DW = 1,47

RSQ = 0,989

SER/LHSMEAN (%) = 11,27

En DW på 1,47 vil i en test på 5 %-nivå ikke føre til forkastning av en nullhypotese om at restleddene ikke er seriekorrelerte. Det usikre området i tilfellet med 7 regressorer og 50 observasjoner går ifl. Stewart og Wallis (1981) fra 1,246 til 1,875 slik at vår DW-observator havner i dette området. Vi kan altså hverken benekte eller bekrefte hypotesen om autokorrelasjon.

T-verdiene er jevnt over store. Med unntak av b_0 er alle koeffisientene signifikant forskjellig fra 0 på 5 %-nivå. Dette gjelder ikke koeffisientene foran sesongdummiene.

Vi ser videre at føyningen målt ved SER/LHSMEAN er god slik at resultatene totalt sett anses som brukbare.

Likningen for ordretilgang fra utlandet ble estimert over perioden 1973 1. kvartal til 1982 4. kvartal. DORD45U begrenser estimeringsperioden i starten, mens et unormalt forløp for importprisene (PICIF45) gjør at vi, som i den forrige likningen, ikke tar med observasjoner fra 1983 til 1986. Likningen ble spesifisert med 4 lag både på priskoeffisienten og markedscoeffisienten. Videre ble lagpolynomet pålagt å følge et 1. gradspolynom, og som før ble halerestriksjoner anvendt. Resultatene ble:

Koeffisient	Punkttestimat	T-verdi
a_0	0,049	2,82
a_1	0,037	2,82
a_2	0,025	2,82
a_3	0,012	2,82
b_0	-0,10	-0,58
b_1	-0,08	-0,58
b_2	-0,05	-0,58
b_3	-0,03	-0,58
c	4,75	31,23
d_1	-0,16	-2,69
d_2	-0,16	-2,63
d_3	-0,29	-4,78

DW = 1,89

RSQ = 0,53

SER/LHSMEAN (%) = 2,72

DW-observatoren er her meget god (ligger i det sikre området) og vi kan se bort fra autokorrelasjon. T-verdiene for markedscoeffisientene er meget signifikante, nærmere bestemt på 1% -nivå. Priselastisitetene derimot, har svake t-verdier, men dog riktig fortegn. Summen av disse lagkoeffisientene er -0,26 og dette er altså priselastisiteten i løpet av 4 kvartaler. Prisvariabelen sees som så viktig å ha med i likningen at de lave T-verdiene neglisjeres. Både sesongkoeffisientene og konstantleddet er meget signifikant og bør derfor være med.

Når det gjelder føyning ser vi at RSQ er 0,53 dvs. at høyresiden forklarer 53% av variasjonen i venstresidevariabelen. SER/LHSMEAN er 2,72%, noe som må sies å gi uttrykk for god føyning. Totalt sett sier vi oss rimelig godt fornøyd med denne likningen i og med at tilnærmingen til teorien er ganske vag både når det gjelder markedsindikatoren og importprisene som kun er en tilnærming til de riktige prisene.

Vi har nå et komplett sett med 3 estimerte likninger som tilsammen utgjør modell II. Det vil således være mulig å studere føyninger og skiftvirkninger ved å simulere som ved modell I, i avsnitt 4. I og med at disse likningene skal anvendes i KVARTS er det imidlertid interessant å trekke inn flere av likningene derfra for å se hvordan våre likninger fungerer i KVARTS. Dette blir gjort i neste avsnitt.

6. Føyning og skiftanalyse av modell II

6.1. Innledning

Utgangspunktet for dette avsnittet er et ønske om å undersøke hvordan de tre likningene som ble estimert i avsnitt 5 fungerer i KVARTS. En måte å gjøre det på er å trekke de rett inn i totalmodellen. Her skal vi imidlertid heller danne en mindre modell som skal forklare kvantumsstørrelsene i sektor 45. Dette gjøres ved å la alle kvantumsvariablene og samtlige priser være eksogene. Vi står dermed igjen med noen likninger som vil bestemme viktige størrelser som produksjon, import, eksport, lagerendring og investeringer i sektor 45.

Det er flere problemer beheftet ved å lage en slik modell. Et problem er at likningene i avsnitt 5 ble estimert i 1980-priser, mens likningene som skal brukes nå må hentes fra 1985-versjonen av KVARTS og noen av variablene i denne finnes ikke i 1980-priser. Et annet problem er å avgrense modellen på en måte som gjør den interessant uten at den blir altfor stor.

6.2. Modellen

Modellen vil ialt bestå av 16 likninger som bestemmer like mange endogene variable. Her skal vi ikke gå i dybden når det gjelder å begrunne relasjonene da dette er gjort i avsnitt 5 og i annen litteratur om KVARTS. Likevel er det nødvendig med en kort beskrivelse av likningene og problemer ved anvendelsen av dem.

Endogene variable:

DORD45H - Volumindeks for ordretilgang fra hjemmemarkedet.
 DORD45U - " " " " " " " " utlandet.
 DSV45 - Lagerendring, vare 45, volum.
 E45 - Eksport av vare 45.
 ICIF45 - Import av vare 45.
 JB45 - Nyinvesteringer i bygninger i sektor 45.
 JB99 - Aggregerte nyinvesteringer i bygninger.
 JM45 - Nyinvesteringer i maskiner i sektor 45.
 JM99 - Aggregerte nyinvesteringer i maskiner.
 KB45 - Kapitalbeholdning av bygninger i volum.
 KM45 - " " " " maskiner " "
 M45 - Vareinnsats i sektor 45 i volum.
 QDB45 - Kapitalslit for bygninger i volum.
 QDM45 - " " " maskiner " "
 Q45 - Bruttoprodukt i sektor 45 i volum.
 X45 - Bruttoproduksjon " " "

Eksogene variable:

Cii - Privat konsum, kategori ii.
 DI45kjj - Relative importandeler for vare 45 til anvendelse k i forhold til basisår.
 DPRR5k45 - Depresieringsrate for kapitalart k i sektor 45.
 DSVI45 - Importvarelager av vare 45.
 IE45 - En korreksjonsvariabel som gjør at importlikningen er i balanse.
 Jkjj - Nyinvesteringer i art k, sektor jj.
 KVFIKSE - Andel av sektor 10's maskininvesteringer i skip.
 MII45 - Volumindeks for import hos våre viktigste handelspartnere av vare 45.
 Mjj - Vareinnsats sektor jj, volum.
 PE45 - Eksportprisindeks vare 45.

- PICIF45 - Prisindeks for ICIF45.
 PX45 - " " " X45.
 T.AM45 - Forholdet mellom vareinnsats og bruttoproduksjonen.
 U45 - Restledd som sikrer at kvantumskryssløpet balanserer. Ble residualt beregnet.
 Xii - Bruttoproduksjon sektor ii, volum.
 YK45 - Bruttodriftsresultat sektor 45, verdi.
 X95 - Se avsnitt 5.3.
 YK96 - " " 5.3.

For nærmere dokumentasjon av sektorer, varekategorier etc. se Bowitz og Knudsen (1986).

Modellens relasjoner:

1. Importlikningen.

$$1,00711 \cdot ICIF45 - IE45 - DSVI45 = 2054,29 + \sum m_j \cdot DI45M_j \cdot M_j + \sum c_i \cdot DI45C_i \cdot C_i + \sum n_j \cdot DI45JK_j \cdot JK_j + \text{sesong.}$$

der j - sektor

i - konsumkategori

k - kapitalart dvs. B-bygninger, M-maskiner O-oljeutv. mv. og S-skip mv.

m_j, c_i, n_j - importtilbøyeligheter som også justerer størrelsene til basisverdi.

2. Kvantumskryssløpet.

$$1,00711 \cdot ICIF45 + \sum a_j \cdot X_j = \sum b_j \cdot A_j + DSV45 + U45$$

der a_j og b_j er kryssløpskoeffisienter

A_j er etterspørsel til vareinnsats, konsum, investering og eksport.

Oppsplittet i likningen.

3. Vareinnsats.

$$M45 = T \cdot AM45 \cdot X45$$

4. Eksportlikning.

$$\log(E45) = a + \sum_{i=0}^9 b_i \cdot \log(PE45_{t-i}/PICIF45_{t-i}) + \sum_{i=0}^7 c_i \cdot \log(MII45_{t-i}) + \text{sesong.}$$

Investeringslikninger.

$$5. \Delta KB45_t = d \cdot (\Delta KB45_{t-1}) + \sum_{i=0}^{15} e_i \cdot (\Delta X45_{t-i}) + \text{sesong.}$$

$$6. \Delta KM45_t = f \cdot \Delta KM45_{t-1} + \sum_{i=0}^{11} g_i \cdot [(YK45_{t-i} / (PJB45_{t-i} \cdot KB45_{t-i-1} + PJM45_{t-i} \cdot KM45_{t-i-1}))] + \text{sesong.}$$

$$7. JB45_t = \Delta KB45_t + QDB45_t$$

$$8. JM45_t = \Delta KM45_t + QDM45_t$$

$$9. QDB45_t = 1/A.ELTB45 \cdot \sum JB45_{t-i} + DPRR5B45 \cdot KB45_{t-5}$$

$$10. QDM45_t = 1/A.ELTB45 \cdot \sum JM45_{t-i} + DPRR5M45 \cdot M45_{t-5}$$

$$\text{der } \Delta Kk45_t = Kk45_t - Kk45_{t-1}, k=M,B \quad \Delta X45_t = X45_t - X45_{t-4}$$

$$11. JB99 = \sum JB_j$$

$$12. JM99 = \sum JM_j$$

13-15. Som i modell II

$$16. Q45 = X45 - M45.$$

Kort forklaring til relasjonene:

1. Importlikningen bestemmer importen som funksjon av vareinnsats-, konsum- og bruttoinvesterings- etterspørsel. Siden importtilbøyelighetene endres over tid multipliseres disse med DI-ene som er satt lik 1 i 1985. Dette skapte et problem i og med at simuleringene skulle foregå i 80-priser. En løsning kunne være å deflatere alle DI-ene. Vi valgte heller å legge til gjennomsnittlig feil i 1980 ved simulering på kun denne likningen. Derfor er størrelsen 2054,29 lagt til høyresiden.
2. Kvantumskryssløpslikningen bestemmer i vår modell varelagerendringen i sektor 45. Høyresiden viser tilgang av vare 45. Den blir produsert i en rekke sektorer hvorav sektor 45 står for nesten 80%. I tillegg kommer importen av varen. Venstresiden viser anvendelsene som består av h.h.v. vareinnsats, konsum, bruttoinvestering og eksport. U45 er et restledd som gjør at likningen er i balanse.
3. Denne likningen definerer vareinnsatsen som andel av bruttoproduksjon.
4. Eksportetterspørselen er en funksjon av forholdet mellom eksportpris og importpris foruten markedsindikatoren MII45.
5. Likningen bestemmer endringen i kapitalbeholdningen av bygninger som funksjon av endring i den samme beholdning en periode tidligere i tillegg til årlig endring i produksjonen jf. akselerasjonsprinsippet.

6. Likningen bestemmer endring i maskinkapitalbeholdning som en funksjon av den samme variabelen lagget 1 kvartal og bruttodriftsresultatet i sektoren deflatert med verdien av h.h.v. bygnings- og maskinkapital.
- 7 og 8. Disse likningene gir nyinvesteringer i bygninger og maskiner uttrykt ved endringene i kapitalbeholdningene tillagt depresieringen.
- 9 og 10. Disse likningene gir depresieringen for hver kapitalart som en funksjon av summen av tidligere investeringer og kapitalbeholdningen 5 kvartaler tidligere multiplisert med sine respektive depresieringsrater.
- 11 og 12. Disse likningene gir aggregerte investeringer dvs. summen av investeringene i alle sektorer. Likningene er nødvendig å ha med fordi det er aggregerte investeringer som inngår i importlikningen og kvantumskryssløpet.
- 13-15. Viser til modell II, avsnitt 5.
16. Definerer sammenhengen mellom bruttoprodukt, vareinnsats og bruttoproduksjon

6.3. Føyning

For å teste modellens egenskaper ble det foretatt dynamisk simulering på samme måte som i avsnitt 4. Ved simuleringen beregner modellen først verdiene på ordretilgangen ute og hjemme da disse kun avhenger av eksogene variable. Riktignok inngår driftsresultatet i sektor 45 i likningen for ordretilgang fra hjemmemarkedet, men da det krevde uforholdsmessig mye å få endogenisert dette driftsresultatet ble det utelatt. Etter at ordretilgangen er beregnet kan bruttoproduktet beregnes, og ettersom ingen variable virker tilbake på disse blir føyningen identisk med hva vi ville fått ved simulering på modell II.

Den videre beregning ved simulering er også sterkt rekursiv. Vareinnsats og bruttoproduksjonsverdi blir imidlertid simultant bestemt ved likningene 3 og 16. Videre bestemmes så kapitalbeholdning av bygninger, investering og kapitalslit simultant og tilslutt aggregerte investeringer i bygninger. Tilsvarende er beregningen for investeringer i maskiner. Når alle disse størrelsene er beregnet kan importen bestemmes og når så i tillegg eksporten blir tallfestet kan varelagerendringen bestemmes residualt i kvantumskryssløpet. Dette medfører at alle feil modellen måtte gjøre underveis tilslutt vil slå ut i lagerendringen.

Perioden som modellen kunne simuleres over var fra 1976 1. - 1985 4. Det ble altså foretatt vanlig dynamisk simulering ved at modellen v.h.a. eksogene og laggede endogene variable beregner løpende endogene variable. Disse blir så sammenlignet med de historiske endogene variable i perioden.

La oss så se nærmere på føyningen for de enkelte variable. Føyningen for lagerendringen er som vi ser av fig. 6.1. meget bra fram til 1984. Modellen treffer langt under faktisk verdi i 1984 - 1986. For å undersøke dette nærmere må vi studere føyningen til de andre variablene. Imidlertid er det en svakhet at feilene øker med tiden da dette kan indikere at feilene hopper seg opp.

Fig. 6.2. viser modellberegnet og faktisk verdi for importen av vare 45. Her finner vi igjen mye av utviklingen i lagerendringen. Både i 3. kvartal i 1981 og i perioden 1984 - 1986 treffer modellen under den historiske verdien. Årsaken til at modellen overberegner lagernedbyggingen er altså at den underberegner importen slik at tilgangen av vare 45 blir for liten.

Fig.6.1.Historisk og simulert verdi.Lagerendring vare 45 i volum.

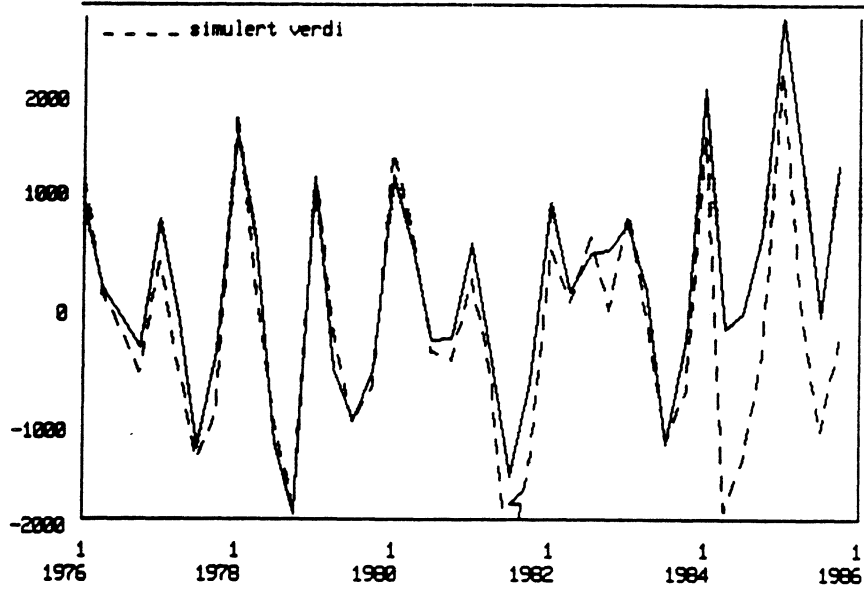
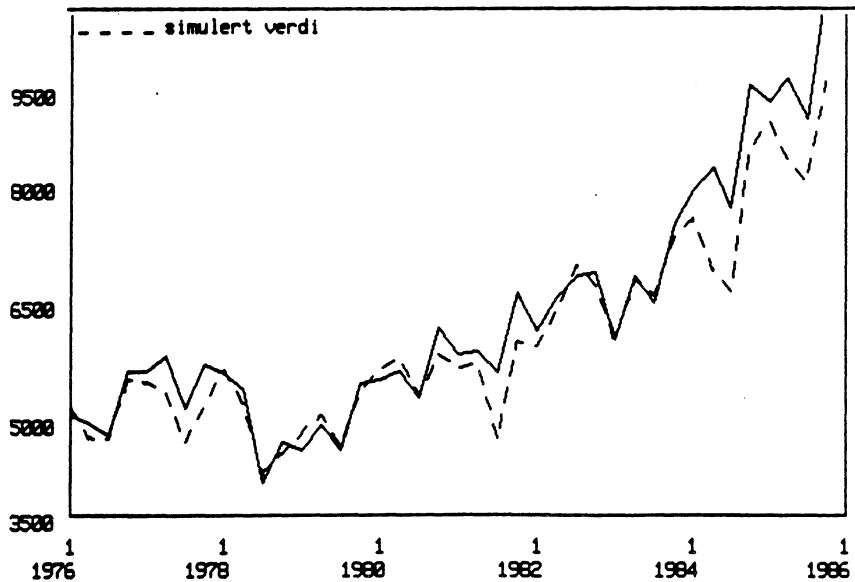


Fig.6.2.Historisk og simulert verdi.Import av vare 45 i volum.



I fig. 6.3. ser vi at investeringene i bygninger, særlig i årene 1977 - 1981, blir kraftig underberegnet. Dette skyldes særlig at den ikke er istand til å fange opp de ekstraordinære oljeinvesteringene i Nordsjøen i denne perioden. Føyningen for investering i maskiner er bedre, selv om det ser ut til at den modellberegnete serien stort sett følger et sesongmønster og derved ikke klarer å fange opp større utslag i den faktiske serien. Når den svake føyningen for investeringene ikke får noen stor betydning for import og lagerendring skyldes det at det er de aggregerte investeringer som inngår og her blir feilene små siden investeringene i de andre sektorene er eksogene.

Fig.6.3.Historisk og simulert verdi.Nyinvesteringer i bygninger i sektor 45 i volum.

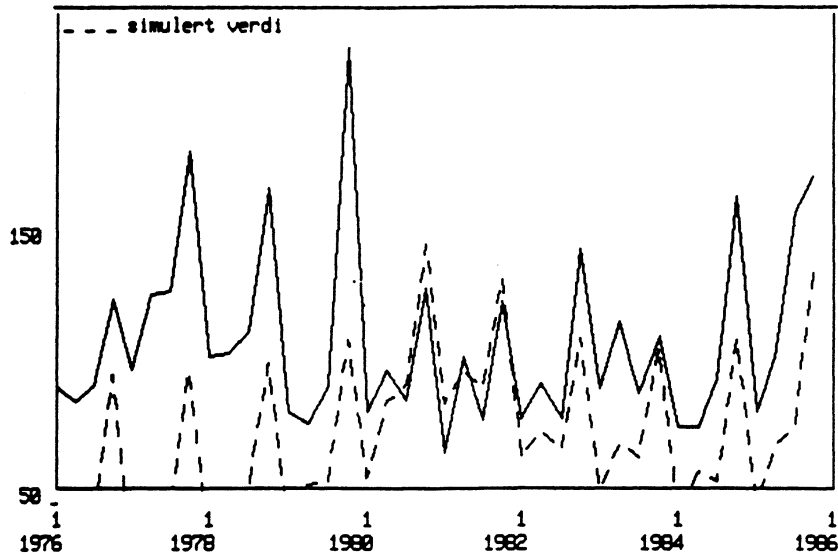


Fig.6.4.Historisk og simulert verdi.Nyinvesteringer i maskiner i sektor 45 i volum.

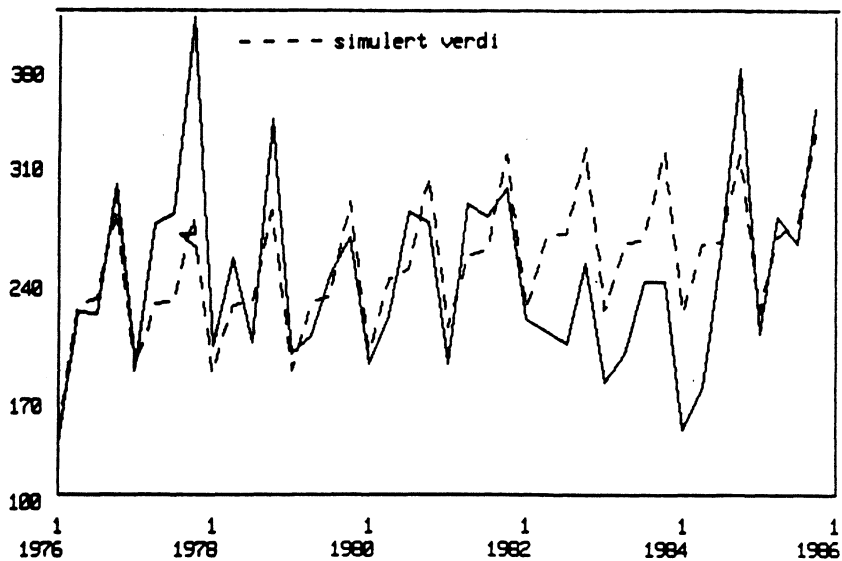


Fig. 6.5. er mer interessant siden den gjelder bruttoproduktet i sektoren og er et resultat av estimeringene i avsnitt 5. Som vi ser er føyningen jevnt over meget god, også i perioden etter 1983 dvs. utenfor estimeringsperioden for ordretilgang fra utlandet og ordretilgang innenlands.

I fig. 6.6. ser vi føyningen til ordretilgang fra utlandet. En svakhet her, som for investeringer i maskiner, er at den modellberegnete serien i stor grad følger et sesongmønster. Dette stemmer bra overens med de sterkt signifikante verdiene på sesongvariablene i likningen for ordretilgang fra utemarkedet. Men likevel er det en svakhet at ikke sterke utslag i den historiske serien fanges opp ved simuleringen. Spesielt ser vi dette i slutten av 1984. Likevel har altså dette ikke merkbare konsekvenser for føyningen til bruttoproduktet.

Fig.6.5.Historisk og simulert verdi.Bruttoproduktet i sektor 45 i volum

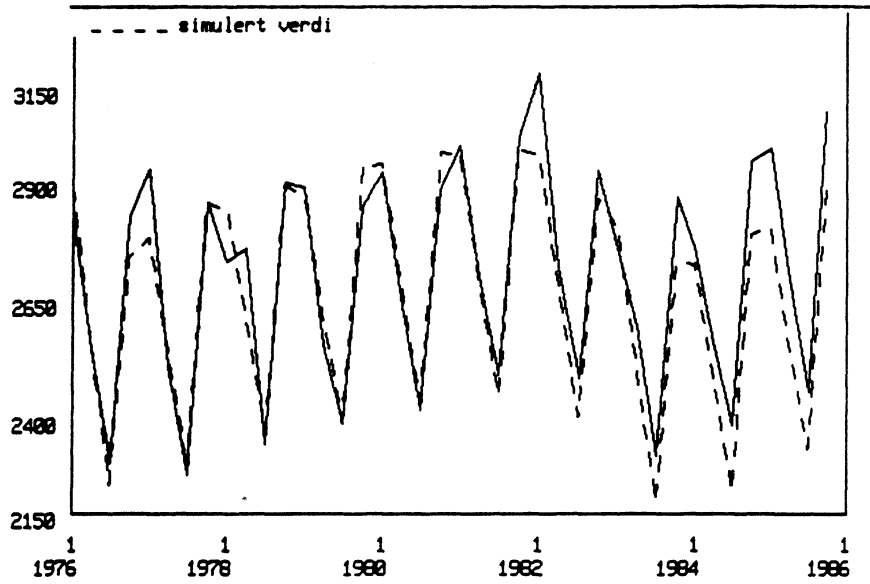


Fig.6.6.Historisk og simulert verdi.Ordretilgang fra utlandet.Volumindeks

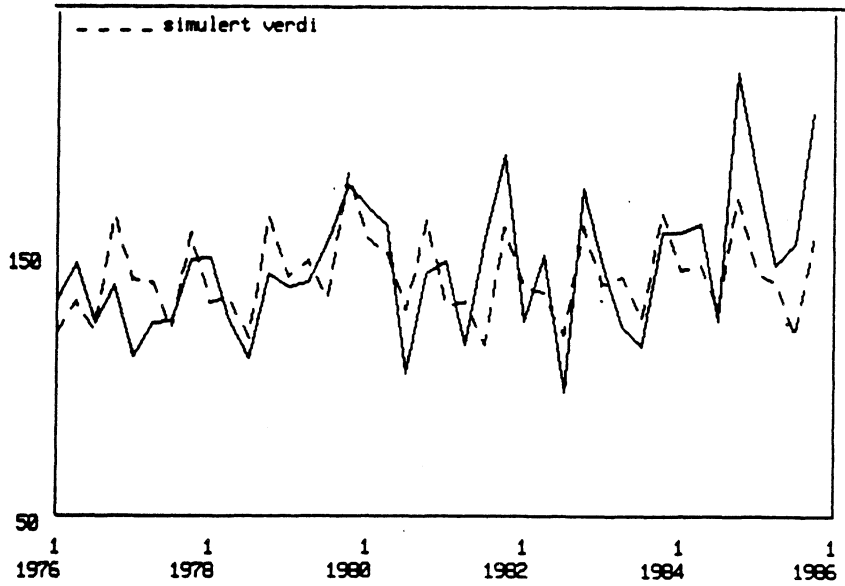
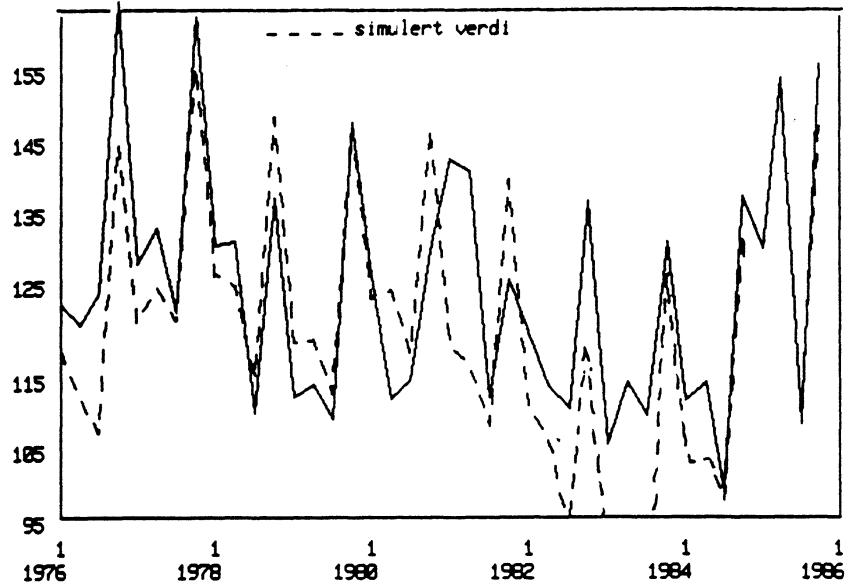


Fig.6.7.Historisk og simulert verdi.Ordretilgang innenlands.Volumindeks.



Føyningen for ordretilgang innenlands ser vi i fig. 6.7. Den modellberegnete serien treffer både over og under den faktiske, noe som viser at feil ikke kumuleres etterhvert. Spesielt dårlig er treffene i årene 1982 - 1984. Det er vanskelig å forklare den kraftige underberegningen i 1983, men dette er i hvertfall i post-sampel perioden for likningen. Ellers treffer modellen jevnt over den historiske serien bra.

Som i modell I vil vi også her se litt på RRMSE for de ulike variable. Føyningen er bedre desto lavere verdien på RRMSE er, og størrelsen er egnet til å sammenligne ulike modeller og ulike simuleringsperioder. Det er f.eks. interessant å studere føyningen for bruttoproduktet også etter estimeringsperioden for ordretilgangen. Derfor ble RRMSE beregnet både for perioden 1976 1 - 1982 4 og for perioden 1976 1 - 1985 4.

Tabell 6.1.

Variabel	RRMSE(%)	
	Periode	
	1976 1 - 1982 4	1976 1 - 1985 4
Q45	2,85	3,63
X45	2,84	3,72
DORD45H	9,25	10,93
DORD45U	12,68	14,12

Det rimelige resultatet vil være at føyningen blir dårligere, dvs. RRMSE større, når post-sampel perioden for en variabel inkluderes. Innenfor estimeringsperioden er jo likningen føyd best mulig til data. I tab. 6.1. ser vi at RRMSE øker for både DORD45H og DORD45U når postsampel perioden inkluderes, noe som altså er rimelig. Ved dynamisk simulering vil dette også gi seg utslag i RRMSE for Q45 og X45, og vi ser at disse også øker når perioden forlenges. Isolert sett er dessuten RRMSE på rundt 3% lavt.

Nå kan det også være interessant å sammenlikne føyningen i modell I med det vi har oppnådd i modell II for bruttoproduksjonen X45. For å få et godt sammenlikningsgrunnlag simulerte vi på modell I

i de samme periodene som for modell II. Det gav følgende resultater; For perioden 1976 1 - 1982 4 ble RRMSE for X45 4,9 og for perioden 1976 1 - 1985 4 ble størrelsen 5,98. Uansett hvilken av periodene vi holder oss til er altså RRMSE betydelig lavere i modell II enn i modell I. Holder vi oss til sampeleperioden i begge modeller, dvs. 1976 1 - 1982 4, har RRMSE falt fra 4,9 til 2,84. I tillegg til tidligere argumenter for modell II sammenliknet med modell I, styrker dette altså valget av utformingen i modell II.

Til slutt vil vi påpeke at simulering på utvidelsen av modell II ikke gir særlig interessante resultater fordi modellen er så rekursiv. Eksporten blir jo f.eks. bestemt helt uavhengig av de andre variablene. Føyningen til bruttoproduktet har liten innvirkning på totale investeringer osv. Mer interessant vil det derfor være å se på virkninger av skift i noen eksogene variable. Det er temaet for neste avsnitt.

6.4. Skiftanalyse

I den nåværende versjonen av KVARTS er produksjonen i sektor 45 etterspørselsbestemt i kvantumskryssløpet. Med de 3 nye relasjonene (modell II) vil ordretilgang og direkte konsum- og vareinnsats-etterspørsel bestemme produksjonen. Det vil derfor være interessant å undersøke hvordan dette slår ut i totalmodellen. I vår kvantummodell får vi påvist noen av endringene og pekt på sterke og svake sider ved den nye utformingen ved å foreta skiftanalyser på modellen.

Som for modell I beregnes først en referansebane ved dynamisk simulering der sesongdummyene settes lik 0,25. Deretter endres den respektive eksogene serien og dynamisk simulering foretas nok en gang slik at vi får laget skiftserier. Avviket mellom skiftverdiene og referanseverdiene oppfattes som virkningen på de endogene variable av skiftet i den eksogene variabelen. I motsetning til i en statisk modell får vi her vist overgangen fra et likevektsnivå til et annet for de endogene størrelsene.

Det er mange muligheter med hensyn til hvilke eksogene variable eller kombinasjoner av disse som kan endres. Her er det imidlertid naturlig å utføre skiftanalyser ved å endre de eksogene variable som påvirker ordretilgang og bruttoproduktet, og se hvordan disse endringene påvirker de andre endogene variablene i modellen. Likevel må vi gjøre et utvalg av de aktuelle variablene og vi velger da noen som gir ulike virkninger rent kvalitativt. Først skal vi se nærmere på et varig skift i eksportprisen. Deretter studeres økninger i h.h.v. produksjonsvariabelen X95 og konsumentetterspørselen C40, og tilslutt ser vi litt på en kombinasjon av de to siste skiftene. Da modellen inneholder i alt 16 endogene variable skal vi kun gå nøye inn på virkningen på de fleste av dem av redusert eksportpris, mens hovedoppmerksomheten vies lagerendringen i de andre skiftanalysene.

a) Redusert eksportpris

Både eksportprisen, importen og markedsindikatoren inngår både i eksportlikningen og i likningen for ordretilgang fra utlandet. Det er derfor naturlig å foreta et skift i en av disse variablene og valget falt på eksportprisen.

En reduksjon i eksportprisen med 1% vil initialt medføre både økt eksportetterspørsel og økt ordretilgang fra utlandet. Dette skyldes at norske produkter har blitt billigere i utlandet og vi kan tolke dette som at konkurransevnen er bedret. I fig. 6.8. ser vi at ordretilgangen fra utlandet i løpet av 4 kvartaler øker med noe over 0,25% og fig. 6.9. viser at eksportetterspørselen øker med nærmere 0,6% i løpet av 10 kvartaler. Den økte ordretilgangen vil påvirke produsentene til å øke produksjonen. Denne virkningen får vi via bruttoproduktet som jf. fig. 6.10. øker med ca. 0,11%. Økt produksjon vil kreve større tilgang av vareinnsatsvarer slik at M45 øker jf. fig. 6.11. Videre vil økt bruttoproduksjon jf. fig. 6.12. påvirke investeringene i sektoren. Investeringene i bygninger vil øke først og fremst p.g.a. akseleratorvirkningen. Produsentene ønsker altså å øke kapitalbeholdningen når produksjonen øker. Men når bruttoproduksjon i sektoren har nådd sitt nye likevektsnivå vil denne virkningen avta. Dette ser vi av fig. 6.13. Investeringer i maskiner vil derimot avta når investeringene i bygninger øker. Dette skyldes spesielt at bruttodriftsresultatet YK45 er eksogent i denne modellen, og effekten vil ikke gjøre seg gjeldende i KVARTS. Virkningen er dessuten liten og vil ikke ha utspilt seg før etter ca. 6 år, jf. fig. 6.14.

Fig.6.8. Prosentvis virkning på ordretilgang fra utlandet av en reduksjon i eksportprisen på 1%.

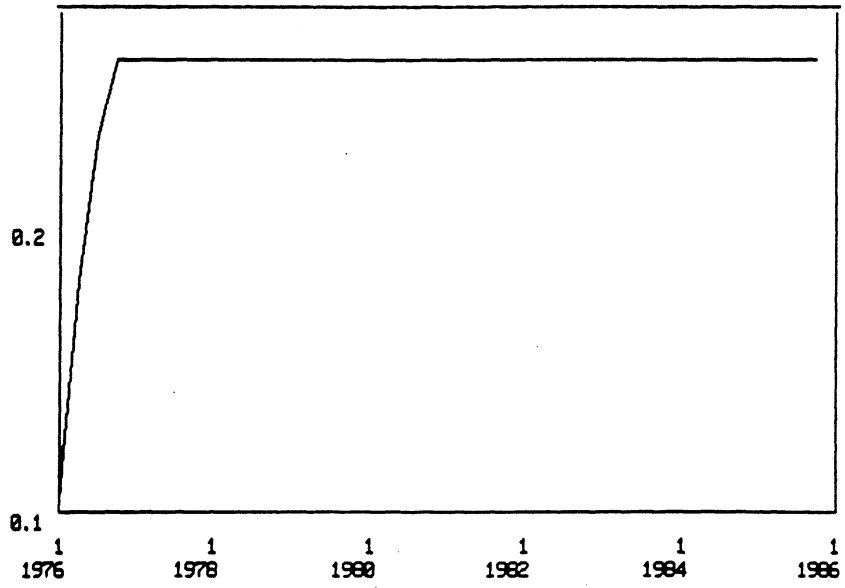


Fig.6.9. Prosentvis endring i eksporten av en varig reduksjon i eksportprisen på 1%.

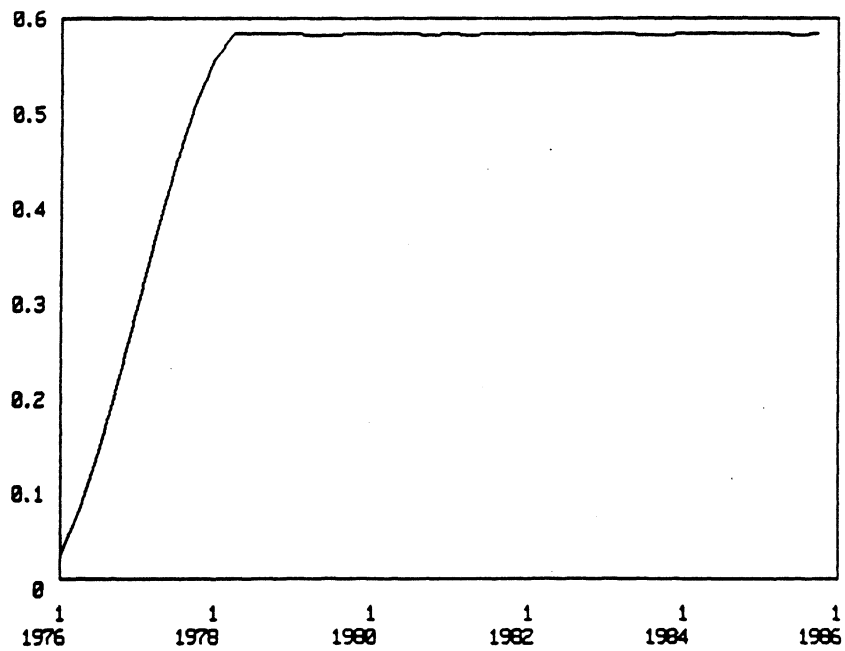


Fig.6.10. Prosentvis virkning på bruttoproduktet av en reduksjon i eksportprisen på 1%.

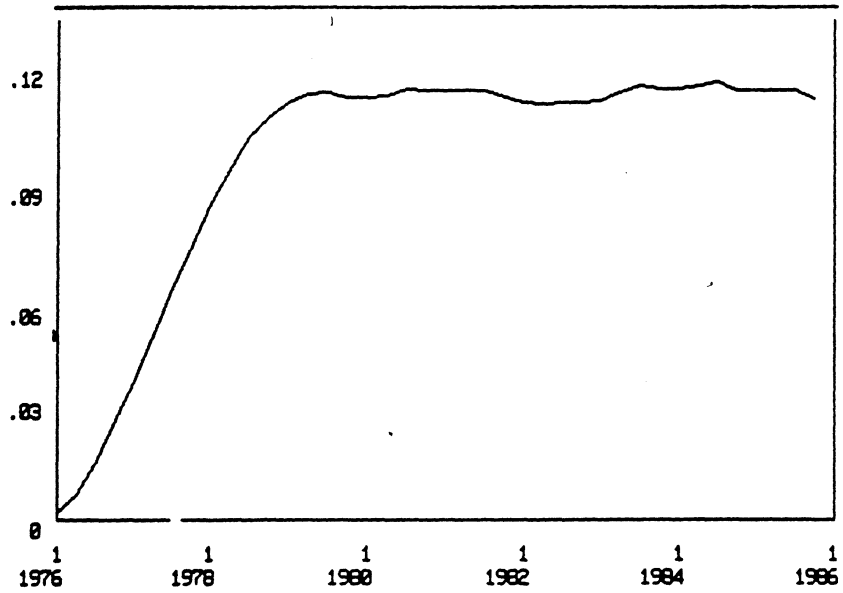


Fig.6.11. Prosentvis virkning på vareinnsatsen av en varig reduksjon i eksportprisen på 1%.

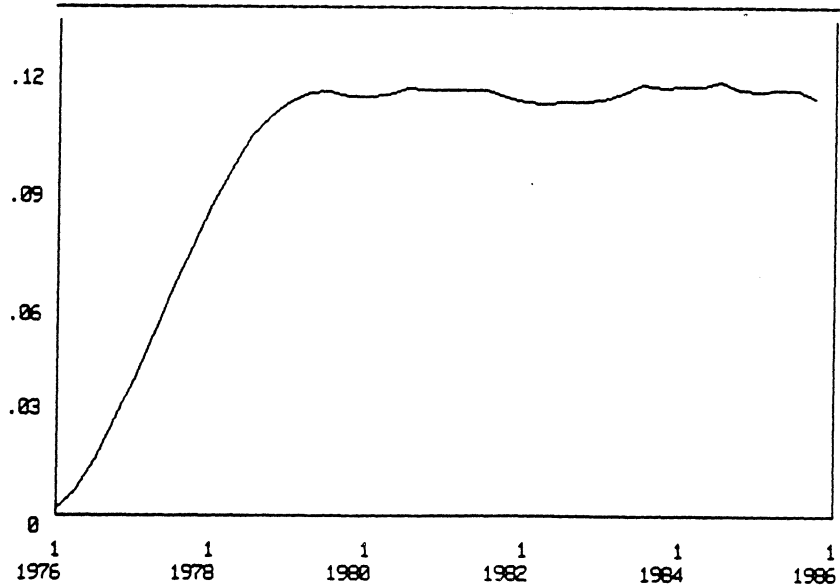


Fig.6.12. Prosentvis virkning på bruttoproduksjonen av en varig reduksjon i eksportprisen på 1%.

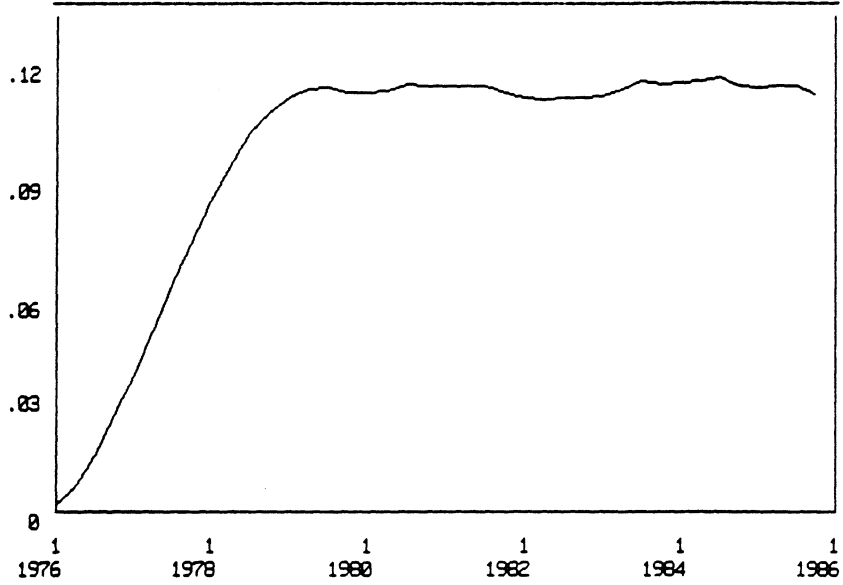


Fig.6.13. Prosentvis endring i investeringer i bygninger av en varig reduksjon i eksportprisen på 1%.

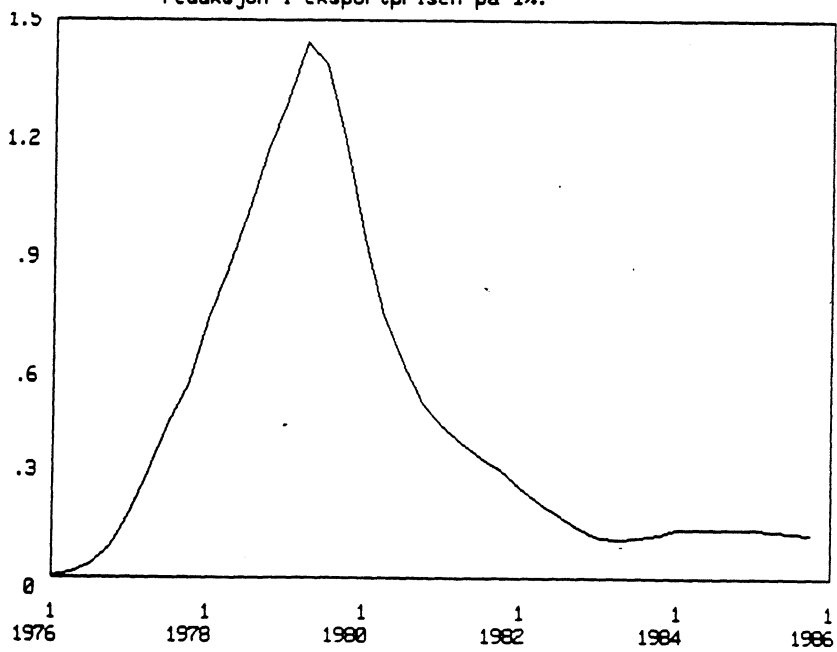


Fig.6.14. Prosentvis endring i investeringer i maskiner av en varig reduksjon i eksportprisen på 1%.

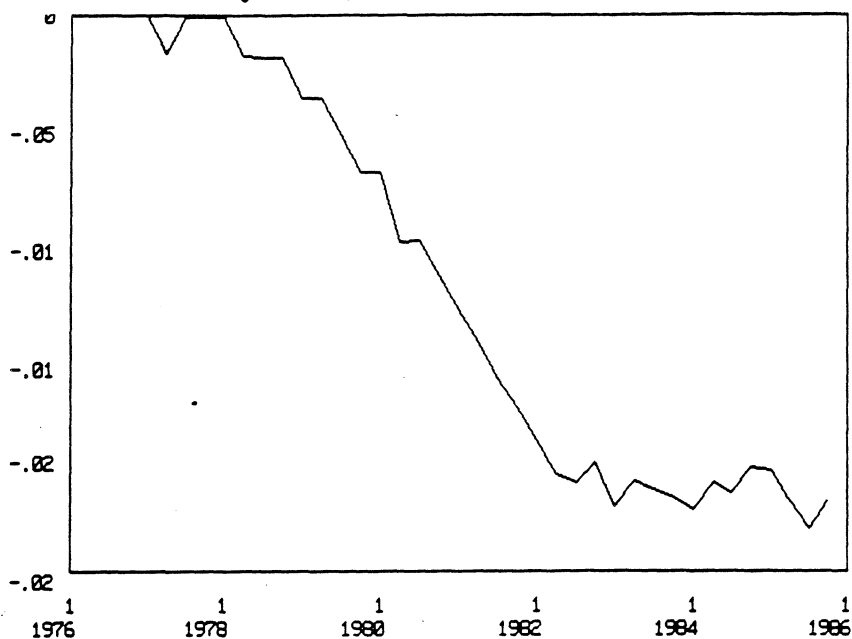
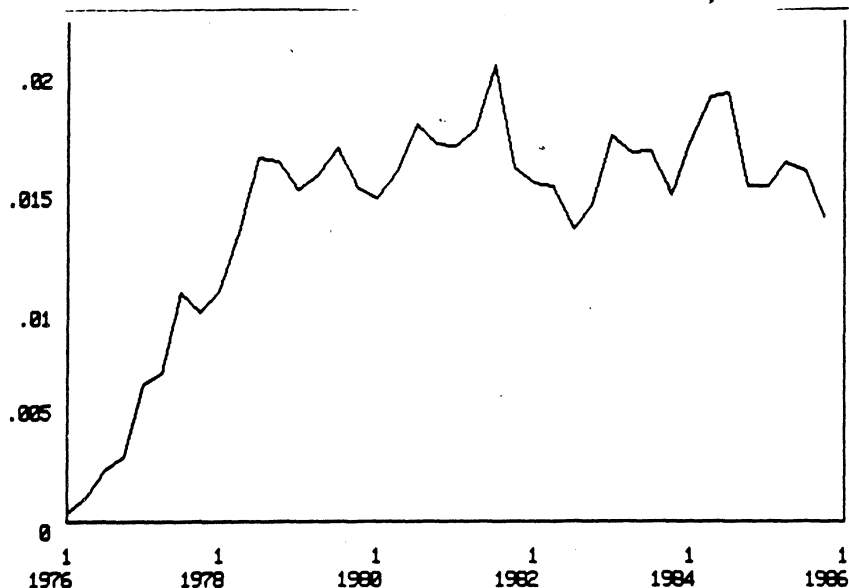


Fig.6.15. Prosentvis endring i importen av en reduksjon i eksportprisen med 1%.



Det er videre klart at økt vareinnsats og økte investeringer i bygninger fordrer større import. Reduksjon i maskininvesteringer krever imidlertid noe mindre import av vare 45. Totalt sett dominerer virkningen av økt vareinnsats, slik at importen vil øke til et nytt likevektsnivå i løpet av en periode på ca. 3 år som fig. 6.15 viser.

Det gjenstår da å se hvordan alle disse endringene slår ut i lagerendringen. Av fig. 6.16. ser vi at med unntak av 3. kvartal 1980 og 2. kvartal 1982, da lagerendringen h.h.v er sterkt positiv og negativ, er lagerendringen liten men positiv. Fra kvantumskryssløpslikningen ser vi at dette skyldes endringer både på tilgangs- og anvendelsessiden. Både importen og bruttoproduksjonen av varen har økt, men det har også vareinnsatsen, bygningsinvesteringene og eksporten. Totalt sett blir derfor virkningen liten.

Fig.6.16. Prosentvis endring i lagerendringen av at eksportprisene faller med 1%.

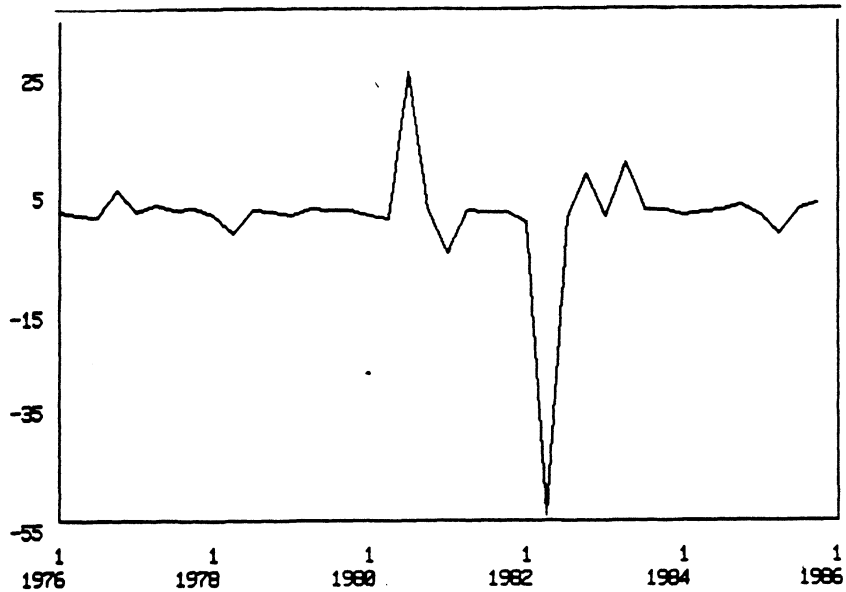
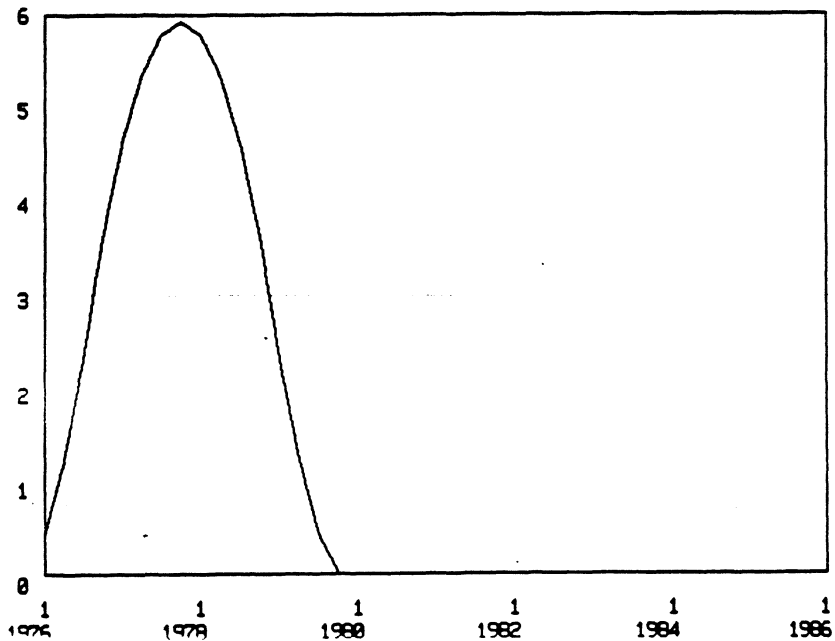


Fig 6.17. Virkning på ordretilgang fra hjemmemarkedet av en varig økning i x95 på 1 mrd. 1980-kroner.



Vi vil tilslutt påpeke et par svakheter ved den nye modellformuleringen. Som vi ser er produksjonen helt uavhengig av eksportetterspørselen, mens det kan være argumenter for at den, på samme måte som innenlandsk etterspørsel, burde inngå i produksjonstilpassningslikningen. Imidlertid blir som nevnt ordretilgangen fra utlandet bestemt av de samme variable som eksportetterspørselen. Dermed vil ikke

virkningene på produksjonen bli kvalitativt endret ved å inkludere eksportetterspørselen. Dessuten vil E45 dekke all eksport av vare 45, mens vi kun er interessert i etterspørselen etter varer som ikke produseres for ordre i sektor 45. Derfor er det ingen god løsning å trekke E45 inn i produksjonslikningen, men dersom det blir statistisk mulig å skille ut den eksportetterspørselen vi her er interessert i, kunne det være aktuelt å endre produksjonstilpasningslikningen.

En annen svakhet er at bruttodriftsresultatet i sektoren YK45, som også inngår i den aggregerte størrelsen YK96, som nevnt i avsnitt 6.2. ikke er endogenisert. Slik modellen nå er mister vi derfor en sammenheng mellom produksjon og bruttodriftsresultatet i sektor 45 som ville skapt en multiplikatorvirkning via ordretilgangen på hjemmemarkedet. Denne virkningen vil imidlertid slå ut i KVARTS.

b) Økt X95 med 1 000 dvs. 1 mill. 1980-kroner.

Når X95 dvs. bruttoproduksjonen i alle innenlandssektorer utenom sektor 45 øker, vil ordretilgangen fra hjemmemarkedet øke. Imidlertid vil ordretilgangen bare øke så lenge årlig endring i X95, som er lagget 12 kvartaler, er positiv. Dette fører til at ordretilgangen øker sterkt de første 8 kvartaler etter skiftet for så å avta like sterkt de 8 neste kvartaler jf. fig. 6.17.

Fig.6.18. Virkning på bruttoproduktet i mill.1980-kroner av en varig økning i x95 på 1 mrd. 1980-kroner.

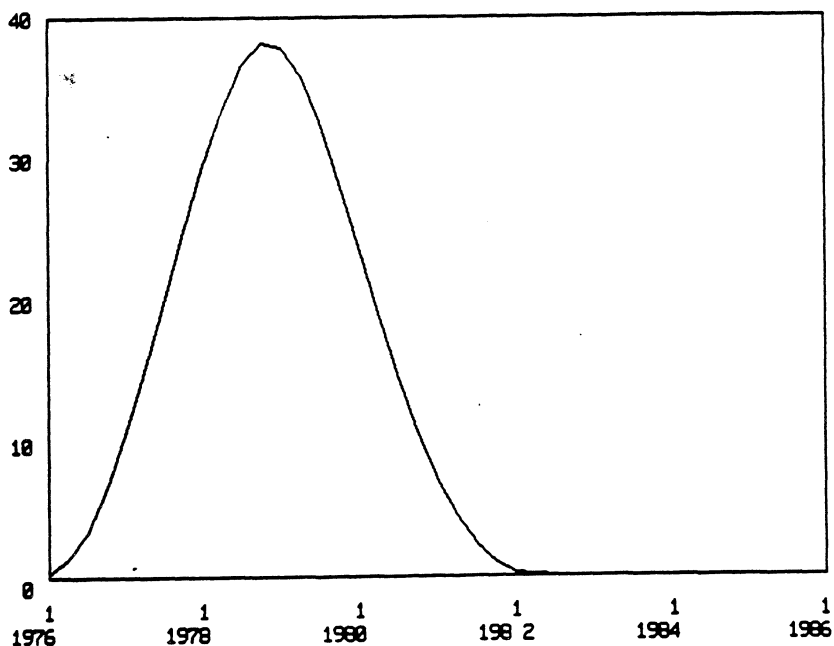


Fig.6.19.Virkning på lagerendringen av en varig økning i x95 på
1 mrd. 1980-kroner.Millioner 1980-kroner.

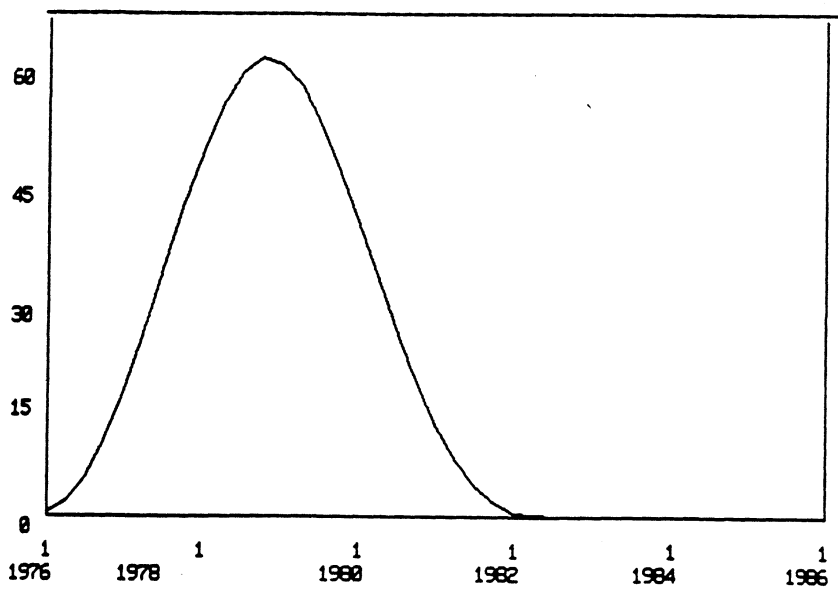


Fig.6.20.Virkningen på bruttoproduktet av en varig økning i C40 på
100 mill.1980-kroner.Mill.1980-kroner.

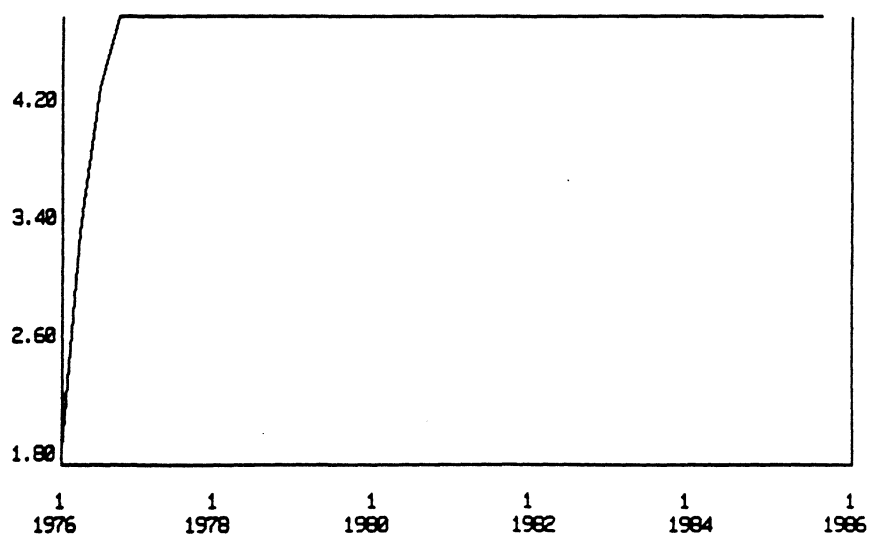
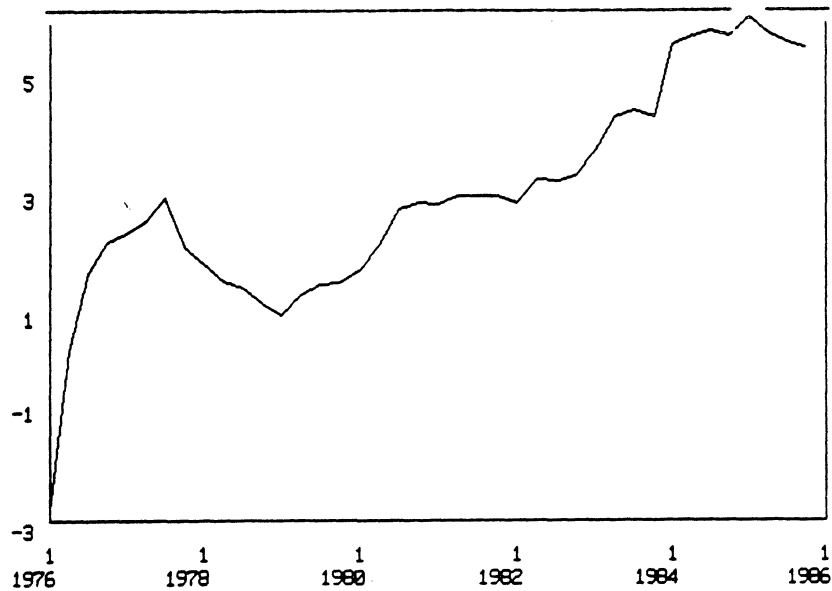


Fig.6.21. Virkning på lagerendring av en varig økning i C40 med 100 mill.1980-kr.



En liknende utvikling får vi naturlig nok for bruttoproduktet men her vil virkningen vare lenger p.g.a. at ordretilgangen er lagget 12 kvartaler i produksjonstilpasningslikningen. Dette ser vi i fig. 6.18. På tilsvarende måte vil vareinnsatsen og bruttoproduksjonen endres og dermed vil også importen få denne utviklingen siden vareinnsatsen dominerer importetterspørselen. Virkningene på investeringene er som i a) relativt små og vi velger å ikke se nærmere på disse. Eksporten forblir selvsagt uforandret og dermed blir virkningen på lagerbeholdningen som i fig. 6.19. Utviklingen tilsvarer den for vareinnsats og bruttoproduksjonsverdi, noe som er rimelig siden disse utgjør økt tilgang av vare 45, mens etterspørselen representert ved vareinnsats og investeringer i bygninger ikke "tar unna" noe særlig.

Årsaken til dette skiftet kan sies å være økt investeringsetterspørsel innenlands, hvilket normalt vil høyne det generelle aktivitetsnivået i økonomien. Det kan derfor virke noe underlig at produksjonen i sektor 45 etter en stund faller tilbake på det opprinnelige nivået. Vi skal imidlertid senere se at dette ikke er tilfellet dersom også den innenlandske etterspørsel generelt øker.

c) Økt konsum av andre varige forbrugsgoder, C40.

Et skift i C40 vil virke direkte inn på bruttoproduktet i produksjonslikningen på samme måte som vareinnsatsvariablene M50, M55 og M65. Dette gjør at vi kan nøye oss med å studere et varig skift i C40 og velger å øke denne med 100 mill. 1980-kroner. Det vil si at etterspørselen etter vare 45 øker med $0,2217 \cdot 100 = 22,17$ millioner. Dette vil altså slå direkte ut i bruttoproduktet som i løpet av 4 kvartaler vil øke med en andel på 0,21% av økningen i konsumetterspørselen dvs. ca. 4,8 millioner kroner jf. fig. 6.20. Dette vil som i a) og b) medføre økt vareinnsats og bruttoproduksjon. Utviklingen i disse variablene vil avhenge av T.AM45 dvs. det faktiske forholdet mellom dem. Dette har som nevnt i avsnitt 5 økt sterkt, særlig i perioden 1982 - 1984. Siden $Q45 = X45 - M45$ jf. likning 16 og Q45 er konstant etter at det nye likevektsnivået er nådd, vil X45 og M45 utvikle seg identisk. Denne utviklingen blir altså bestemt av T.AM45 i likning 3.

Fig.6.22. Virkning på bruttoproduktet av en varig simultan økning i X95 med 1 mrd. og C40 med 100 mill. 1980-kroner.

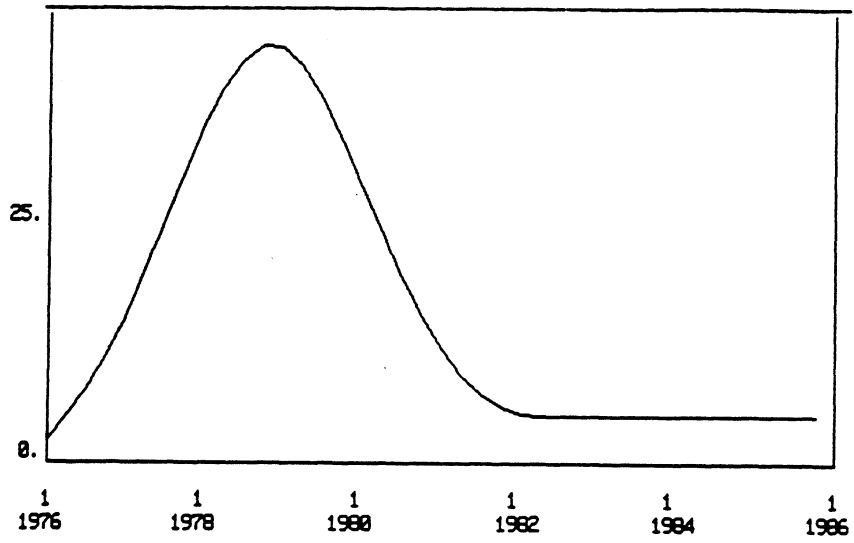
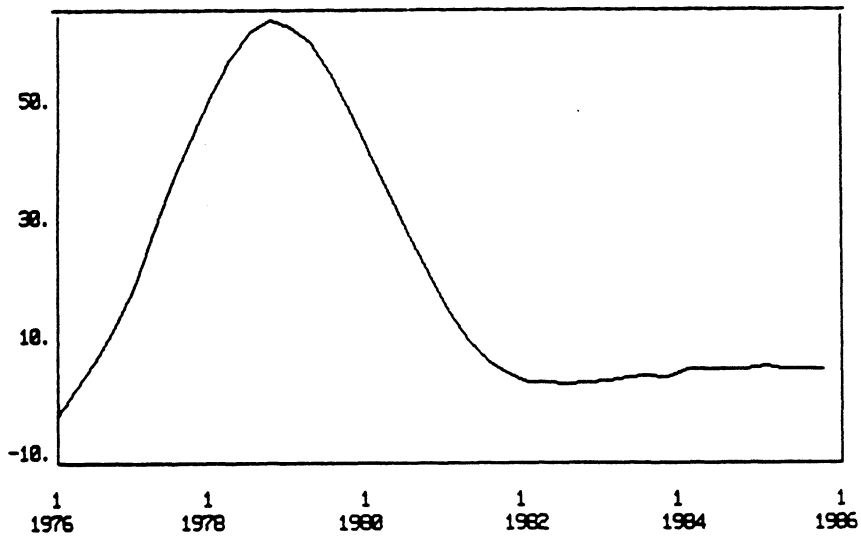


Fig.6.23. Virkning på lagerendringen av vare 45 av et simultant varig skift i X95 med 1.mrd. og i C40 med 100 mill. 1980-kroner.



Dette vil igjen influere på importen som i perioden 1976 - 1978 øker som følge av at både vareinnsats og investeringer i bygninger øker. Deretter faller importen i 1979 før den stiger i resten av perioden. Nedgangen skyldes at investeringsvolumet i bygninger avtar, mens den lange oppgangen er forårsaket av vareinnsatsen. Som et resultat av disse virkningene utvikler lagerendringen seg som i fig. 6.21. I begynnelsen er altså lagerendringen negativ dvs. at lagerbeholdningen avtar og dette skyldes hovedsaklig at økt konsumvareetterspørsel ikke blir tilfredstilt ved økt produksjon. Etterhvert som produksjonen stabiliserer seg på et høyere nivå og også importen øker vil lagerbeholdningen kunne økes igjen.

d) Simultan økning i X95 og C40.

Tilslutt skal vi som nevnt under pkt. b) se på et samtidig skift i X95 og C40. Vi lar de varige skiftene ha samme størrelse som under pkt. b) og c). Virkningen på h.h.v. bruttoproduktet og lagerbeholdningen av vare 45 ser vi av fig. 6.22 og 6.23.

Det er vel neppe nødvendig å kommentere disse plottene inngående. Virkningen blir summen av utslagene i b) og c) hvilket betyr at produksjonen ikke faller helt tilbake til sitt opprinnelige nivå. Brutttoproduktet stabiliserer seg på et nivå som ligger ca. 5 millioner over det gamle. Utviklingen for lagerbeholdningen blir naturlig nok også dominert av økningen i X95 og forløper omtrent som bruttoproduktet.

6.5. Avslutning - Konklusjon

Etter mange estimeringsforsøk med tildels problematiske data har vi altså kommet fram til en mulig måte å endogenisere produksjonen i sektor 45 i modellen KVARTS. Resultatene av simulerings-eksperimenter virker rimelige for såvel føyning som skiftanalyser. De tre likningene i modell II ble derfor implementert i KVARTS siden det sees på som en klar forbedring å få endogenisert produksjonen i sektor 45. Likevel er det klart at med mer tid til rådighet vil det nok være mulig å komme fram til bedre resultater.

Referanser:

- Belsley, D.A. (1969): Industry Production Behaviour: The Order-Stock Distinction. North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Biørn, E. (1982): Kvantifisering av konjunkturbarometer informasjon. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 82/25.
- Biørn, E. (1985): Produksjonstilpasning og lageratferd i industri - en analyse av kvartalsdata. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 85/25.
- Biørn, E., M. Jensen og V. Knudsen (1985): Korttidsdynamikk i norsk økonomi belyst ved kvartalsmodellen KVARTS. Sosialøkonomen nr. 5 og 6. 1985.
- Bowitz, E. og V. Knudsen (1986): Dokumentasjon av dataserier og data-arkiver knyttet til modellprosjektet KVARTS 1984-versjonen. Interne notater 86/25 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Childs, G.L. (1967): Unfilled Orders and Inventories. A Structural Analysis. North-Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Jensen, M. og V. Knudsen (1986): Evaluering av KVARTS - En makroøkonometrisk modell. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 86/23.
- Jensen M. og M. Reymert (1984): Kvartalsmodellen KVARTS - Modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå 84/25.
- Jensen, M. og L. Wahl (1985): Dokumentasjon av data-serier og data-arkiver knyttet til modellprosjektet KVARTS: 1975-versjonen. Interne Notater 85/2 fra Statistisk Sentralbyrå.
- Rawley, J.C.R. og P.K. Trivedi (1975): Econometrics of Investment. John Wiley & Sons, London.
- Stewart, M.B. og K.F. Wallis (1981): Introductory Econometrics. Second Edition. Billing and Sons Ltd., Worcester.