

# RAPPORTER

## KVANTIFISERING AV KONJUNKTUR- BAROMETERINFORMASJON

AV  
ERIK BIØRN

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 82/25

# KVANTIFISERING AV KONJUNKTUR- BAROMETERINFORMASJON

AV  
ERIK BIØRN

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
OSLO — KONGSVINGER 1982

ISBN 82-537-1809-8  
ISSN 0332-8422



## FORORD

Denne rapporten gir eksempler på hvordan en kan utnytte kvalitative data fra konjunkturbarometerundersøkelser til å danne kvantitative indikatorer for uobserverbare variable. Det blir lagt spesiell vekt på variable som måler ulikevekt i bedriftenes markedstilpasning. Slike indikatorer kan være nyttige for arbeidet med konjunkturanalyse og korttidsmodeller.

Arbeidet er utført som ledd i utviklingen av en flersektor-kvartalsmodell for norsk økonomi (KVARTS).

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 16. august 1982

Arne Øien

*PREFACE*

This report illustrates the utilization of categorical data from business tests as a basis for constructing quantitative indicators of unobservable variables. The main attention is devoted to variables measuring the degree of disequilibrium in the output markets. Indicators of this kind can be useful for business cycle analysis and short term modelling.

The report is a byproduct of the work with a multisectoral quarterly model of the Norwegian economy (KVARTS).

Central Bureau of Statistics, Oslo, 16 August 1982

Arne Øien

## INNHold

	Side
Sammendrag .....	9
1. Innledning .....	10
2. Sannsynlighetsteoretisk tolkning av konjunkturbarometerundersøkelsene .....	11
3. Nærmere om netttotallet .....	14
4. Prinsipielt om hvordan konjunkturbarometerinformasjon kan utnyttes til å konstruere indikatorer for uobserverbare kvantitative variable .....	16
5. Anvendelse: Konstruksjon av kvantitative indikatorer for optimal lagerbeholdning og ønsket ordresreserve .....	17
6. Tolkning av responsfunksjonen i lys av "logit-modeller" for kvalitative variable .....	52
7. En enkel samvariasjonsanalyse .....	55
Appendiks. Datagrunnlaget .....	61
Litteraturhenvisninger .....	64
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) .....	65



## TABELLREGISTER

	Side
1. Den inverse av responsfunksjonen for netttotallet i konjunkturbarometeret .....	20
2. Nettotall fra konjunkturbarometeret. Lagerbeholdning .....	26
3. Nettotall fra konjunkturbarometeret. Ordresreserve .....	27
4. Spredningsmål basert på konjunkturbarometeret. Lagerbeholdning .....	28
5. Spredningsmål basert på konjunkturbarometeret. Ordresreserve .....	29
6. Faktisk lagerbeholdning og omsetning (bruttoproduksjon, sesongjustert). Mill. 1975-kroner .	30
7. Volumindekser for faktisk ordresreserve og korresponderende indekser for produksjon .....	31
8. Forholdet mellom optimalt og faktisk lager	
8.1. Sektor 15 .....	39
8.2. Sektor 25 .....	40
8.3. Sektor 30 .....	41
9. Lagerubalanse i forhold til faktisk produksjon	
9.1. Sektor 15 .....	42
9.2. Sektor 25 .....	43
9.3. Sektor 30 .....	44
10. Forholdet mellom ønsket og faktisk ordresreserve	
10.1. Sektor 30 .....	45
10.2. Sektor 45 .....	46
10.3. Sektor 50 .....	47
11. Ordreubalanse i forhold til gjennomsnittet av ordretilgang og ordrefullføring	
11.1. Sektor 30 .....	48
11.2. Sektor 45 .....	49
11.3. Sektor 50 .....	50
12. Korrelasjonsmatrise, optimalt lager .....	51
13. Korrelasjonsmatrise, ønsket ordresreserve .....	51
14. Korrelasjonskoeffisienter for realisert etterspørsel, feiltilpasning i lagerbeholdning, feiltilpasning i ordresreserve m.h.p. produksjon .....	57
15. Regresjonsresultater. Minste kvadraters metode. Produksjon "forklart ved" realisert etterspørsel, feiltilpasning i lager/ordre, tilvekst i optimalt lager/ordre .....	58



## FIGURREGISTER

	Side
1. A priori variasjonsområde for nettotallet $z$ og spredningsindeksen $v(z)$ .....	15
2. Nettotall - lagerbeholdning. Prosent .....	22
3. Nettotall - ordresreserve. Prosent .....	23
4. Spredningsmål - lagerbeholdning .....	24
5. Spredningsmål - ordresreserve .....	25
6. Faktisk og ønsket lagerbeholdning. Mill. 1975-kroner	
6.1. Sektor 15 .....	33
6.2. Sektor 25 .....	34
6.3. Sektor 30 .....	35
7. Indeks for faktisk og ønsket ordresreserve	
7.1. Sektor 30 .....	36
7.2. Sektor 45 .....	37
7.3. Sektor 50 .....	38

**SAMMENDRAG**

I denne rapporten presenteres et opplegg for beregning av kvantitative indikatorer for uobserverbare variable på grunnlag av kvalitative (kategoriske) data fra konjunkturbarometerundersøkelser og kvantitativ korttidsstatistikk . Modellen som benyttes, er av logit-typen, og den anvendes til å konstruere kvartalsserier for optimal lagerbeholdning og ønsket ordrerreserve i norske industrisektorer samt tilhørende indekser for graden av ubalanse i lager- og ordretilpasningen. Tolkningen av modellen diskuteres forholdsvis grundig, og det gis også eksempler på empiriske anvendelser av de konstruerte indeksene.

*ABSTRACT*

This report presents a procedure for calculating quantitative indicators of unobservable variables on the basis of qualitative (categorical) data from business tests, in combination with quantitative short-term statistics. The model is of the logit type, and it is used to construct quarterly series for the optimal stocks of inventories and the desired stocks of unfilled orders in Norwegian manufacturing sectors, as well as corresponding indices of the degree of imbalance of the firms' adjustment of inventories and orders to the market situation. The interpretation of the model is discussed in some detail, and examples of empirical applications of the constructed indices are also given.

## 1. INNLEDNING\*)

I arbeidet med økonomisk konjunkturanalyse er det tradisjonelt kvantitativ informasjon om konjunktursituasjonen og konjunkturutviklingen som har vært mest benyttet. Det kan gjelde opplysninger om produksjonsvolum, lagerbeholdning, ordresreserve, prisutvikling, investeringsutvikling etc. innsamlet fra de enkelte bedrifter. I tillegg til slike "tradisjonelle" konjunkturvariable blir det i stadig flere land innhentet *kvalitative* opplysninger om bedrifts- eller foretaksledernes konjunkturvurderinger. Undersøkelser av denne typen går gjerne under betegnelsen *konjunkturbarometerundersøkelser*, og den informasjon de gir, er kvalitativ i den forstand at oppgavegiverne bare blir bedt om å karakterisere situasjonen eller utviklingstendensene ved svar av typen

ja/nei,  
 positiv/null/negativ,  
 økning/stagnasjon/nedgang,  
 optimisme/indifferens/pessimisme  
 etc.

(Antall svaralternativer vil i praksis som regel være to eller tre, men kan i prinsippet godt være større.)

Det er flere fordeler ved å innhente konjunkturinformasjonen på denne måten. For det første vil det at foretakslederne stilles overfor et *lite antall bundne svaralternativer* gjøre at det ikke kreves store anstrengelser å besvare spørsmålene - svarprosenten kan derfor forventes å bli forholdsvis høy. For det annet blir det mulig å stille foretakslederne spørsmål om *en videre klasse av saksforhold*. Det er større sjans for at et spørsmål blir betraktet som meningsfylt, og dermed er mulig å besvare, hvis det formuleres kvalitativt enn hvis det forlanges et kvantitativt svar. Viktige eksempler på dette er spørsmål som dreier seg om foretaksledernes oppfatninger eller vurderinger. For det tredje vil datamaterialet statistisk sett få en enkel struktur, og prosesseringen vil dermed bli lite ressurskrevende og bearbeidelsestiden tilsvarende kort.

I Norge har Statistisk Sentralbyrå utarbeidet og publisert kvartalsvis konjunkturbarometerstatistikk for bergverksdrift og industri fra slutten av 1973. Oppgavegiverne er lederne i de ca. 600 største foretak i disse næringene. Publiseringen skjer bare ca. 2 uker etter kvartalets utløp. Med en viss rett kan en derfor si at konjunkturbarometeret "føler norske industriledere på pulsen".

For analytiske formål er konjunkturbarometerstatistikken spesielt interessant fordi den gir informasjon om forskjellige typer av *ulikevekt* eller *ubalanse* i økonomien og om bedriftenes tilpasning - eller manglende tilpasning - til markedssituasjonen til enhver tid. Ubalansen kan gjelde graden av kapasitetsutnyttelse, etterspørselen etter bedriftenes produkter i forhold til produksjonskapasiteten eller sysselsettingen, vurderingen av lagerbeholdningen av egne produkter i relasjon til det som ansees som normalt, vurderingen av ordreservens størrelse i relasjon til et ønsket nivå etc. Det er opplagt at informasjon om disse forhold kan være av stor verdi når en skal gi en realistisk beskrivelse av konjunktursituasjonen og bedriftenes tilpasning til den i økonometriske korttidsmodeller og -analyser. Den viktige rolle ulikevektsfenomener spiller i nyere makroøkonomisk teori, understreker dette.<sup>1)</sup> Det er neppe tvil om at konjunkturbarometerstatistikk vil være nøkkeldata i empiriske underbygginger av moderne "ulikevektsteori".<sup>2)</sup>

I Statistisk Sentralbyrå pågår et prosjekt med utvikling av en økonometrisk kvartalsmodell for den norske økonomi, KVARTS. Selv om denne modellen på ingen måte kan sies å være sterkt inspirert av nyere ulikevektsteori, vil den måtte behandle ulikevektsfenomener av den typen vi nevnte ovenfor. Vi har derfor funnet grunn til å undersøke nærmere muligheten for å utnytte konjunkturbarometerinformasjon. De norske konjunkturbarometerundersøkelsene har nå pågått såpass lenge at de skulle gi rimelig lange tidsserier for økonometriske estimeringsforsøk. Spørsmålet er hvordan vi kan utnytte kvalitativ

\*) Olav Stensrud takkes for beredvillig og innsiktsfull innsats med å tilrettelegge datamaterialet for denne rapporten.

1) Se for eksempel Barro og Grossman (1971), Malinvaud (1977) og Weintraub (1979).

2) Dette poengteres blant annet av Malinvaud (1981 a, p. 1368). En skisse av et økonometrisk analyseopplegg er gitt i Malinvaud (1981 b).

informasjon i form av "positiv/null/negativ"-svar i dette arbeidet. Variablene i en makroøkonomisk modell betraktes i alminnelighet som kvantitative, og vi ledes derfor til å forsøke å "kvantifisere" konjunkturbarometerinformasjonen slik at den kan knyttes mer direkte til de variable som er relevante i den økonomiske teori som danner grunnlaget for modellens relasjoner. Det er problemet vi primært vil ta opp i dette notatet. Hvordan resultatene konkret vil bli anvendt i KVARTS, vil vi diskutere andre steder.

I den franske kvartalsmodell METRIC,<sup>3)</sup> som er utviklet og brukes av Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE), inngår konjunkturbarometerinformasjon som en viktig del av datagrunnlaget. Det er blant annet disse erfaringene som har motivert til å ta opp dette problemfeltet i arbeidet med KVARTS. Men det opplegget vi vil presentere, adskiller seg fra det som benyttes i METRIC på vesentlige punkter, noe som blant annet skyldes forskjeller i utformingen av de franske og de norske konjunkturbarometerundersøkelsene.

## 2. SANNSYNLIGHETSTEORETISK TOLKNING AV KONJUNKTURBAROMETERUNDERSØKELSENE

Det er hensiktsmessig å betrakte utfallet av en konjunkturbarometerundersøkelse som resultatet av et statistisk "eksperiment". Vi tenker oss altså at det er en underliggende (diskret) sannsynlighetsfordeling som bestemmer hvordan foretaksledernes svar på spørsmålene i konjunkturbarometeret fordeles seg på de aktuelle svaralternativene. La oss starte med å etablere denne sannsynlighetsfordelingen. Betrakt situasjonen med tre mulige svaralternativer, som vi i det følgende for enkelthets skyld betegner med 'positiv', 'null' og 'negativ', og la

- $n$ : antall foretak som deltar i undersøkelsen,
- $x_p$ : antall foretak som svarer 'positiv' (evt. økning, optimisme e.l.),
- $x_0$ : antall foretak som svarer 'null' (evt. stagnasjon, indifferens e.l.),
- $x_N$ : antall foretak som svarer 'negativ' (evt. nedgang, pessimisme e.l.).

La videre  $p_p$ ,  $p_0$  og  $p_N$  være sannsynligheten for at et vilkårlig foretak svarer henholdsvis 'positiv', 'null' eller 'negativ'. Vi har åpenbart

$$(2.1) \quad x_p + x_0 + x_N = n,$$

$$(2.2) \quad p_p + p_0 + p_N = 1,$$

siden de tre svaralternativene utelukker hverandre og uttømmer svarmulighetene ("vet ikke"-svar utelukkes).

Vi antar at utfallene av de  $n$  observasjoner er uavhengige. Hva lederen av foretak nr.  $i$  svarer, antas altså ikke å påvirke det svaret som gis av lederen av foretak nr.  $j$ . Dette synes å være en rimelig realistisk hypotese, men den vil ikke holde hvis det er et utpreget samarbeide mellom foretakene. Dermed har vi et eksempel på det som i matematisk statistikk går under betegnelsen en *trinomisk forsøksrekke*;  $x_p$ ,  $x_0$  og  $x_N$  vil være trinomisk fordelte variable med punktsannsynlighet<sup>4)</sup>

$$(2.3) \quad f(x_p, x_0, x_N; n, p_p, p_0, p_N) = \frac{n!}{x_p! x_0! x_N!} p_p^{x_p} p_0^{x_0} p_N^{x_N},$$

$$x_p = 0, 1, \dots, n,$$

$$x_0 = 0, 1, \dots, n,$$

$$x_N = 0, 1, \dots, n,$$

$$x_p + x_0 + x_N = n,$$

$$p_p + p_0 + p_N = 1.$$

3) Se INSEE (1981), spesielt kapitlene 1.2, 3.1 og 3.5.

4) Se f.eks. Sverdrup (1964, pp. 40-41).

Forventet antall positiv-, null- og negativ-svar er lik henholdsvis

$$(2.4) \begin{cases} E(x_p) = np_p, \\ E(x_0) = np_0, \\ E(x_N) = np_N, \end{cases}$$

med tilhørende varianser og kovarianser

$$(2.5) \begin{cases} \text{var}(x_p) = np_p(1-p_p), \\ \text{var}(x_0) = np_0(1-p_0), \\ \text{var}(x_N) = np_N(1-p_N), \end{cases}$$

$$(2.6) \begin{cases} \text{cov}(x_p, x_0) = -np_p p_0, \\ \text{cov}(x_p, x_N) = -np_p p_N, \\ \text{cov}(x_0, x_N) = -np_0 p_N. \end{cases}$$

En underliggende forutsetning for denne modellen er selvsagt at elementærsannsynlighetene  $p_p$ ,  $p_0$  og  $p_N$  er de samme i alle "eksperimenter", dvs. for alle foretak som deltar i *en enkelt* konjunkturbarometerundersøkelse. *Men disse sannsynlighetene vil normalt endre seg over tiden; et hovedpoeng med konjunkturbarometerundersøkelsene er nettopp å få kartlagt dette.*

I konjunkturbarometerundersøkelsene registreres og publiseres vanligvis den *relative* hyppighetsfordeling av svarene, altså størrelsene

$$(2.7) \begin{cases} y_p = \frac{x_p}{n}, \\ y_0 = \frac{x_0}{n}, \\ y_N = \frac{x_N}{n}. \end{cases}$$

Det følger av (2.4) at disse vil være forventningsrette estimatorer for henholdsvis  $p_p$ ,  $p_0$  og  $p_N$ , og siden deres varianser går mot null når antall observasjoner vokser (jfr. (2.5)), vil de også være konsistente.

For anvendelser av konjunkturbarometerundersøkelsene kan det ofte være behov for å komprimere informasjonen til *ett enkelt tall* - en indikator for "hovedtendensen" i foretaksledernes situasjonsbedømmelse. En indikator som ofte benyttes, er det såkalte "*netto-tallet*", differensen mellom andelen som svarer 'positiv' og andelen som svarer 'negativ', altså

$$(2.8) \quad z = y_p - y_N.$$

Tolkningen av denne indikatoren er ikke umiddelbart klar, og det er ikke opplagt at den vil være hensiktsmessig i enhver situasjon. La oss derfor først betrakte en mer generell indikator konstruert ved å sammenveie hyppighetene av de tre svarene på følgende måte:

$$(2.9) \quad I = v_p' y_p + v_0' y_0 + v_N' y_N.$$

Her betegner  $v_p'$  og  $v_N'$  den (ikke-stokastiske) vekt vi tilordner henholdsvis et "positiv-svar" og et "negativ-svar", og  $v_0'$  den vekt vi gir et "null-svar". Siden det enkelte spørsmål i konjunkturbarometeret formelt innebærer en avbildning av en kontinuerlig variabel med et (i prinsippet) uendelig

variasjonsområde - f.eks. avviket mellom faktisk og ønsket lager - i et "rom" med bare tre punkter, inneholder det ingen informasjon om "styrken" i de enkelte svar. Vi vet for eksempel ikke om et "positiv-svar" avspeiler et avvik på 1%, 10% eller 50%. Tolkningen av ligning (2.9) kunne være at  $v_p'$  representerer "gjennomsnittstyrken" i "positiv-svarene" og tilsvarende for  $v_N'$  og  $v_0$ . Setter vi  $v_p = v_p' - v_0$  og  $v_N = v_N' - v_0$  og utnytter (2.1) og (2.7), følger det at  $I$  kan uttrykkes bare ved  $y_p$  og  $y_N$  og de transformerte vektene  $v_p$ ,  $v_N$  og  $v_0$ :

$$(2.10) \quad I = v_p y_p + v_N y_N + v_0.$$

For å kunne beregne denne indikatoren må vi altså bestemme vektsystemet. Vi ser at det å bruke nettotallet  $z$  som summarisk mål for situasjonsbedømmelsen er ekvivalent med å sette

$$(2.11) \quad \begin{cases} v_0 = 0, \\ v_p (=v_p') = 1, \\ v_N (=v_N') = -1. \end{cases}$$

Ved å utnytte (2.4) - (2.7) finner vi at indikatoren  $I$  har forventningsverdi

$$(2.12) \quad E(I) = v_p E(y_p) + v_N E(y_N) + v_0 = v_p p_p + v_N p_N + v_0$$

og varians

$$(2.13) \quad \begin{aligned} \text{var}(I) &= v_p^2 \text{var}(y_p) + 2v_p v_N \text{cov}(y_p, y_N) + v_N^2 \text{var}(y_N) \\ &= \frac{1}{n} \left\{ v_p^2 p_p (1-p_p) - 2v_p v_N p_p p_N + v_N^2 p_N (1-p_N) \right\} \\ &= \frac{1}{n} \left\{ v_p^2 p_p + v_N^2 p_N - (v_p p_p + v_N p_N)^2 \right\}. \end{aligned}$$

Forventningen er uavhengig av antall observasjonssett  $n$ , mens variansen avtar proporsjonalt med  $1/n$ . Det er u hensiktsmessig å ha et spredningsmål som er relatert til antall foretak som rapporterer til konjunkturbarometerundersøkelsen, og vi vil derfor istedenfor  $\text{var}(I)$  betrakte *spredningsmålet*

$$(2.14) \quad V(I) = \text{var}(\sqrt{n} I) = v_p^2 p_p + v_N^2 p_N - (v_p p_p + v_N p_N)^2.$$

Dette avhenger bare av elementærsannsynlighetene og vektsystemet. Sannsynlighetene  $p_p$  og  $p_N$  er ukjente, men som vi har sett, kan de estimeres konsistent ved hjelp av  $y_p$  og  $y_N$ . Dermed vil

$$(2.15) \quad \hat{E}(I) = I = v_p y_p + v_N y_N + v_0$$

og

$$(2.16) \quad \hat{V}(I) = v_p^2 y_p + v_N^2 y_N - (v_p y_p + v_N y_N)^2$$

være konsistente estimatorer for henholdsvis  $E(I)$  og  $V(I)$  som kan beregnes så snart vi har fastlagt vektsystemet  $(v_p, v_N, v_0)$ .  $\hat{E}(I)$  vil også være forventningsrett, men derimot i alminnelighet ikke  $\hat{V}(I)$ .

## 3. NÆRMERE OM NETTOTALLET

Vi definerte nettotallet som differensen mellom andelen "positiv-svar" og andelen "negativ-svar", altså

$$(3.1) \quad z = y_p - y_N,$$

og konstaterte at det svarer til å bruke (2.11) som vektsystem ved sammenveining av svarene i konjunkturbarometeret. Av (2.16) følger da at vi kan estimere spredningen i nettotallet ved

$$(3.2) \quad v(z) = \hat{V}(z) = \text{est var}(\sqrt{n} z) = y_p + y_N - (y_p - y_N)^2.$$

Siden  $y_p$  og  $y_N$  begge ligger mellom null og én og med sum høyst lik én, vil

$$(3.3) \quad -1 \leq z \leq 1,$$

hvor  $z = 1$  når alle svarer "positiv" ( $y_p=1$ ),  
 $z = -1$  når alle svarer "negativ" ( $y_N=1$ ),  
 $z = 0$  enten når alle svarer "null" ( $y_0=1$ )  
 eller når det er like mange som svarer "positiv" som "negativ" ( $y_p = y_N$ ),

og

$$(3.4) \quad 0 \leq v(z) \leq 1,$$

hvor  $v(z) = 1$  når halvparten svarer "positiv" og halvparten svarer "negativ" ( $y_p=y_N=1/2$ ),  
 $v(z) = 0$  når alle svarer likt, dvs. enten alle "positiv" ( $y_p=1$ ), alle "negativ" ( $y_N=1$ ) eller alle "null" ( $y_p=y_N=0, y_0=1$ ).

Konstellasjonen  $z=1, v(z)=0$  svarer altså til en éntydig positiv situasjonsbedømmelse og  $z=-1, v(z)=0$  til en éntydig negativ situasjonsbedømmelse. Videre representerer  $z=v(z)=0$  en situasjon som éntydig bedømmes som en null-situasjon, mens  $z=0, v(z)=1$  er en situasjon med maksimal usikkerhet, men med balanse mellom de foretaksledere som har positiv og de som har negativ situasjonsbedømmelse.

Hvilken sammenheng er det mellom nettotallet  $z$  og spredningsmålet  $v(z)$ ? Av (3.1) og (3.2) følger

$$(3.5) \quad v(z) = y_p + y_N - z^2 = 1 - y_0 - z^2.$$

La oss først undersøke hva som er den største, respektive minste, verdi  $y_0$  kan anta, oppfattet som funksjon av  $z$ . Den minste verdi er selvsagt  $y_0=0$ , uansett verdien av  $z$ . Siden vi pr. definisjon har

$$y_0 = 1 - z - 2y_N = 1 - (-z) - 2y_p$$

og siden  $y_N$  og  $y_p$  er ikke-negative, kan  $y_0$  høyst bli lik  $1-z$  dersom  $z>0$  og høyst lik  $1-(-z)$  dersom  $z<0$ . Tilsammen innebærer dette at  $y_0$  vil ligge i intervallet

$$(3.6) \quad 0 \leq y_0 \leq 1-|z|.$$

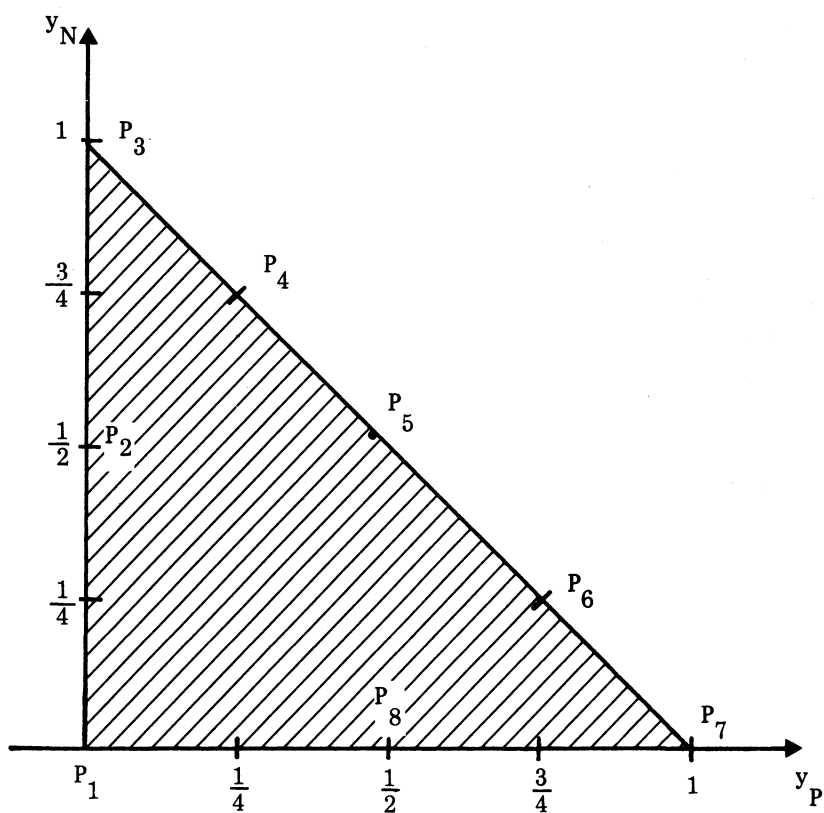
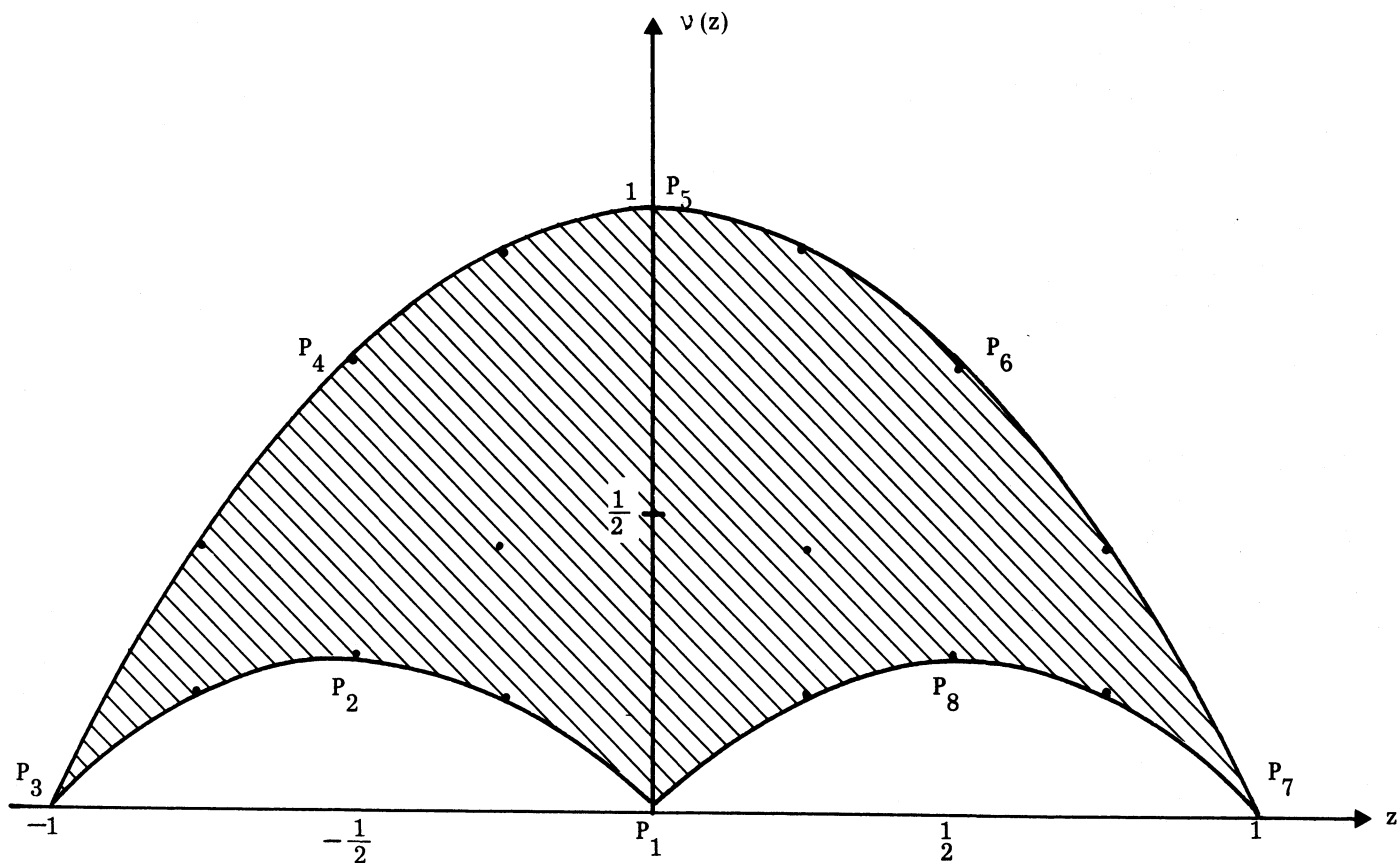
Ved å kombinere (3.5) og (3.6) følger det at spredningsmålet alltid vil befinne seg i intervallet

$$(3.7) \quad |z|-z^2 \leq v(z) \leq 1-z^2.$$

Det a priori variasjonsområdet for  $v(z)$  er altså avhengig av størrelsen på  $z$ .

Dette mulighetsområdet er antydnet i øverste del av figur 1. Det tilhørende variasjonsområde for  $y_p$  og  $y_N$  er angitt i nederste del av figuren.

FIGUR 1. A priori variasjonsområde for netttotalt  $z$  og spredningsindeksen  $v(z)$ .  
 Tilhørende variasjonsområde for  $y_P$  og  $y_N$ .  
 (Punktene  $P_1, \dots, P_8$  i de to diagrammene korresponderer med hverandre.)





#### 4. PRINSIPIELT OM HVORDAN KONJUNKTURBAROMETERINFORMASJON KAN UTNYTTES TIL Å KONSTRUERE INDIKATORER FOR UOBSERVERBARE KVANTITATIVE VARIABLE

Vi skal nå se nærmere på hvordan vi kan utnytte konjunkturbarometerinformasjonen, slik den er sammenfattet i nettotallet  $z$ , til å konstruere kvantitative indikatorer for uobserverbare variable i makroøkonomiske modeller. Først vil vi gi en generell beskrivelse av prinsippet og dernest presentere konkrete anvendelser rettet mot produksjonssektorer i KVARTS.

Vår grunnleggende forutsetning er at det eksisterer funksjonssammenhenger mellom parametrene i sannsynlighetsfordelingen for konjunkturbarometerdataene og *kvantitative* variable. Én av disse variable er den *uobserverbare* variabel vi ønsker informasjon om; de øvrige er *observerbare*. På grunnlag av disse funksjonene kan vi utlede en formel som kan brukes til å beregne tidsserier for den uobserverbare variabel når tidsserier for konjunkturbarometerdataene og de observerbare kvantitative variable er gitt. Dette er idéen vi vil følge i sin helt generelle form. La oss forsøke å presisere den matematisk.

La  $W_1$  og  $W_2$  være de observerbare variable - for enkelhets skyld begrenser vi oss til to - og  $T$  den uobserverbare variabel. Mellom parametrene i sannsynlighetsfordelingen - altså sannsynlighetene for positiv-, null- og negativ-svar - og disse tre variable gjelder følgende funksjonssammenhenger:

$$(4.1) \quad \begin{cases} p_P = F_P(T, W_1, W_2), \\ p_0 = F_0(T, W_1, W_2), \\ p_N = F_N(T, W_1, W_2). \end{cases}$$

Vi forutsetter at funksjonsverdiene ligger mellom 0 og 1 uansett verdiene av  $T, W_1$  og  $W_2$  og at

$$(4.2) \quad F_P(T, W_1, W_2) + F_0(T, W_1, W_2) + F_N(T, W_1, W_2) = 1,$$

slik at ligning (2.2) alltid tilfredsstilles. Det er altså verdiene av  $W_1, W_2$  og  $T$  som vi forutsetter bestemmer sannsynligheten for at et vilkårlig foretak vil avgi et positiv-svar, et null-svar og et negativ-svar. Endringer i disse underliggende variable vil følgelig gi endringer i sannsynlighetsfordelingen over tiden.

Ved å kombinere (4.1) med (2.4), (2.7) og (2.8) finner vi at forventningsverdien til  $z$  er

$$(4.3) \quad E(z) = F(T, W_1, W_2) = F_P(T, W_1, W_2) - F_N(T, W_1, W_2).$$

Vi forutsetter nå at denne forventningsfunksjonen kan skrives på følgende spesielle form:

$$(4.4) \quad F(T, W_1, W_2) = f[g_0(T) \cdot g_1(W_1) + g_2(W_1, W_2)],$$

hvor elementærfunksjonene  $f, g_0, g_1$  og  $g_2$  er kontinuertlige og  $f$  og  $g_0$  dessuten monotone i sine respektive argumenter. Betydningen av dette vil fremgå av det følgende. De forutsetninger vi har gjort ovenfor, innebærer at

$$(4.5) \quad -1 \leq f(w) \leq 1$$

må være oppfylt uansett hvilken verdi  $w (=g_0(T) \cdot g_1(W_1) + g_2(W_1, W_2))$  antar.

Av (4.3) og (4.4) følger nå

$$g_0(T) = G(E(z), W_1, W_2) = \frac{f^{-1}[E(z)] - g_2(W_1, W_2)}{g_1(W_1)}$$

og herav, fordi  $f$  og  $g_0$  er forutsatt å være monotone, at

$$(4.6) \quad T = H(E(z), W_1, W_2) = g_0^{-1}[G(E(z), W_1, W_2)].$$

Vi har dermed uttrykt den uobserverbare variabel i vårt problem som en (entydig) funksjon av forventningen av netttotallet og de observerbare variable  $W_1$  og  $W_2$ . Bruker vi det observerte netttotallet  $z$  som estimator for forventningsverdien, kan vi altså beregne (estimere)  $T$  ved

$$(4.7) \quad T^* = H(z, W_1, W_2).$$

Forutsetningen for at vi skal kunne gjøre dette, er selvsagt at funksjonene  $f$ ,  $g_0$ ,  $g_1$  og  $g_2$ , som implisitt definerer  $H$ , er fastlagt. Problemstillingens karakter - spørsmålsformuleringen i konjunkturbarometeret - vil vanligvis si meget om  $g_0$ ,  $g_1$  og  $g_2$ , mens  $f$  vil måtte bestemmes ved a priori overveielser alene eller i kombinasjon med økonometrisk estimering. Dette vil være et hovedtema i det følgende.

Vi har dermed gitt en matematisk presisering av det tankeskjemaet vi vil følge i dette notatet, foreløpig uten noen konkret tolkning av variablene  $z$ ,  $W_1$ ,  $W_2$  og  $T$ . Før vi tar fatt på det spørsmålet, er det grunn til å poengtere en viktig forutsetning om den måte vi her utnytter konjunkturbarometerinformasjonen på.

*Vi utnytter bare kjennskap til netttotallet.* Dermed tar vi ved beregning av  $T$  ikke hensyn til at det er flere kombinasjoner av  $y_p$  og  $y_N$  som gir samme verdi for  $z$ , jfr. figur 1. Alle konstellasjoner av  $T$ ,  $W_1$  og  $W_2$  som gir samme verdi for  $F$ , betraktes med andre ord som ekvivalente, vi tar ikke hensyn til variasjoner i disse - eller andre - variable som øker eller reduserer verdien av funksjonene  $F_p$  og  $F_N$  like sterkt. Med det formelapparatet vi innførte ovenfor, kan vi presisere dette på følgende måte: Alle funksjoner  $F_p$  og  $F_N$  som kan skrives på formen

$$(4.8) \quad \begin{cases} F_p(T, W_1, W_2, W_3) = f_p[g_0(T)g_1(W_1) + g_2(W_1, W_2)] + g_3(T, W_1, W_2, W_3), \\ F_N(T, W_1, W_2, W_3) = f_N[g_0(T)g_1(W_1) + g_2(W_1, W_2)] + g_3(T, W_1, W_2, W_3), \end{cases}$$

hvor funksjonsformen  $g_3$  og variabelen  $W_3$  er arbitrære, vil gi en  $F$ -funksjon av formen (4.4) og dermed en  $H$ -funksjon av formen (4.6). (Det forutsettes selvfølgelig at  $f_p$ ,  $f_N$  og  $g_3$  oppfyller slike betingelser at  $F_p$  og  $F_N$  kan tolkes som sannsynligheter.)

## 5. ANVENDELSE: KONSTRUKSJON AV KVANTITATIVE INDIKATORER FOR OPTIMAL LAGERBEHOLDNING OG OPTIMAL ORDRERESERVE

I de norske kvartalsvise konjunkturbarometerundersøkelsene blir foretakslederne blant annet stilt følgende spørsmål:

*Hvordan bedømmer De størrelsen av ordrebeholdningene i forhold til nåværende produksjonsomfang?* (Spørsmål nr. 17.)

og *Hvordan bedømmer De lagerbeholdningene av egne produkter i forhold til omsetningen?* (Spørsmål nr. 19.)

Disse spørsmål er i høy grad interessante for beskrivelsen av produksjons- og lagertilpasningen i en korttidsmodell som KVARTS, fordi de dreier seg om kortsiktig ulikevekt i bedriftenes tilpasning på produktmarkedet.

Spørsmålene har viktige fellestrekk. I begge tilfelle bes foretakslederne om å sammenligne den faktiske størrelse av en beholdningsvariabel (ordrerreserve, lagerbeholdning) med en ønsket, optimal verdi av den samme variabel, relatere differensen til en tredje variabel (produksjon, omsetning) og angi om resultatet er positivt, null, eller negativt - m.a.o. om verdien av beholdningsvariablen i øyeblikket ansees som for stor, passe stor eller for liten. Den optimalverdi som den sammenlignes med - og som altså gir uttrykk for en balansert tilpasning etter foretakslederens vurdering - er uobserverbar. Den svarer til  $T$  i det generelle resonnementet ovenfor. For de to andre variable finnes det løpende observasjoner. Spørsmålstillingen i konjunkturbarometeret innebærer følgelig at funksjonen

F i ligning (4.4) har en ganske bestemt struktur, nemlig

$$(5.1) \quad F(T, W_1, W_2) = f\left(\frac{W_2 - T}{W_1}\right).$$

Dette betyr at de underliggende funksjoner  $g_0$ ,  $g_1$  og  $g_2$  er

$$g_0(T) = -T,$$

$$g_1(W_1) = \frac{1}{W_1},$$

$$g_2(W_1, W_2) = \frac{W_2}{W_1}.$$

Det følger da av ligningene (4.6) og (4.7) at beregningsformelen for  $T^*$  blir implisitt gitt ved

$$z = f\left(\frac{W_2 - T^*}{W_1}\right)$$

eller, eksplisitt uttrykt,

$$(5.2) \quad T^* = H(z, W_1, W_2) = W_2 - W_1 f^{-1}(z).$$

Det essensielle spørsmål blir nå hvordan vi skal bestemme funksjonen  $f$ . Denne funksjonen angir hvor *følsom* den anslåtte verdi av ønsket ordresreserve, respektive optimal lagerbeholdning, er overfor variasjoner i netttotallet. Den sier nettopp noe om *styrken* i utslaget, altså informasjon vi ikke kan trekke ut av konjunkturbarometeret, som bare angir i hvilken *retning* utviklingen går. Vi vil følgelig måtte bygge på skjønn eller gjetninger når vi fastlegger denne *responsfunksjonen*.

La  $w$  betegne den relative ubalanse, altså

$$(5.3) \quad w = \frac{W_2 - T^*}{W_1}.$$

Hvilke krav skal vi stille til  $f$ ? Vi har allerede nevnt to av dem, nemlig at funksjonen er monotont stigende og at den ligger mellom  $-1$  og  $+1$  (jfr. (4.5)). Siden  $w$  i *prinsippet* kan variere fra  $-\infty$  til  $+\infty$ , innebærer dette

$$1) \quad f'(w) > 0 \quad \text{for alle } w,$$

$$2) \quad \sup f(w) = 1,$$

$$\inf f(w) = -1.$$

Et tredje krav som det er naturlig å stille, er at funksjonsverdien er null når  $w = 0$ , dvs. at en balansert vurdering ifølge konjunkturbarometeret ( $z=0$ ) skal lede til  $T^*=W_2$ . Dette betyr

$$3) \quad f(0) = 0.$$

For det fjerde krever vi

$$4) \quad \text{Det skal være lett å beregne den inverse funksjon}$$

$$w = f^{-1}(z).$$

En responsfunksjon som tilfredsstillende disse fire krav, er

$$(5.4) \quad z = f(w) = \frac{1 - e^{-aw}}{1 + e^{-aw}},$$

hvor  $e$  er grunntallet i det naturlige logaritmesystem og  $a$  en positiv konstant. Funksjonen er dessuten symmetrisk om origo, idet

$$f(-w) = \frac{1 - e^{aw}}{1 + e^{aw}} = - \frac{1 - e^{-aw}}{1 + e^{-aw}} = -f(w)$$

for alle verdier av  $w$  og  $a$ . Den er altså like følsom overfor ubalanse i tilpasningen i positiv som i negativ retning.

Den inverse av responsfunksjonen (5.4) er

$$(5.5) \quad w = f^{-1}(z) = \frac{1}{a} \ln \left( \frac{1+z}{1-z} \right),$$

hvor  $\ln$  betegner den naturlige logaritme. Av (5.2) og (5.5) følger at indikatoren for  $T$  (ønsket ordreserverve, optimal lagerbeholdning) kan beregnes ved formelen

$$(5.6) \quad T^* = W_2 - \frac{1}{a} W_1 \ln \left( \frac{1+z}{1-z} \right).$$

Dette motsvarer den generelle funksjonen  $H$  i (4.7).

I tabell 1 er gjengitt utvalgte verdier av funksjonen  $f^{-1}(z)$  for fire forskjellige størrelser av konstanten  $a$ . Vi kan betrakte  $a$ , eller kanskje bedre  $1/a$ , som en "følsomhetsparameter", idet verdien av  $w$ , og dermed den beregnede verdi av  $T^*$ , vil være desto mer følsom overfor variasjoner i netttotallet  $z$  jo mindre  $a$  er. *A priori* kan vi altså fastslå at den verdi vi gir  $a$ <sup>5)</sup>, vil ha vesentlig betydning for hvor sterkt den beregnede tidsserie for  $T$  vil fluktuere i relasjon til tidsserien for  $W_2$ . Ekstremverdiene i tabell 1 har imidlertid liten praktisk betydning; det er meget sjelden at det observerte netttotal faller utenfor intervallet  $(-0.90, +0.90)$ . I det materiale vi her skal bygge på, er således den største observerte verdi  $+0.76$  (lagerbeholdning i KVARTS-sektor 30, 2. kvartal 1975) og den minste verdi  $-0.82$  (ordreserverve i KVARTS-sektor 30, 3. kvartal 1975). (Se tabellene 2 og 3.)

5) Vi legger her opp til å fastsette  $a$ 's verdi *a priori*, og det er den strategi vi vil velge i det følgende. I visse situasjoner kunne et interessant alternativ være å benytte ligning (5.6) til å eliminere den uobserverbare variable  $T^*$  fra den eller de modellrelasjoner hvor den inngår, og *estimere*  $a$  som en ukjent konstant på linje med de øvrige strukturkoeffisienter. I arbeidet med KVARTS har det vært gjort noen forsøk på dette.

TABELL 1. Den inverse av responsfunksjonen for netttotallet i konjunkturbarometeret:

$$w = f^{-1}(z) = \frac{1}{a} \ln \left( \frac{1+z}{1-z} \right).$$

Netttotal z	a			
	0.5	1	2	10
-0.999 .....	-15.200	-7.600	-3.800	-0.760
-0.99 .....	-10.586	-5.293	-2.647	-0.529
-0.9 .....	-5.888	-2.944	-1.472	-0.294
-0.7 .....	-3.470	-1.735	-0.868	-0.173
-0.5 .....	-2.198	-1.099	-0.550	-0.110
-0.2 .....	-0.810	-0.405	-0.203	-0.041
0 .....	0	0	0	0
+0.2 .....	0.810	0.405	0.203	0.041
+0.5 .....	2.198	1.099	0.550	0.110
+0.7 .....	3.470	1.735	0.868	0.173
+0.9 .....	5.888	2.944	1.472	0.294
+0.99 .....	10.586	5.293	2.647	0.529
+0.999 .....	15.200	7.600	3.800	0.760

Vi innfører nå følgende symboler:

Q: Produksjon, volum.

X: Omsetning, volum.

U: Faktisk ordresreserve, volum.

S: Faktisk lagerbeholdning, volum.

$\bar{U}$ : Anslag for ønsket ordresreserve, volum.

$\bar{S}$ : Anslag for optimal lagerbeholdning, volum.

$z_U$ : Nettotall fra konjunkturbarometeret, spørsmål 17: Andel som svarer at ordresreserven er 'for stor' minus andel som svarer 'for liten'.

$z_S$ : Nettotall fra konjunkturbarometeret, spørsmål 19: Andel som svarer at lagerbeholdningen er 'for stor' minus andel som svarer 'for liten'.

Her svarer Q og X til  $W_1$  i formel (5.6), U og S til  $W_2$ ,  $z_U$  og  $z_S$  til z og  $\bar{U}$  og  $\bar{S}$  til  $T^*$ . Våre beregningsformler uttrykt i disse variable blir altså

$$(5.7) \quad \bar{U} = U - \frac{1}{a_U} Q \ln \left( \frac{1+z_U}{1-z_U} \right),$$

$$(5.8) \quad \bar{S} = S - \frac{1}{a_S} X \ln \left( \frac{1+z_S}{1-z_S} \right),$$

hvor  $a_U$  og  $a_S$  er de verdier vi velger for a i de to tilfelle.

De observerte verdier av  $z_S$  for perioden 1973.4 - 1980.3 er gjengitt i tabell 2 og fremstillet grafisk i figur 2 for følgende industrisektorer i KVARTS:<sup>6)</sup>

15. Næringsmiddel- og beklædningsindustri mv.

25. Trevareindustri, grafisk industri mv.

30. Bergverk og råvareindustri (ekskl. oljeutvinning).

Blant de industrisektorer som holder lager i nevneverdig omfang, er dette de viktigste, og her ansees den norske lagerstatistikken å ha brukbar, om enn noe variabel, kvalitet. De tilhørende serier for

6) Tallseriene er beregnet ved å veie sammen konjunkturbarometerinformasjonen for tre-sifrede produksjonssektorer med sektorenes andel av sysselsettingen som vektor. For nærmere detaljer, se appendiks.

spredningsindeksen  $v$ , definert i ligning (3.2), er gjengitt i tabell 4 og figur 4. Vi ser at nettotallet har vært positivt, altså at foretakslederne gjennomgående har ment at lagerbeholdningene av egne produkter har vært for høye, i mesteparten av det tidsrom konjunkturbarometerundersøkelsene dekker.

Tabell 3 og figur 3 gir nettotallet for ordreservene,  $z_U$ , for de viktigste ordreproduserende industrisektorer i KVARTS, dvs.

30. Bergverk og råvareindustri (ekskl. oljeutvinning).

45. Metallbearbeidingsindustri.

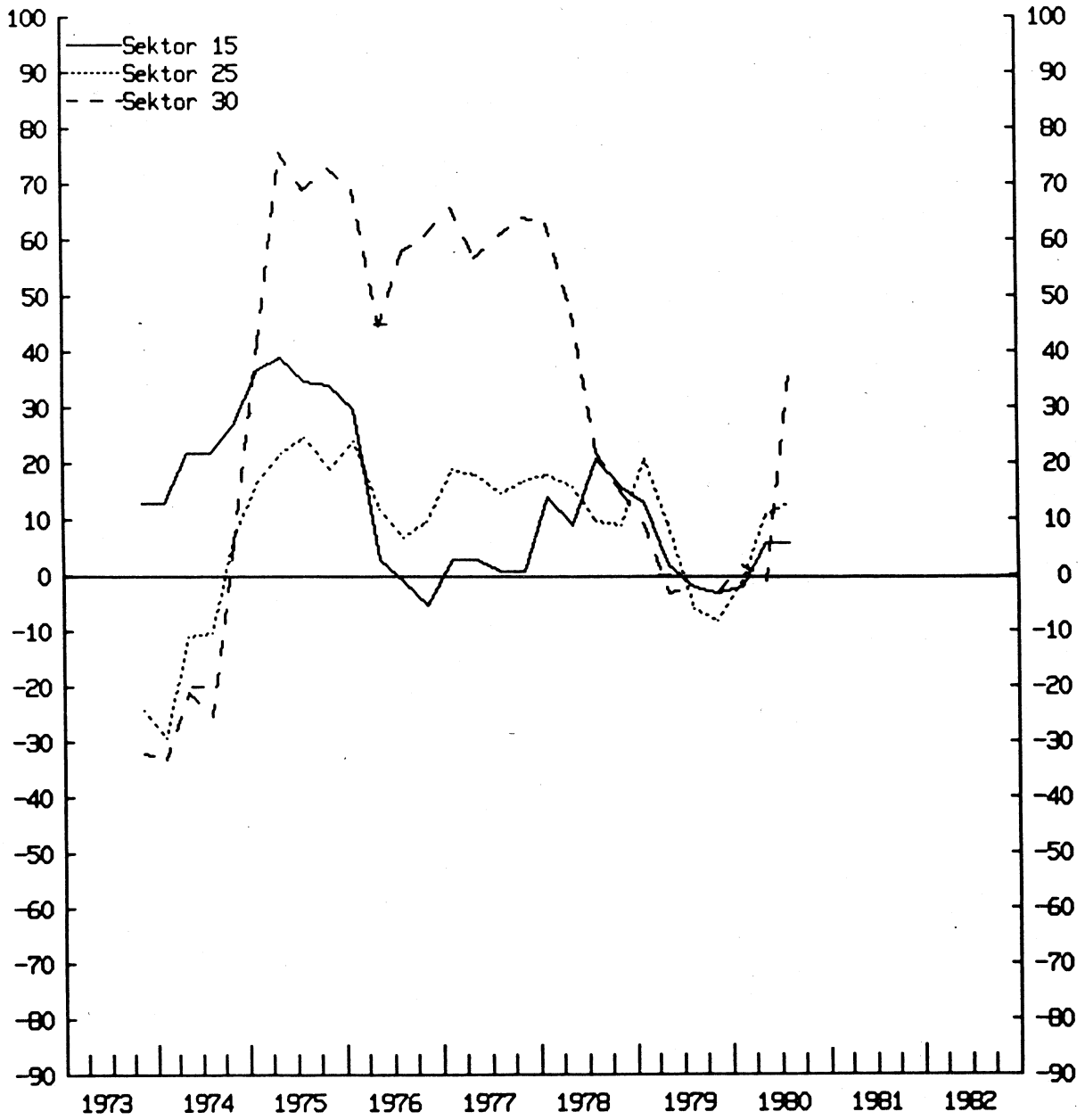
50. Verftsindustri.

De tilhørende serier for spredningsindeksen  $v$  er gjengitt i tabell 5 og figur 5. Her er forholdet det motsatte av det vi registrerte for lager: Nettotallet har gjennomgående vært negativt, det vil si at foretakslederne i en årrekke har betraktet ordreservene som for små.

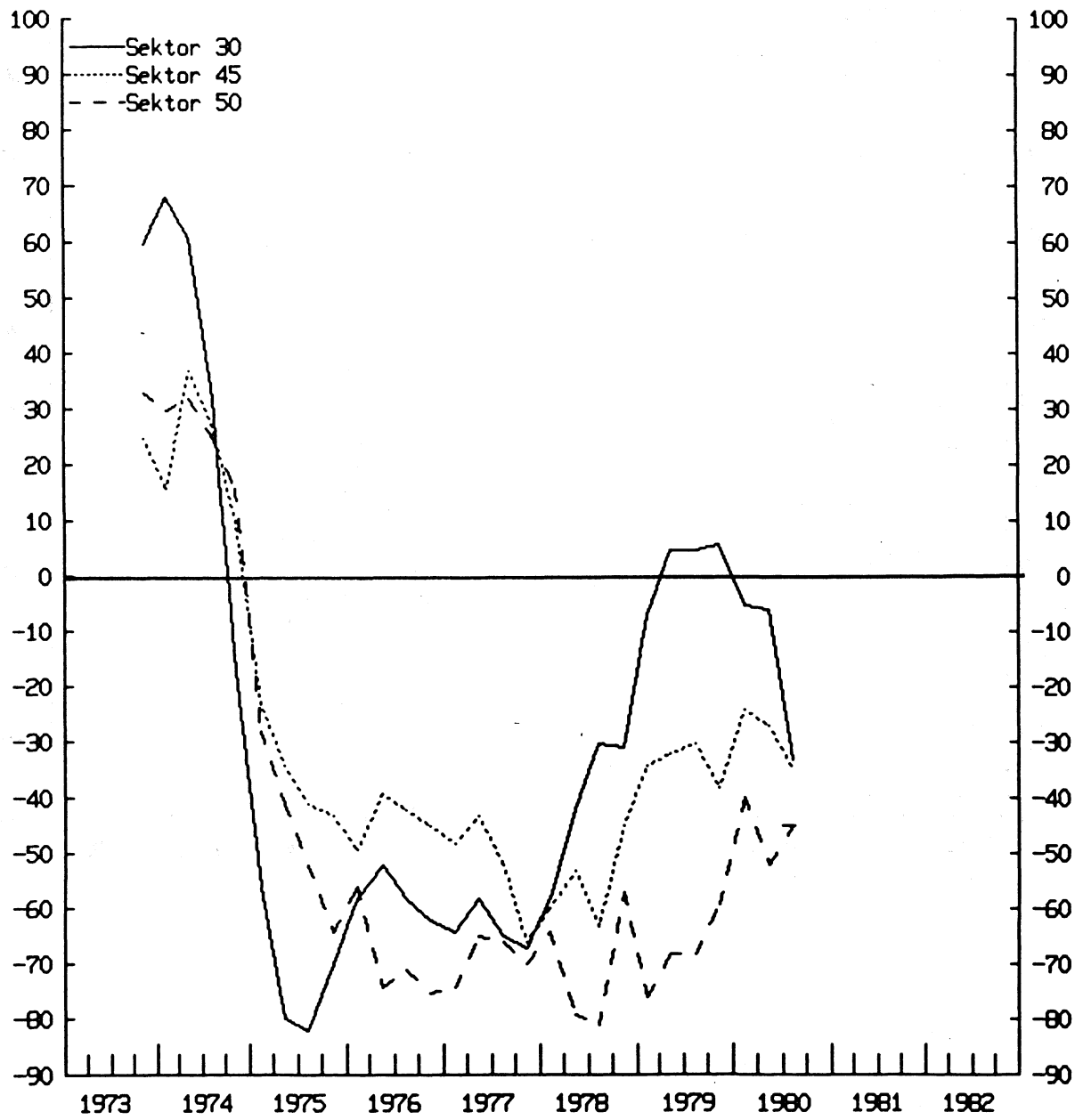
Samtlige 6 serier for nettotallet viser betydelige fluktasjoner, størst for sektor 30. Det synes å ha vært et markert stemningsomslag i lager- og ordrevurderingene fra 1974 til 1975, særlig dramatisk for ordre. Spredningsindeksene viser, som ventet, mindre fluktasjoner. Vi observerer at i de kvartaler hvor nettotallet antar (positive eller negative) ekstremverdier, har spredningsindeksen tendens til å være lavest. Dette er rimelig i lys av ulikhet (3.7) og figur 1 ovenfor.<sup>7)</sup>

7) Hvis null-svar ikke forekommer ( $y_N + y_P = 1$ ), vil vi alltid pr. definisjon ha  $v(z) = 1 - z^2$ , dvs. *perfekt* negativ korrelasjon mellom  $v$  og  $z^2$ , jfr. (3.5).

FIGUR 2  
Nettotall - lagerbeholdning  
Prosent

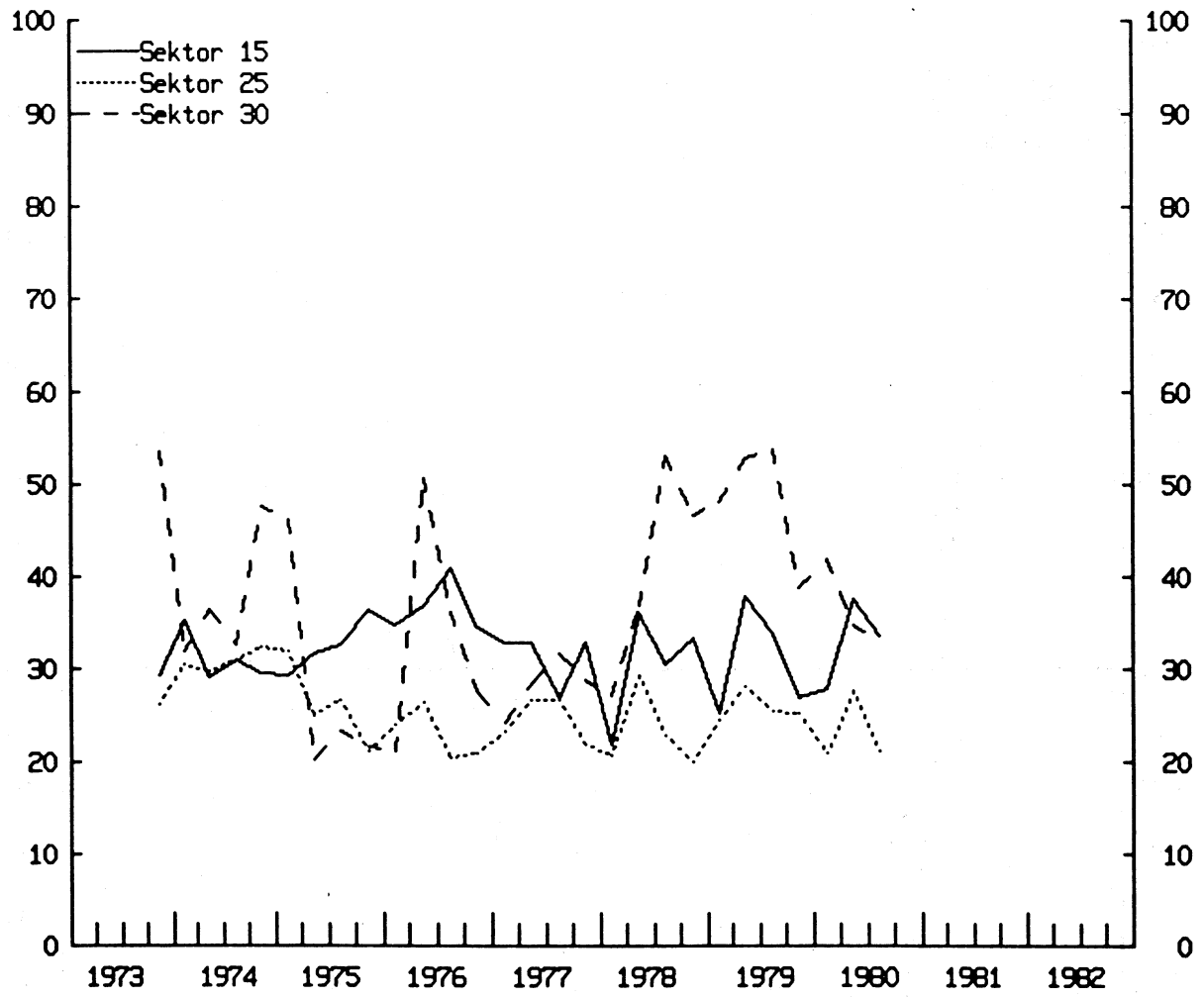


FIGUR 3  
Netttotal - ordresreserve  
Prosent



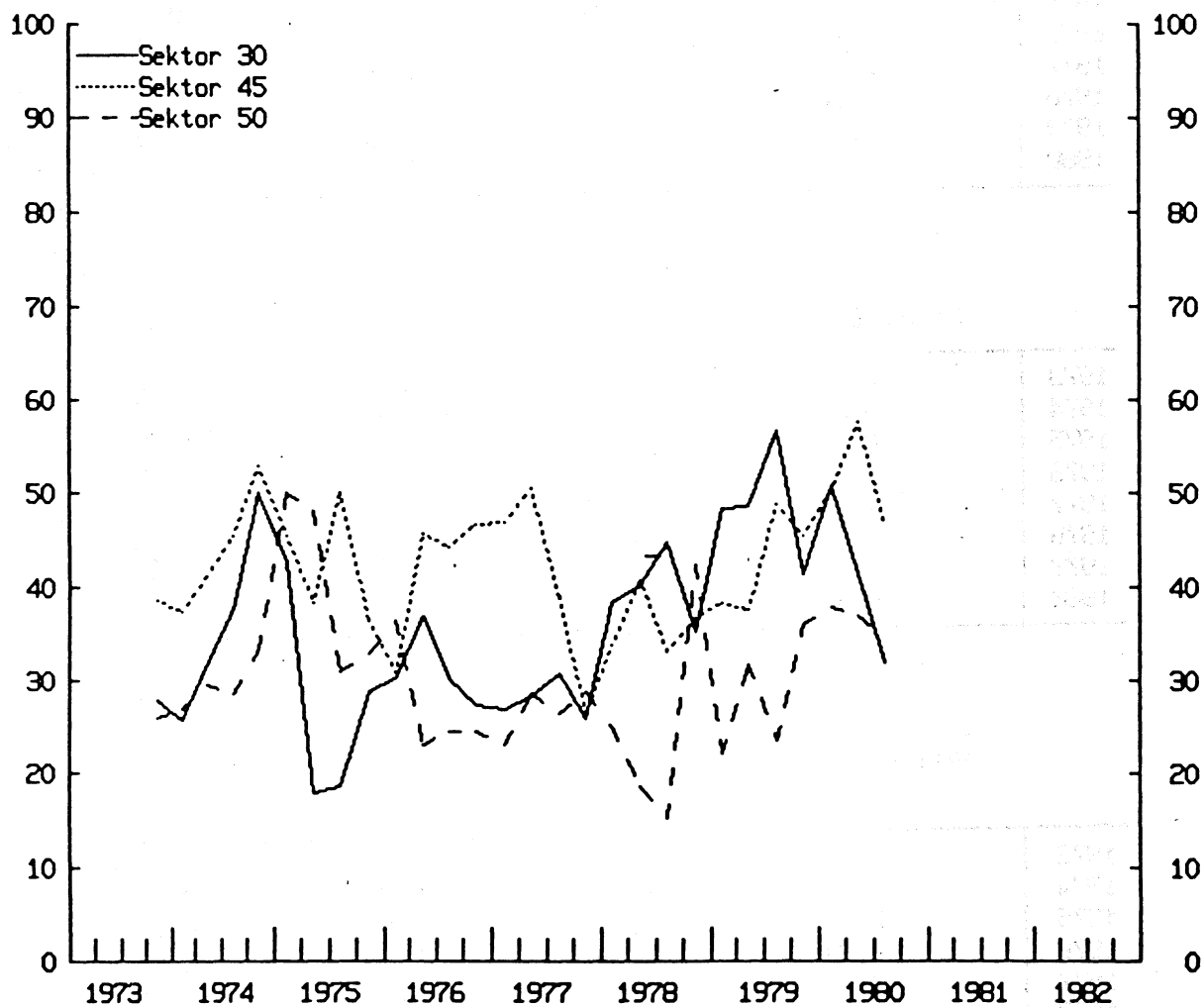


FIGUR 4  
Spredningsmål lagerbeholdning \* 100



FIGUR 5

Spredningsmål ordresreserve \* 100



TABELL 2. Nettotall fra konjunkturbarometeret. Lagerbeholdning.  
Sektor 15

1973	*	*	*	0.13
1974	0.13	0.22	0.22	0.27
1975	0.37	0.39	0.35	0.34
1976	0.3	0.03	-0.01	-0.05
1977	0.03	0.03	0.01	0.01
1978	0.14	0.09	0.21	0.16
1979	0.13	0.02	-0.02	-0.03
1980	-0.02	0.06	0.06	

## Sektor 25

1973	*	*	*	-0.24
1974	-0.29	-0.11	-0.1	0.07
1975	0.17	0.22	0.25	0.19
1976	0.24	0.12	0.07	0.1
1977	0.19	0.18	0.15	0.17
1978	0.18	0.16	0.1	0.09
1979	0.21	0.09	-0.06	-0.08
1980	-0.01	0.11	0.13	

## Sektor 30

1973	*	*	*	-0.32
1974	-0.33	-0.21	-0.25	0.06
1975	0.42	0.76	0.69	0.73
1976	0.69	0.45	0.58	0.61
1977	0.66	0.57	0.61	0.64
1978	0.63	0.47	0.22	0.15
1979	0.09	-0.03	-0.02	-0.03
1980	0.02	-0.01	0.36	

TABELL 3. Nettotall fra konjunkturbarometeret. Ordreserve.  
Sektor 30

1973	*	*	*	0.6
1974	0.68	0.61	0.32	-0.17
1975	-0.56	-0.8	-0.82	-0.7
1976	-0.58	-0.52	-0.58	-0.62
1977	-0.64	-0.58	-0.65	-0.67
1978	-0.58	-0.42	-0.3	-0.31
1979	-0.07	0.05	0.05	0.05
1980	-0.05	-0.06	-0.33	

## Sektor 45

1973	*	*	*	0.25
1974	0.16	0.37	0.27	0.1
1975	-0.23	-0.34	-0.41	-0.43
1976	-0.49	-0.39	-0.42	-0.45
1977	-0.48	-0.43	-0.52	-0.66
1978	-0.6	-0.53	-0.63	-0.45
1979	-0.34	-0.32	-0.3	-0.38
1980	-0.24	-0.27	-0.35	

## Sektor 50

1973	*	*	*	0.33
1974	0.3	0.32	0.25	0.16
1975	-0.28	-0.41	-0.52	-0.64
1976	-0.56	-0.74	-0.71	-0.75
1977	-0.74	-0.65	-0.66	-0.7
1978	-0.64	-0.79	-0.81	-0.57
1979	-0.76	-0.68	-0.68	-0.59
1980	-0.4	-0.52	-0.45	

TABELL 4. Spredningsmål basert på konjunkturbarometeret. Lagerbeholdning.  
Sektor 15

1973	*	*	*	0.2931
1974	0.3531	0.2916	0.3116	0.2971
1975	0.2931	0.3179	0.3275	0.3644
1976	0.35	0.3691	0.4099	0.3475
1977	0.3291	0.3291	0.2699	0.3299
1978	0.2204	0.3619	0.3059	0.3344
1979	0.2531	0.3796	0.3396	0.2691
1980	0.2796	0.3764	0.3364	

## Sektor 25

1973	*	*	*	0.2624
1974	0.3059	0.2979	0.31	0.3251
1975	0.3211	0.2516	0.2675	0.2139
1976	0.2424	0.2656	0.2051	0.21
1977	0.2339	0.2676	0.2675	0.2211
1978	0.2076	0.2944	0.23	0.2019
1979	0.2459	0.2819	0.2564	0.2536
1980	0.2099	0.2779	0.2131	

## Sektor 30

1973	*	*	*	0.5376
1974	0.3211	0.3659	0.3275	0.4764
1975	0.4636	0.2024	0.2339	0.2171
1976	0.2139	0.5075	0.3636	0.2779
1977	0.2444	0.2851	0.3179	0.2904
1978	0.2731	0.3691	0.5316	0.4675
1979	0.4819	0.5291	0.5396	0.3891
1980	0.4196	0.3499	0.3304	

TABELL 5. Spredningsmål basert på konjunkturbarometeret. Ordresreserve.  
Sektor 30

1973	*	*	*	0.28
1974	0.2576	0.3179	0.3776	0.5011
1975	0.4264	0.18	0.1876	0.29
1976	0.3036	0.3696	0.3036	0.2756
1977	0.2704	0.2836	0.3075	0.2611
1978	0.3836	0.4036	0.45	0.3539
1979	0.4851	0.4875	0.5675	0.4164
1980	0.5075	0.4164	0.3211	

## Sektor 45

1973	*	*	*	0.3875
1974	0.3744	0.4131	0.4571	0.53
1975	0.4571	0.3844	0.5019	0.3651
1976	0.3099	0.4579	0.4436	0.4675
1977	0.4696	0.5051	0.3896	0.2644
1978	0.34	0.4091	0.3331	0.3675
1979	0.3844	0.3776	0.49	0.4556
1980	0.5024	0.5771	0.4675	

## Sektor 50

1973	*	*	*	0.2611
1974	0.27	0.2976	0.2875	0.3344
1975	0.5016	0.4819	0.3096	0.3304
1976	0.3664	0.2324	0.2459	0.2475
1977	0.2324	0.2875	0.2644	0.29
1978	0.2504	0.1859	0.1539	0.4251
1979	0.2224	0.3176	0.2376	0.3619
1980	0.38	0.3696	0.3475	

Tidsseriene for S og X (mill. 1975-kroner) og Q og U (volumindekser) er gjengitt i tabell 6 og 7.<sup>8)</sup>

TABELL 6. Faktisk lagerbeholdning og omsetning (bruttoproduksjon, sesongjustert).  
Mill. 1975-kroner

		Lagerbeholdning (S)			Omsetning, sesongjustert (X)		
		Sektor 15	Sektor 25	Sektor 30	Sektor 15	Sektor 25	Sektor 30
1973	1 .....	1903.66	4717.48	5000.80	6671.82	5646.82	7181.96
	2 .....	1862.52	4697.27	5031.60	6394.09	5690.62	7298.94
	3 .....	1911.14	4279.48	4910.60	6802.16	5937.46	7368.98
	4 .....	1795.20	4351.21	4879.80	6768.92	5946.21	7474.26
1974	1 .....	1815.77	5156.57	4684.00	6764.17	6182.48	7614.60
	2 .....	2060.74	5357.82	4675.20	6893.39	6104.71	7474.64
	3 .....	2184.16	5119.85	4697.20	6743.87	6207.09	7551.57
	4 .....	2191.64	4741.12	4926.00	7352.73	6107.13	7413.50
1975	1 .....	2191.64	4926.63	5476.00	6286.69	5541.25	7187.97
	2 .....	2184.16	5014.60	6076.60	6706.73	6342.41	7369.05
	3 .....	2137.41	4577.24	6516.60	6748.86	5981.52	7082.34
	4 .....	2002.77	4333.87	6589.20	6857.35	5910.89	6922.46
1976	1 .....	2030.82	4783.62	6466.00	6836.75	6086.81	6970.15
	2 .....	1969.11	4820.84	6492.40	6956.34	6182.97	7206.57
	3 .....	2100.01	4218.25	6402.20	7257.66	6196.12	7328.23
	4 .....	1892.44	4196.86	6628.80	7083.77	6379.17	7668.48
1977	1 .....	1993.42	4863.37	6514.40	7375.73	6483.52	7514.42
	2 .....	1991.55	4896.52	6565.00	7247.67	6336.17	6847.00
	3 .....	1875.61	4392.41	6785.00	7170.63	6430.45	7053.37
	4 .....	1748.45	4323.88	6765.20	7451.85	6515.42	6899.26
1978	1 .....	1739.10	4757.88	6835.60	6918.57	5891.52	6973.25
	2 .....	1941.06	5161.08	6263.60	7586.11	6851.07	7014.71
	3 .....	1856.91	4764.92	5986.40	7145.20	6508.68	7148.03
	4 .....	1851.30	5280.27	5491.40	7230.87	6619.40	7486.91
1979	1 .....	1856.91	..	5438.60	7144.62	6405.47	8136.85
	2 .....	1894.31	..	5271.40	7246.19	6478.28	8432.13
	3 .....	1793.33	..	5247.20	7394.24	6653.01	8493.15
	4 .....	1737.23	..	5196.60	7456.58	6676.50	8451.20
1980	1 .....	1664.30	..	5346.20	7476.61	6647.71	8380.39
	2 .....	1858.78	..	5388.00	7535.62	6617.67	8308.33
	3 .....	1819.51	..	5718.00	7516.06	6509.75	8110.54
	4 .....	1746.58	..	5997.40	7539.12	6408.27	7980.56

8) For detaljer om beregningsprinsipper, tolkning etc., se appendiks.

TABELL 7. Volumindekser for faktisk ordreservere og korresponderende indekser for produksjon.<sup>a)</sup>

		Ordreservere (UI)			"Produksjon" = Beregnet gjennomsnitt av ordretilgang og ordrefullføring ( $QI=(DI+FI)/2=DI-\Delta UI/2$ )		
		Sektor 30	Sektor 45	Sektor 50	Sektor 30	Sektor 45	Sektor 50
1973	1 .....	278.53	205.50	1359.77	124.12	92.52	279.57
	2 .....	258.79	210.10	1523.15	122.10	84.40	218.62
	3 .....	261.17	224.21	1788.72	109.71	91.58	199.11
	4 .....	279.58	242.54	2154.89	127.25	115.52	400.31
1974	1 .....	269.41	231.15	2139.80	134.01	102.36	307.39
	2 .....	252.51	232.07	2138.17	116.28	93.91	130.51
	3 .....	242.67	220.68	1939.72	99.65	88.74	222.09
	4 .....	228.72	240.64	1610.03	111.82	104.97	278.29
1975	1 .....	227.46	229.82	1208.79	96.57	86.12	275.26
	2 .....	199.57	230.27	1014.12	88.00	83.76	188.09
	3 .....	185.21	205.01	984.16	78.49	76.38	188.50
	4 .....	177.68	202.98	989.56	101.51	95.60	146.05
1976	1 .....	186.80	211.29	862.47	102.25	82.20	188.12
	2 .....	163.26	203.93	807.49	94.12	91.14	144.95
	3 .....	161.35	204.17	701.28	87.17	85.70	110.81
	4 .....	168.65	212.00	574.18	105.45	105.50	123.35
1977	1 .....	177.63	204.11	558.46	98.34	87.35	124.87
	2 .....	167.28	202.96	544.54	98.39	87.99	198.42
	3 .....	162.01	213.34	512.80	82.87	78.55	179.90
	4 .....	160.80	229.39	448.17	101.56	100.83	131.83
1978	1 .....	184.96	231.52	458.30	94.41	88.88	121.90
	2 .....	169.44	222.85	408.28	110.53	92.76	98.07
	3 .....	179.52	218.27	372.67	99.49	80.01	70.19
	4 .....	172.99	223.35	415.57	112.03	99.50	150.26
1979	1 .....	186.45	217.03	438.44	118.10	85.18	115.48
	2 .....	171.47	217.44	442.49	107.52	84.60	161.30
	3 .....	178.13	223.07	434.75	110.57	83.75	120.96
	4 .....	187.76	249.54	445.18	120.86	97.49	134.12
1980	1 .....	189.30	253.57	461.41	126.81	87.47	137.37
	2 .....	161.99	250.48	433.17	116.21	87.10	109.55
	3 .....	147.56	240.89	442.55	100.96	81.81	130.31
	4 .....	140.28	246.90	462.08	107.78	94.73	201.10

a) Normeringen av indeksene og beregningsprinsipper ellers er beskrevet i appendiks.

Disse seriene, sammen med de tilhørende serier for optimalt lager  $\bar{S}$  (beregnet ved (5.8)) og ønsket ordreservere  $\bar{U}$  (beregnet ved (5.7)), er fremstillet grafisk i figur 6 og 7. Tre alternative verdier av "følsomhetsparameteren"  $a$  er benyttet:

- for lager:  $a_S = 10, 5$  og  $2$ ,
- for ordre:  $a_U = 5, 2$  og  $1$ .

Med  $a_S = 2$  og  $a_U = 1$  blir, som vi ser, fluktusjonene i seriene temmelig sterke. Spesielt virker resultatet for optimalt lager for  $a_S = 2$  urealistisk. Så konjunkturfølsomme er foretaksleder-nes lagervurderinger neppe. Også de sterke svingningene i seriene for ønsket ordreservere i sektor 30 basert på  $a_U = 1$  vil det kunne være vanskelig å akseptere. Forøvrig burde en kunne ha rimelig tiltro



til utslagene i seriene. Ordreutviklingen i sektor 50 (Verftsindustri) bærer sterkt preg av at denne sektoren er en hovedleverandør av produksjonsutstyr til oljevirkksomheten og viser rekordhøye ordrebeholdninger i 1973 og 1974. Det er interessant at ønsket ordresreserve lå under den faktiske i de kvartaler da ordreserven var på sitt høyeste, mens den senere har ligget vesentlig over. Foretakslederne har altså, ifølge våre beregninger, ønsket en jevnere utvikling av ordremassen enn det som faktisk har vært tilfellet i denne perioden (figur 7.3) - en meget plausibel konklusjon.

De tilhørende serier for forholdet mellom optimalt og faktisk lager,

$$(5.9) \quad \frac{\bar{S}}{S} = 1 - \frac{1}{a_S} \frac{X}{S} \ln \left( \frac{1+z_S}{1-z_S} \right),$$

og forholdet mellom ønsket og faktisk ordresreserve,

$$(5.10) \quad \frac{\bar{U}}{U} = 1 - \frac{1}{a_U} \frac{Q}{U} \ln \left( \frac{1+z_U}{1-z_U} \right),$$

er gitt i tabellene 8 og 10. Vi har også relatert ordre- og lagerubalansen til de indikatorer vi bruker for produksjonen. Resultatet for lager, dvs.

$$(5.11) \quad \frac{S-\bar{S}}{X} = \frac{1}{a_S} \ln \left( \frac{1+z_S}{1-z_S} \right),$$

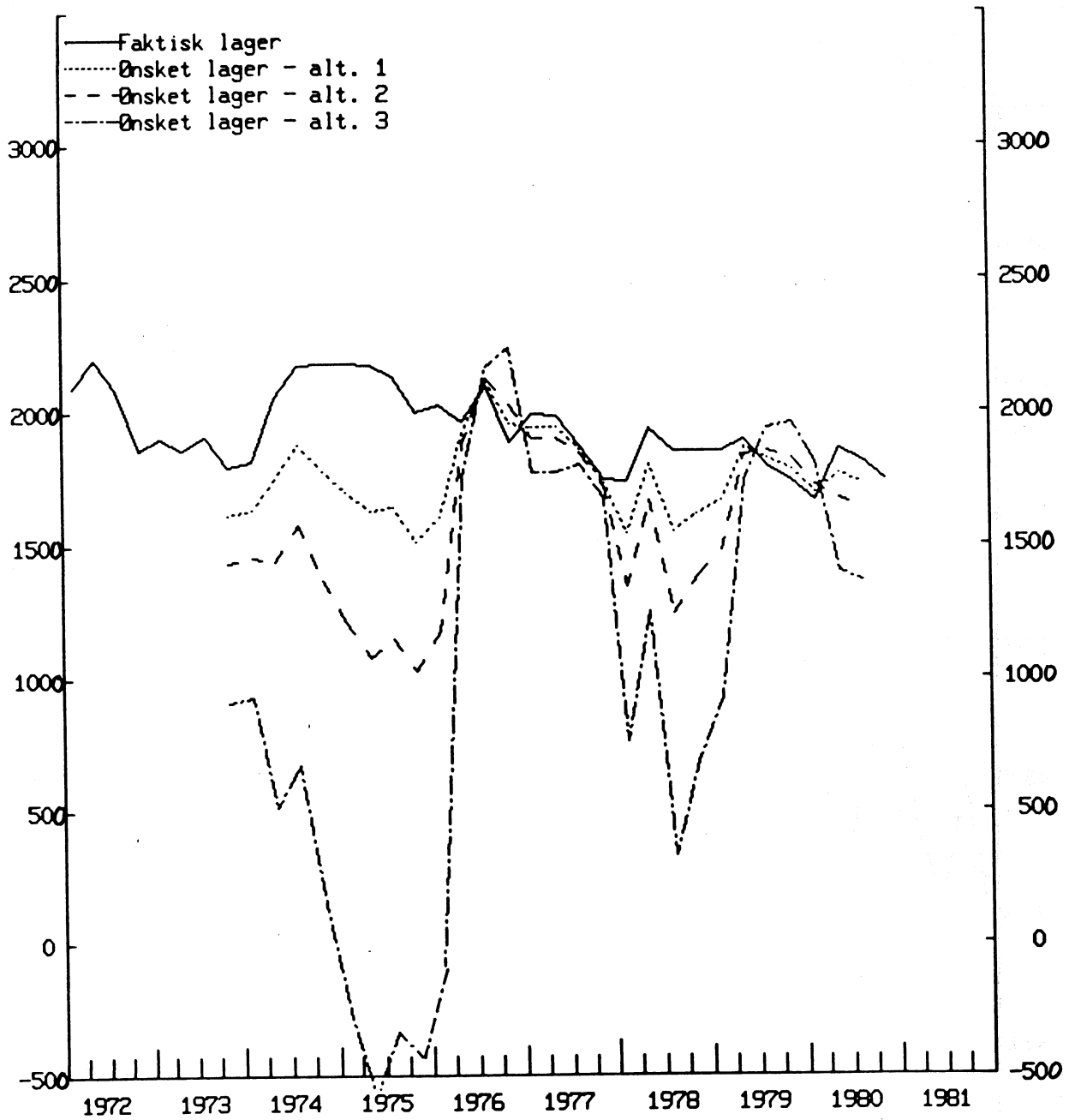
er gitt i tabell 9. Det gir altså uttrykk for hvor sterkt produksjonen ville måtte reduseres (relativt sett) - under forutsetning av konstant etterspørsel - for å bringe lagerbeholdningen ned på optimalnivået i løpet av ett kvartal. Tilsvarende serier for ordre, dvs.

$$(5.12) \quad \frac{U-\bar{U}}{Q} = \frac{1}{a_U} \ln \left( \frac{1+z_U}{1-z_U} \right),$$

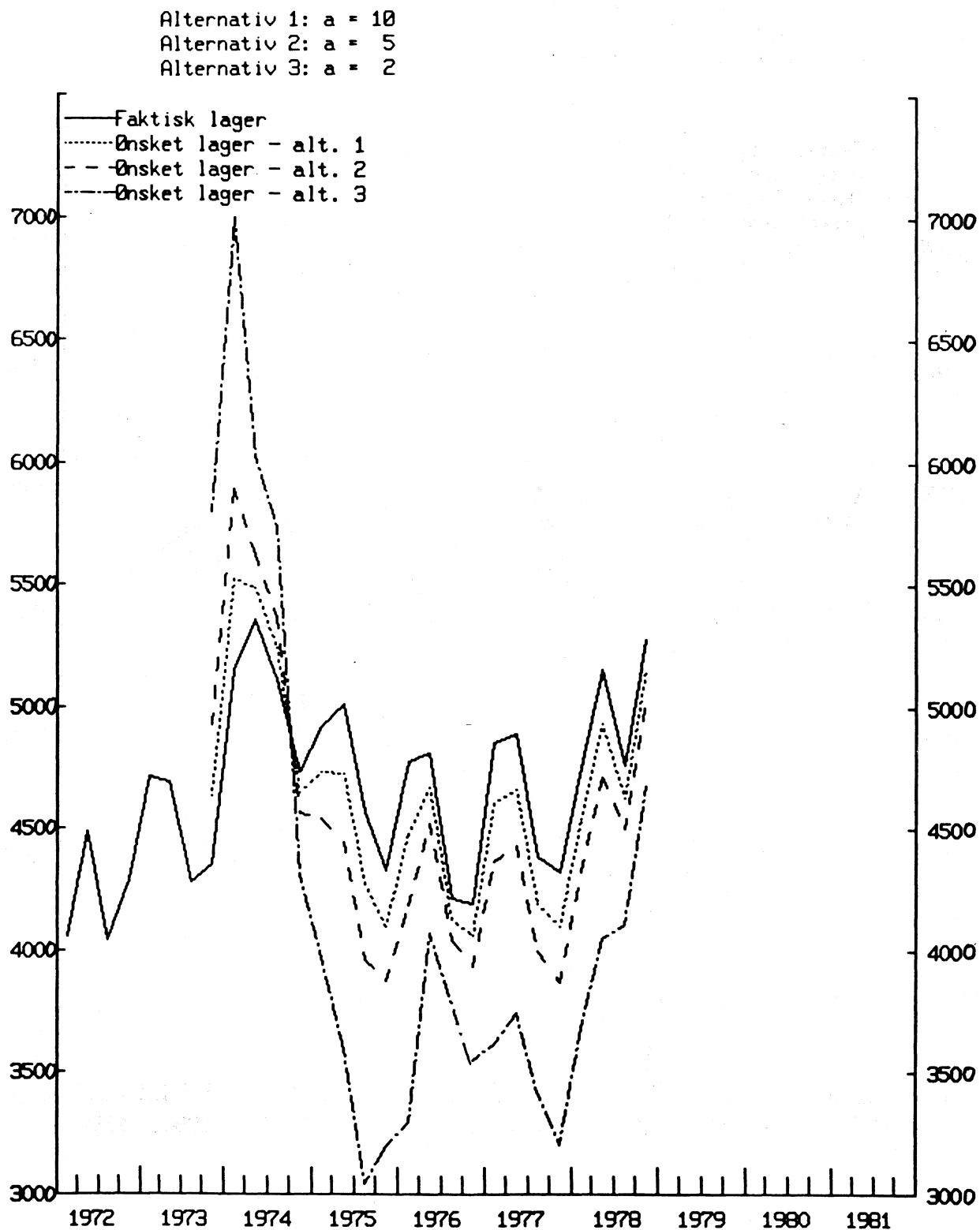
er gitt i tabell 11.

FIGUR 6.1. Faktisk og ønsket lagerbeholdning. Mill. 1975-kroner. Sektor 15.

Alternativ 1:  $a = 10$   
Alternativ 2:  $a = 5$   
Alternativ 3:  $a = 2$

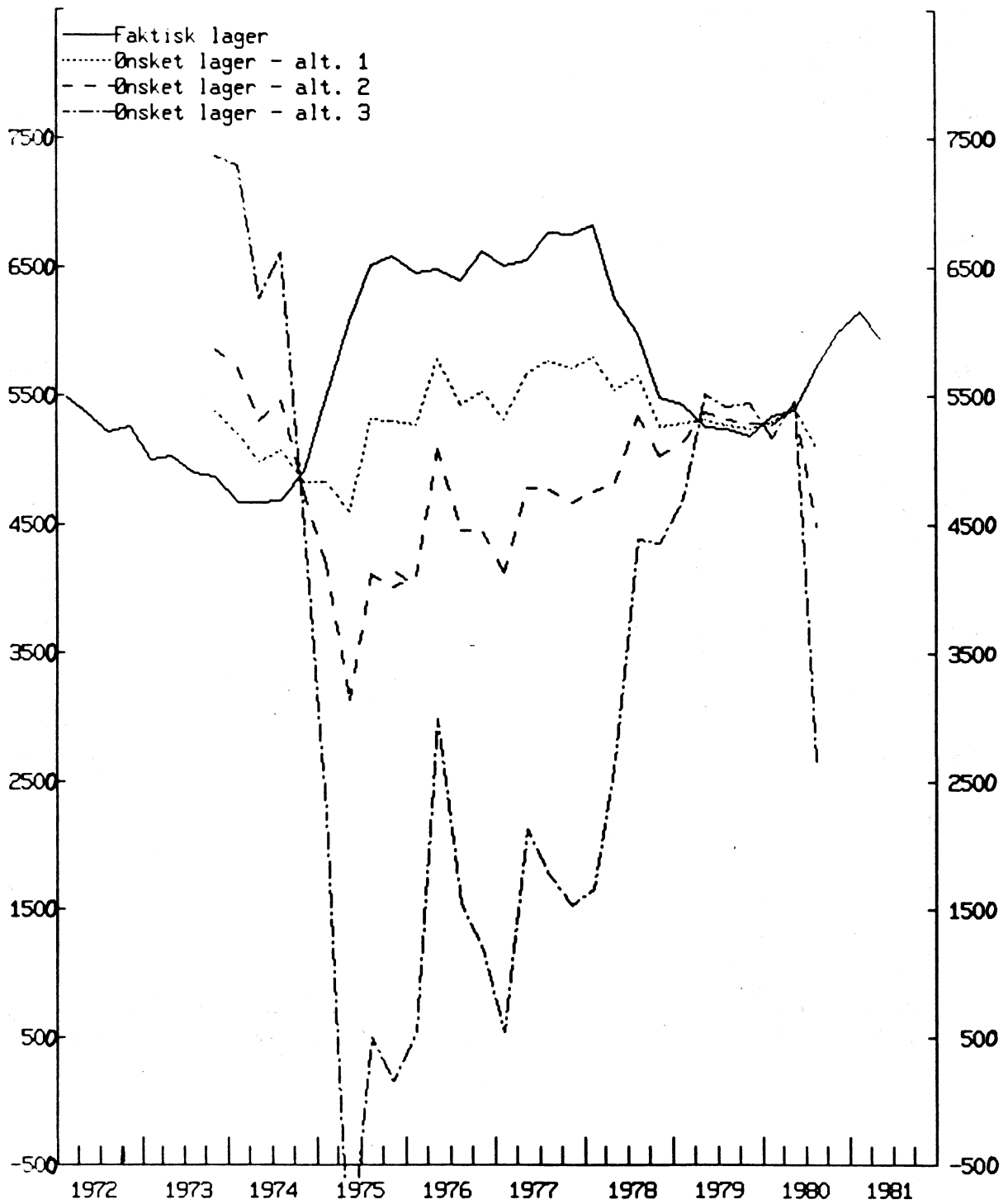


FIGUR 6.2. Faktisk og ønsket lagerbeholdning. Mill. 1975-kroner. Sektor 25.

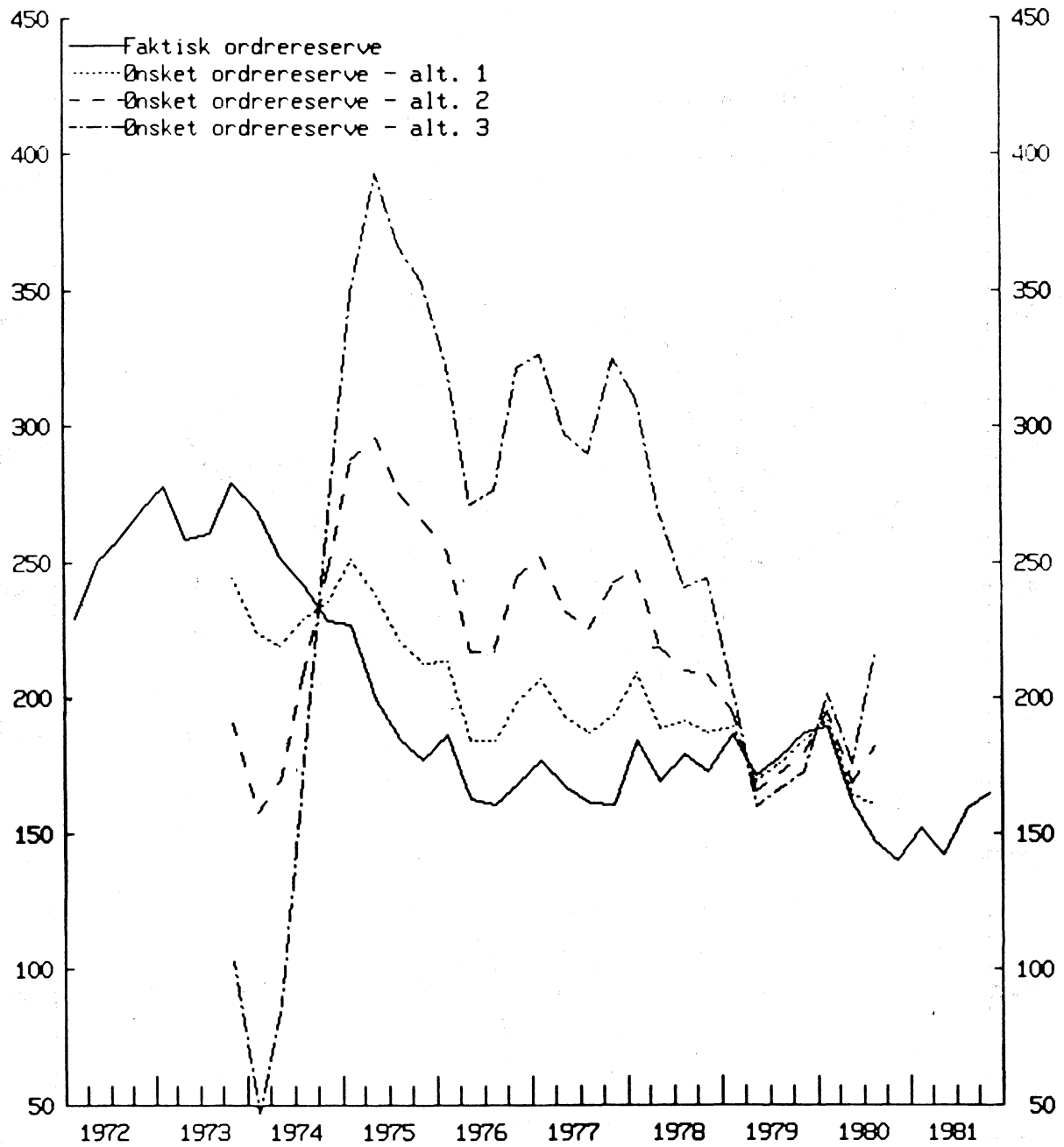


FIGUR 6.3. Faktisk og ønsket lagerbeholdning. Mill. 1975-kroner. Sektor 30.

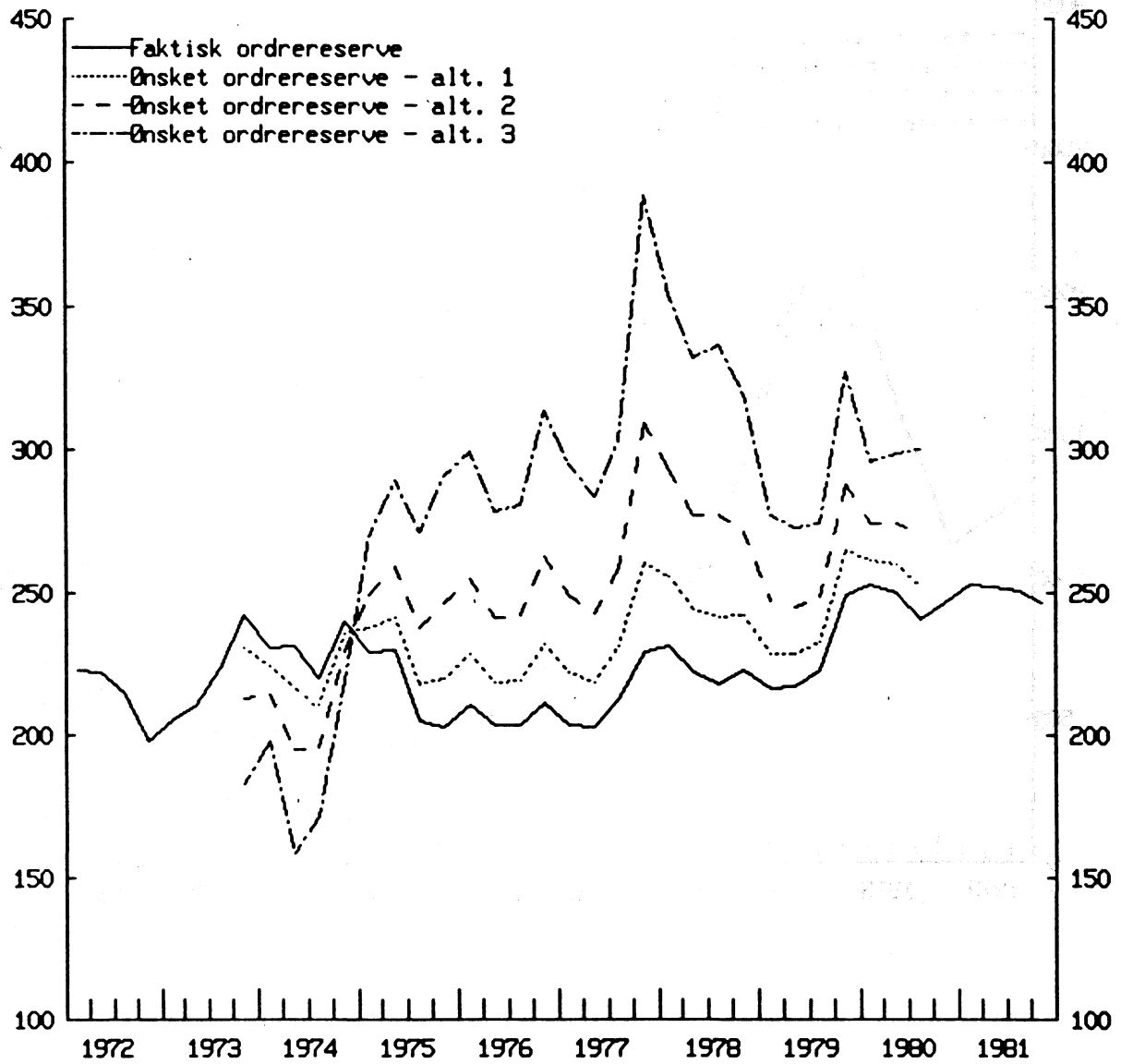
Alternativ 1:  $a = 10$   
Alternativ 2:  $a = 5$   
Alternativ 3:  $a = 2$



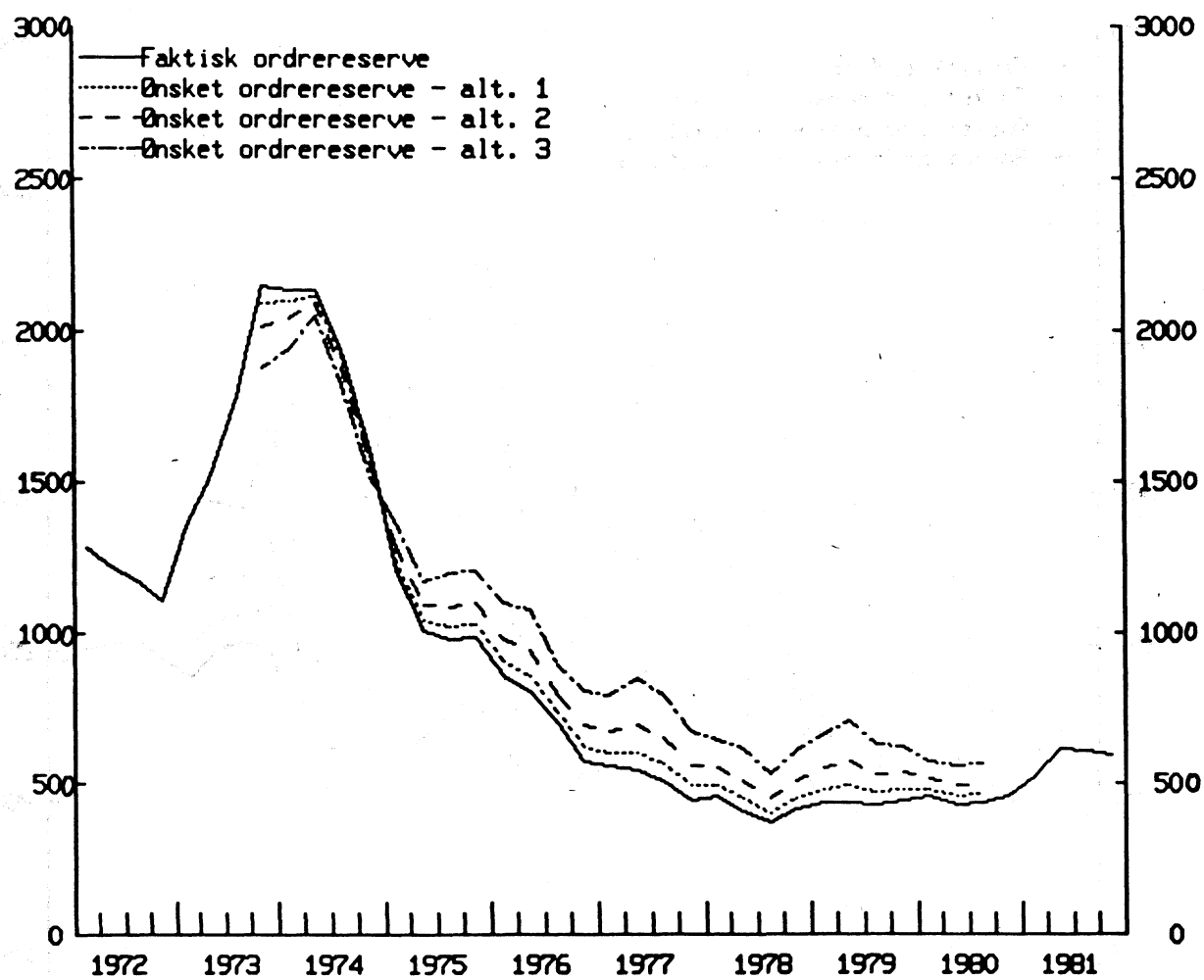
FIGUR 7.1. Indeks for faktisk og ønsket ordrereseve. Sektor 30

Alternativ 1:  $a = 5$ Alternativ 2:  $a = 2$ Alternativ 3:  $a = 1$ 

FIGUR 7.2. Indeks for faktisk og ønsket ordrereseve. Sektor 45

Alternativ 1:  $a = 5$ Alternativ 2:  $a = 2$ Alternativ 3:  $a = 1$ 

FIGUR 7.3. Indeks for faktisk og ønsket ordrereseve. Sektor 50

Alternativ 1:  $a = 5$ Alternativ 2:  $a = 2$ Alternativ 3:  $a = 1$ 

TABELL 8.1. Forholdet mellom optimalt og faktisk lager. Sektor 15

a = 10

1973	*	*	*	0.901
1974	0.902	0.850	0.861	0.814
1975	0.777	0.747	0.769	0.757
1976	0.791	0.978	1.006	1.037
1977	0.977	0.978	0.992	0.991
1978	0.887	0.929	0.835	0.873
1979	0.899	0.984	1.016	1.025
1980	1.017	0.951	0.950	

a = 5

1973	*	*	*	0.802
1974	0.805	0.700	0.723	0.628
1975	0.554	0.494	0.538	0.515
1976	0.583	0.957	1.013	1.074
1977	0.955	0.956	0.984	0.982
1978	0.775	0.858	0.671	0.747
1979	0.798	0.969	1.032	1.051
1980	1.035	0.902	0.900	

a = 2

1973	*	*	*	0.507
1974	0.512	0.251	0.309	0.071
1975	-0.114	-0.264	-0.153	-0.212
1976	-0.041	0.893	1.034	1.187
1977	0.888	0.890	0.961	0.957
1978	0.439	0.647	0.179	0.369
1979	0.496	0.923	1.082	1.128
1980	1.089	0.756	0.751	



TABELL 8.2. Forholdet mellom optimalt og faktisk lager. Sektor 25

a = 10				
1973	*	*	*	1.066
1974	1.071	1.025	1.024	0.981
1975	0.961	0.943	0.933	0.947
1976	0.937	0.969	0.979	0.969
1977	0.948	0.952	0.955	0.948
1978	0.954	0.957	0.972	0.977

a = 5				
1973	*	*	*	1.133
1974	1.143	1.050	1.048	0.963
1975	0.922	0.886	0.866	0.895
1976	0.875	0.938	0.958	0.938
1977	0.897	0.905	0.911	0.896
1978	0.909	0.914	0.945	0.954

a = 2				
1973	*	*	*	1.334
1974	1.357	1.125	1.121	0.909
1975	0.806	0.717	0.666	0.737
1976	0.688	0.845	0.897	0.847
1977	0.743	0.764	0.778	0.741
1978	0.774	0.785	0.862	0.886

TABELL 8.3. Forholdet mellom optimalt og faktisk lager. Sektor 30

a = 10

1973	*	*	*	1.101
1974	1.111	1.068	1.082	0.981
1975	0.882	0.758	0.815	0.804
1976	0.817	0.892	0.848	0.835
1977	0.817	0.864	0.852	0.845
1978	0.848	0.885	0.946	0.958
1979	0.972	1.009	1.006	1.009
1980	0.993	1.003	0.893	

a = 5

1973	*	*	*	1.203
1974	1.222	1.136	1.164	0.963
1975	0.764	0.516	0.631	0.609
1976	0.634	0.784	0.696	0.671
1977	0.634	0.729	0.705	0.690
1978	0.697	0.771	0.893	0.917
1979	0.945	1.019	1.012	1.019
1980	0.987	1.006	0.786	

a = 2

1973	*	*	*	1.507
1974	1.557	1.340	1.410	0.909
1975	0.412	-0.208	0.078	0.024
1976	0.085	0.461	0.241	0.179
1977	0.085	0.324	0.263	0.226
1978	0.243	0.428	0.732	0.793
1979	0.864	1.048	1.032	1.048
1980	0.968	1.015	0.465	

TABELL 9.1. Lagerubalanse (faktisk minus ønsket lager) i forhold til faktisk produksjon (sesongjustert). Sektor 15

a = 10

1973	*	*	*	0.0261
1974	0.0261	0.0447	0.0447	0.0553
1975	0.0776	0.0823	0.0730	0.0708
1976	0.0619	0.0050	-0.002	-0.0100
1977	0.0060	0.0050	0.002	0.002
1978	0.0281	0.0180	0.0426	0.0322
1979	0.0261	0.004	-0.004	-0.0050
1980	-0.004	0.0120	0.0120	

a = 5

1973	*	*	*	0.0522
1974	0.0522	0.0894	0.0894	0.1107
1975	0.1553	0.1647	0.1451	0.1416
1976	0.1238	0.0120	-0.004	-0.0200
1977	0.0120	0.0120	0.004	0.004
1978	0.0563	0.0360	0.0852	0.0645
1979	0.0522	0.0080	-0.0080	-0.0120
1980	-0.0080	0.0240	0.0240	

a = 2

1973	*	*	*	0.1307
1974	0.1307	0.2236	0.2236	0.2768
1975	0.3884	0.4118	0.3654	0.3540
1976	0.3095	0.0300	-0.01	-0.0500
1977	0.0300	0.0300	0.01	0.01
1978	0.1409	0.0902	0.2131	0.1613
1979	0.1307	0.0200	-0.0200	-0.0300
1980	-0.0200	0.0600	0.0600	

TABELL 9.2. Lagerubalanse (faktisk minus ønsket lager) i forhold til faktisk produksjon (sesongjustert). Sektor 25

a = 10

1973	*	*	*	-0.0489
1974	-0.0597	-0.0220	-0.0200	0.0140
1975	0.0343	0.0447	0.0510	0.0384
1976	0.0489	0.0241	0.0140	0.0200
1977	0.0384	0.0363	0.0302	0.0343
1978	0.0363	0.0322	0.0200	0.0180
1979	0.0426	0.0180	-0.0120	-0.0160
1980	-0.002	0.0220	0.0261	

a = 5

1973	*	*	*	-0.0979
1974	-0.1194	-0.0441	-0.0401	0.0280
1975	0.0686	0.0894	0.1021	0.0769
1976	0.0979	0.0482	0.0280	0.0401
1977	0.0769	0.0727	0.0604	0.0686
1978	0.0727	0.0645	0.0401	0.0360
1979	0.0852	0.0360	-0.0240	-0.0320
1980	-0.004	0.0441	0.0522	

a = 2

1973	*	*	*	-0.2447
1974	-0.2985	-0.1104	-0.1003	0.0701
1975	0.1716	0.2236	0.2554	0.1923
1976	0.2447	0.1205	0.0701	0.1003
1977	0.1923	0.1819	0.1511	0.1716
1978	0.1819	0.1613	0.1003	0.0902
1979	0.2131	0.0902	-0.0600	-0.0801
1980	-0.01	0.1104	0.1307	

TABELL 9.3. Lagerubalanse (faktisk minus ønsket lager) i forhold til faktisk produksjon (sesongjustert). Sektor 30

a = 10

1973	*	*	*	-0.0663
1974	-0.0685	-0.0426	-0.0510	0.0120
1975	0.0895	0.1992	0.1695	0.1857
1976	0.1695	0.0969	0.1324	0.1417
1977	0.1585	0.1295	0.1417	0.1516
1978	0.1482	0.1020	0.0447	0.0302
1979	0.0180	-0.0060	-0.004	-0.0060
1980	0.004	-0.002	0.0753	

a = 5

1973	*	*	*	-0.1326
1974	-0.1371	-0.0852	-0.1021	0.0240
1975	0.1790	0.3984	0.3391	0.3714
1976	0.3391	0.1938	0.2649	0.2835
1977	0.3171	0.2590	0.2835	0.3032
1978	0.2965	0.2040	0.0894	0.0604
1979	0.0360	-0.0120	-0.0080	-0.0120
1980	0.0080	-0.004	0.1507	

a = 2

1973	*	*	*	-0.3316
1974	-0.3428	-0.2131	-0.2554	0.0600
1975	0.4476	0.9962	0.8479	0.9287
1976	0.8479	0.4847	0.6624	0.7089
1977	0.7928	0.6475	0.7089	0.7581
1978	0.7414	0.5100	0.2236	0.1511
1979	0.0902	-0.0300	-0.0200	-0.0300
1980	0.0200	-0.01	0.3768	

TABELL 10.1. Forholdet mellom ønsket og faktisk ordresreserve. Sektor 30

a = 5

1973	*	*	*	0.873
1974	0.835	0.869	0.945	1.033
1975	1.107	1.193	1.195	1.198
1976	1.145	1.132	1.143	1.181
1977	1.167	1.155	1.158	1.204
1978	1.135	1.116	1.068	1.083
1979	1.017	0.987	0.987	0.984
1980	1.013	1.017	1.093	

a = 2

1973	*	*	*	0.684
1974	0.587	0.673	0.863	1.083
1975	1.268	1.484	1.489	1.495
1976	1.362	1.332	1.357	1.453
1977	1.419	1.389	1.396	1.512
1978	1.338	1.292	1.171	1.207
1979	1.044	0.968	0.968	0.961
1980	1.033	1.043	1.234	

a = 1

1973	*	*	*	0.369
1974	0.175	0.347	0.727	1.167
1975	1.537	1.968	1.979	1.991
1976	1.725	1.664	1.715	1.906
1977	1.839	1.779	1.793	2.024
1978	1.676	1.584	1.343	1.415
1979	1.088	0.937	0.937	0.922
1980	1.067	1.086	1.469	

TABELL 10.2. Forholdet mellom ønsket og faktisk ordreserve. Sektor 45

a = 5

1973	*	*	*	0.951
1974	0.971	0.937	0.955	0.982
1975	1.035	1.051	1.064	1.086
1976	1.083	1.073	1.075	1.096
1977	1.089	1.079	1.084	1.139
1978	1.106	1.098	1.108	1.086
1979	1.055	1.051	1.046	1.062
1980	1.033	1.038	1.049	

a = 2

1973	*	*	*	0.878
1974	0.928	0.842	0.888	0.956
1975	1.087	1.128	1.162	1.216
1976	1.208	1.184	1.187	1.241
1977	1.223	1.199	1.212	1.348
1978	1.266	1.245	1.271	1.215
1979	1.138	1.129	1.116	1.156
1980	1.084	1.096	1.124	

a = 1

1973	*	*	*	0.756
1974	0.857	0.685	0.777	0.912
1975	1.175	1.257	1.324	1.433
1976	1.417	1.368	1.375	1.482
1977	1.447	1.398	1.424	1.696
1978	1.532	1.491	1.543	1.431
1979	1.277	1.258	1.232	1.312
1980	1.168	1.192	1.248	

TABELL 10.3. Forholdet mellom ønsket og faktisk ordreservert. Sektor 50

a = 5

1973	*	*	*	0.974
1974	0.982	0.991	0.988	0.988
1975	1.026	1.032	1.044	1.044
1976	1.055	1.066	1.056	1.083
1977	1.085	1.113	1.111	1.102
1978	1.080	1.102	1.084	1.093
1979	1.104	1.120	1.092	1.081
1980	1.050	1.058	1.057	

a = 2

1973	*	*	*	0.936
1974	0.955	0.979	0.970	0.972
1975	1.065	1.080	1.110	1.111
1976	1.138	1.170	1.140	1.209
1977	1.212	1.282	1.278	1.255
1978	1.201	1.257	1.212	1.234
1979	1.262	1.302	1.230	1.204
1980	1.126	1.145	1.142	

a = 1

1973	*	*	*	0.872
1974	0.911	0.959	0.941	0.944
1975	1.131	1.161	1.220	1.223
1976	1.276	1.341	1.280	1.418
1977	1.425	1.565	1.556	1.510
1978	1.403	1.514	1.424	1.468
1979	1.524	1.604	1.461	1.408
1980	1.252	1.291	1.285	



TABELL 11.1. Ordreubalanse (faktisk minus ønsket ordreservere) i forhold til gjennomsnittet av ordretilgang og ordrefullføring. Sektor 30

a = 5

1973	*	*	*	0.2772
1974	0.3316	0.2835	0.1326	-0.0686
1975	-0.2531	-0.4394	-0.4627	-0.3469
1976	-0.2649	-0.2305	-0.2649	-0.2900
1977	-0.3032	-0.2649	-0.3101	-0.3242
1978	-0.2649	-0.1790	-0.1238	-0.1282
1979	-0.0280	0.0200	0.0200	0.0240
1980	-0.0200	-0.0240	-0.1371	

a = 2

1973	*	*	*	0.6931
1974	0.8291	0.7089	0.3316	-0.1716
1975	-0.6328	-1.0986	-1.1568	-0.8673
1976	-0.6624	-0.5763	-0.6624	-0.7250
1977	-0.7581	-0.6624	-0.7752	-0.8107
1978	-0.6624	-0.4476	-0.3095	-0.3205
1979	-0.0701	0.0500	0.0500	0.0600
1980	-0.0500	-0.0600	-0.3428	

a = 1

1973	*	*	*	1.3862
1974	1.6582	1.4178	0.6632	-0.3433
1975	-1.2656	-2.1972	-2.3136	-1.7346
1976	-1.3249	-1.1526	-1.3249	-1.4500
1977	-1.5163	-1.3249	-1.5506	-1.6214
1978	-1.3249	-0.8953	-0.6190	-0.6410
1979	-0.1402	0.1000	0.1000	0.1201
1980	-0.1000	-0.1201	-0.6856	

TABELL 11.2. Ordreubalanse (faktisk minus ønsket ordreserverve) i forhold til  
gjennomsnittet av ordretilgang og ordrefullføring. Sektor 45

a = 5

1973	*	*	*	0.1021
1974	0.0645	0.1553	0.1107	0.0401
1975	-0.0936	-0.1416	-0.1742	-0.1839
1976	-0.2144	-0.1647	-0.1790	-0.1938
1977	-0.2091	-0.1839	-0.2305	-0.3171
1978	-0.2772	-0.2360	-0.2965	-0.1938
1979	-0.1416	-0.1326	-0.1238	-0.1600
1980	-0.0979	-0.1107	-0.1461	

a = 2

1973	*	*	*	0.2554
1974	0.1613	0.3884	0.2768	0.1003
1975	-0.2341	-0.3540	-0.4356	-0.4598
1976	-0.5360	-0.4118	-0.4476	-0.4847
1977	-0.5229	-0.4598	-0.5763	-0.7928
1978	-0.6931	-0.5901	-0.7414	-0.4847
1979	-0.3540	-0.3316	-0.3095	-0.4000
1980	-0.2447	-0.2768	-0.3654	

a = 1

1973	*	*	*	0.5108
1974	0.3227	0.7768	0.5537	0.2006
1975	-0.4683	-0.7081	-0.8712	-0.9197
1976	-1.0721	-0.8236	-0.8953	-0.9694
1977	-1.0459	-0.9197	-1.1526	-1.5856
1978	-1.3062	-1.1802	-1.4828	-0.9694
1979	-0.7081	-0.6632	-0.6190	-0.8001
1980	-0.4895	-0.5537	-0.7308	

TABELL 11.3. Ordreubalanse (faktisk minus ønsket ordresreserve) i forhold til gjennomsnittet av ordretilgang og ordrefullføring. Sektor 50

a = 5

1973	*	*	*	0.1371
1974	0.1238	0.1326	0.1021	0.0645
1975	-0.1150	-0.1742	-0.2305	-0.3032
1976	-0.2531	-0.3801	-0.3548	-0.3891
1977	-0.3801	-0.3101	-0.3171	-0.3469
1978	-0.3032	-0.4285	-0.4508	-0.2590
1979	-0.3984	-0.3316	-0.3316	-0.2710
1980	-0.1694	-0.2305	-0.1938	

a = 2

1973	*	*	*	0.3428
1974	0.3095	0.3316	0.2554	0.1613
1975	-0.2876	-0.4356	-0.5763	-0.7581
1976	-0.6328	-0.9504	-0.8871	-0.9729
1977	-0.9504	-0.7752	-0.7928	-0.8673
1978	-0.7581	-1.0714	-1.1270	-0.6475
1979	-0.9962	-0.8291	-0.8291	-0.6776
1980	-0.4236	-0.5763	-0.4847	

a = 1

1973	*	*	*	0.6856
1974	0.6190	0.6632	0.5108	0.3227
1975	-0.5753	-0.8712	-1.1526	-1.5163
1976	-1.2656	-1.9009	-1.7743	-1.9459
1977	-1.9009	-1.5506	-1.5856	-1.7346
1978	-1.5163	-2.1428	-2.2540	-1.2950
1979	-1.9924	-1.6582	-1.6582	-1.3553
1980	-0.8472	-1.1526	-0.9694	

Vi fastslo tidligere at fluktuasjonene i seriene for  $\bar{S}$  og  $\bar{U}$  var sterkt avhengig av hvilke verdier vi satte på konstantene  $a_S$  og  $a_U$ . Hvilken relevans har dette for anvendelsen av resultatene? Hvis seriene for  $\bar{S}$  og  $\bar{U}$  skal inngå i *samvariasjonsberegninger* (korrelasjon, regresjon etc.)<sup>9)</sup> og vi bare er interessert i å utnytte informasjon om den absolutte eller relative *ubalanse*, altså variable av typen  $\bar{S}-S$ ,  $\bar{S}/S$ ,  $(S-\bar{S})/X$ , spiller verdien av disse parametrene *ingen essensiell* rolle (bare de er positive). Vi ser for eksempel av (5.9) at alle serier vi kan beregne for  $\bar{S}/S$  for en bestemt sektor, vil være perfekt korrelerte uansett verdien av  $a_S$ . Er vi derimot interessert i samvariasjonsberegninger hvor *nivået* av  $\bar{S}$  eller  $\bar{U}$  opptre, vil  $a_S$  og  $a_U$  kunne spille en *avgjørende* rolle. Dette fremgår av korrelasjonsmatrisene i tabell 12 og 13. Vi ser for eksempel at korrelasjonskoeffisienten mellom serien for optimalt lager i sektor 30 ( $\bar{S}_{30}$ ) når  $a_S = 10$  og den tilsvarende serie når  $a_S = 5$  ikke er høyere enn 0.27. Dette gjenspeiler "dimensjonen" av den informasjon som konjunkturbarometerundersøkelsene gir.

TABELL 12. Korrelasjonsmatrise, optimalt lager. 1973.4 - 1980.3<sup>a)</sup>  
Sektor 15, 25 og 30.  
 $a = 10, 5$  og  $2$ .

		$\bar{S}_{15}$			$\bar{S}_{25}$			$\bar{S}_{30}$		
		a=10	a=5	a=2	a=10	a=5	a=2	a=10	a=5	a=2
$\bar{S}_{15}$	a=10 .....	1.000								
	a=5 .....	0.866	1.000							
	a=2 .....	0.708	0.966	1.000						
$\bar{S}_{25}$	a=10 .....	-0.152	-0.194	-0.201	1.000					
	a=5 .....	-0.124	-0.128	-0.119	0.964	1.000				
	a=2 .....	-0.078	-0.036	-0.009	0.828	0.947	1.000			
$\bar{S}_{30}$	a=10 .....	0.182	0.445	0.535	-0.411	-0.374	-0.294	1.000		
	a=5 .....	0.037	0.302	0.408	0.506	0.648	0.758	0.270	1.000	
	a=2 .....	-0.030	0.145	0.220	0.699	0.832	0.914	-0.097	0.932	1.000

a) For sektor 25 bare perioden 1973.4 - 1978.4.

TABELL 13. Korrelasjonsmatrise, ønsket ordreservert. 1973.4 - 1980.3.  
Sektor 30, 45 og 50.  
 $a = 5, 2$  og  $1$ .

		$\bar{U}_{30}$			$\bar{U}_{45}$			$\bar{U}_{50}$		
		a=5	a=2	a=1	a=5	a=2	a=1	a=5	a=2	a=1
$\bar{U}_{30}$	a=5 .....	1.000								
	a=2 .....	0.526	1.000							
	a=1 .....	0.156	0.922	1.000						
$\bar{U}_{45}$	a=5 .....	-0.325	-0.122	0.007	1.000					
	a=2 .....	-0.492	0.166	0.417	0.813	1.000				
	a=1 .....	-0.508	0.284	0.561	0.616	0.959	1.000			
$\bar{U}_{50}$	a=5 .....	0.755	-0.046	-0.397	-0.499	-0.829	-0.880	1.000		
	a=2 .....	0.763	-0.020	-0.371	-0.525	-0.836	-0.878	0.999	1.000	
	a=1 .....	0.773	0.032	-0.315	-0.573	-0.846	-0.867	0.991	0.996	1.000

9) Jfr. eksemplene i avsnitt 7.

6. TOLKNING AV RESPONSFUNKSJONEN I LYS AV "LOGIT-MODELLER" FOR KVALITATIVE VARIABLE<sup>10)</sup>

Vi skal nå se litt nærmere på tolkningen av responsfunksjonen (5.4). Ovenfor postulerte vi den bare som en sammenheng mellom netttotallet,  $z$ , og den relative ubalanse,  $w$ , som tilfredsstilte 4 krav, uten å gi noen dypere begrunnelse for funksjonsformen. I dette avsnitt skal vi ved to eksempler vise at funksjonen, under visse forutsetninger, kan utledes fra modeller for kvalitative variable av "logit-typen".<sup>11)</sup>

*Eksempel 1. Logit-modell for dikotomiske (binære) variable*

Hvis vi neglisjerer muligheten for null-svar, dvs. setter  $p_0=0$  a priori, har vi en binomisk situasjon. En logit-modell for en slik situasjon er særlig enkel.<sup>12)</sup> Den innebærer at sannsynligheten for positiv-svar er en *logistisk* funksjon av formen

$$(6.1) \quad p_P = \frac{1}{1+e^{-\lambda x}} = \frac{e^{\lambda x}}{e^{\lambda x}+1},$$

hvor  $x$  er en variabel (vektor) og  $\lambda$  en koeffisient (vektor). Når null-svar neglisjeres, blir sannsynligheten for negativ-svar komplementærsannsynligheten til denne, altså

$$(6.2) \quad p_N = 1 - p_P = \frac{e^{-\lambda x}}{1+e^{-\lambda x}} = \frac{1}{e^{\lambda x}+1}.$$

Dermed blir sannsynlighetsdifferensen lik

$$(6.3) \quad p_P - p_N = \frac{1-e^{-\lambda x}}{1+e^{-\lambda x}} = \frac{e^{\lambda x}-1}{e^{\lambda x}+1}.$$

Setter vi her  $\lambda = a$  og  $x = (W_2 - T)/W_1$ , får vi nettopp den responsfunksjonen for netttotallet  $z$  som vi postulerte i avsnitt 5. (Som før tolker vi  $z$  som en estimator for  $p_P - p_N$  og  $w = (W_2 - T^*)/W_1$  som den korresponderende "prediktor" for  $x$ .)

*Eksempel 2. Logit-modell for trikotomiske variable*

Anta nå, som tidligere, at det foreligger tre svarmuligheter, dvs. en trinomisk situasjon, og la

$$(6.4) \quad \begin{cases} p_P = P(\lambda x > 0), \\ p_0 = P(\lambda x = 0), \\ p_N = P(\lambda x < 0). \end{cases}$$

Definer de betingede sannsynligheter

$$(6.5) \quad \begin{cases} q_P = P(\lambda x > 0 | \lambda x \neq 0) = \frac{p_P}{1-p_0}, \\ q_N = P(\lambda x < 0 | \lambda x \neq 0) = \frac{p_N}{1-p_0} = 1 - q_P. \end{cases}$$

<sup>10)</sup> Dette avsnittet kan overspringes uten at sammenhengen i fremstillingen går tapt.

<sup>11)</sup> Oversikter over logit-modeller og andre modeller for kvalitative variable er gitt i Amemiya (1975, 1981).

<sup>12)</sup> Se Amemiya (1981, pp. 1486 - 1487).

Hvilken klasse av modeller er forenlig med en spesifikasjon hvor sannsynlighetsdifferensen har formen (6.3)? Vi krever altså

$$p_p - p_N = (q_p - q_N)(1 - p_0) = (2q_p - 1)(1 - p_0) = \frac{1 - e^{-\lambda x}}{1 + e^{-\lambda x}}.$$

Herav følger

$$(6.6) \quad \begin{cases} q_p = \frac{2 - p_0(1 + e^{-\lambda x})}{2(1 - p_0)(1 + e^{-\lambda x})}, \\ q_N = \frac{2e^{-\lambda x} - p_0(1 + e^{-\lambda x})}{2(1 - p_0)(1 + e^{-\lambda x})}. \end{cases}$$

Kombinerer vi disse ligningene med (6.5), finner vi at de ubetingede sannsynligheter for positiv- og negativ-svar kan uttrykkes ved  $\lambda x$  og sannsynligheten for null-svar,  $p_0$ , på følgende måte:

$$(6.7) \quad \begin{cases} p_p = \frac{1}{1 + e^{-\lambda x}} - \frac{p_0}{2}, \\ p_N = \frac{e^{-\lambda x}}{1 + e^{-\lambda x}} - \frac{p_0}{2}. \end{cases}$$

Ved forskjellig valg av formen på  $p_0$ -funksjonen innen klassen av eksponentialfunksjoner får vi generert en klasse av logit-modeller som alle har det til felles at de gir en sannsynlighetsdifferens av formen (6.3)<sup>13)</sup>. Den tilsvarende sannsynlighetsdifferens betinget med hensyn på  $\lambda x \neq 0$ , er<sup>14)</sup>

$$q_p - q_N = \frac{1 - e^{-\lambda x}}{(1 - p_0)(1 + e^{-\lambda x})}.$$

13) Ligningene (6.7) motsvarer ligningene (4.8) i avsnitt 4 ovenfor. I (4.8) ligger "frihetsgraden" i valget av formen på funksjonen  $g_3$ , i (6.7) ligger den i valget av formen på  $p_0$ -funksjonen.

14) Noen logit-modeller for trikotomiske variable er beskrevet i Amemiya (1975, avsnitt 2 B).

*Noen bemerkninger om aggregering*

Logit-modeller postuleres og brukes vanligvis i situasjoner hvor man har tilgang til individu-  
alobservasjoner. Det er ikke tilfellet her; vi har ikke sammenhørende observasjoner av konjunktur-  
barometersvarene og kvantitative mål for lager, ordre og produksjon fra enkeltforetak.<sup>15)</sup> La oss se  
hvordan responsfunksjonen (5.4) formelt kunne tenkes utledet ved aggregering fra mikronivå. For  
enkelthets skyld begrenser vi oss til den dikotomiske logit-modellen i eksempel 1.

La  $n$  være totalt antall foretak, og

$$z_i = \begin{cases} 1 & \text{hvis } i\text{-te foretak har en positiv vurdering,} \\ 0 & \text{hvis } i\text{-te foretak har en negativ vurdering} \end{cases} \quad (i=1, \dots, n).$$

Netttotallet, slik vi definerte det i avsnitt 2, kan da skrives som

$$(6.8) \quad z = \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i=1}^n z_i - (n - \sum_{i=1}^n z_i) \right\} = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n z_i - 1.$$

Vi postulerer<sup>16)</sup>

$$(6.9) \quad z_i = \frac{1}{1+e^{-\lambda x_i}} + u_i \quad (i=1, \dots, n),$$

hvor  $x_i$  er observasjonen av den variabel (eller variabelvektor) som bestemmer situasjonsvurder-  
ingen til foretak nr.  $i$ ,  $\lambda$  (som før) en koeffisient(vektor) og  $u_i$  et tilfeldig feilledd. Av  
(6.8) og (6.9) følger

$$z = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{1+e^{-\lambda x_i}} - 1 + \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n u_i.$$

Hvis vi nå antar at det eksisterer konstanter  $\beta_i$ ,  $\sum_{i=1}^n \beta_i = n$ , slik at sammenhengen mellom

mikrovariablene  $x_i$  og den tilsvarende makrovariabel  $x$  er av formen

$$(6.10) \quad \frac{1}{1+e^{-\lambda x_i}} = \frac{\beta_i}{1+e^{-\lambda x}} + v_i \quad (i=1, \dots, n),$$

hvor  $v$ -ene er tilfeldige feilledd, får vi

$$(6.11) \quad z = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \beta_i \frac{1}{1+e^{-\lambda x}} - 1 + \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (u_i + v_i) \\ = \frac{1-e^{-\lambda x}}{1+e^{-\lambda x}} + \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n (u_i + v_i).$$

Er  $n$  stor, kan restleddskomponenten i dette uttrykket neglisjeres, og vi får simpelthen

$$(6.12) \quad z = \frac{1-e^{-\lambda x}}{1+e^{-\lambda x}}.$$

15) Et eksempel på utnyttelse av mikroinformasjon i analyse av konjunkturbarometerdata er König,  
Nerlove og Oudiz (1981).

16) Jfr. Amemiya (1981, p. 1486).

Dette er nettopp responsfunksjonen (5.4) når  $\lambda=a$  og  $x=w$ .<sup>17)</sup>

Dermed har vi gitt én mulig tolkning av responsfunksjonen (5.4) basert på aggregering fra mikronivå, men den innebærer at vi har måttet gjøre bruk av temmelig spesielle forutsetninger om fordelingen av mikrovariablene.

## 7. EN ENKEL SAMVARIASJONSANALYSE

Utformingen av adferdsrelasjoner for bedriftssektorenes produksjons- og lagerbeslutninger er blant de viktigste, og vanskeligste, problemer som konstruksjonen av økonometriske korttidsmodeller stiller en overfor, og det ville sprengte rammen for dette notatet å ta disse spørsmål opp i full bredde. Vi vil her avslutningsvis gjengi resultatene av noen enkle samvariasjonsberegninger som antyder at de indikatorer for optimal lagerbeholdning,  $\bar{S}$ , og ønsket ordresreserve,  $\bar{U}$ , som vi har utviklet, og de tilhørende mål for feiltilpasningen,  $S-\bar{S}$  og  $U-\bar{U}$ , kan være med på å forklare svingningene i produksjonen.<sup>18)</sup>

Tabell 14 viser korrelasjonskoeffisienter mellom produksjon og etterspørsel (definert som summen av leveransene til vareinnsats, privat konsum, investering og eksport minus import)<sup>19)</sup> og mellom produksjon og indikatorer for feiltilpasningen i lager- og ordrebeholdningene.<sup>20)</sup> Tidsseriene for produksjon og etterspørsel er volumtall (i 1975-priser) fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Beregningene refererer seg til perioden 1974.1 - 1978.4 (20 kvartaler); da kvartalsregnskapsseriene hittil ikke er ført lengre frem enn til 1978, er dette den eneste periode som foreløpig dekkes både av kvartalsregnskaper og konjunkturbarometerdata. Ikke overraskende finner vi at produksjon og etterspørsel er positivt korrelerte, men i noen tilfelle (sektorene 25 og 30) er korrelasjonen ikke høyere enn 0.3 - 0.4. Mer interessant er det at både den løpende og den tilbakedaterte verdi av feiltilpasningen av lagret er *negativt* korrelert med produksjonen i to av de tre sentrale lagerholdersektorer i KVARTS, nemlig 15 Næringsmiddel- og bekledningsindustri mv. og 30 Bergverk og råvareindustri. Dette er i tråd med en hypotese om at en lagerbeholdning som er større enn den optimale, bidrar til å trekke produksjonen ned. Særlig bemerkelsesverdig er resultatet for sektor 30, hvor lagerubalansen i foregående kvartal ( $S_{-1}-\bar{S}_{-1}$ ) er sterkere korrelert med produksjonen i inneværende kvartal enn den løpende etterspørselen er. I den tredje lagerholdersektor, 25 Trevareindustri, grafisk industri mv., er korrelasjonen svakt positiv.

17) Hvis vi lar  $W_{1i}$ ,  $W_{2i}$  og  $T_i$  betegne verdiene av  $W_1$ ,  $W_2$  og  $T$  og lar  $w_i=(W_{2i}-T_i)/W_{1i}$ , dvs. den relative ubalanse, for  $i$ -te foretak, vil den relative ubalanse i makro, definert i (5.3), være gitt ved

$$w = \frac{\sum W_{2i} - \sum T_i}{\sum W_{1i}} = \frac{\sum W_{1i} w_i}{\sum W_{1i}}$$

18) En nærmere drøftelse av teorigrunnet og anvendelser innenfor rammen av KVARTS-prosjektet vil bli gitt i Biørn og Ystgaard (1982). Ubalanseindikatorer av denne typen kan også tenkes å inngå som forklaringsfaktorer i ligningene for investering i realkapital og i ligningene som bestemmer bedriftenes produktpriser.

19) Siden variablene dels er sektortilknyttet og dels varetilknyttet, har vi gjennomført beregningene med to alternative mål for produksjonen, et sektortilknyttet (tabell del A) og et varetilknyttet (tabell del B).

20) Som påpekt på slutten av avsnitt 5, er størrelsen av konstantene  $a_S$  og  $a_U$  uten betydning for disse korrelasjonskoeffisientene.



Også for de ordreproduserende sektorer viser feiltilpasningen av ordreserven klar samvariasjon med produksjonen. I sektor 30 Bergverk og råvareindustri er korrelasjonen positiv. Dette er rimelig ut fra en hypotese om at ordreserven har karakter av et "negativt lager" og at en overoptimal ordreserve ( $U > \bar{U}$ ) vil være at incitament til å forsere produksjonen for å bringe ordreserven ned på det optimale nivå (og omvendt at en underoptimal ordreserve vil motivere produsentene til å slakke av på produksjonstempoet for å øke den innestående ordremasse opp mot det ønskede nivå). Det er imidlertid også argumenter som peker i retning av negativ samvariasjon: Ønsket ordreserve ( $\bar{U}$ ) vil kunne være en indikator for den forventede langsiktige etterspørsel - ihvertfall er det tenkelig at en del foretaksledere tolker spørsmålet om ordrebilansen i konjunkturbarometeret slik. En høy verdi av  $\bar{U}$  vil i såfall avspeile at bedriftene *tar sikte på* å øke produksjonen (og produksjonskapasiteten) for å møte denne etterspørselen, noe som trekker i retning av at faktisk produksjon er positivt korrelert med  $\bar{U}$  og negativt korrelert med  $U - \bar{U}$ . Dette momentet kan gi en del av forklaringen på at vi har registrert negative korrelasjonskoeffisienter mellom produksjon og feiltilpasning i ordreserven for sektorene 45 Metallbearbeidingsindustri og 50 Verftsindustri. Saksforholdet kompliseres imidlertid av at disse sektorene driver tidsutstrakt produksjon med opptil flere års tidsforskyvninger mellom det tidspunkt etterspørselen manifesterer seg og tidspunktet da produksjonen faktisk skjer. En nærmere analyse er derfor påkrevet.

Regresjonsresultatene i tabell 15 utdyper disse konklusjonene. Problemstillingen er her å undersøke om de ulikevektsindikatorene vi har etablert, *partielt sett* kan bidra til å forklare variasjonene i produksjonen *utover* det som kan tilbakeføres til variasjonene i etterspørselen. (I tillegg har vi innført kvartalsvise binærvariable, som ikke er spesifisert i tabellen, for å forsøke å "trekke ut" virkningen av normale sesongvariasjoner.) I betydelig grad får vi bekreftet våre hypoteser. Selv med de relativt korte tidsserier vi disponerer, opptrer  $\bar{S}_{-1} - S_{-1}$  som signifikant positiv "trekkraft" på produksjonen i sektorene 15 og 30 (5 prosent signifikansnivå) og har positiv, men insignifikant, effekt i 25. I den siste sektoren finner vi imidlertid at tilveksten i optimalt lager,  $\Delta S$ , gir signifikant positivt forklaringsbidrag ved siden av etterspørselen. I to av de ordreproduserende sektorer, 30 og 45, virker  $\bar{U}_{-1} - U_{-1}$  med en signifikant negativ effekt på produksjonen. Som påpekt ovenfor, er dette rimelig dersom vi betrakter ordreserven som et "negativt lager" hvis størrelse bedriftene kan regulere ved hjelp av produksjonen. I sektor 50 er virkningen motsatt, men her har utviklingen av produksjon og ordre vært så spesiell i den periode vårt materiale dekker (jfr. figur 7.3), at vi ikke kan regne med at den kan fanges opp tilfredsstillende ved en så enkel "modell" som vi har postulert. Tidsseriene er klart for korte til å gi grunnlag for generelle konklusjoner.<sup>21)</sup>

Vi kan selvsagt ikke trekke håndfaste konklusjoner på grunnlag av datamateriale for en periode på bare 5 år. Likevel mener vi ved hjelp av disse samvariasjonsberegningene å ha godtgjort at konjunkturbarometerinformasjon kan være meget nyttig for å forstå og analysere industrisektorenes produksjonstilpasning på kort sikt. I mange konjunkturmodeller bestemmes produksjonen mer eller mindre direkte "fra etterspørselssiden". Ofte settes produksjonen simpelthen lik etterspørselen slik den er bestemt i resten av modellen, pluss en eksogen korreksjon for lagerendring, eller en lagerendring bestemt ved en enkel, mekanistisk hypotese. Passive "produksjonsbeslutningsfunksjoner" av denne type vil derfor være et naturlig "nullpunkt" når en skal vurdere alternative adferdsbeskrivelser, som dem vi har antydnet ved disse enkle samvariasjonsberegningene. Men skal variable som optimalt lager og ønsket ordreserve kunne bli effektive hjelpevariable i beskrivelsen av produsentadferd i en korttidsmodell, vil det selvsagt være påkrevet at de forklares endogent i modellen. Disse spørsmål arbeides det med som ledd i KVARTS-prosjektet.

21) Vi har ikke funnet signifikant autokorrelasjon i restleddene i noen av regresjonsligningene. Førsteordens autokorrelasjon er testet ved hjelp av en standard Durbin-Watson test. Autokorrelasjon av 4., 8. og 12. orden er testet ved hjelp av Box-Pierce tester. Testobservatoren for s-te-ordens

autokorrelasjon er  $B.P.(s) = T \sum_{k=1}^s \hat{r}_k^2$ , hvor  $\hat{r}_k = \frac{\sum_t \hat{u}_t \hat{u}_{t-k}}{\sum_t \hat{u}_t^2}$  og  $\hat{u}_t$  er residualen i regresjonsligningen i periode t. Den vil være tilnærmet  $\chi^2$ -fordelt med s frihetsgrader under nullhypotesen at alle restledd er ukorrelerte. Se Pierce (1971).

TABELL 14. Korrelasjonskoeffisienter for

D: \_ realisert etterspørsel,<sup>a)</sup>  
 S- $\bar{S}$ : feiltilpasning i lagerbeholdning,  
 U- $\bar{U}$ : feiltilpasning i ordrereseve,  
 m.h.p. produksjon. 1974.1 - 1978.4.

A. Korrelasjon m.h.p. total bruttoproduksjon i vedkommende sektor

Sektor/vare	D	S- $\bar{S}$	S <sub>-1</sub> - $\bar{S}$ <sub>-1</sub>	U- $\bar{U}$	U <sub>-1</sub> - $\bar{U}$ <sub>-1</sub>
15 .....	0.773	-0.401	-0.353	..	..
25 .....	0.320	0.074	0.030	..	..
30 .....	0.369	-0.254	-0.418	0.277	0.361
45 .....	0.482	..	..	-0.113	-0.036
50 .....	0.660	..	..	-0.638	-0.498

B. Korrelasjon m.h.p. total innenlandsk produksjon av vedkommende vare

Sektor/vare	D	S- $\bar{S}$	S <sub>-1</sub> - $\bar{S}$ <sub>-1</sub>	U- $\bar{U}$	U <sub>-1</sub> - $\bar{U}$ <sub>-1</sub>
15 .....	0.814	-0.433	-0.367	..	..
25 .....	0.333	0.099	0.008	..	..
30 .....	0.432	-0.341	-0.485	0.350	0.428
45 .....	0.523	..	..	-0.175	-0.109
50 .....	0.642	..	..	-0.545	-0.385

a) Definert som summen av leveransene av sektorens hovedvare til vareinnsats, privat konsum, investering og eksport, etter fradrag av import.

TABELL 15. Regresjonsresultater. Minste kvadraters metode.<sup>a)</sup>  
 Produksjon "forklart ved" realisert etterspørsel, feiltilpasning i lager/ordre, tilvekst i optimalt lager/ordre.  
 1974.1 - 1978.4.b)

A. Venstresidevariabel: Total bruttoproduksjon i vedkommende sektor

Sektor/ vare	D	$\bar{S}_{-1}-S_{-1}^c$	$\Delta \bar{S}^c$	$\bar{U}_{-1}-U_{-1}^d$	$\Delta \bar{U}^d$	Gjennomsnitt, venstreside- variabel	$\hat{\sigma}_u$	D.W.	B.P.(4)	B.P.(8)	B.P.(12)
15 ...	0.4355 (0.1877)	0.3344 (0.1323)				7034.5	197.0	2.80	4.77	10.15	11.52
15 ...	0.7850 (0.1888)		0.4076 (0.2358)			7034.5	215.8	1.65	3.52	10.63	10.90
25 ...	0.5498 (0.3457)	0.0976 (0.2016)				6240.6	285.1	1.21	4.43	5.70	7.80
25 ...	0.6562 (0.2099)		0.6016 (0.1531)			6240.6	198.2	1.82	2.12	6.34	8.15
30 ...	0.0523 (0.1091)	0.1276 (0.0426)				7237.9	236.9	1.27	5.16	6.59	6.84
30 ...	0.0973 (0.1286)		-0.2019 (0.1285)			7237.9	279.9	1.16	4.80	6.64	9.52
30 ...	0.0461 (0.1082)			-2.6441 (0.8587)		7237.9	234.4	1.25	7.45	8.62	8.74
30 ...	0.1603 (0.1344)				5.4047 (3.1814)	7237.9	276.4	0.96	4.64	5.45	7.04
45 ...	0.3143 (0.0790)			-3.8931 (1.2615)		4450.5	117.7	2.01	2.53	4.56	4.98
45 ...	0.1231 (0.0644)				1.8528 (2.3481)	4450.5	149.3	2.22	1.87	4.24	5.90
50 ...	0.2783 (0.1047)			3.1810 (1.1660)		3834.8	367.9	1.70	5.22	7.67	10.54
50 ...	0.4257 (0.1110)				0.0646 (0.9972)	3834.8	455.2	2.00	1.54	2.01	6.29

a) For å ta hensyn til sesongvariasjoner i de variable er binærvariable for kvartal inkludert. Deres regresjonskoeffisienter er utelatt fra tabellen.

b)  $\hat{\sigma}_u$ : Residualt standardavvik.

D.W.: Durbin-Watson-observatoren for testing av 1. ordens autokorrelasjon i restleddene.

B.P.(i): Box-Pierce  $\chi^2$ -observator for testing av i-te ordens autokorrelasjon i restleddene. De aktuelle 5-prosent-fraktiler er:  $\chi^2(4)=9.49$ ,  $\chi^2(8)=15.51$ ,  $\chi^2(12)=21.03$ . Se fotnote 21.

c) Basert på  $a_5=5$ .

d) Basert på  $a_U=2$ .

TABELL 15 (forts.). Regresjonsresultater. Minste kvadraters metode.<sup>a)</sup>  
 Produksjon "forklart ved" realisert etterspørsel, feiltilpasning i lager/ordre,  
 tilvekst i optimalt lager/ordre.  
 1974.1 - 1978.4.<sup>b)</sup>

B. Venstresidevariabel: Total innenlandsk produksjon av vedkommende vare

Sektor/vare	D	$\bar{S}_{-1} - S_{-1}^{c)}$	$\Delta \bar{S}^{c)}$	$\bar{U}_{-1} - U_{-1}^{d)}$	$\Delta \bar{U}^{d)}$	Gjennomsnitt, venstreside- variabel	$\hat{\sigma}_u$	D.W.
15 .....	0.5063 (0.1808)	0.3035 (0.1275)				6414.1	189.8	2.40
15 .....	0.8453 (0.1716)		0.4500 (0.2144)			6414.1	196.2	1.52
25 .....	0.5518 (0.3475)	0.0518 (0.2026)				5958.6	286.6	1.05
25 .....	0.7095 (0.1974)		0.6312 (0.1440)			5958.6	186.5	1.77
30 .....	0.1160 (0.0953)	0.1428 (0.0371)				6902.4	206.8	1.48
30 .....	0.1654 (0.1239)		-0.2110 (0.1238)			6902.4	269.8	1.20
30 .....	0.1096 (0.0952)			-2.9189 (0.7554)		6902.4	206.2	1.40
30 .....	0.2370 (0.1269)				6.0533 (3.0037)	6902.4	261.0	0.96
45 .....	0.3301 (0.0750)			-3.1974 (1.1975)		4235.4	111.8	2.38
45 .....	0.1740 (0.0587)				1.0876 (2.1392)	4235.4	136.0	2.41
50 .....	0.2269 (0.0895)			1.5852 (0.9972)		3012.4	314.6	1.71
50 .....	0.3003 (0.0831)				-0.1742 (0.7474)	3012.4	341.2	2.10

a) For å ta hensyn til sesongvariasjoner i de variable er binærvariable for kvartal inkludert. Deres regresjonskoeffisienter er utelatt fra tabellen.

b)  $\hat{\sigma}_u$ : Residualt standardavvik.

D.W.: Durbin-Watson-observatoren for testing av 1. ordens autokorrelasjon i restleddene.

B.P.(i): Box-Pierce  $\chi^2$ -observator for testing av i-te ordens autokorrelasjon i restleddene. De aktuelle 5-prosent-fraktiler er:  $\chi^2(4)=9.49$ ,  $\chi^2(8)=15.51$ ,  $\chi^2(12)=21.03$ . Se fotnote 21.

c) Basert på  $a_S=5$ .

d) Basert på  $a_U=2$ .



## DATAGRUNNLAGET

I dette appendiks vil vi kort redegjøre for datamaterialet som ligger til grunn for de empiriske resultatene i denne rapporten.

*Konjunkturbarometerdataene:  $z_S$ ,  $z_U$ ,  $v(z_S)$  og  $v(z_U)$*

Seriene for netttotallet  $z_S$  og  $z_U$  og de tilhørende spredningsindekser  $v(z_S)$  og  $v(z_U)$  er beregnet på grunnlag av de relative hyppigheter for positiv-svar ( $y_P$ ) og negativ-svar ( $y_N$ ) ifølge spørsmålene 19 og 17 i konjunkturbarometeret. Utgangspunktet er verdiene av  $y_P$  og  $y_N$  for tre-sifrede næringsgrupper (i henhold til Standard for næringsgruppering), og gruppenes relative andeler av sysselsettingen er brukt som vekter ved sammenveiningen til KVARTS-sektorer. Da produksjonssektorinndelingen i KVARTS på enkelte punkter krysser den tre-sifrede inndelingen, har vi måttet gjøre visse tillempninger. Sammenhengen fremgår av følgende tabell:

KVARTS-sektor	Korresponderende sektorer (tre-sifret inndeling) som er benyttet ved sammenveiningen av konjunkturbarometerdataene
15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri mv.	31 + 32
25. Trevareindustri, grafisk industri mv.	33 + 35 + 36 + 342
30. Bergverk og råvareindustri	2 + 341 + 351 + 37
45. Metallbearbeidingsindustri	381 + 382 + 383
50. Verftsindustri	384

*Faktisk lagerbeholdning: S*

Som ledd i dataarbeidet for KVARTS har vi forsøkt å konstruere tidsserier for lagerbeholdning som kan brukes sammen med det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Grunnlaget er seriene for lagerendring i faste (1975-)priser ifølge nasjonalregnskapet (varespesifikasjon) og den kvartalsvise volumindeksen for lagerbeholdning (sektorspesifikasjon) i industri - begge aggregert til KVARTS-spesifikasjoner. En nærmere analyse av dette materialet<sup>1)</sup> har motivert til - forsøksvis - å beregne volumserier for lagerbeholdning (i mill. 1975-kroner), S, på følgende måte:

- for sektorene 15 og 30 ved "oppblåsning" av lagerindeksen:

$$S_{15} = 18.7 * SI_{15},$$

$$S_{30} = 22.0 * SI_{30} + 2440,$$

hvor  $SI_{15}$  og  $SI_{30}$  er indeksene for lager av egne produkter i henholdsvis KVARTS-sektor 15 og 30 (1970=100),

- for sektor 25 ved kumulering av lagerendringstallene i det kvartalsvise nasjonalregnskap fra og med 1966.

De fremkomne serier er gjengitt i tabell 6.

1) Se Odd Ystgaard: "Kvartalsmodellen. Testing av metoder for beregning av volumtall for lagerbeholdning". Internt arbeidsnotat fra KVARTS-prosjektet (OKY/KJe, 10/2-82).

*Omsetning: X*

Som indikator for omsetning er benyttet en sesongjustert verdi av bruttoproduksjon i faste (1975-)priser, ifølge det kvartalsvise nasjonalregnskap. Seriene er ajourført frem til 1980 ved hjelp av indekser for industriproduksjon.

Disse seriene er gjengitt i tabell 6.

*Faktisk ordreservert: U. Produksjon: Q*

Grunnlaget for beregningen av disse seriene er de kvartalsvise verdiindeksene for ordretilgang og ordreservert. Vi møter her to problemer. For det første er ordreindeksene verdiindekser, mens det som er relevant for spørsmålet om ordrebalansen i konjunkturbarometeret (som for anvendelse av ordreinformasjon i KVARTS-prosjektet forøvrig), er volumstørrelser. For det annet har vi ikke sammenhørende registreringer av ordreservert og produksjon, som vi trenger når vi skal "oversette" konjunkturbarometerinformasjonen; jfr. ligningene (5.7) og (5.10). Vi har indekser for ordretilgang og -servert, og dermed, som primærinformasjon, verdien av disse størrelsene i det *utvalget* av bedrifter som rapporterer til ordreindeksen, men vi har intet direkte mål for produksjonen i *de samme* bedriftene og kjenner derfor ikke forholdet mellom ordreservert og produksjon i de ordreproduserende bedriftene. Dette forholdstallet må følgelig beregnes indirekte. Den "løsning" vi har valgt, er i korthet følgende:

(i) Renormering av indeksen for ordreservert mot indeksen for igangsetting

La  $VUI_t$  og  $VDI_t$  være verdiindeksene for henholdsvis ordreservert ved utgangen av kvartal  $t$  og ordretilgangen i kvartal  $t$ . Begge er normert til 100 i 1976. Fra primærmaterialet kjenner vi forholdet mellom verdiene av ordreservert og ordretilgangen i indeksens basisår for de bedrifter som rapporterer til ordreindeksen. Lar vi  $k$  betegne dette forholdstallet, blir altså den normerte indeksen for verdien av ordreservert, dvs. ordreservert målt i "ordretilgangsindekspoeng", lik

$$VUI_t^* = k \cdot VUI_t.$$

(ii) Deflatering av indeksene

La  $UI_t$  være en indeks for volumet av ordreservert og  $DI_t$  og  $FI_t$  ensartet normerte indekser for henholdsvis ordretilgang og ordrefullføring (-levering). Definisjonsmessig gjelder da

$$(*) \quad UI_t - UI_{t-1} = DI_t - FI_t.$$

Hva som vil være den korrekte måte å deflatere verdiindeksene på slik at de fremkomne volumindekser oppfyller dette konsistenskravet, er åpenbart avhengig av hvilket tidspunkt de priser som oppgavegiverne har valgt som vurderingskoeffisienter, refererer seg til. Det kan enten være kontraheringstidspunktet, oppgavetidspunktet eller leveringstidspunktet. En nærmere analyse av primærmaterialet til den norske ordreindeksen viser at praksis varierer<sup>2)</sup>. En betydelig del av bedriftene i de sektorer som dekkes av KVARTS-sektorene 30, 45 og 50, benytter imidlertid priser på *oppgavetidspunktet*, og da dette tilfellet er langt det enkleste å behandle analytisk, vil vi her forutsette at denne praksis følges av alle bedrifter. Vi benytter prisindeksen for bruttoproduksjon i de respektive KVARTS-sektorer ( $PX$ ) som deflatorer (1975=100)<sup>3)</sup> og får da følgende beregningsformler for  $UI_t$  og  $DI_t$ :

$$(**) \quad \begin{aligned} UI_t &= 100 * \frac{VUI_t^*}{PX_t}, \\ DI_t &= 100 * \frac{VDI_t}{PX_t}. \end{aligned}$$

2) Se Hans K. Halle: Deflatering av ordrestatistikken. Interne notater, Statistisk Sentralbyrå, 80/6. Oslo, 1980.

3) Fremskrivningen til 1979 og 1980 er basert på produsentprisindeksens delindeks for industri.

Antar vi at disse seriene tilfredsstillter (\*)- det betyr blant annet at vi neglisjerer kansellering av kontrakter - kan vi beregne en implisitt volumindeks for ordrefullføring på følgende måte:

$$(***) \quad FI_t = DI_t - (UI_t - UI_{t-1}) = 100 * \left[ \frac{VDI_t}{PX_t} - \frac{VUI_t^*}{PX_t} + \frac{VUI_{t-1}^*}{PX_{t-1}} \right].$$

Denne indeksen har samme "dimensjon" som volumindeksen for ordretilgang  $DI_t$ .

### (iii) Beregning av en implisitt indeks for produksjon

Tilslutt har vi beregnet den korresponderende indeks for produksjon som et uveiet gjennomsnitt av volumindeksene for ordretilgang og -fullføring:

$$QI_t = \frac{1}{2} (DI_t + FI_t) = DI_t - \frac{1}{2} (UI_t - UI_{t-1}).$$

Dette blir dermed også en indeks målt i "ordretilgangsindekspoeng". Forholdet mellom ordreservert og produksjon, som opptrer i blant annet ligning (5.10) og (5.12), anslås altså ved

$$\frac{UI_t}{QI_t} = \frac{UI_t}{DI_t - \frac{1}{2}(UI_t - UI_{t-1})}.$$

De fremkomne tallserier for  $UI_t$  og  $QI_t$  er gitt i tabell 7.



## LITTERATURHENVISNINGER

- Amemiya, T. (1975): Qualitative Response Models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 3 (1975), 363 - 372.
- Amemiya, T. (1981): Qualitative Response Models: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 19 (1981), 1483 - 1536.
- Barro, R.J. og Grossman, H.I. (1971): A General Disequilibrium Model of Income and Employment. *American Economic Review*, 61 (1971), 82 - 93.
- Biørn, E. og Ystgaard, O. (1982): Kvartalsmodellen KVARTS: Produksjonstilpasning og lageradferd i industri. Upublisert notat. Vil bli utgitt i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå.
- INSEE (1981): *METRIC. Une modélisation de l'économie française*. (Paris: Institut National de la Statistique et des Études Économiques, 1981.)
- König, H., Nerlove, M. og Oudiz, G. (1981): Micro-Analysis of Realizations, Plans, and Expectations in the IFO and INSEE Business Tests by Multivariate Log-Linear Probability Models. Kap. 18 i E. G. Charatsis (red.): *Proceedings of the Econometric Society European Meeting, 1979*. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1981.)
- Malinvaud, E. (1977): *The Theory of Unemployment Reconsidered*. (Oxford: Basil Blackwell, 1977.)
- Malinvaud, E. (1981 a): Econometrics Faced with the Needs of Macroeconomic Policy. *Econometrica*, 49 (1981), 1363 - 1375.
- Malinvaud, E. (1981 b): Econometric Implications of Macro-Disequilibrium Theory. Document de travail, no. 8114, INSEE, Paris, desember 1981.
- Pierce, D. A. (1971): Distribution of Residual Autocorrelations in the Regression Model with Autoregressive - Moving Average Errors. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 33 (1971), 140 - 146.
- Sverdrup, E. (1964): *Lov og tilfeldighet. Bind II*. (Oslo: Universitetsforlaget, 1964).
- Weintraub, E. R. (1979): *Microfoundations. The Compatibility of Microeconomics and Macroeconomics*. (Cambridge: Cambridge University Press, 1979.)

## Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422

Trykt 1981

- Nr. 81/1 Erling J. Fløttum: National Accounts of Norway System and Methods of Estimation Sidetall 101 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1555-2
- 81/2 Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata 2. utgave Sidetall 424 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1233-2
- 81/3 Nils Håvard Lund: Byggekostnadsindeks for boliger Sidetall 127 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1232-4
- 81/4 Anne Lise Ellingsæter: Intervjuernes erfaringer fra arbeidskraftundersøkelsene Rapport fra 99 intervjuere Field Work Experiences with the Labour Force Sample Survey Reports from 99 Interviewers Sidetall 40 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1234-0
- 81/5 Bjørn Kjensli: Strukturundersøkelse for bygg og anlegg Vann- og kloakkanlegg Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1235-9
- 81/6 Erling Siring og Ib Thomsen: Metoder for estimering av tall for fylker ved hjelp av utvalgsundersøkelser Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1509-9
- 81/7 Arne Ljones og Hans Viggo Sæbø: Temperaturkorrigering av energiforbruket Sidetall 43 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1507-2
- 81/8 Morten Reymert: En analyse av faktorinnsatsen i Norges utenrikshandel med utviklingsland og industriland Sidetall 55 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1506-4
- 81/9 Petter Longva: A System of Natural Resource Accounts Eit rekneskapssystem for naturressursar Sidetall 26 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1540-4
- 81/10 Stein Erland Brun: Tilgangen på arbeidskraft i fylkene for årene 1971 - 1979 Sidetall 72 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1514-5
- 81/11 Eva Ivås og Kjell Roland: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1979 Sidetall 264 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1515-3
- 81/12 Helge Brunborg, Jan Mønnesland og Randi Selmer: Framskrivning av folke­mengden etter ekteskapelig status Sidetall 75 Pris kr 11,00 ISBN 82-537-1541-2
- 81/13 Adne Cappelen: Importinnhold i sluttleveringer Sidetall 20 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1545-5
- 81/14 MODIS IV Dokumentasjonsnotat nr. 16 Endringer i utgave 78-1 og 79-1 Sidetall 100 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1549-8
- 81/15 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1969 - 1981 Sidetall 74 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1554-4
- 81/16 Helgeturer 1978/79 Sidetall 23 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1560-9
- 81/17 Roy Østensen: Eie og bruk av personbil Foreløpige tall for 1979 og 1. kvartal 1980 Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1566-8
- 81/18 Svein Homstvedt, Øyvind Lone og Tore Nesheim: Jordbruksareal ifølge jordregister og utvalgstillinger. Metodiske forskjeller belyst med materiale fra Trøgstad kommune Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1598-6
- 81/19 Arne Faye: Holdninger til norsk utviklingshjelp 1980 Sidetall 62 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1562-5
- 81/20 Knut Fredrik Strøm: Konkurser i industri og varehandel Utvikling, hyppighet og omfang Sidetall 31 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1569-2
- 81/21 Frank Foyn: Miljøverninvesteringer i industrien. Problemer ved kartlegging av data Sidetall 34 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1591-9

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422 (forts.)

Trykt 1981

- Nr. 81/22 Petter R. Koren: Eterspørseel etter energi i norsk industri Sidetall 27  
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1592-7
- 81/23 Harald Bergland og Adne Cappelen: Produktivitet og sysselsetting i industrien  
Sidetall 75 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1600-1
  - 81/24 Levekårsundersøkelsen 1980 Dokumentasjon Del I Sidetall 67 Pris kr 15,00  
ISBN 82-537-1612-5
  - 81/25 Tor Haldorsen: Norske ferieformer Sidetall 112 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1611-7
  - 81/26 Aktuelle skattetal 1981 Current Tax Data Sidetall 46 Pris kr 10,00  
ISBN 82-537-1610-9
  - 81/27 Tiril Vogt: Planregnskap Ressursregnskap for fysisk planlegging Sidetall 70  
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1614-1
  - 81/28 Figurer i publikasjoner Sidetall 115 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1628-1
  - 81/29 Tor Skoglund: Utprøving av modellen REGION mot fylkesfordelte nasjonalregnskapsdata  
for perioden 1973 - 1976 Sidetall 42 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1626-5
  - 81/30 Adne Cappelen, Erik Garaas og Svein Longva: MODAG En modell for makroøkonomiske  
analyser Sidetall 70 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1630-3
  - 81/31 Torstein Bye og Tor Eivind Høyland: Inntektsbegreper - Inntektsfordeling  
Sidetall 43 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1639-7
  - 81/32 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1977 - 1980 Sidetall 39 Pris kr 10,00  
ISBN 82-537-1634-6
  - 81/33 Erik Bjørn: Estimating Seemingly Unrelated Regression Models from Incomplete  
Cross-Section/Time-Series Data Sidetall 32 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1635-4
  - 81/34 Eva Ivås og Kjell Roland: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1980  
Sidetall 272 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-1636-2
  - 81/35 Sigurd Tveitereid og Jan Lædre: Markedsindikatorer for norsk eksport Sidetall 47  
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1645-1

Trykt 1982

- Nr. 82/1 Tor Haldorsen og Gunvor Iversen: Praktiske eksempler på måling av latente variable:  
Sammenhengen mellom subjektive og objektive indikatorer på arbeidsforhold  
ISBN 82-537-1649-4 ISSN 0332-8422
- 82/2 Jan Mønnesland, Helge Brunborg og Randi Selmer: Inngåelse og oppløsning av ekteskap  
etter alder og varighet Formation and Dissolution of Marriage by Age and Duration  
Sidetall 77 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1650-8
  - 82/3 Ole K. Hovland og Håvard Røyne: En revidert versjon av skattemodellen LOTTE  
Sidetall 63 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1648-6
  - 82/4 Gunvor Iversen: Arbeidsmiljø 1980 Noen hovedresultater Sidetall 79  
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1715-6
  - 82/5 Naturressurser 1981 Sidetall 29 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1651-6
  - 82/6 Stein Erland Brun: Nettoflytting og arbeidsmarked i fylkene En foreløpig analyse av  
sammenhengen Sidetall 68 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1718-0
  - 82/7 Øystein Engebretsen: Arealbruk i norske byer og tettsteder Sidetall 183  
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1720-2
  - 82/8 Attitudes to Norwegian Development Assistance Sidetall 68 Pris kr 15,00  
ISBN 82-537-1719-9
  - 82/9 Rolf Aaberge: Om måling av ulikskap Sidetall 73 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1721-0

Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) - ISSN 0332-8422 (forts.)

Trykt 1982

- Nr. 82/10 Arne S. Andersen: Levekårsundersøkelsen 1980 Dokumentasjon Del II Sidetall 88  
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1722-9
- 82/11 Audun Rosland: Forbruk av fast brensel i husholdninger 1960 - 1980 Sidetall 41  
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1735-0
- 82/12 Bjørn Kjensli: Strukturundersøkelse for bygg og anlegg Industribygg Sidetall 58  
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1732-6
- 82/13 Liv Argel: Statistikkbrugerundersøkelsen 1980-81 Resultater fra en postundersøkelse  
om bruk og vurdering av offisiell statistikk Sidetall 91 Pris kr 15,00  
ISBN 82-537-1748-2
- 82/14 Vetle Hvidsten og Kåre Kalstad: Nasjonalregnskap 1975 - 1976 Inntekts- og kapital-  
konti System og beregningsmetoder Sidetall 84 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1745-8
- 82/15 Johan A. Alstad: Oppfølging av flyttemotivundersøkelsen 1972 En studie av tilbake-  
flytting Sidetall 93 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1784-9
- 82/16 Per Skagseth: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 12 Beregning  
av investering, realkapital og kapitalslit Sidetall 50 Pris kr 10,00  
ISBN 82-537-1756-3
- 82/17 Ressursregnskap for fisk Sidetall 52 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1765-2
- 82/18 Susan Lingsom: Behov for tilsynsordninger for barn 7-12 år Sidetall 32  
Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1772-5
- 82/19 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Arene  
1969 -1982 Sidetall 78 Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1786-5
- 82/20 Trygve Solheim: 70-åras feriereiser Sidetall 38 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1805-5
- 82/21 Trygve Solheim: Friperioder og ferieturer Omfang og fordeling over året  
Sidetall 36 Pris kr 10,00 ISBN 82-537-1804-7
- 82/23 Helge Herigstad: Bilhald og bilutgifter Sidetall 51 Pris kr 10,00  
ISBN 82-537-1803-9 ISSN 0332-8422
- 82/25 Erik Biørn: Kvantifisering av konjunkturbarometerinformasjon Sidetall 67  
Pris kr 15,00 ISBN 82-537-1809-8
- 82/26 Audun Rosland og Asbjørn Aaheim: Energireserver Sidetall 40 Pris kr 15,00  
ISBN 82-537-1814-4
- 82/28 Arne Øien: Statistisk Sentralbyrå Perspektiv for 1980-årene Central Bureau of  
Statistics Perspectives for the 1980s Sidetall 40 Pris kr 15,00  
ISBN 82-537-1826-8



Pris kr 15,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og  
Universitetsforlaget, Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.



ISBN 82-537-1809-8  
ISSN 0332-8422