

Interne notater

STATISTISK SENTRALBYRÅ

81/22

23. juni 1981

KVANTIFISERING AV STATISTISK SENTRALBYRÅS KONJUNKTURBAROMETER SOM GRUNNLAG FOR KORTTIDS PROGNOSER

Av

Olav Stensrud

| | INNHOLD | Side |
|------|---|------|
| - | Forord..... | 1 |
| I. | Innledning og problemstilling | 2 |
| II. | Datamateriale, tilgang, anvendelse, reservasjoner | 3 |
| III. | Teoretisk hovedmodell | 10 |
| IV. | Estimering, resultater, tolkninger | 17 |
| V. | Prediksjon, vurdering av resultater | 30 |
| VI. | Alternative kvantifiseringsmodeller, konklusjoner | 52 |

VEDLEGG:

| | | |
|----|--|----|
| 1. | Konjunkturbarometer | 71 |
| 2. | Produksjonsindeks | 73 |
| 3. | Lagerstatistikk | 75 |
| 4. | Ordrestatistikk | 77 |
| 5. | Feilkilders innvirkning på prediksjonsmodellen | 79 |
| 6. | Statistiske mål, fordelinger og formler i del IV | 81 |
| 7. | Statistiske mål, fordelinger og formler i del V | 89 |
| | Litteraturliste | 93 |

FORORD

Dette notatet er resultatet av et arbeid som forfatteren har utført som oppgave til sosialøkonomisk embetseksamen, og innholdet står for forfatterens regning.

Det er gjort et forsøk på å tallfeste kvalitative utsagn i Byråets konjunkturbarometer til indikasjon på fremtidige, kvartalvise prediksjoner om konjunkturutviklingen i norsk bergverk og industri. Barometerseriene for produksjonsvolum, lagerhold og ordretilgang og -reserve står sentralt som basis for prediksjon av motsvarende tidsrekker i produksjonsindeks og lager- og ordreindeksene. - Foreløpig er analysen enestående her i landet, og muligheter for videre studier på området foreligger. I Byråets Analysegruppe er allerede et større prosjekt under arbeid.

Konjunkturtestdata og forsøk på kvantifisering av barometerutslagene er intet nytt internasjonalt. I 1950 ble den første test av barometertypen startet noenlunde samtidig i Frankrike og Tyskland. Snart prøvde man å utnytte informasjonen til korttidsprognosører. I et tidlig arbeid av O. Anderson [2] ved IFÖ-Instituttet i München finnes de første regresjonsanalyser på feltet. Andersons resultater ble senere av flere betraktet som "for gunstige".

Senere tapte interessen for tallfesting av testdata seg inntil slutten av 60-årene. Flere internasjonale organisasjoner, særlig Centre for International Research on Economic Tendency Surveys (CIRET), tok opp problemet på flere internasjonale konferanser. Høsten 1981 har denne organisasjonen planlagt en Workshop over samme tema.

I. Innledning - problemstilling

De første undersøkelsene i retning av dagens konjunkturbarometer ble foretatt allerede i begynnelsen av 1950-tallet. Statistisk Sentralbyrå har utarbeidet en tilsvarende kvalitativ statistikk basert på et utvalg av norske foretak f.o.m. 4. kvartal 1973¹⁾. I denne statistikken søkes det informasjon om utviklingen i en rekke sentrale konjunkturindikatorer (f.eks. produksjonsvolum, lagerhold, ordretilgang, kapasitetsutnyttelse m.v.).

En rekke av de tilsvarende variable er i en årrekke også registrert kvantitatitt i andre kvartals- og månedsstatistikker (f.eks. produksjonsindeker fra 1933, lager- og ordrestatistikkene fra 1950-årene²⁾.

Kort bearbeidingstid er én fordelaktig egenskap ved konjunkturbarometret . Det publiseres ca. 2 uker etter kvartalets utløp. Til sammenligning er publiseringstiden for f.eks. produksjonsindeksen om lag 4 uker etter månedens utløp, og for henholdsvis lager- og ordrestatistikkene 8 og 5-6 uker etter kvartalets utgang.

En annen positiv side ved konjunkturbarometret er at det i hvert kvartal spørres om både faktisk utvikling i de variable for inneværende kvartal sammenlignet med det foregående, og den forventede utvikling i de variable for kommende kvartal, vurdert i forhold til inneværende.

Kort bearbeidingstid samt spørsmål om den forventede endring gjør konjunkturbarometret til en aktuell indikator på utviklingen i de kvantitatitt målbare indikatorer både for inneværende og særlig for neste kvartal. - Problemet blir å utnytte informasjonen på en fornuftig måte.

Dette kan ses som et oversettelsesproblem: Hvorledes kan en transformere konjunkturbarometrets kvalitative data til kvantitative utsagn om endringer i sentrale konjunkturindikatorer? - Man må her skaffe seg innsikt i hvilken grad telle-enhetenes kvalitatitt uttrykte forventninger "stemmer overens med" den faktiske, kvantitative utvikling.

1) Konjunkturbarometret omtales i vedlegg 1.

2) Produksjonsindeksen omtales i vedlegg 2 lager- og ordreindeksene i henholdsvis vedlegg 3 og 4.

- (Vi ønsker altså noe mer enn et upresist utsagn som f.eks.: "Et flertall av industribedriftene venter at produksjonsvolumet vil øke i kommende kvartal." - En ønsker å vite hvor mye produksjonen vil øke.)

Formålet med analysen er kort og godt å avgjøre om og i fall hvordan konjunkturbarometerdata kan anvendes i kvartalsprognosør.

I Del III presenteres den teoretiske utledning av modellen som skal danne teknisk hovedgrunnlag for arbeidet .

II. Datamateriale, tilgang, anvendelse, reservasjoner

Først gjøres en kort omtale av datamaterialet anvendt i arbeidet.

Data deles i to hovedgrupper som inneholder følgende tidsserier:

1A Kvantitative data:

- Produksjonsindeksen (månedlig)
- Lagerstatistikken (kvartalsvis)
- Ordrestatistikken (kvartalsvis)

1B Kvalitative data:

- Konjunkturbarometret (kvartalsvis)

1A. Kvantitative statistikker:

(a) Analyseperiode og - arbeid.

Tidsrekkenes periodisitet ble samordnet ved å omdanne den månedlige produksjonsindeks til kvartalsgjennomsnitt.

Analyseperioden følger naturlig nok konjunkturbarometret fra dettes opprinnelse; f.o.m. 1.kvартал 1974 t.o.m. 3.kvартал 1980 (2. kvартал 1980 for lagerseriene).

Den tekniske del av analysen ble utført på byråets TROLL-terminaler. - Forut for dette arbeidet måtte tidsserier fra konjunkturbarometret legges inn under NORMAP-databasen.¹⁾

I tillegg ble det opprettet i alt 14 tidsserier i et eget arkiv siden disse var nødvendige i arbeidet og ikke tilgjengelige under NORMAP.

1) Utarbeidelsen av filenavn er basert på Odd Ystgaards retningslinjer. Den tekniske overføringen av data ble foretatt av Inger Holm.

(b) Analysemuligheter i de enkelte tidsserier.

Produksjonsindeksens ¹⁾ (her: sesongkorrigert bruttoproduksjonsindeks) næringsgruppering skaper ingen vesentlige problemer ved sammenligningen med konjunkturbarometrets tidsserier for produksjonsvolum. Konjunkturbarometret dekker et mindre antall næringsområder og -hovedgrupper enn produksjonsindeksen.

Sammenligningene mellom konjunkturbarometret og lager²⁾- og ordreserier³⁾ er vanskeligere. Begge kvantitative statistikker opererer med sektorinndelinger ulik den i konjunkturbarometret. I tillegg er både lager- og ordrestatistikkene ujustert for sesongkomponenter.

En nærmere omtale av problemer og feilkilder i datamaterialet og en liste over seriene som er brukt i arbeidet, følger senere i kapitlet.

1B. Kvalitativ statistikk:

Konjunkturbarometret ⁴⁾ omfatter en rekke økonomiske variable. Statistikken gir kvalitative tidsserier av veide ⁵⁾ prosenttall. I denne analysen brukes tallserier for svarkategoriene "større/uendret/mindre". For hvert spørsmål i konjunkturbarometret fås ialt 6 tallserier i hver næring(o.a.), for faktisk og for forventet utvikling med de tre ovennevnte svaralternativ. Her brukes seriene for den forventede utvikling i de økonomiske variable (i alt 150 serier).

- Man må være klar over at "barometerdata" er datert i NORMAP-arkivet etter innsamlingsdato slik at et forventningstall for perioden 2. kvartal 1974 er lagret under datoens 1. kvartal 1974. Erfaring viser at nettopp dette krever spesiell oppmerksomhet ved arbeid med konjunkturbarometermateriale. - Som før nevnt var konjunkturbarometerdata ikke overført til dataarkivene i TROLL før dette prosjektet kom i gang. Pr. 5. november 1980 ble data lagt inn for de 10 første spørsmål på vedlagte skjemas side 1 for alle nærlinger i denne statistikken, for faktisk og for forventet utvikling. Data er tilgjengelig for TROLL-brukere i arkivet NORMAP under statistikknavn KONJORK. (I alt var data samlet i 1500 filer á 27 observasjoner (= 40 500 data)).

Oppdatering av filene er for tiden under drøfting.

1) Se vedlegg 2

2) Se vedlegg 3

3) Se vedlegg 4

4) Se vedlegg 1

5) Vektene er telle-enhetenes relative sysselsetting.

2. Sammenligningen. Hvilke datasett ble brukt?

Valget av aggregeringsnivå ved jevnføringen av tidsserieene avheng av aggregering i de enkelte statistikker og følgelig av statistikkenes omfang. Se vedlegg 1-5 for nærmere beskrivelse og definisjoner av konjunkturindikatorene.

Analysen omfatter følgende variable:

(1) Bruttoproduksjonsindeks, sesongkorrigert, mot konjunkturbarometrets spørsmål nr. 1. over forventet utvikling i totalt produksjonsvolum for næringer, næringsområder og -hovedgrupper:

| | | | |
|-----|---|-----|---|
| 2 | Bergverksdrift..... | 35 | Prod. av kjemiske prod., mineralolje-, kull-, gummi-, og plastprodukter |
| 23 | Bryting og utvinning av malm..... | 351 | Prod. av kjemiske råvarer..... |
| 29 | Bergverksdrift ellers..... | 36 | Prod. av mineralske prod. |
| 3 | Industri..... | 37 | Prod. av metaller |
| 31 | Prod. av næringsmidler, drikkevarer og tobakksvarer..... | 371 | Prod. av jern, stål, og ferrolegeringer..... |
| 32 | Prod. av tekstil- og bekledningsvarer, lær og lærvarer..... | 372 | Prod. av ikke-jernholdige metaller..... |
| 321 | Prod. av tekstilvarer..... | 38 | Prod. av verkstedprodukter..... |
| 322 | Prod. av klær, unntatt skotøy..... | 381 | Prod. av metallvarer..... |
| 33 | Prod. av trevarer..... | 382 | Prod. av maskiner..... |
| 34 | Treforedling, grafisk prod. og forlagsvirksomhet..... | 383 | Prod. av elektriske apparater og materiell..... |
| 341 | Treforedling..... | 384 | Prod. av transportmidler..... |
| 342 | Grafisk prod. og forlagsvirksomhet..... | 39 | Industriproduksjon ellers..... |

(2) Lagerindeks, ukorrigert serie, mot konjunkturbarometrets spørsmål nr. 10: Forventet lagerbeholdning av råvarer, halvfabrikata og deler ved utgangen av kvartalet for industri.

(3) Lagerindeks, ukorrigert serie, mot konjunkturbarometrets spørsmål nr.11: Forventet lagerbeholdning av egne produkter bestemt for salg ved utgangen av kvartalet.

Industri i lagerstatistikken mot industri i konjunkturbarometret.

(4) Ordreindeks, ukorrigert serie, ordretilgang fra hjemmemarkedet mot konjunkturbarometrets spørsmål nr.4: Forventet ordretilgang fra hjemmemarkedet.

(5) Ordreindeks, ukorrigert serie, ordretilgang for eksport mot konjunkturbarometrets spørsmål nr.5: Forventet ordretilgang fra eksportmarkedet.

(6) Ordreindeks, ukorrigert serie, ordrereserve, mot konjunkturbarometrets spørsmål nr.6: Forventet ordrebeholdning ved utgangen av kvartalet.

- Analysen ble for pkt. 4,5,6 over utført i følgende næringsområder og -hovedgrupper:

| | |
|---------------------------------|--|
| 321 Prod. av tekstilvarer..... | 38 Prod. av verkstedsprodukter.... |
| 351 Prod. av kjemiske råvarer.. | 381 Prod. av metallvarer..... |
| 37 Prod. av metaller..... | 382 Prod. av maskiner..... |
| | 383 Prod. av elektriske apparater og materiell..... |
| | 384 Prod. av transportmidler..... |

3. Problemer ved sammenligning av de kvantitative og de kvalitative statistikker.

(i) Størrelse:

Foretakenes størrelse vurderes ut fra deres sysselsetting.

De nedre grenser for innregistrering i statistikkene er forskjellige: Konjunkturbarometret omfatter hovedsaklig foretak med minst 100 sysselsatte, mens produksjonsindeksen, lager- og ordrestatistikkene får i regelen data fra bedrifter med minimum 50 sysselsatte. Dersom utviklingen i de registrerte variable for mindre enheter

går i motsatt retning av de stores (fler enn 100 sysselsatte) og dette slår ut i totalendringer for gruppen, kan det oppstå viktige avvik mellom de kvantitative og den kvalitative statistikk.

Totaloppgaver for enkelte foretak i konjunkturbarometret skaper dessuten en rekke vansker. Disse oppgavene inneholder samlede data for telle-enheter med virksomheter gruppert under flere næringer i de andre korttidsstatistikkene. Problemene er delvis løst ved at enkelte større foretak fyller ut skjema for ulike divisjoner innen foretaket.

(ii) Sektorinndeling:

Uensartet inndeling og aggregering av næringer, næringsområder og -hovedgrupper i den kvalitative og de kvantitative statistikker, er av stor betydning for sammenlignbarheten.

For produksjonsindeksen og konjunkturbarometrets spørsmål nr. 1 (totalt produksjonsvolum) spiller dette liten rolle, konjunkturbarometrets næringsspesifisering er et utvalg av indeksens. De alvorlige problemene oppstår ved sammenligningen av konjunkturbarometrets spørsmål 4,5,6,10 og 11 og de motsvarende ordre- og lagerstatistikkene. Konjunkturbarometrets næringssinndeling (på 2- og 3-sifret nivå) stemmer her dårlig overens med inndelingen i de kvantitative statistikker. Det er kun i få tilfelle mulig å foreta direkte sammenligninger mellom næringer og mellom næringsområder.

Alt i alt gjør disse avvik arbeidet vanskelig; vi må finne tilpasninger og justering av datamaterialet. Jeg har derfor vært nødt til å utelate store deler av både lager- og ordrestatistikkene i sammenligningen. Et forsøk på å disaggregere konjunkturbarometerdata til å omfatte flere næringssgrupper og undergrupper som eksisterer i de kvantitative tidsserier, ville kreve en ny utarbeidelse av konjunkturbarometret og var derfor lite realistisk.

Dette illustrerer at analysen er sterkt begrenset av rutiner for utarbeiding og strukturen i statistikkene.— I en tidligere oppgave¹⁾ har jeg for hånd forsøkt å arbeide med identiske foretak. Det krever imidlertid for mye tid og ressurser til å bli noen realistisk metode, og er mindre interessant i prosjektet som omfatter de publiserte data fra korttidsstatistikkene.

1) Oppgave i anvendt statistikk. 1.avdeling, sosialøkonomi. O.Stensrud

(iii) Strukturen i konjunkturbarometret.

Konjunkturbarometrets oppbygning er viktig i vurderingen av datakvaliteten.

Utarbeidingen av resultatdata skjer hvert kvartal ved å veie telle-enhetens svar med deres relative sysselsetting. Spørsmålet er om disse vektene er en god vurderingsskala for en bedrifts betydning innen industri og bergverk. I relasjon til konjunkturbarometrets spørsmål 1 (produksjonsvolum) er kanskje vurderingen ved dagens vekter rimelig. Imidlertid vil man tillegge to bedrifter i samme næring og med samme verdiskaping, men med forskjellig bemanning (f.eks. som følge av ulik grad av mekanisering) ulik vekt i utarbeidelsen av svarprosentene for næringen. I lager og ordrevariablene kan sammenveiing ha større ulemper enn for produksjonsdata. Vektproblemet er mye diskutert og en har vurdert om andre mer nøytrale system kan erstatte dagens.

(iv) Svargruppen uoppgitt/irrelevant i Konjunkturbarometret.

Konjunkturbarometrets svarkategorier er som nevnt delt i tre. I tillegg registreres én post, "uoppgitt/irrelevant", for de enheter som ikke svarer på spørsmålet eller mener spørsmålet er irrelevant i deres situasjon (f.eks. ordretilgang fra eksportmarkedet for bedrift som selger til hjemmemarkedet.). Dessverre taler erfaringen for at denne posten ikke fanger opp alle enheter den burde i det mange krysser av sine svar i kategorier de har lite grunnlag for å uttale seg om.

En stor prosentdel i kategorien "uoppgitt" kan gjøre barometer-tallene usikre, og svekke deres utsagnkraft mht. kvantitative endringer. Dette får mindre betydning siden de næringen, næringsområder og -hovedgrupper som er aktuelle i denne analysen til vanlig har en lavere "uoppgitt" prosentandel.

(v) Sesongvariasjoner i konjunkturbarometret.

I oppgavene til konjunkturtesten bes. foretakene om å korrigere sine svar for sesongvariasjoner. Dette er tydeligvis vanskelig for enkelte, slik at data inneholder en blanding av justert og ujustert materiale. Særlig har konjunkturbarometrets anslag på endring i produksjonsvolumet (jfr. spørsmål 1 på skjemaet)

ved netttotallet (=differansen mellom bedrifter som svarer "økning" og de som svarer "nedgang"), vist et toppunkt i 4.kvartal hvert år for så å synke til 1. kvartal året etter. I de andre spørsmål ser en også sesongmessige bevegelser i vekslende grad.

Det er vanskelig å takle dette problemet. Sesongjustering av tidsrekker foretas i dag kun på kvantitative serier i byrået. I sammenligningen av data sesongkorrigerte jeg konjunkturbarometrets tidsrekker ved X-11 programmet . Dette kan være en betenklig prosedyre, og den hadde ingen åpenbar betydning for seriens føyningsegenskaper. Jeg har derfor brukt originale konjunkturbarometerdata i arbeidet.

(vi) Andre feilkilder.

Mistolkning av spørsmålene på konjunkturbarometerskjemaet kan forekomme f.eks. en vurdering av faktisk produksjonsvolum i inneværende kvartal ut fra den forventede utvikling i samme variable oppgitt i forrige kvartal o.l. I tillegg vil forventningsdata avhenge av telle-enhetenes oversikt og formening om den fremtidige situasjon. Graden av oversyn er vekslende i de forskjellige næringer.

Man bør dessuten nevne at datamaterialet vedrørende lagerhold og ordre i industri og bergverksdrift generelt kan være befeftet med betydelig usikkerhet.

I ordreindeksen har man spesielle problemer med datering og vurdering av ordretilgang og -reserve. Det er liten grunn til å tro at oppgavene til konjunkturbarometerundersøkelsen er av høyere kvalitet.

-Reservasjonene med hensyn til datamaterialet kan virke noe sterke. Det er derimot viktig å gjøre oppmerksom på de problemer som oppstår allerede i den innledende fase av arbeidet.

III Teoretisk hovedmodell 1)

I denne delen utledes kvantitative egenskaper ved konjunkturbarometrets kvalitative data. Jeg presenterer en teoretisk modell til løsning av kvantifiseringsproblemet. Metoden er basert på bruk av prosentvise endringer i de kvantitatitvt målbare variable og på konjunkturbarometerdata. Modellen brukes dessuten ved "oversettelse" av svarfordelingen i konjunkturtesten til prosentvise endringer i de økonomiske variable. Man kan videre utlede kriterier for nettotallet²⁾ som "sann" eller "usann" indikator på de prosentvise indeksendringer.

1. Symboler og begreper:

Jeg innfører her begreper som benyttes i kvantifiseringsmodellen. Perioden (tidspunktet) er gitt ved
 $(t = 0, \dots, T)$: 1974.1 - 1980.3 (1980.2 for lagerstatistikken)).

Q_t - den sentrale økonomiske variable, kvantitatitvt målt.
 (eks: Produksjonsindeksverdien for perioden t).

Q_0 - basisverdien for den økonomiske variable. For en indeks
 er $Q_0 = 100$.

α_t - prosentvis endring i den kvantitative, økonomiske variable
 målt i forhold til foregående periode.

c_{it} - prosentvis endring i den kvantitatitvt målbare variable
 i svarkategori i . Her tilsvarer $i = 1$ "større", $i = 2$ "uendret"
 og $i = 3$ "mindre". Denne størrelsen er ikke direkte
 observerbar i norsk statistikk i dag.

a_{it} - gjennomsnittlig prosentvis endring i den kvantitatitvt
 målbare variable for periode t for de tre svarkategorier
 $(i = 1, 2, 3)$ nevnt over.

w_{it} - veiet prosentvis andel av telle-enhetene i svarkategori i
 $(i = 1, 2, 3)$ (se over). Vektene er foretakets relative
 sysselsetting.

1) Se [5].

2) Se del III, avsnitt 2ii.

$$B_t = \text{netttotallet der } B_t = W_{1t} - W_{3t}, \quad \cdot$$

$$S_t = \text{avviksindekseren der } S_t = \frac{W_{2t}}{100-1B_{t-1}}.$$

2. Definisjoner og begrepsforklaring:

(i) Den økonomiske variable Q_t er en konvensjonell tidsrekke; her enten produksjons-, ordre-, eller lagerindeksene. Q_0 er basisverdien; for indeksen er $Q_0 = 100$.

$$(III.1) Q_t = Q_0 \left(1 + \frac{\alpha_1}{100}\right) \cdot \left(1 + \frac{\alpha_2}{100}\right) \cdot \dots \cdot \left(1 + \frac{\alpha_t}{100}\right)$$

hvor α_t er den prosentvise endring i Q mellom periode $(t-1)$ og t . Den defineres som:

$$(III.2) \alpha_t = \left(\frac{Q_t - Q_{t-1}}{Q_{t-1}} \right) \cdot 100$$

I utledningen av den teoretiske sammenhengen er α_t den endogene variable.

(ii) Nettotallet B_t defineres ved:

$$(III.3.1) B_t = W_{1t} - W_{3t}, \quad ((III.3.2.) W_{1t} + W_{2t} + W_{3t} = 100)^1)$$

Netttotallet innføres som et første forsøk på å tallfeste hovedtendensen i den økonomiske kvalitativt målt variable. Et positivt nettottall antyder at "det veide flertall" av telle-enhetene vurderer situasjonen bedre enn tidligere. Nettotallets meningsinnhold er likevel vanskelig å forklare presist. Vi kan tolke B_t som en indikator på endringer i Q -serien på tre måter

(1) B som indikator på endringsretningen i den kvantitative variabile.):Vi sammenfører fortegn på α_t og B_t for korresponderende perioder.

1) I praksis er III.3.2. ikke oppfylt i statistikken, svargruppen "uoppgett" sørger for dette. Størst er denne posten i lager og ordrespørsmålene og minst i produksjonsdata. Jeg har brukt arkivdata direkte i beregningene.

(2) B som indikator på klare positive og negative endringer i de kvantitative variable. Man må her etablere øvre og nedre grenser for B som indikator på positive og negative endringer i Q-serien.

(3) B oversettes til kvantitative, prosentvise endringer i Q, dvs. til α .

I dette arbeidet behandles først og fremst metode 3

(iii) B's variasjonsområde:

B er definert i (III.3). Siden formel (III.3.2) gjelder, vil $B \in [-100, 100]$.

Problemet ved bruk av nettotallet som en kvantitativ indikator, er at én gitt B-verdi kan dannes ved i alt:

$$(III.4) \quad (1 + \frac{100 - |B|}{2})$$

ulike kombinasjoner av svarprosentene W_{1t} , W_{2t} og W_{3t} . Man bør derfor ta svarfordelingen i betraktning i den teoretiske kvantifiserings-sammenhengen. Dette illustreres senere i et eksempel.

(iv) a_{1t} , a_{2t} , a_{3t} , også kalt intraratene, representerer den reelle gjennomsnittlige, prosentvise endringen i den kvantitatativt målbare variable innen tre foretaksgrupper som svarte henholdsvis "opp" / "uendret" / "ned" for utviklingen mellom periode $(t - 1)$ og t .

Begrepet kan teoretisk sett måles ved å beregne en delindeks for hver svargruppe. Intraratene er et "gruppemål" slik at utviklingen til det individuelle foretak ikke behøver følges kvartal for kvartal.. Foretakene kan skifte svargruppe fritt.

Det er rimelig å anta følgende:

$$(III.5) \quad a_{1t} > 0, \quad a_{3t} < 0, \quad a_{1t} > a_{2t} > a_{3t} \quad \text{og} \quad a_{2t} \gtrless 0.$$

Vi har grunn til å tro at foretak som svarer "økning" ("nedgang") i konjunkturbarometret virkelig i gjennomsnitt forventer og har en positiv (negativ) endring i Q-variabelen. Likeledes er det rimelig at endringen for svarkategorien "uendret" ligger mellom endringene for de andre to grupper.

Man har i tidligere lignende arbeider antatt at f.eks.

$a_{1t} + a_{3t} = 0$ og $a_{2t} = 0$. Dette legger imidlertid sterke begrensninger på metoden. Det er liten grunn til å tro at de positive og de negative endringer er like store i tallverdi og at "uendret-gruppen" virkelig har hatt en uendret kvantitativ utvikling. I det videre forutsetter jeg at a_{1t} , a_{2t} og a_{3t} varierer fritt innen grensene (III.5)¹⁾.

(v) Avviksindeksten S_t har en bestemt funksjon i kvantifiserings-metoden. S_t er definert ved:

$$(III.6) S_t = \frac{W_{2t}}{100 - |B_t|}$$

og har følgende egenskaper:

- 1) Den indikerer svarfordelingen bak en gitt B-verdi ved sitt relative mål. (Vi tar hensyn til "uendret"-gruppen i relasjon til nettotallet).
- 2) $S_t \in [0,1]$ når $B \in (-100, 100)$

S_t er ikke definert for $B \in \{-100, 100\}$ siden svarfordelingen da er entydig; for $B = 100$ er $W_{2t} = W_{3t} = 0$
og for $B = -100$ er $W_{1t} = W_{2t} = 0$

- 3) Indeksen er et relativt mål på avvik fra linearitet i kvantifikasjons-sammenhengen mellom nettotallet B og den kvantitative, prosentvise endring i Q, α .

Generelt er svarfordelingens form bak nettotallet B_t gitt ved:

$$(III.7) W_{1t} = \frac{100 + B_t}{2} - \frac{W_{2t}}{2} \quad \text{der} \quad \frac{|B_t| + B_t}{2} \leq W_{1t} \leq \frac{100 + B_t}{2}$$

$$(III.7) W_{2t} = 100 - (W_{1t} + W_{3t}) \quad \text{der} \quad 0 \leq W_{2t} \leq 100 - |B_t|$$

1) Ved bruk av modellen nedenfor kan vi få estimater på a_1 , a_2 og a_3 som ligger utenfor betingelsene i III.5. Størst er faren ved forventnings-data i konjunkturbarometret.

$$(III.7) \quad W_{3t} = \frac{100 - B_t}{2} - \frac{W_{2t}}{2} \quad \text{der} \quad \frac{|B_t| - B_t}{2} \leq W_{3t} \leq \frac{100 - B_t}{2}$$

Noen spesialtilfeller for avviksindeksen

- (1) $S = 0$ betyr at alle foretak har svart enten "økning" eller "nedgang" og ingen har svart "uendret". Svarfordelingen blir:

$$(III.8) \quad \begin{cases} W_1 = \frac{100 + B}{2} \\ W_2 = 0 \\ W_3 = \frac{100 - B}{2} \end{cases}$$

- (2) $S = 1$ betyr at når B er positiv, har alle foretak rapportert enten "økning" eller "ingen endring", men ingen har oppgitt "nedgang". - Når B er negativ, har alle enheter rapportert "nedgang" eller "uendret", men ingen har angitt "økning". Svarfordelingen for $S = 1$ blir:

$$(III.9) \quad \begin{cases} W_1 = B & W_1 = 0 \\ W_2 = 100 - |B| & W_2 = 100 - |B| \quad \text{for } B < 0 \\ W_3 = 0 & W_3 = B \end{cases} \quad \text{for } B > 0$$

- (3) $0 < S < 1$ medfører $W_2 = (100 - |B|) \cdot S$. Siden $W_{it} + W_{2t} + W_{3t} = 100$ blir fordelingen som i (Vt) III.7).

3. Utledning av kvantifiseringssammenhengen

Metoden baseres på anvendelse av prosentvise endringer i kvantitative variable i sammenheng med kvalitative data gitt ved konjunkturbarometrets svarfordeling. Dette er en videreføring av Anderson og Theil's pionérarbeide fra 1950-51.¹⁾

Den prosentvise endring α_t i den økonomiske variable Q på tidspunkt t kan dekomponeres i:

$$(III.10) \quad \alpha_t = C_{1t} + C_{2t} + C_{3t} \quad \text{der} \quad C_{it} = \frac{a_{it} \cdot W_{it}}{100}, \quad (i=1,2,3).$$

α_t er sammensatt av de kvantitative, partielle endringer i Q_t angitt ved C_{1t} , C_{2t} og C_{3t} . Hver C_{it} er et veiet mål på svarkategori nr. i 's ($i=1,2,3$) bidrag til totalendringen i Q_t . Vektene er svarprosentene for tidspunkt t gitt fra konjunkturbarometerundersøkelsen. - Vi omskriver (III.10) til:

1) Se [5].

$$(III.11) \quad \alpha_t = \frac{1}{100} (a_{1t} \cdot w_{1t} + a_{2t} \cdot w_{2t} + a_{3t} \cdot w_{3t})$$

Innsetting av netttotallet B_t fra (III.3) og omforming av uttrykket gir:

$$(III.12) \quad \alpha_t = \frac{a_{1t} + a_{3t}}{2} + \left(\frac{a_{1t} - a_{3t}}{200} \right) \cdot B_t + \left(a_{2t} - \frac{a_{1t} + a_{3t}}{2} \right) \cdot \frac{w_{2t}}{100}$$

Videre kan vi sette inn avviksindeksen S_t fra (III.6). Dette medfører:

$$(III.13) \quad \alpha_t = \frac{a_{1t} + a_{3t}}{2} + \left(\frac{a_{1t} - a_{3t}}{200} \right) \cdot B_t + \left(a_{2t} - \frac{a_{1t} + a_{3t}}{2} \right) \cdot \left(\frac{100 - |B_t|}{100} \right) \cdot S_t$$

Den teoretiske kvantifiseringssammenheng uttrykker følgende:

For faste verdier på intraratene (a_{it} , ($i=1,2,3$)) blir den kvantitative mening av konjunkturbarometerdata uttrykt ved den prosentvise indeksendring α_t , bestemt av et lineæruttrykk i netttotallet B og et ledd der svarfordelingen bak B kommer til uttrykk (siste ledd i relasjon III.13 (12)).

Sammenhengen kan gi løsning på forskjellige teoretiske kvantifiseringsproblem. Herunder nevnes indikasjon på (1) endringsretningen i økonomiske variable, (2) den prosentvise endringen i seg selv bl.a. i forbindelse med vekstanalyse, (3) datering av vendepunkt, (4) amplityder i sykliske endringer og (5) trendutvikling.

I denne analysen konsentrerer jeg meg om de prosentvise endringer (jfr. (2) over). - Modellen angitt ved (III.12) eller (III.13) gir dessuten en eksakt teoretisk relasjon ved minste kvadraters estimering på data beskrevet i del II. De estimerte koeffisienter (de gjennomsnittlige) overføres lett til kvantitative intra-rater a_i ($i=1,2,3$) ved lineære operasjoner.

4. Avvik fra linearitet:

Fra teoretisk modell (III.12) eller (III.13) ser vi at det eksisterer en eksakt lineær sammenheng mellom netttotallet og de prosentvise endringer for konstante intrarateter, dersom følgende betingelser er oppfylt:

$$(III.14) \quad S = 0 \quad \forall \quad \left(a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2} \right) = 0.$$

Dersom

$$(III.15) \quad \left(a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2} \right) \neq 0$$

er det et negativt eller positivt avvik fra lineärsammenhengen ettersom

$S \in [0,1]$. Avviket uttrykkes ved det tredje ledd i (III.13) (evt. ved (III.12));

$$(III.16) \quad (a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2}) \cdot (\frac{100 - |B_t|}{100}) \cdot s_t$$

Når B er gitt, er det maksimale avvik fra linearitet:

$$(III.17) \quad (a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2}) \cdot (\frac{100 - |B_t|}{100}) \cdot 1,$$

som oppstår for $S = 1$. For $S \in <0,1>$ er linearitetsavviket direkte proporsjonalt med S for gitt B og gitte a_i ($i=1,2,3$). - Betydningen av avviket er størst når netttotallet er nær null. Maksimalt avvik blir for $B = 0$ lik:

$$(III.18) \quad \text{Max.avvik fra linearitet} = (a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2}) \text{ gitt } B = 0$$

5. Et eksempel på inkonsistens mellom netttotallets serier og konvensjonell kvantitativ statistikk

Anta at B_t er lik null. Det betyr at den veide prosent av telleenheter som rapporterer økning er lik den gruppe som oppgir "nedgang" i periode t . Fra formel (III.7), .8) og .9) ser vi at svarfordelingen kan ta en rekke ulike former når $s_t \in [0,1]$. I alt blir det iflg. (III.4) 51 forskjellige heltallskombinasjoner av w_{1t} , w_{2t} og w_{3t} som gir $B_t = 0$. - En rekke av disse kombinasjoner og av intraratene kan forsvere nettotallet som en "sann" indikator på kvantitative endringer. Imidlertid er sjansen for "falsk" indikasjon betydelig større. Følgende eksempel kan illustrere dette:

Vi innfører:

$$(III.19) \quad p_\alpha = \frac{\alpha}{a_1}, \quad p_1 = 1, \quad p_2 = \frac{a_2}{a_1}, \quad p_3 = \frac{a_3}{a_1}$$

Innsatt i (III.13) etter divisjon igjennom med a_1 :

$$(III.20) \quad p_\alpha = \frac{1+p_3}{2} + \left(\frac{1-p_3}{200}\right) \cdot B_t + \left(p_2 - \frac{1+p_3}{2}\right) \cdot \left(\frac{100 - |B_t|}{100}\right) \cdot s_t$$

Eksemplet gjennomføres med $B_t = 0$ og $s_t = 0.5$. Ved å sette inn disse verdiene i (III.20) og sløyfe t , får man:

$$(III.21) \quad p_3 = 4p_\alpha - 1 - 2p_2$$

For $B = 0$ og $S = 0.5$ kan vi finne at a) $p_\alpha = 0.1$ hvis $p_2 = 0.1$ og

$P_3 = -0.8$ samt ^{b)} $P_\alpha = -0.1$ hvis $P_2 = -0.1$ og $P_3 = -1.2$. Dersom $a_1 = 0.05$ får vi at tilfelle a) og b) gir henholdsvis $\alpha = 0.5\%$ og $\alpha = -0.5\%$ som α -anslag ut fra modellen (III.13).

Eksemplet illustrerer at dersom B er svakt postiv eller negativ, kan betingelsene foran føre til at den positive (negative) B opptrer samtidig med negativ (positiv) kvantitatativt målt α .

Dessverre er inkonsistens mellom kvalitativ og kvantitativ statistikk av denne type meget vanlig. Dette understreker at konjunkturbarometerdata kan være en usikker informasjonskilde for kvantitative endringer i andre sentrale konjunkturindikatorer.

IV Estimeringsmetode, resultater, tolknninger

1. Relasjon

Man bruker vanlig minste kvadraters metode enten på relasjon (III.12) eller (III.13). Relasjonene har ikke konstantledd, men siden intraratene a_{it} ($i=1,2,3$) ikke er direkte observerbare fra våre data, forutsetter en at $a_{it} = a_i$ ($i=1,2,3$) over tiden. En annen mulighet er å si at vi finner gjennomsnittlige intrarater \bar{a}_i ved estimeringen. - Herav får jeg én relasjon med et konstantledd og to høyresidervariable som hovedmodell.

2. Stokastisk modell:

Jeg oppfatter nettotallet B og svarprosenten W_2 (eventuelt avviksindeksen S_t jfr. (III.13)) som forklaringsvariable for de endogene prosentvise endringer, α . Den stokastiske utforming av modellen blir:

$$(IV.1) \quad \alpha_t = \left(\frac{a_1 + a_3}{2} \right) + \left(\frac{a_1 - a_3}{200} \right) \cdot B_t + \left[\left(a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2} \right) \frac{1}{100} \right] \cdot W_{2t} + u_t$$

Her er u_t det ubekjente stokastiske restleddet med følgende egenskaper:

$$(IV.2) \quad \begin{cases} E(u_t) = 0 \\ E(u_t, u_{t+S}) = \begin{cases} \sigma^2 & \text{for } S = 0 \quad (\text{D: homoskedastisitet}) \\ 0 & \text{for } S \neq 0 \quad (\text{D: ingen autokorrelasjon}) \end{cases} \end{cases}$$

Andre forutsetninger:

$$(IV.3) \quad B_t \text{ og } S_t \text{ er ikke-stokastiske variable målt uten feil.}$$

1) Se [1] kap 12.

Dessuten innfører vi begrepene:

$$(IV.4) \quad A_1 = \left(\frac{a_1 + a_3}{2} \right), \quad A_2 = \left(\frac{a_1 - a_3}{200} \right), \quad A_4 = \left(a_2 - \frac{a_1 + a_2}{2} \right) \cdot \frac{1}{100}$$

Herav blir forventning, varians og kovarians for α_t :

$$(IV.5) \quad E(\alpha_t; B_t, W_{2t}) = A_1 + A_2 B_t + A_4 \cdot W_{2t}$$

$$(IV.6) \quad \text{var } (\alpha_t; B_t, W_{2t}) = \sigma^2$$

$$(IV.7) \quad \text{cov } (\alpha_t, \alpha_{t+s}) = \text{cov}(u_t, u_{t+s}) = 0, \quad \forall s$$

3. Estimatorene:

Ved minste kvadraters estimering på relasjon (IV.5) får vi punkt-estimater fra estimatorene \hat{A}_1 , \hat{A}_2 og \hat{A}_4 .

Minste kvadraters estimatorene er forventningsrette og konsistente hvis forutsetningene oppfylles. De vil også være lineære markov-estimatorer. (For videre omtale av egenskaper viser jeg til vedlegg 6.)

Fra estimatorene \hat{A}_i , ($i=1,2,4$) avledes estimatorer for intraratene a_i .

4. Åpenbare problemer ved estimeringen:

Et viktig problem ved estimering av parametre fra de kvartalsvise serier er et lite antall observasjoner (i alt 27). Dette kan gi stor empirisk varians på estimatene slik at konsistensegenskapen får mindre praktisk betydning.

Estimeringsfeil i minste kvadraters metode:¹⁾

1. Utelatte variable:

Utelatelse av variable i en regresjonsligning kan gi forventnings-skjeve estimatorer, positiv (negativ) skjehet ettersom den utelatte variable er positivt (negativt) korrelert med andre høyresidevariable. Utelatelse av en variabel i regresjonsligningen kan forsvareres kun hvis denne er ukorrelert med andre eksogene variable. I den teoretiske modell i del III bør derfor hele svarfordelingen trekkes inn.

1) [1] kap.12 og [4].

2. Målefeil i variable:

Målefeil har ulik innvirkning etter hvilke variable de er tilknyttet. En målefeil oppfattes som ethvert avvik fra en variabels sanne verdi. - Oppstår avvikene i modellens endogene variabel, blir eneste virkning større varians på parameterestimatorene. - Hvis feilene derimot ligger i de eksogene variable, oppstår korrelasjon mellom de høyresidevariable og restledd. Hermed bryter minste kvadraters metode sammen.

3. Feilspesifisert funksjonsform analyseres som utelatte variable.

4. Autokorrelasjon¹⁾ forekommer hyppig i tidsserieanalyse. Forutsetningen om de stokastiske restledds ukorrelertethet over tid, kan være urealistisk. - Tross autokorrelasjon ($E(u_t, u_{t+j}) \neq 0, j \neq 0$) er minste kvadraters- estimatorene fremdeles forventningsrette og konsistente. Hovedproblemet er at F- og t-testene²⁾ av estimatorene blir umulige siden de forutsetter at restleddene og dermede prosentvise endringer (se del III , III.12) er ukorrelert over tid.

For mindre utvalg gir Durbin-Watson-observatoren indikasjon på forekomster av autokorrelasjon. Metoden kan imidlertid gi alvorlige feil under visse forhold.³⁾

1) Se [4]. Autokorrelasjon.

2) Se vedlegg 6.

3) Se [4]. Durbin-Watson test.

Tabell 1.0. Næringsgruppering i analysen.
Utdrag av Standard for næringsgruppering

-
- 2 Bergverksdrift
 - 23 Bryting og utvinning av malm
 - 29 Bergverksdrift ellers
 - 3 Industri
 - 31 Produksjon av næringsmidler, drikkevarer og tobakksvarer
 - 32 Produksjon av tekstil og bekledningsvarer, lær og lærvarer
 - 321 Produksjon av tekstilvarer
 - 322 Produksjon av klær, unntatt skotøy
 - 34 Treforedling, grafisk produksjon og forlagsvirksomhet
 - 341 Treforedling
 - 342 Grafisk produksjon og forlagsvirksomhet
 - 35 Produksjon av kjemiske produkter, mineralolje-, kull-, gummi- og plastprodukter
 - 351 Produksjon av kjemiske råvarer
 - 36 Produksjon av mineralske produkter
 - 37 Produksjon av metaller
 - 371 Produksjon av jern, stål og ferrolegeringer
 - 372 Produksjon av ikke-jernholdige metaller
 - 38 Produksjon av verkstedprodukter
 - 381 Produksjon av metallvarer
 - 382 Produksjon av maskiner
 - 383 Produksjon av elektriske apparater og materiell
 - 384 Produksjon av transportmidler
 - 39 Industriproduksjon ellers

Tabell 1.1. Produksjonsindeks (sesongkorrigert), hovedmodell på forventningsdata, etter nærings hovedgruppe
Statistiske mål

| Nærings- hoved- gruppe ¹⁾ | R ² | (R) | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ | A1 | | | A2 | | | A4 | | |
|--|----------------|-----------|------------------|------------------|---------------------------|-----------------------|---|---------------------------|-----------------------|---|---------------------------|-----------------------|---|
| | | | | | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signifi- kant ulik 0 ved 10% testnivå | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signifi- kant ulik 0 ved 10% testnivå | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signifi- kant ulik 0 ved 10% testnivå |
| 2 | 0.0255 | (0.15969) | 20.683 | (4.5479) | 1.7765 | 0.4604 | nei | 0.0184 | 0.5209 | nei | -0.0232 | -0.3762 | nei |
| 23 | 0.05127 | (0.22643) | 84.2265 | (9.1775) | -3.3415 | -0.5069 | nei | -0.0328 | -0.5611 | nei | 0.0799 | 0.7832 | nei |
| 29 | 0.09055 | (0.30092) | 135.536 | (11.642) | -3.4917 | -0.6743 | nei | -0.0456 | -0.8585 | nei | 0.1154 | 0.1051 | nei |
| 3 | 0.06358 | (0.25215) | 4.622 | (2.1499) | -4.8827 | -0.9319 | nei | 0.0208 | 0.7213 | nei | 0.091 | 0.0977 | nei |
| 31 | 0.04774 | (0.21849) | 26.3087 | (5.1292) | -3.0264 | -0.5835 | nei | 0.0315 | 0.6352 | nei | 0.0756 | 0.654 | nei |
| 32 | 0.15661 | (0.39574) | 8.8649 | (2.9774) | -8.0021 | -1.9498 | ja | 0.0537 | 1.6332 | nei | 0.1288 | 1.7138 | ja |
| 321 | 0.06417 | (0.25332) | 21.444 | (4.6308) | -2.321 | -0.6214 | nei | 0.0477 | 1.1076 | nei | 0.0431 | 0.6303 | nei |
| 322 | 0.02193 | (0.14809) | 14.0768 | (3.7519) | 0.7843 | 0.1901 | nei | -0.0019 | -0.0434 | nei | -0.0413 | -0.6097 | nei |
| 33 | 0.03921 | (0.19802) | 29.092 | (5.3937) | -0.1399 | -0.0175 | nei | 0.0474 | 0.9049 | nei | -0.0095 | -0.0674 | nei |
| 34 | 0.09352 | (0.30581) | 5.2281 | (2.2867) | -3.6747 | -1.466 | nei | -0.0077 | -0.3805 | nei | 0.0739 | 1.536 | nei |
| 341 | 0.05436 | (0.23315) | 22.2633 | (4.7184) | -2.4445 | -0.6197 | nei | 0.0267 | 0.6477 | nei | 0.0484 | 0.6641 | nei |
| 342 | 0.03289 | (0.18136) | 9.6026 | (3.0988) | 0.1032 | 0.0406 | nei | -0.0166 | -0.9028 | nei | 0.0034 | 0.0688 | nei |
| 35 | 0.13305 | (0.36476) | 14.9715 | (3.8693) | -3.7123 | -0.9915 | nei | 0.0781 | 1.9032 | ja | 0.0575 | 0.9029 | nei |
| 351 | 0.18551 | (0.43071) | 67.5092 | (8.2164) | -3.9795 | -0.8804 | nei | 0.0915 | 2.0523 | ja | 0.0784 | 1.149 | nei |
| 36 | 0.14548 | (0.38142) | 11.3111 | (3.3632) | 3.6883 | 1.6081 | nei | -0.0273 | -0.8386 | nei | -0.065 | -1.6739 | nei |
| 37 | 0.35131 | (0.5927) | 13.6907 | (3.7001) | -2.3437 | -0.8611 | nei | 0.0893 | 3.3033 | ja | 0.0416 | 0.8907 | nei |
| 371 | 0.14029 | (0.37455) | 27.755 | (5.2683) | -1.3906 | -0.5382 | nei | 0.0495 | 1.7411 | ja | 0.0315 | 0.6943 | nei |
| 372 | 0.30757 | (0.55459) | 14.9777 | (3.8701) | -1.8733 | -0.6644 | nei | 0.0841 | 3.2033 | ja | 0.028 | 0.6364 | nei |
| 38 | 0.10193 | (0.31926) | 10.0356 | (3.1679) | 3.0371 | 0.7522 | nei | 0.0566 | 1.6189 | nei | -0.0527 | -0.7355 | nei |
| 381 | 0.20491 | (0.45267) | 8.973 | (2.9955) | -1.9009 | -0.6076 | nei | 0.0554 | 2.2417 | ja | 0.0359 | 0.6271 | nei |
| 382 | 0.31965 | (0.56538) | 11.4068 | (3.3774) | 4.0099 | 1.7355 | ja | 0.0657 | 2.576 | ja | -0.0555 | -1.373 | nei |
| 383 | 0.00772 | (0.08786) | 23.3057 | (4.8276) | 0.9541 | 0.2223 | nei | -0.0033 | -0.0733 | nei | -0.0096 | -0.1342 | nei |
| 384 | 0.0497 | (0.22293) | 21.3462 | (4.6202) | 2.18918 | 0.5196 | nei | 0.046 | 1.1037 | nei | -0.0423 | -0.6275 | nei |
| 39 | 0.04891 | (0.22116) | 73.3352 | (8.5636) | -3.695 | -0.5949 | nei | -0.0207 | -0.3003 | nei | 0.0549 | 0.5809 | nei |

1) Se tabell 1.0.

Tabell 1.2. Lagerindeks, hovedmodell på forventningsdata
Statistiske mål

| Næring ¹⁾ | R^2 | (R) | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ | A1 | | A2 | | A4 | | | | |
|---|---------|-----------|------------------|------------------|---------------------------|-----------------------|--|---------------------------|-----------------------|--|---------|---------|-----|
| | | | | | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signifi- kant ulik 0 ved 10% testnivå | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signifi- kant ulik 0 ved 10% testnivå | | | |
| Industri ¹⁾ lager av egne produkter | 0.25382 | (0.50381) | 28.9175 | (5.3775) | 12.9694 | 0.8171 | nei | 0.285 | 2.3532 | ja | -0.2335 | -0.7827 | nei |
| Industri ¹⁾ lager av råvarer | 0.08998 | (0.29997) | 18.71 | (4.3255) | 14.62 | 1.1721 | nei | -0.1024 | -0.7737 | nei | -0.2315 | -1.1939 | nei |

1) Se vedlegg for definisjon av industri i lagerstatistikken.

Tabell 1.3. Ordreindeks, ordretilgang innenlands, hovedmodell på forventningsdata
Statistiske mål

| Nærings- hoved- gruppe | R^2 | (R) | σ^2 | $(\hat{\sigma})$ | A1 | | | | A2 | | | | A4 | | | |
|------------------------------|-------------------|-----|--------------------|------------------|----------------------------|-----------------------|---|----------------------------|-----------------------|---|----------------------------|-----------------------|---|----------------------------|-----------------------|---|
| | | | | | koeffi- sient- verdi | T- obser- vator | Signi- fikant ulik 0 ved 10% nivå |
| 321 | 0.27419 (0.52363) | | 170.42 (13.0545) | 3.4658 | 0.2863 | nei | 0.4044 | 2.8576 | ja | -0.0502 | -0.2243 | | nei | | | |
| 351 | 0.08314 (0.2883) | | 777.4115 (27.8821) | 0.8007 | 0.0338 | nei | 0.3615 | 1.4693 | nei | 0.0568 | 0.1954 | | nei | | | |
| 37 | 0.09117 (0.30194) | | 879.9054 (29.6632) | -40.9582 | -1.3834 | nei | -0.2541 | -0.7156 | nei | 0.7236 | 1.5507 | | nei | | | |
| 38 | 0.00873 (0.09343) | | 973.2653 (31.1972) | -8.1174 | -0.1607 | nei | 0.1342 | 0.2647 | nei | 0.1949 | 0.2121 | | nei | | | |
| 381 | 0.06154 (0.24807) | | 292.8171 (17.1119) | -3.4486 | -0.1342 | nei | 0.2193 | 1.1365 | nei | 0.1016 | 0.2362 | | nei | | | |
| 382 | 0.02913 (0.17068) | | 9776.8589 (98.878) | 73.9602 | 1.1163 | nei | -0.0175 | -0.0171 | nei | -0.9464 | -0.8476 | | nei | | | |
| 383 | 0.26024 (0.51014) | | 571.6498 (23.9092) | -33.168 | -2.106 | ja | 0.4658 | 1.7857 | nei | 0.7225 | 2.3046 | | ja | | | |
| 384 | 0.19159 (0.43771) | | 2777.0792 (52.698) | 115.645 | 2.5139 | ja | 0.9621 | 1.4511 | nei | -1.7972 | -2.2922 | | ja | | | |

Tabell 1.4. Ordreindeks, ordretilgang fra eksportmarked, hovedmodell på forventingsdata
Statistiske mål

| Nærings- hoved- gruppe | R^2 | (R) | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ | A1 | | | A2 | | | A4 | | |
|------------------------------|---------|-----------|------------------|------------------|---------------------------|-----------------------|--|---------------------------|-----------------------|--|---------------------------|-----------------------|--|
| | | | | | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signi- fikant ulik 0 ved 10% test- nivå | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signi- fikant ulik 0 ved 10% test- nivå | koeffi- sient verdi | T- obser- vator | Signi- fikant ulik 0 ved 10% test- nivå |
| 321 | 0.04885 | (0.22102) | 469.6366 | (21.6711) | 17.2668 | 0.9575 | nei | 0.1766 | 0.7538 | nei | -0.2974 | -0.875 | nei |
| 351 | 0.06356 | (0.25211) | 1939.5392 | (44.0402) | 20.2714 | 0.9396 | nei | 0.2899 | 1.0942 | nei | -0.1838 | -0.5933 | nei |
| 37 | 0.0169 | (0.13) | 727.9528 | (26.9806) | 17.2783 | 0.7972 | nei | 0.0852 | 0.4195 | nei | -0.2154 | -0.586 | nei |
| 38 | 0.0327 | (0.18083) | 1174.7071 | (34.274) | 41.2467 | 0.9916 | nei | 0.0351 | 0.0703 | nei | -0.7145 | -0.9003 | nei |
| 381 | 0.16826 | (0.4102) | 204.6502 | (14.3056) | -26.9071 | -1.9665 | ja | 0.104 | 0.7122 | nei | 0.5895 | 2.1854 | ja |
| 382 | 0.00672 | (0.08198) | 11363.1336 | (106.598) | -12.6521 | -0.1453 | nei | -0.0754 | -0.087 | nei | 0.6111 | 0.3983 | nei |
| 383 | 0.01879 | (0.13708) | 1871.6439 | (43.2625) | -8.685 | -0.3152 | nei | -0.152 | -0.3522 | nei | 0.2746 | 0.568 | nei |
| 384 | 0.08114 | (0.28484) | 12860.9208 | (113.406) | 131.149 | 1.6417 | nei | 1.0871 | 0.7972 | nei | -2.1098 | -1.4135 | nei |

Tabell 1.5. Ordreindeks, ordrereserve, hovedmodell på forventningsdata
Statistiske mål

| Nærings- hoved- gruppe | R^2 | (R) | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ | A1 | | | | A2 | | | | A4 | | | |
|------------------------------|---------|-----------|------------------|------------------|----------------------------|-----------------------|--|----------------------------|-----------------------|--|----------------------------|-----------------------|--|----------------------------|-----------------------|--|
| | | | | | koeffi- sient- verdi | T- obser- vator | Signi- fikant ulik 0 ved 10% test- nivå |
| 321 | 0.00216 | (0.04648) | 149.6977 | (12.2351) | 0.1601 | 0.0112 | nei | 0.0148 | 0.1024 | nei | 0.0479 | 0.1645 | nei | | | |
| 351 | 0.08239 | (0.28704) | 282.0922 | (16.7956) | -4.1305 | -0.3891 | nei | 0.1287 | 1.062 | nei | 0.0903 | 0.6513 | nei | | | |
| 37 | 0.05903 | (0.24296) | 144.2521 | (12.0105) | -5.8315 | -0.5476 | nei | 0.0445 | 0.4175 | nei | 0.1276 | 0.729 | nei | | | |
| 38 | 0.10499 | (0.32402) | 40.7657 | (6.3848) | -14.1954 | -1.7301 | ja | 0.0108 | 0.1149 | nei | 0.2845 | 1.6434 | nei | | | |
| 381 | 0.07899 | (0.28105) | 69.913 | (8.3614) | -4.8745 | -0.5839 | nei | 0.0631 | 0.8128 | nei | 0.1475 | 0.9262 | nei | | | |
| 382 | 0.09726 | (0.31187) | 218.892 | (14.795) | 17.2889 | 1.39 | nei | 0.1243 | 0.9098 | nei | -0.318 | -1.3594 | nei | | | |
| 383 | 0.3669 | (0.60576) | 30.2148 | (5.4968) | -8.104 | -2.1247 | ja | 0.2959 | 3.1921 | ja | 0.2044 | 2.8853 | ja | | | |
| 384 | 0.08481 | (0.29122) | 89.7169 | (9.4719) | -10.0571 | -1.5516 | nei | -0.0217 | -0.1913 | nei | 0.1899 | 1.4644 | nei | | | |

5. Kommentarer til tabellene:

Jeg avgrenser vurderingen av regresjonsmodellens føyningsegenskaper til den multiple korrelasjonskoeffisient, estimert restleddsvarians, de student-t-fordelte observatorer assosiert med koeffisientestimatorene o.a. Testenes signifikans - eller sannsynlighetsnivå er 10 %. - (Jeg viser til vedlegg 6 for nærmere omtale av statistiske begreper, tester m.v.)

(i) Tabell 1.1:

Fra verdien av de multiple korrelasjonskoeffisienter (R^2) på sesong-korrigerte produksjonsindeksdata og tilsvarende konjunkturbarometermateriale ser man at hovedmodellens eksogene variable "forklarer" mellom 0.8 og 35.1 prosent av endringene i indeksseriene i de forskjellige næringer. Spesielt lav R^2 finner jeg i næringene, næringsområdene og -hovedgruppene 2, 23, 29, 3, 31, 321, 322, 33, 341, 342, 383, 384 og 39. Høyest korrelasjon finnes i næringsområdene og -hovedgruppene 351, 37, 371, 372, 381 og 382. Selv de "beste" resultatene indikerer at en stor del av endringene, mer enn 65 prosent, forblir uforklart i denne modellen.

Estimatene for restleddsvariansen varierer noe fra gruppe til gruppe, men er små i konjunkturbarometersammenheng. Lavest empirisk varians har næring 3 og næringsområde og -hovedgruppe 34 og 381. Unormalt høy varians finnes i næringsområde 29, et område som kan være preget av store endringer i produksjonen.

Forklaringsvariablene estimerte koeffisienter er signifikant ulik null, dvs. de eksogene variable har betydning for α -endringene i meget få serier. - Konstantleddet A_1 er signifikant ulik null i næringsområdene og -hovedgruppene 32 og 382. - Nettotallet antas å ha betydning for indeksendringerne i 7 av de 24 tidsseriene; for næringsområdene og -hovedgruppene 35, 351, 37 371, 372, 381 og 382. - Svarfordelingen uttrykt ved ledet W_2 hadde signifikant virkning bare i næringsområde 32.

Det var ikke uventet at de beste føyningsegenskaper var knyttet til næringsområdene og -hovedgruppene 351, 37, 371 og 372. Seriene er basert på oppgaver fra relativt få og store telleenheter som i stor utstrekning er de samme i produksjonsindeksen og konjunkturbarometret. Likeledes preges produksjonen lite av sesongvariasjoner i disse seriene, noe som kan forbedre konjunkturbarometerdata.

Mer forbausende var det at næringshovedgruppene 381 og særlig 382 skulle oppvise relativt gode egenskaper. Innen hele næringsområde 38 har en rekke foretak sin virksomhet splittet i flere hovedgrupper og sektorer,

og den relative betydning av de enkelte grupper er endret i analyseperioden. Mest merkbart er sterk og noe ujevn vekst i næringshovedgruppe 382 og tilbakegang for 384, vurdert etter både sysselsetting og produksjonsvolum. (Noen av disse momenter kan også ha betydning for de innsendte lager- og ordreoppgaver fra de samme telle-enheter.)

Næringshovedgruppe 341's ugunstige egenskaper kan skyldes lavere kvalitet på kvantitative produksjonsoppgaver i tillegg til de normale feilkilder ved konjunkturdatamaterialet.

Suverent dårligst føyning i næringshovedgruppe 383 kan være forårsaket av datamateriale av meget blandet karakter til konjunkturbarometret. Resultatdatas pålitelighet er derfor mindre bra i denne gruppen.

Felles for en rekke av de øvrige næringsområder og -hovedgrupper er et stort antall små (etter sysselsetting og verdiskaping) telleenheter. Dette gir flere fremtredende feilkilder, bl.a. ulike telleenheter i
1)
statistikkene.

Analysens hovedmodell anvendt på forventede produksjonsvolumdata i konjunkturbarometret og de prosentvise endringer i sesongkorrigerte indeks-serier gir til dels dårlige resultater. Dette reduserer muligheten sterkt for presise og utsagnskraftige kvartalsprediksjoner.

(ii) Tabell 1.2:

Lagerindeksens egenskaper med hensyn til føyning i regresjonsmodellen er av varierende karakter. - Det er rent tilfeldig at korrelasjonskoeffisienten for lager av egne produkter er såpass høy og at nettotallet teoretisk har signifikant innvirkning på den endogene variable. Sammenligningen av seriene er til det for grov. - Resultatet for lagerseriene av råvarer, svak føyning, ligger mer i tråd med det som kan ventes i testen.

Regresjonene på lagerseriene er diskutabel og bør tolkes med forsiktighet. - Sterkt avvikende registreringenheter i statistikkene er en av de avgjørende innvendinger. I tillegg har lagerindeksene også andre usikkerhets-faktorer (se vedlegg 3).

Tabell 1.2 er derfor kun med for å illustrere den føyning man kan få ved en test av lagerserier i kvalitativ og i kvantitativ statistikk.²⁾ - Jeg vil ikke anbefale andre sammenligninger av serier i hovedmodellen (testberegninger gir meget dårlige resultater).

1) Note: Se feilkilde i) i del II.

2) Note: Se forøvrig vedlegg 3 om lagerstatistikkens omfang og oppbygging.

(iii) Tabellene 1.3-1.5:

Ordrestatistikken er preget av store indeksendringer, og det eksisterer stor usikkerhet i regresjonene.

Ad. tabell 1.3: De eksogene konjunkturbarometerdata for ordretilgangen innenlands "forklarer" mellom 2.9 og 27.4 prosent av motsvarende indeksendringer. Høyest korrelasjon fås for næringshovedgruppene 321, 383 og 384. - Sagt på en annen måte forblir mer enn 72.4 prosent av endringene i den endogene variable uforklart.

De estimerte restleddsvarianser varierer mye i disse seriene, men variansen er meget større her enn i produksjonsdata. Indeksen er preget av store endringer som ikke registreres i samme utstrekning i konjunkturbarometret. - Den empiriske varians er lavest for næringshovedgruppe 321 ($\hat{\sigma}^2 = 170.4$). I den andre ende peker næringsgruppe 382 seg med $\hat{\sigma} = 9776.6$.

Det beregnede konstantledd er klart ulik null og svarfordelingen representert ved W_2 har betydning i næringshovedgruppene 383 og 384, mens nettotallet har signifikant innvirkning på indeksendringene i -hovedgruppe 321.

Ad. tabell 1.4: Korrelasjonskoeffisientene ved regresjonen på seriene for ordretilgang fra eksportmarkedet er lavere enn for innenlandsk ordretilgang. Ikke i noe tilfelle kan modellens eksogene variable sies å "forklare" mer enn 16 prosent av de kvantitative endogene endringer.

Restleddsvariansen ligger i det store hele høyere enn for seriene i tabell 1.3 .

Modellen brukt på disse tidsrekken gir som resultat at nettotallet ikke har klar virkning på tilgangsindeksen, mens konstantleddet er signifikant ulik null for næringshovedgruppe 381. For samme hovedgruppe kan også svarfordelingen ha teoretisk betydning for ordreindeksen.

Ad. tabell 1.5: Av ordreseriene gir modellforsøk på ordrereserven multiple korrelasjonskoeffisienter i intervallet 0.002 til 0.367.

Restleddsvariansen for ordrereservene er mindre enn for de andre ordreindeksene. Hertil nevnes at ordrebeholdningen viser mindre endringer enn tilgangstallene i denne korttidsstatistikken.

Konstantleddets verdi er signifikant forskjellig fra null for næringsområdene og -hovedgruppene 38 og 383. Konjunkturbarometrets nettotall samt svarfordelingen illustrert ved W_2 , antas å ha innvirkning på den endogene variable for næringshovedgruppe 383.

Føyningen i ordreseriene er generelt dårlig. Absoluttverdiene til de estimerte konstantledd er høy og B_t samt W_{2t} har også en estimert, relativt stor betydning for indeksendringene, større enn i tilfelle med produksjonsvolumseriene. - Imidlertid er leddenes utsagnskraft heller svak.

(iv) Konklusjoner mht. tabell 1.1-1.5:

Etter gjennomgåelsen av estimeringsresultatene for produksjonslager og ordreseriene kan man trekke hovedkonklusjonene: Ugunstige føyningsegenskaper. - Sammenligningen mellom forventningsdata i konjunkturbarometret og sesongkorrigerte produksjonsindeksserier fremviser de "beste" egenskaper i analysen. Deretter vil jeg rangere ordretilgang innenlands, ordrereserve, ordretilgang fra eksportmarkedet og lavest testen av lagerstatistikkene.

Innen seriene for produksjonsvolumet kan man i en viss grad ha nytte av forvetningsdata i konjunkturbarometret for næringsområdene og -hovedgruppene 351, 37, 372, 381 og 382 ved en svak indikasjon på indeksendringer.

I ordrestatistikken og lagerindeksen tviler jeg sterkt på nytten av konjunkturbarometret som grunnlag for kvantitative anslag på indeksendringer. Til dette er variasjonen i materialet og usikkerheten i estimatene for alvorlig.

Jeg nevnte i teoretisk del III foran at intraratene også var et mål til å avgjøre kvaliteten på de estimerte koeffisienter i hovedmodellen. Etter å ha beregnet avledede intrarater, faller det fleste til dels utenfor definisjonsområdet satt opp i teoretisk del. Herved understrekkes den store upresishet som er knyttet til konjunkturtestdata og forsvarer ytterligere reservasjonene jeg tok mht. datamaterialet i del II.

Til tross for at materialet består av tidsseriedata tyder lite på at restledd er korrelert over tiden. - Beregninger av varians-kovarians-matriser antyder derimot at forutsetningen om konstant varians på de ubossebare restleddene ikke er oppfylt. Herav kan estimering ved vanlig minste kvadraters metode og testing av estimerte koeffisienter gi uriktige resultater og konklusjoner.

Resultatene foran indikerer at arbeidshypotesen presentert i hovedmodellen ikke er den beste. I del VI diskuterer jeg alternative "løsninger" av kuantifiseringsproblemets.

V Prediksjon på basis av estimatorer fra del IV¹⁾

Hovedmålet ved konjunkturbarometerundersøkelsen har alltid vært å danne et grunnlag for korttidsprognosenter. Data fra undersøkelsen kan brukes i prediksjoner på to nivå:

Den enkleste og mest upresise form er å anvende prosentallene for den forventede utvikling²⁾ for kommende kvartal som indikator på utviklingen i de kuantitativt målbare variable. Denne metoden benyttes i dag i de fleste land.

Mer avansert er oppleget i dette prosjektet; et forsøk på å tallfeste fremtidige endringer ved hjelp av de kvalitative data. Fra den estimerte relasjon foretas kvartalsprognosenter basert på opplysninger ved konjunkturbarometrets forventede utvikling. - Det er heller ikke uinteressant å predikere den faktiske utviklingen i de økonomiske variable. Konjunkturbarometret publiseres jo mellom 2-6 uker før den kuantitative statistikk.

Prediksjonen er ubetinget; en ønsker å gi et presist utsagn om den reelle prosentvise endring i tidsserien for kommende kvartal.

Jeg foretar punktpredikasjon av de kuantitative serier³⁾ og sammenligner de realiserte, prosentvise endringer med de predikerte.

1. Prediksjonsmodellen

Fra del III og IV fant jeg estimatorer på koeffisientene i modellen (III.12) (evt. (III.13)). Innsatt disse fås den estimerte relasjon:

$$(V.1) \quad \hat{\alpha}_t = \hat{A}_1 + \hat{A}_2 \cdot B_t + \hat{A}_4 \cdot W_{2t} \quad , \quad (\forall t) \text{ (jfr. III.12)}$$

Vi skriver relasjonen på stokastisk form:

$$(V.2) \quad \hat{\alpha}^P = A_1 + A_2 B^P + A_4 W_2^P + u^P$$

der u^P er det stokastiske uobserverbare restleddet med forventning lik null og konstant varians, σ^2 . Når B og W_2 forutsettes ikkestokastiske, får man følgende egenskaper for $\hat{\alpha}^P$:

1) Se [1] og [7].

2) Først og fremst for det veide nettotallet.

3) Intervallprediksjon viser seg her å være nærmest formålsløst. Nærmere om dette senere.

$$(V.3) E(\hat{\alpha}^P) = A_1 + A_2 \cdot B + A_4 \cdot W_2$$

$$(V.4) \text{var } (\hat{\alpha}^P) = \sigma^2$$

Prediksionsmodellen blir nå (V.3).

2. Punktprediksjon:

I modellen (V.3) er \hat{A}_1 , \hat{A}_2 og \hat{A}_4 estimert på grunnlag av kvartalsdata. Den prosentvise $\hat{\alpha}^P$ punktpredikeres ved å sette in aktuelle størrelser for B^P og W_2^P på prognosetidspunktet. I en ubetinget prediksjon er det viktig at B og W_2 faller nær den reelle utvikling fremover. Kvartalsprognoser basert på konjunkturbarometrets data har imidlertid fordelen fremfor andre prognosør, at data gir informasjon om utviklingen i kommende kvartal. Dersom foretakenes forventninger ligger nær opp til den faktiske utvikling, er én feilkildes betydning redusert.

Prediktoren for α blir:

$$(V.5) \hat{\alpha} = \hat{A}_1 + \hat{A}_2 \cdot B_{(\text{forventet})} + \hat{A}_4 \cdot W_2_{(\text{forventet})}$$

3. Intervallprediksjon

Ved utarbeiding av prognosør er det vanlig å beregne prediksionsintervall for de interessante variable. Man ønsker med dette å gi et sannsynlighetsutsagn for i hvilket område en fremtidig observasjon vil falle.

Utledning av prediksionsintervall krever at følgende forutsetninger er oppfylt for det stokastiske restledd:

$$(V.6) u_i \sim N(0, \sigma_i^2) \text{ for } \forall i$$

der parene u_i , u_j ($i \neq j$) er stokastisk uavhengige og $\sigma_i^2 = \sigma^2$ som er konstant for $\forall i, j$.

Ved Student-Fischers setning samt setningen for konstruksjon av en Student-t-fordelt variabel, får en prediksionsintervallet med å priori gitt sannsynlighet lik $1-\epsilon$, ved:

$$(V.7) (\hat{\alpha}^P \pm t_{1-\epsilon/2, T-3} \cdot K)$$

der K uttrykker noe av avviket omkring punktestimatet. Dette omtales nærmere i vedlegg 7.

4. Prediksjon og kommentarer til modellresultatene:

I det følgende presenteres prognosene. Hovedmodellen med de estimerte koeffisienter anvendes på datamaterialet for hele analyseintervallet, og de estimerte endringer stilles overfor de observerte i perioden..

Resultatene av estimeringen i del IV gav ikke lyse utsikter for prognoseavsnittet. - Datamaterialets dårlige føyningsregnskaper med det store antall ikke-signifikante koeffisienter gjorde det praktisk umulig å foreta presise korttidsprognoser.

Så en kort omtale av tabellutformingen.

Tabellene mangler kolonner for prediksjonsintervall. Imidlertid var de intervall jeg fant ved prøveberegninger så urimelige at det var formålstøst å ta dem med i tabellene. (- Som eksempel kan nevnes et beregnet prediksjonsintervall med grad 95 % for $\hat{\alpha}_{(1974, 1. kvartal)}$ med grensene [-15%, 44%] for serien med de gunstigste føyningsegenskaper og intervallet [-1988%, 1896%] for en av seriene med dårligst egenskaper. - Man kan redusere prediksjonsgraden og få intervall med mindre utstrekning, men det monner lite i denne sammenheng.)

Tabell 1.12. Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppe ¹⁾ / år kvartal | Observeret prosentvis endring i indeksserien a0 | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 | Næringshoved- gruppe ¹⁾ /år kvartal | Observeret prosentvis endring i indeksserien a0 | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 | | |
|---|---|--|--|---|--|--|--|
| | | | | | | | |
| Næring 2: | | | | | Næring 23 (forts.). | | |
| 1974 | 1 2.349 | 0.756 | 1979 | 1 -8.605 | 2.279 | | |
| | 2 2.434 | -0.228 | | 2 1.299 | 1.648 | | |
| | 3 -2.851 | 0.868 | | 3 27.564 | 3.771 | | |
| | 4 4.472 | 1.674 | | 4 -18.342 | -3.355 | | |
| 1975 | 1 2.876 | 0.923 | 1980 | 1 1.846 | 3.067 | | |
| | 2 -3.739 | 0.597 | | 2 -3.625 | 1.610 | | |
| | 3 -0.777 | -0.010 | | 3 13.480 | 4.080 | | |
| | 4 3.472 | 0.968 | | | | | |
| 1976 | 1 -0.230 | -0.001 | Næring 29: | | | | |
| | 2 0.593 | 1.593 | 1974 | 1 4.089 | 3.019 | | |
| | 3 3.114 | 1.433 | | 2 3.929 | -0.353 | | |
| | 4 0.922 | 0.955 | | 3 -4.811 | -0.171 | | |
| 1977 | 1 -2.677 | 0.801 | | 4 3.971 | 5.601 | | |
| | 2 0.938 | 0.059 | 1975 | 1 9.028 | 5.601 | | |
| | 3 7.534 | 0.089 | | 2 -2.229 | -3.382 | | |
| | 4 -10.197 | 1.146 | | 3 -10.749 | -0.010 | | |
| 1978 | 1 2.224 | -0.235 | | 4 13.139 | 5.67 | | |
| | 2 3.410 | -0.026 | 1976 | 1 -0.968 | 3.089 | | |
| | 3 -4.868 | -0.158 | | 2 -5.538 | -2.899 | | |
| | 4 7.692 | 1.937 | | 3 -9.655 | -8.048 | | |
| 1979 | 1 -3.250 | 0.515 | | 4 15.267 | -1.851 | | |
| | 2 8.935 | 0.581 | 1977 | 1 -7.947 | 0.661 | | |
| | 3 -4.276 | -0.176 | | 2 7.914 | -2.255 | | |
| | 4 -1.398 | 2.136 | | 3 23.333 | 8.043 | | |
| 1980 | 1 2.404 | 0.010 | | 4 -17.027 | 1.814 | | |
| | 2 3.551 | 0.532 | 1978 | 1 -1.629 | 2.276 | | |
| | 3 -6.074 | -0.245 | | 2 5.629 | -3.221 | | |
| Næring 23: | | | | | | | |
| 1974 | 1 -1.689 | 0.814 | 1979 | 1 4.658 | -1.198 | | |
| | 2 -0.687 | 3.276 | | 2 12.463 | -0.325 | | |
| | 3 -1.384 | -0.222 | | 3 -26.649 | 1.863 | | |
| | 4 4.912 | -1.891 | | 4 18.345 | 2.227 | | |
| 1975 | 1 0.669 | -0.013 | 1980 | 1 5.775 | 2.227 | | |
| | 2 -4.651 | 1.432 | | 2 6.897 | -0.325 | | |
| | 3 10.801 | 2.586 | | 3 -21.237 | -0.325 | | |
| | 4 -7.233 | 0.138 | | | | | |
| 1976 | 1 -2.034 | 3.067 | Næring 3: | | | | |
| | 2 7.612 | -1.488 | 1974 | 1 2.814 | 0.596 | | |
| | 3 12.862 | -0.991 | | 2 -0.419 | 0.704 | | |
| | 4 -8.547 | 0.560 | | 3 -0.129 | 0.066 | | |
| 1977 | 1 3.427 | 1.039 | | 4 0.518 | 0.439 | | |
| | 2 -4.819 | 3.207 | 1975 | 1 -0.676 | -0.329 | | |
| | 3 -5.380 | 1.034 | | 2 -0.940 | 0.235 | | |
| | 4 -4.013 | -0.507 | | 3 -2.455 | -0.515 | | |
| 1978 | 1 5.923 | 2.763 | | 4 -1.846 | -0.129 | | |
| | 2 2.303 | 3.516 | | | | | |
| | 3 -3.215 | 1.916 | | | | | |
| | 4 11.960 | -2.905 | | | | | |

1) Se tabell 1.0. og vedlegg 1-4.

Tabell 1.12. (forts.) Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppe1)/år kvartal | Observeret endring i indeksserien a0 | Predikert endring i indeksserien est a0 | Næringshoved- gruppe1)/ år kvartal | Observeret endring i indeksserien a0 | Predikert endring i indeksserien est a0 |
|---|---|--|--|---|--|
| Næring 3 (forts.) | | | | | |
| 1976 1 | 1.299 | -0.365 | 1974 1 | -1.796 | 0.135 |
| 2 | 1.114 | 1.126 | 2 | -2.744 | -2.720 |
| 3 | 0.501 | 0.302 | 3 | -0.627 | -0.037 |
| 4 | 0.133 | 0.746 | 4 | -0.315 | 0.404 |
| 1977 1 | 0.896 | 0.168 | 1975 1 | -2.532 | -1.099 |
| 2 | -2.400 | 0.562 | 2 | 0.974 | -3.825 |
| 3 | -0.842 | -0.721 | 3 | 1.608 | -2.494 |
| 4 | -0.068 | -0.335 | 4 | -7.843 | -1.453 |
| 1978 1 | -1.496 | -0.622 | 1976 1 | 1.773 | -1.346 |
| 2 | 0.552 | 0.185 | 2 | 3.484 | -0.466 |
| 3 | 0.721 | -1.119 | 3 | -0.673 | -0.327 |
| 4 | -0.068 | -0.616 | 4 | 1.695 | -0.038 |
| 1979 1 | -1.875 | -0.225 | 1977 1 | 3.666 | 0.768 |
| 2 | 5.038 | 0.331 | 2 | -2.894 | 0.264 |
| 3 | 2.117 | 0.404 | 3 | -2.318 | -0.756 |
| 4 | -3.887 | 0.522 | 4 | -0.339 | -1.089 |
| 1980 1 | 0.270 | 0.586 | 1978 1 | -2.041 | -0.777 |
| 2 | 5.748 | 0.505 | 2 | -5.903 | -2.849 |
| 3 | -2.098 | 0.020 | 3 | -1.476 | -1.560 |
| | | | 4 | -1.498 | 0.457 |
| Næring 31: | | | | | |
| 1974 1 | 2.540 | 1.109 | 1979 1 | -2.281 | 0.597 |
| 2 | 0.310 | 2.172 | 2 | 3.113 | 0.662 |
| 3 | -7.099 | -0.562 | 3 | 5.283 | -0.434 |
| 4 | 12.625 | -0.007 | 4 | -4.301 | -0.982 |
| 1975 1 | -11.504 | -1.499 | 1980 1 | -0.375 | 0.457 |
| 2 | -0.333 | 1.618 | 2 | 5.263 | 1.134 |
| 3 | 0.334 | 0.353 | 3 | -1.786 | -0.723 |
| 4 | 0.667 | -0.140 | Næring 321: | | |
| 1976 1 | -3.974 | -0.807 | 1974 1 | 1.426 | 0.849 |
| 2 | 2.759 | 2.014 | 2 | -5.055 | -1.917 |
| 3 | 5.034 | 0.420 | 3 | 1.102 | 0.324 |
| 4 | -6.070 | 0.256 | 4 | -0.873 | 1.176 |
| 1977 1 | 9.184 | -0.347 | 1975 1 | -4.024 | -1.081 |
| 2 | -1.558 | 2.469 | 2 | 0.524 | -2.882 |
| 3 | 1.899 | 1.417 | 3 | 0.684 | -2.026 |
| 4 | 0.311 | 0.728 | 4 | -7.605 | -0.041 |
| 1978 1 | -2.477 | 0.807 | 1976 1 | 5.219 | -1.004 |
| 2 | 5.714 | 2.387 | 2 | 4.960 | 0.372 |
| 3 | -2.402 | 0.151 | 3 | 0.951 | 0.985 |
| 4 | 0.615 | 0.062 | 4 | 4.461 | 1.571 |
| 1979 1 | 0.0 | -0.630 | 1977 1 | 4.451 | 1.194 |
| 2 | 3.976 | 1.933 | 2 | -1.065 | 1.423 |
| 3 | 1.471 | -0.170 | 3 | -4.715 | -0.005 |
| 4 | -5.507 | 0.522 | 4 | -0.092 | 0.168 |
| 1980 1 | 7.055 | -1.070 | 1978 1 | -3.546 | -0.089 |
| 2 | 0.573 | 1.568 | 2 | -5.420 | -1.113 |
| 3 | 1.994 | 1.380 | 3 | -0.871 | -1.460 |
| | | | 4 | -1.927 | 0.819 |

1) Se tabell 1.0. og vedlegg 1-4.

Tabell 1.12. (forts.) Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppel)/år kvartal | Observert prosentvis endring i indeksserien a0 | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 | Næringshoved- gruppel)/ år kvartal | Observert prosentvis endring i indeksserien a0 | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 |
|---|--|--|--|--|--|
| | | | | | |
| Næring 321 (forts.) | | | | | |
| 1979 | 1 | -3.585 | 0.122 | 1976 | 1 |
| | 2 | 9.510 | 0.059 | | 2 |
| | 3 | 6.464 | 0.853 | | 3 |
| | 4 | -6.256 | 0.663 | | 4 |
| 1980 | 1 | 1.276 | 1.355 | 1977 | 1 |
| | 2 | 9.173 | 0.787 | | 2 |
| | 3 | -3.669 | 0.399 | | 3 |
| | | | | | 4 |
| | | | | | 1.961 |
| Næring 322: | | | | | |
| 1974 | 1 | -5.301 | -1.253 | 1978 | 1 |
| | 2 | 1.248 | -1.672 | | 2 |
| | 3 | -2.085 | -1.585 | | 3 |
| | 4 | 0.549 | -0.881 | | 4 |
| 1975 | 1 | -0.706 | -1.619 | 1979 | 1 |
| | 2 | 3.200 | -1.302 | | 2 |
| | 3 | -5.199 | -1.529 | | 3 |
| | 4 | -9.283 | -1.313 | 1980 | 1 |
| 1976 | 1 | -5.026 | -1.563 | | 2 |
| | 2 | 2.761 | -1.012 | | 3 |
| | 3 | -1.269 | -0.729 | Næring 34: | |
| | 4 | -2.079 | -0.496 | 1974 | 1 |
| 1977 | 1 | 4.130 | -1.241 | | 3.571 |
| | 2 | -6.079 | -0.960 | | -3.448 |
| | 3 | 0.868 | -1.191 | | 2.273 |
| | 4 | -0.235 | -1.037 | | -2.857 |
| 1978 | 1 | 1.333 | -0.727 | 1975 | 1 |
| | 2 | -6.231 | -1.925 | | 0.327 |
| | 3 | -1.898 | -2.035 | | -0.977 |
| | 4 | -0.926 | -2.023 | | 3 |
| 1979 | 1 | 1.741 | -2.153 | 1976 | 1 |
| | 2 | -8.598 | -1.818 | | 2 |
| | 3 | 3.744 | -1.901 | | 3 |
| | 4 | 0.748 | -0.934 | | 4 |
| 1980 | 1 | -1.791 | -1.022 | 1977 | 1 |
| | 2 | -1.557 | -2.523 | | 2 |
| | 3 | 1.175 | -0.322 | | 3 |
| | | | | | 4 |
| Næring 33: | | | | | |
| 1974 | 1 | 0.637 | -0.083 | 1978 | 1 |
| | 2 | -0.949 | 1.783 | | 2 |
| | 3 | 2.556 | 0.617 | | 3 |
| | 4 | -3.427 | 0.333 | | 4 |
| 1975 | 1 | -0.968 | -1.458 | 1979 | 1 |
| | 2 | -3.257 | -1.116 | | 2 |
| | 3 | 1.683 | -0.614 | | 3 |
| | 4 | -0.662 | 0.201 | 1980 | 1 |
| | | | | | 2 |
| | | | | | 3 |

1) Se tabell 1.0. og vedlegg 1-4.

Tabell 1.12. (forts.) Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppe1)/år kvartal | Observeret endring i indeksserien a0 | Predikert endring i indeksserien est a0 | Næringshoved- gruppe1)/ år kvartal | Observeret endring i indeksserien a0 | Predikert endring i indeksserien est a0 | | |
|---|---|--|--|---|--|---------|--------|
| | | | | | | | |
| Næring 341: | | | | | | | |
| 1974 | 1 | -0.584 | 1.740 | 1978 | 1 | -0.712 | 0.678 |
| | 2 | -4.035 | 0.060 | | 2 | -1.075 | 0.196 |
| | 3 | 5.959 | -0.048 | | 3 | 0.362 | 0.927 |
| | 4 | -4.678 | -0.008 | | 4 | 1.444 | 0.066 |
| 1975 | 1 | -12.435 | -0.316 | 1979 | 1 | -3.203 | 1.155 |
| | 2 | -4.377 | -1.386 | | 2 | 0.368 | 0.435 |
| | 3 | -2.107 | -3.065 | | 3 | 2.198 | 0.627 |
| | 4 | -4.104 | -1.282 | | 4 | -1.434 | -0.331 |
| 1976 | 1 | 5.963 | 0.171 | 1980 | 1 | -1.455 | 0.657 |
| | 2 | 5.396 | 0.877 | | 2 | 2.583 | 0.174 |
| | 3 | -0.879 | -1.063 | | 3 | 1.079 | 0.598 |
| | 4 | 0.317 | 0.978 | | | | |
| 1977 | 1 | 3.443 | -1.107 | Næring 342 (forts.) | | | |
| | 2 | -1.496 | -0.367 | 1974 | 1 | 1.182 | 0.264 |
| | 3 | -3.999 | -1.469 | | 2 | -2.307 | 1.696 |
| | 4 | -2.293 | -0.462 | | 3 | -0.644 | 2.016 |
| 1978 | 1 | 2.875 | 0.293 | | 4 | -2.809 | -0.508 |
| | 2 | 0.867 | 0.650 | 1975 | 1 | -0.794 | 0.865 |
| | 3 | 1.624 | -0.349 | | 2 | -0.864 | 1.038 |
| | 4 | 6.581 | 1.226 | 1976 | 1 | 6.286 | 0.294 |
| 1979 | 1 | -2.235 | 1.030 | | 2 | 1.157 | 2.197 |
| | 2 | 4.722 | 0.316 | | 3 | -4.608 | -1.355 |
| | 3 | 7.007 | -0.453 | 1977 | 1 | 7.995 | 2.860 |
| | 4 | -2.362 | 1.593 | | 2 | -0.401 | -0.636 |
| 1980 | 1 | -5.388 | 1.078 | | 3 | -2.787 | 1.363 |
| | 2 | 5.346 | 0.780 | | 4 | 0.733 | -2.616 |
| | 3 | 0.745 | 0.458 | 1978 | 1 | -7.962 | -0.092 |
| | | | | | 2 | 2.941 | -0.916 |
| Næring 342: | | | | | | | |
| 1974 | 1 | 6.767 | 0.527 | | 3 | 7.160 | 1.010 |
| | 2 | -2.465 | -0.722 | | 4 | -1.443 | 0.617 |
| | 3 | -1.444 | 0.582 | 1979 | 1 | 7.957 | 0.010 |
| | 4 | -1.099 | -0.663 | | 2 | . 0.973 | -1.832 |
| 1975 | 1 | 11.482 | 0.943 | | 3 | -0.847 | -0.553 |
| | 2 | 0.664 | -0.297 | | 4 | -0.648 | 1.956 |
| | 3 | -0.330 | 0.726 | 1980 | 1 | 3.942 | 0.412 |
| | 4 | -0.003 | -0.390 | | 2 | -0.428 | -1.984 |
| 1976 | 1 | -3.344 | 0.802 | | 3 | -3.666 | -0.142 |
| | 2 | -0.692 | -0.247 | | | | |
| | 3 | -0.348 | 0.206 | | | | |
| | 4 | 0.350 | -0.772 | | | | |
| 1977 | 1 | -2.439 | 0.342 | | | | |
| | 2 | 0.357 | -0.011 | | | | |
| | 3 | -1.068 | 0.699 | | | | |
| | 4 | 1.079 | -0.277 | | | | |

1) Se tabell 1.0. og vedlegg 1-4.

Tabell 1.12. (forts.) Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppen) /år kvartal | Observeret prosentvis endring i indeksserien a0 | | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 | | Næringshoved- gruppen) /år kvartal | Observeret prosentvis endring i indeksserien a0 | | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 | |
|---|---|---------|--|--|---|---|--------|--|--------|
| | | | | | | | | | |
| Næring 351: | | | | | | | | | |
| 1974 | 1 | 3.448 | 3.196 | | 1978 | 1 | 0.722 | | -0.457 |
| | 2 | 0.303 | 1.719 | | | 2 | -1.434 | | -1.808 |
| | 3 | -6.042 | 3.313 | | | 3 | 0.364 | | -0.377 |
| | 4 | 5.145 | 3.143 | | | 4 | -0.362 | | -0.115 |
| 1975 | 1 | -0.612 | 4.124 | | 1979 | 1 | -6.545 | | -1.566 |
| | 2 | -4.615 | 1.301 | | | 2 | 6.226 | | 1.771 |
| | 3 | -13.871 | -7.012 | | | 3 | 8.425 | | 0.707 |
| | 4 | 12.734 | 3.993 | | 1980 | 1 | 3.584 | | -0.194 |
| 1976 | 1 | 2.658 | 2.451 | | | 2 | 3.114 | | -0.486 |
| | 2 | -5.178 | 3.680 | | | 3 | -2.685 | | -1.155 |
| | 3 | -4.096 | 3.940 | | Næring 37: | | | | |
| | 4 | 11.032 | 4.647 | | 1974 | 1 | 10.101 | | 1.685 |
| 1977 | 1 | -0.962 | 0.529 | | | 2 | 0.696 | | 1.744 |
| | 2 | 0.0 | 3.340 | | | 3 | -2.011 | | 0.531 |
| | 3 | -1.295 | -8.031 | | | 4 | 1.795 | | 3.169 |
| | 4 | 3.934 | 4.176 | | 1975 | 1 | 0.031 | | 0.672 |
| 1978 | 1 | -15.457 | 1.732 | | | 2 | -2.424 | | -4.397 |
| | 2 | 10.821 | 4.241 | | | 3 | -5.937 | | -3.708 |
| | 3 | 19.529 | 2.202 | | | 4 | -3.431 | | -0.953 |
| | 4 | -6.479 | 2.425 | | 1976 | 1 | 1.634 | | -1.944 |
| 1979 | 1 | 21.687 | 4.019 | | | 2 | 4.055 | | 3.069 |
| | 2 | -1.733 | -4.816 | | | 3 | 7.222 | | 2.961 |
| | 3 | -3.526 | 0.895 | | | 4 | -0.971 | | 2.541 |
| | 4 | -1.567 | 3.601 | | 1977 | 1 | -9.332 | | -4.458 |
| 1980 | 1 | 9.814 | 1.693 | | | 2 | -4.222 | | -2.278 |
| | 2 | -3.623 | -6.842 | | | 3 | -0.146 | | -2.999 |
| | 3 | -2.005 | 0.268 | | | 4 | -5.837 | | -2.846 |
| Næring 36: | | | | | | | | | |
| 1974 | 1 | 7.047 | 2.275 | | 1978 | 1 | 0.0 | | -1.049 |
| | 2 | -0.313 | -1.311 | | | 2 | 3.138 | | 2.294 |
| | 3 | 0.629 | 2.656 | | | 3 | 2.254 | | -1.861 |
| | 4 | -0.938 | -0.637 | | | 4 | 6.539 | | 4.036 |
| 1975 | 1 | -3.470 | 2.199 | | 1979 | 1 | 3.552 | | 2.240 |
| | 2 | -0.327 | -0.125 | | | 2 | 2.531 | | 1.542 |
| | 3 | -1.967 | 0.101 | | | 3 | 2.176 | | -0.785 |
| | 4 | -1.338 | -0.086 | | 1980 | 1 | -4.736 | | 3.796 |
| 1976 | 1 | 2.034 | -1.183 | | | 2 | 5.105 | | 1.864 |
| | 2 | -0.664 | -2.376 | | | 3 | -2.159 | | 1.685 |
| | 3 | -0.669 | -0.448 | | | 4 | -0.907 | | 2.165 |
| | 4 | 0.0 | 0.694 | | Næring 371: | | | | |
| 1977 | 1 | 1.347 | 2.273 | | 1974 | 1 | 5.320 | | 1.792 |
| | 2 | -3.322 | -0.098 | | | 2 | -0.231 | | 2.030 |
| | 3 | -1.718 | 1.226 | | | 3 | -2.714 | | 1.413 |
| | 4 | -3.147 | -1.139 | | | 4 | 3.810 | | 2.382 |

1) Se tabell 1.0. og vedlegg 1-4.

Tabell 1.12. (forts.) Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppe1)/år kvartal | Observeret prosentvis endring i indeksserien | | Predikert prosentvis endring i indeksserien | | Næringshoved- gruppe1)/ år kvartal | Observeret prosentvis endring i indeksserien | | Predikert prosentvis endring i indeksserien |
|---|---|---------|--|--------|--|---|--------|--|
| | a0 | est a0 | est a0 | est a0 | | a0 | est a0 | |
| Næring 371 (forts.) | | | | | Næring 372 (forts.) | | | |
| 1975 | 1 | 2.851 | 0.868 | | 1978 | 1 | -2.918 | 1.545 |
| | 2 | 1.816 | -2.536 | | | 2 | 2.101 | 3.338 |
| | 3 | -7.854 | -0.996 | | | 3 | -1.140 | -0.307 |
| | 4 | -7.402 | -0.911 | | | 4 | 3.842 | 4.124 |
| 1976 | 1 | 0.403 | -2.437 | | 1979 | 1 | 2.991 | 3.002 |
| | 2 | 4.054 | 1.044 | | | 2 | 2.305 | 2.188 |
| | 3 | 9.056 | 1.526 | | | 3 | -0.907 | 0.479 |
| | 4 | -2.478 | 1.985 | | | 4 | 0.679 | 2.441 |
| 1977 | 1 | -11.485 | -4.400 | | 1980 | 1 | 4.869 | 2.273 |
| | 2 | -9.135 | -2.779 | | | 2 | -2.210 | 0.619 |
| | 3 | -1.190 | -3.914 | | | 3 | 0.372 | 2.778 |
| | 4 | -5.980 | -0.040 | | | | | |
| 1978 | 1 | 2.385 | -2.067 | | Næring 38: | | | |
| | 2 | 3.538 | 0.860 | | 1974 | 1 | 3.203 | 2.544 |
| | 3 | 4.250 | -2.139 | | | 2 | 0.690 | 2.672 |
| | 4 | 8.833 | 2.113 | | | 3 | 1.370 | 0.610 |
| 1979 | 1 | 4.407 | 1.040 | | | 4 | 0.0 | 1.463 |
| | 2 | 1.935 | 0.666 | | 1975 | 1 | 3.716 | 0.225 |
| | 3 | 3.416 | -1.117 | | | 2 | 0.326 | -0.313 |
| | 4 | -6.840 | 2.761 | | | 3 | -2.922 | -1.293 |
| 1980 | 1 | 5.337 | 0.945 | | 1976 | 1 | 1.370 | -0.261 |
| | 2 | -2.686 | 1.747 | | | 2 | -2.341 | -0.197 |
| | 3 | -2.795 | 0.784 | | | 3 | 0.338 | 0.400 |
| | | | | | | 4 | 0.0 | 0.501 |
| | | | | | | 4 | 0.0 | 0.630 |
| Næring 372: | | | | | | | | |
| 1974 | 1 | 14.6936 | 0.647 | | 1977 | 1 | -0.337 | -0.486 |
| | 2 | 1.579 | 0.422 | | | 2 | -2.703 | 0.271 |
| | 3 | -2.062 | -0.783 | | | 3 | -1.042 | -0.111 |
| | 4 | 1.068 | 1.824 | | | 4 | 2.105 | 0.049 |
| 1975 | 1 | -2.446 | 0.086 | | 1978 | 1 | -2.062 | -0.842 |
| | 2 | -9.842 | -3.445 | | | 2 | -0.351 | -1.332 |
| | 3 | -0.378 | -4.566 | | | 3 | -0.352 | -0.557 |
| | 4 | 1.792 | -0.054 | | | 4 | -1.767 | 1.091 |
| 1976 | 1 | 4.672 | 0.956 | | 1979 | 1 | -3.957 | -0.001 |
| | 2 | 3.978 | 4.937 | | | 2 | 6.742 | 1.484 |
| | 3 | 5.132 | 3.563 | | | 3 | 2.105 | -0.769 |
| | 4 | 0.385 | 2.048 | | | 4 | -5.842 | 1.180 |
| 1977 | 1 | -5.069 | -1.288 | | 1980 | 1 | 0.0 | -0.449 |
| | 2 | 3.260 | 0.423 | | | 2 | 10.219 | 1.028 |
| | 3 | 1.563 | 1.095 | | | 3 | -1.656 | -0.684 |
| | 4 | -5.654 | -5.687 | | | | | |

1) Se tabell 1.0. og vedlegg 1-4.

Tabell 1.12. (forts.) Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppel)/år kvartal | Observert prosentvis endring i indeksserien a0 | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 | Næringshoved- gruppel)/ år kvartal | Observert prosentvis endring i indeksserien a0 | Predikert prosentvis endring i indeksserien est a0 |
|---|--|--|--|--|--|
| Næring 381: | | | | | |
| 1974 | 1 2.732 | 1.324 | 1979 | 1 -1.510 | 0.876 |
| | 2 -1.233 | 1.790 | | 2 11.698 | 4.691 |
| | 3 1.445 | 1.368 | | 3 5.236 | -0.101 |
| | 4 -2.590 | 0.551 | 1980 | 1 -4.736 | 0.813 |
| 1975 | 1 4.221 | -1.499 | | 2 8.457 | 3.688 |
| | 2 -1.276 | -1.644 | | 3 0.476 | 0.257 |
| | 3 -3.488 | -1.805 | Næring 382 (forts.) | | |
| | 4 -5.254 | -1.395 | 1974 | 1 2.430 | 0.311 |
| 1976 | 1 1.660 | -0.150 | | 2 2.304 | 0.320 |
| | 2 -0.347 | 1.473 | | 3 0.629 | 0.321 |
| | 3 0.802 | 1.321 | | 4 0.955 | 0.383 |
| | 4 2.041 | 1.818 | 1975 | 1 3.358 | 0.442 |
| 1977 | 1 1.288 | 0.711 | | 2 -1.987 | 0.309 |
| | 2 -0.301 | -0.672 | | 3 -4.442 | 0.356 |
| | 3 -0.034 | 0.732 | 1976 | 1 0.532 | 0.248 |
| | 4 2.586 | -0.150 | | 2 7.801 | 0.318 |
| 1978 | 1 -7.005 | -3.337 | | 3 -1.146 | 0.507 |
| | 2 -0.035 | -1.342 | | 4 -1.457 | 0.397 |
| | 3 -0.916 | -2.897 | 1977 | 1 5.714 | 0.233 |
| | 4 -2.452 | 0.355 | | 2 -7.504 | 0.357 |
| 1979 | 1 -0.073 | 0.389 | | 3 -0.344 | 0.429 |
| | 2 1.641 | 1.417 | | 4 1.966 | 0.487 |
| | 3 3.981 | 0.296 | 1978 | 1 3.315 | 0.356 |
| | 4 -4.657 | 1.303 | | 2 -1.081 | 0.120 |
| 1980 | 1 1.447 | 1.148 | | 3 2.350 | 0.392 |
| | 2 8.916 | 1.716 | | 4 -2.005 | 0.562 |
| | 3 -0.491 | -0.214 | 1979 | 1 -10.297 | 0.370 |
| Næring 382: | | | | | |
| 1974 | 1 8.737 | 3.678 | | 2 8.241 | 0.372 |
| | 2 5.948 | 6.506 | | 3 2.617 | 0.178 |
| | 3 2.082 | 4.298 | | 4 -5.068 | 0.320 |
| | 4 5.171 | 4.633 | 1980 | 1 -0.837 | 0.709 |
| 1975 | 1 2.978 | 4.151 | | 2 10.169 | 0.617 |
| | 2 2.387 | -0.306 | | 3 -0.766 | 0.540 |
| | 3 -1.281 | -0.904 | Næring 384: | | |
| | 4 0.898 | -0.813 | 1974 | 1 1.553 | 3.243 |
| 1976 | 1 -2.044 | 1.974 | | 2 -2.326 | 0.820 |
| | 2 -1.649 | 2.218 | | 3 1.259 | -1.633 |
| | 3 -1.266 | 0.178 | | 4 -3.327 | -0.332 |
| | 4 0.728 | -0.499 | 1975 | 1 5.561 | -0.744 |
| 1977 | 1 1.755 | -0.959 | | 2 1.552 | -0.250 |
| | 2 -4.295 | -0.300 | | 3 -3.418 | -1.517 |
| | 3 -1.201 | -0.996 | | 4 0.270 | -0.567 |
| | 4 0.358 | -0.774 | | | |
| 1978 | 1 -0.570 | 1.003 | | | |
| | 2 0.036 | -0.917 | | | |
| | 3 2.042 | 1.324 | | | |
| | 4 -0.035 | 1.286 | | | |

1) Se tabell 1.0 og vedlegg 1-4.

Tabell 1.12. (forts.) Produksjonsvolum, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næringshoved- gruppel)/år kvartal | Observeert prosentvis endring i indeksserien | Predikert prosentvis endring i indeksserien | Næringshoved- gruppel)/ år kvartal | Observeert prosentvis endring i indeksserien | Predikert prosentvis endring i indeksserien |
|---|---|--|--|---|--|
| | a0 | est a0 | | a0 | est a0 |

Næring 384
(forts.)

| | | | |
|------|---|---------|--------|
| 1976 | 1 | 4.034 | -0.253 |
| | 2 | -3.393 | -0.989 |
| | 3 | 1.438 | -0.452 |
| | 4 | -0.330 | -0.261 |
| 1977 | 1 | -7.311 | -0.866 |
| | 2 | -0.642 | 1.126 |
| | 3 | -1.796 | -1.187 |
| | 4 | 1.646 | -0.392 |
| 1978 | 1 | -1.080 | -1.285 |
| | 2 | -1.746 | -1.455 |
| | 3 | -2.443 | -1.905 |
| | 4 | -3.454 | -0.296 |
| 1979 | 1 | -3.538 | -0.681 |
| | 2 | 3.423 | -0.816 |
| | 3 | -2.049 | -1.0 |
| | 4 | -11.625 | -1.120 |
| 1980 | 1 | 4.688 | -0.650 |
| | 2 | 12.870 | -0.277 |
| | 3 | -4.468 | -1.311 |

Næring 39:

| | | | |
|------|---|--------|--------|
| 1974 | 1 | -21.60 | -3.006 |
| | 2 | 2.381 | -0.185 |
| | 3 | 5.316 | -2.962 |
| | 4 | -7.256 | -1.018 |
| 1975 | 1 | 26.871 | 1.149 |
| | 2 | -9.383 | 0.353 |
| | 3 | -4.142 | -3.582 |
| | 4 | -0.259 | -3.952 |
| 1976 | 1 | -3.742 | -3.701 |
| | 2 | 5.300 | -3.952 |
| | 3 | 2.349 | -0.320 |
| | 4 | -1.311 | -0.244 |
| 1977 | 1 | 3.322 | 1.594 |
| | 2 | -2.251 | -3.669 |
| | 3 | -2.961 | -0.471 |
| | 4 | 9.153 | -0.429 |

1) Se tabell 1.0. og vedlegg 1-4.

Tabell 1.13. Lagerindeks (lager av egne produkter), hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næring ¹⁾ / år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien | Predikert prosentvis endring i indeks- serien | Næring ¹⁾ / år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien | Predikert prosentvis endring i indeks- serien |
|--|--|---|--|--|---|
| | a0 | est a0 | | a0 | est a0 |
| Industri¹⁾ | | | | | Industri (forts.) |
| 1974 1 | -5.405 | 2.201 | 1978 1 | 2.581 | 2.276 |
| 2 | 5.714 | 1.655 | 2 | -7.547 | 1.216 |
| 3 | 0.0 | -2.904 | 3 | -12.245 | -4.044 |
| 4 | 8.108 | -2.022 | 4 | -6.202 | -2.176 |
| 1975 1 | 14.167 | 5.803 | 1979 1 | -0.826 | -0.079 |
| 2 | 12.409 | 5.985 | 2 | -1.667 | -0.961 |
| 3 | 3.896 | 3.084 | 3 | -7.627 | -3.007 |
| 4 | -3.125 | 1.113 | 4 | -1.835 | -3.656 |
| 1976 1 | -2.581 | 6.503 | 1980 1 | 6.542 | 2.304 |
| 2 | 0.662 | -0.494 | 2 | 3.509 | -2.049 |
| 3 | -1.974 | -2.489 | | | |
| 4 | 1.342 | -1.634 | | | |
| 1977 1 | 0.0 | 3.650 | | | |
| 2 | 1.325 | 1.449 | | | |
| 3 | 1.307 | -1.606 | | | |
| 4 | 0.0 | 0.412 | | | |

1) Se definisjon av industri i vedlegg 3

Tabell 1.14. Lagerindeks (lager av råvarer), hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Næring ¹⁾ / år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien | Predikert prosentvis endring i indeks- serien | Næring ¹⁾ / år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien | Predikert prosentvis endring i indeks- serien | | |
|--|--|---|--|--|---|------------------------------|--------|
| | | | | | | a0 | est a0 |
| Industri¹⁾ | | | | | | Industri (forts.) | |
| 1974 | 1 | 3.333 | 2.348 | 1978 | 1 | -0.893 | 1.649 |
| | 2 | 2.151 | -0.145 | | 2 | -1.802 | 0.259 |
| | 3 | 3.158 | 0.189 | | 3 | 5.505 | 0.335 |
| | 4 | 4.082 | 0.593 | | 4 | -11.304 | 0.130 |
| 1975 | 1 | -0.980 | -0.688 | 1979 | 1 | -0.980 | 1.132 |
| | 2 | 5.941 | 1.697 | | 2 | -2.970 | -0.688 |
| | 3 | 7.477 | 4.137 | | 3 | 1.020 | -0.230 |
| | 4 | 4.348 | 3.345 | | 4 | -2.020 | 0.545 |
| 1976 | 1 | 0.0 | 0.416 | 1980 | 1 | 0.0 | 0.523 |
| | 2 | 0.833 | -0.947 | | 2 | 5.155 | -0.074 |
| | 3 | 0.826 | -0.306 | | | | |
| | 4 | 7.50 | -0.715 | | | | |
| 1977 | 1 | -4.651 | -1.044 | | | | |
| | 2 | 0.0 | -0.532 | | | | |
| | 3 | -3.252 | 2.085 | | | | |
| | 4 | -5.882 | 0.927 | | | | |

1) Se definisjon av industri i vedlegg 3

Tabell 1.14. Ordreindeks, ordretilgang innenlands, hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 321 | | | | | |
| 1974 1 | -16.505 | -8.043 | 1977 1 | -16.239 | 2.257 |
| 2 | -9.302 | -5.464 | 2 | 18.367 | 6.936 |
| 3 | 16.667 | 15.355 | 3 | -18.966 | 3.853 |
| 4 | 0.0 | 3.633 | 4 | 31.915 | 6.362 |
| 1975 1 | -14.286 | -10.211 | 1978 1 | -19.355 | 3.626 |
| 2 | 11.539 | 0.796 | 2 | 35.0 | 5.107 |
| 3 | -11.494 | -4.205 | 3 | -24.444 | 3.037 |
| 4 | 38.961 | 5.763 | 4 | 65.686 | 6.362 |
| 1976 1 | -2.804 | -9.962 | 1979 1 | -36.095 | 3.796 |
| 2 | -8.654 | 4.241 | 2 | 22.222 | 9.048 |
| 3 | -1.053 | 11.970 | 3 | 5.303 | 7.581 |
| 4 | 14.894 | 7.878 | 4 | 43.885 | 6.362 |
| 1977 1 | 19.444 | 6.514 | 1980 1 | -31.0 | 7.815 |
| 2 | -17.830 | 5.560 | 2 | 1.449 | 0.032 |
| 3 | -12.264 | 4.947 | 3 | 10.0 | 3.079 |
| 4 | 16.129 | -0.257 | Næring 37 | | |
| 1978 1 | -10.185 | -3.038 | 1974 1 | 4.274 | -22.807 |
| 2 | 2.062 | -2.179 | 2 | -3.279 | 0.857 |
| 3 | -9.091 | -2.887 | 3 | -30.509 | -0.712 |
| 4 | 21.111 | 9.902 | 4 | 41.463 | 1.243 |
| 1979 1 | 1.835 | -11.632 | 1975 1 | -15.517 | -1.028 |
| 2 | -7.207 | -3.995 | 2 | -4.082 | -6.939 |
| 3 | 2.913 | 13.180 | 3 | -26.596 | -8.872 |
| 4 | 9.434 | 3.026 | 4 | 47.826 | 7.563 |
| 1980 1 | 0.862 | -7.694 | 1976 1 | 49.020 | 8.949 |
| 2 | -24.786 | -7.179 | 2 | -53.947 | -2.623 |
| 3 | 14.772 | 9.141 | 3 | 14.286 | 6.646 |
| | | | 4 | 17.50 | 6.878 |
| Næring 351 | | | | | |
| 1974 1 | -17.284 | 7.623 | 1977 1 | 1.064 | 3.568 |
| 2 | 29.851 | 22.153 | 2 | 3.158 | 9.926 |
| 3 | 10.345 | 10.629 | 3 | -18.367 | 5.993 |
| 4 | 4.167 | 5.299 | 4 | 50.0 | 4.215 |
| 1975 1 | -34.0 | 11.486 | 1978 1 | -17.50 | 14.229 |
| 2 | 39.394 | 7.743 | 2 | 2.020 | -0.458 |
| 3 | 8.696 | -17.953 | 3 | 41.584 | -5.440 |
| 4 | 29.0 | 4.632 | 4 | -22.378 | 4.530 |
| 1976 1 | -28.682 | -11.617 | 1979 1 | 29.730 | 16.931 |
| 2 | 16.304 | 16.058 | 2 | -36.806 | -4.539 |
| 3 | -21.495 | 9.470 | 3 | 53.846 | 17.655 |
| 4 | 39.286 | 22.592 | 4 | 20.0 | 16.638 |

Tabell 1.14 (forts.). Ordreindeks, ordretilgang innenlands, hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 37 (forts.) | | | Næring 381 (forts.) | | |
| 1980 1 | -6,548 | 12.451 | 1976 1 | 12.791 | -3.444 |
| 2 | -26.752 | 10.595 | 2 | -5.155 | 7.823 |
| 3 | -13.044 | 4.999 | 3 | 1.087 | 6.796 |
| | | | 4 | 26.882 | 7.673 |
| Næring 38 | | | 1977 1 | -5.932 | 0.618 |
| 1974 1 | -50.714 | -0.041 | 2 | -7.207 | -0.142 |
| 2 | -39.855 | 6.226 | 3 | -7.767 | 2.746 |
| 3 | 19.277 | 5.956 | 4 | 20.0 | 4.281 |
| 4 | 7.071 | 7.601 | 1978 1 | -4.386 | -5.390 |
| 1975 1 | -32.076 | 0.128 | 2 | 2.752 | -2.421 |
| 2 | 30.556 | 2.128 | 3 | -13.393 | -1.426 |
| 3 | -15.957 | -3.684 | 4 | 13.402 | 2.795 |
| 4 | 17.722 | -1.261 | 1979 1 | -4.545 | -1.523 |
| 1976 1 | -1.075 | -3.236 | 2 | 2.857 | 3.418 |
| 2 | 19.565 | 2.495 | 3 | -6.481 | 1.458 |
| 3 | -20.0 | 2.738 | 4 | 41.584 | 4.367 |
| 4 | 25.0 | 3.946 | 1980 1 | -17.483 | 3.863 |
| 1977 1 | 1.818 | 2.019 | 2 | -0.847 | 6.913 |
| 2 | -1.786 | 2.531 | 3 | -1.709 | 2.852 |
| 3 | 26.364 | 4.214 | Næring 382 | | |
| 4 | -4.317 | 3.956 | 1974 1 | -1.667 | 10.429 |
| 1978 1 | -2.256 | -0.396 | 2 | -72.881 | 33.599 |
| 2 | -19.231 | 2.895 | 3 | -2.50 | 3.682 |
| 3 | -14.286 | 3.042 | 4 | 82.051 | -4.713 |
| 4 | 91.111 | 2.872 | 1975 1 | -36.620 | 39.049 |
| 1979 1 | -27.326 | -2.236 | 2 | 2.222 | 25.519 |
| 2 | 25.60 | 2.898 | 3 | -18.478 | 60.114 |
| 3 | -23.567 | 3.214 | 4 | 73.333 | 22.188 |
| 4 | 42.50 | 1.361 | 1976 1 | -47.692 | 6.941 |
| 1980 1 | -4.094 | 3.713 | 2 | 102.941 | -1.769 |
| 2 | -25.0 | 5.885 | 3 | -41.304 | 30.164 |
| 3 | 34.146 | 0.227 | 4 | 39.506 | 24.363 |
| Næring 381 | | | 1977 1 | -18.584 | -2.506 |
| 1974 1 | -11.702 | 3.506 | 2 | 15.217 | 19.578 |
| 2 | 0.0 | 10.861 | 3 | -13.208 | 21.349 |
| 3 | -13.253 | 3.323 | 4 | 22.826 | -5.607 |
| 4 | 38.889 | 4.468 | 1978 1 | 138.938 | 38.786 |
| 1975 1 | -17.0 | 1.028 | 2 | -57.778 | 11.760 |
| 2 | 8.434 | -5.390 | 3 | -22.807 | 11.743 |
| 3 | -25.556 | -5.609 | 4 | 428.409 | 39.785 |
| 4 | 28.358 | 0.906 | 1979 1 | -58.280 | 24.238 |
| | | | 2 | 7.216 | 24.188 |
| | | | 3 | -34.615 | -3.767 |
| | | | 4 | 13.235 | 37.016 |

Tabell 1.14 (forts.). Ordreindeks, ordretilgang innenlands, hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 382 (forts.) | | | Næring 384 | | |
| 1980 1 | -7.143 | 21.786 | 1974 1 | -60.0 | -7.506 |
| 2 | -14.685 | 22.295 | 2 | -65.329 | 13.387 |
| 3 | 65.574 | 33.018 | 3 | 71.579 | -7.852 |
| | | | 4 | -31.288 | -23.319 |
| Næring 383 | | | 1975 1 | -49.107 | -29.399 |
| 1974 1 | -26.263 | -22.70 | 2 | 73.684 | -6.690 |
| 2 | 1.370 | 12.806 | 3 | 20.202 | 58.970 |
| 3 | 5.405 | 5.401 | 4 | -31.933 | 12.463 |
| 4 | 15.385 | 24.176 | 1976 1 | 35.803 | 26.587 |
| 1975 1 | -24.444 | -28.499 | 2 | 23.636 | 69.553 |
| 2 | 36.765 | -3.078 | 3 | -39.706 | -16.946 |
| 3 | -37.634 | -13.355 | 4 | -12.195 | -1.934 |
| 4 | 58.621 | 17.040 | 1977 1 | 120.833 | 46.644 |
| 1976 1 | -4.348 | -10.578 | 2 | -15.723 | 9.230 |
| 2 | -2.273 | -2.069 | 3 | 105.970 | 35.026 |
| 3 | 6.977 | 9.641 | 4 | -37.681 | 3.204 |
| 4 | 45.652 | 16.580 | 1978 1 | -51.163 | -25.605 |
| 1977 1 | -33.582 | 1.837 | 2 | 5.952 | 11.282 |
| 2 | 11.236 | 2.475 | 3 | -4.494 | 10.701 |
| 3 | 1.010 | 26.051 | 4 | -18.824 | -8.487 |
| 4 | 33.0 | 17.942 | 1979 1 | 95.652 | 10.920 |
| 1978 1 | -38.346 | -0.881 | 2 | 92.592 | 5.509 |
| 2 | 25.610 | 18.998 | 3 | -36.539 | 16.546 |
| 3 | -15.534 | 13.493 | 4 | 57.576 | 2.877 |
| 4 | 12.644 | 7.712 | 1980 1 | 21.154 | 11.209 |
| 1979 1 | -13.265 | -1.890 | 2 | -47.937 | 12.298 |
| 2 | -9.412 | -3.126 | 3 | 53.049 | 47.098 |
| 3 | 15.584 | -2.224 | | | |
| 4 | 50.562 | -5.198 | | | |
| 1980 1 | -27.612 | -5.891 | | | |
| 2 | -2.062 | 8.728 | | | |
| 3 | 17.895 | 19.548 | | | |

Tabell 1.15. Ordreindeks, ordretilgang fra eksportmarked, hovedmodell
på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med
observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 321 | | | | | |
| 1974 1 | 15.054 | 3.669 | 1978 1 | -43.452 | 2.358 |
| 2 | -4.673 | 8.242 | 2 | 53.684 | 3.787 |
| 3 | 36.275 | 3.938 | 3 | -6.849 | 1.043 |
| 4 | -31.655 | 10.482 | 4 | -2.941 | 5.731 |
| 1975 1 | -13.684 | -0.375 | 1979 1 | -19.697 | 2.415 |
| 2 | -10.976 | 2.971 | 2 | 17.925 | 5.692 |
| 3 | -10.959 | 0.555 | 3 | 36.80 | 4.338 |
| 4 | 70.769 | 8.437 | 4 | -21.053 | 8.524 |
| 1976 1 | -13.514 | -7.262 | 1980 1 | -2.222 | 5.899 |
| 2 | -5.208 | -2.894 | 2 | 8.333 | -4.222 |
| 3 | 25.275 | 9.366 | 3 | 9.091 | 25.166 |
| 4 | -12.281 | 3.037 | | | |
| 1977 1 | 26.0 | -3.498 | Næring 37 | | |
| 2 | -18.254 | 0.016 | 1974 1 | 31.035 | 13.462 |
| 3 | -5.825 | 1.140 | 2 | -38.597 | 6.019 |
| 4 | -3.093 | 6.252 | 3 | 15.714 | 5.688 |
| 1978 1 | 6.383 | -4.715 | 4 | 4.938 | 2.438 |
| 2 | 3.0 | 0.899 | 1975 1 | 37.647 | 7.551 |
| 3 | -23.301 | 2.144 | 2 | -50.427 | 3.249 |
| 4 | 29.114 | 5.388 | 3 | 5.172 | 4.175 |
| 1979 1 | 4.902 | -7.708 | 4 | 27.869 | 3.024 |
| 2 | 3.738 | -1.462 | 1976 1 | 38.462 | 11.759 |
| 3 | -11.712 | 1.057 | 2 | -21.296 | 5.879 |
| 4 | 8.163 | 4.877 | 3 | 11.765 | 8.634 |
| 1980 1 | 5.660 | 5.10 | 4 | 18.947 | 5.859 |
| 2 | -9.821 | -1.304 | 1977 1 | 9.735 | 2.372 |
| 3 | -8.911 | 2.116 | 2 | -25.0 | 3.389 |
| | | | 3 | -11.828 | 2.878 |
| | | | 4 | 7.317 | 2.983 |
| Næring 351 (forts.) | | | | | |
| 1974 1 | -32.353 | 6.940 | 1978 1 | 48.864 | 1.070 |
| 2 | 134.783 | 28.894 | 2 | -22.901 | 4.015 |
| 3 | -27.161 | 9.471 | 3 | 4.950 | 6.971 |
| 4 | 20.339 | 1.664 | 4 | 4.717 | 7.982 |
| 1975 1 | -59.859 | 12.102 | 1979 1 | 45.946 | 1.376 |
| 2 | 82.456 | 11.535 | 2 | -27.778 | 6.961 |
| 3 | -22.115 | -4.263 | 3 | 5.128 | 2.748 |
| 4 | 54.321 | 10.991 | 4 | 25.203 | 1.892 |
| 1976 1 | -44.0 | 34.125 | 1980 1 | 16.883 | -0.933 |
| 2 | 27.143 | 15.485 | 2 | -23.333 | -0.943 |
| 3 | 6.742 | 30.356 | 3 | -13.768 | 4.867 |
| 4 | 54.737 | 32.210 | | | |
| 1977 1 | -36.054 | 4.620 | Næring 38 | | |
| 2 | 36.170 | 4.310 | 1974 1 | -4.762 | 6.881 |
| 3 | -10.156 | -1.315 | 2 | 3.0 | 5.616 |
| 4 | 46.087 | 2.839 | 3 | -27.184 | 0.837 |
| | | | 4 | 37.333 | -2.911 |

Tabell 1.15 (forts.). Ordreindeks, ordretilgang fra eksportmarked, hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 38 (forts.) | | | Næring 381 (forts.) | | |
| 1975 1 | -18.447 | 8.427 | 1978 1 | 7.368 | 12.206 |
| 2 | -14.286 | 3.274 | 2 | -1.961 | -2.496 |
| 3 | 97.222 | 20.925 | 3 | 1.0 | 1.041 |
| 4 | 2.113 | 9.610 | 4 | 6.931 | 9.432 |
| 1976 1 | -11.724 | 8.427 | 1979 1 | 2.778 | 5.306 |
| 2 | -23.438 | 5.944 | 2 | 7.207 | -1.976 |
| 3 | -20.408 | 10.688 | 3 | 2.521 | 3.502 |
| 4 | 23.077 | 12.011 | 4 | 10.656 | 5.617 |
| 1977 1 | 12.50 | 5.523 | 1980 1 | -6.667 | 8.738 |
| 2 | 95.370 | -1.189 | 2 | -6.349 | -0.208 |
| 3 | -43.602 | -1.163 | 3 | 9.322 | 7.699 |
| 4 | -10.924 | 10.348 | | | |
| 1978 1 | 4.717 | -5.722 | Næring 382 | | |
| 2 | -8.108 | -8.099 | 1974 1 | -54.819 | 23.630 |
| 3 | -17.647 | -3.403 | 2 | 68.0 | 6.717 |
| 4 | 45.238 | 1.271 | 3 | -50.794 | 15.031 |
| 1979 1 | -2.459 | 5.487 | 4 | 77.419 | 26.837 |
| 2 | -3.361 | 8.380 | 1975 1 | -40.909 | 4.321 |
| 3 | 28.696 | -2.735 | 2 | 110.769 | 18.682 |
| 4 | 3.378 | 3.157 | 3 | -47.445 | 0.709 |
| 1980 1 | -13.726 | 0.451 | 4 | 9.722 | 25.908 |
| 2 | 12.879 | 0.439 | 1976 1 | 10.127 | 22.567 |
| 3 | -30.201 | -2.899 | 2 | 43.678 | 21.745 |
| | | | 3 | -30.40 | 18.313 |
| | | | 4 | 16.092 | 16.245 |
| Næring 381. | | | 1977 1 | -26.733 | 22.273 |
| 1974 1 | 40.659 | 3.918 | 2 | 477.027 | 26.210 |
| 2 | -24.219 | -5.132 | 3 | -75.644 | 22.166 |
| 3 | -19.588 | -2.288 | 4 | 33.654 | 19.404 |
| 4 | 26.923 | 2.359 | 1978 1 | 14.389 | 27.365 |
| 1975 1 | -16.162 | -8.459 | 2 | -33.333 | 30.337 |
| 2 | -10.843 | 4.370 | 3 | -8.491 | 33.031 |
| 3 | -8.108 | -7.627 | 4 | 51.546 | 23.706 |
| 4 | 32.353 | 1.388 | 1979 1 | -3.401 | 37.385 |
| 1976 1 | 11.111 | 7.733 | 2 | 4.225 | 19.527 |
| 2 | 5.0 | 0.728 | 3 | -31.081 | 27.932 |
| 3 | -12.381 | -10.057 | 4 | 87.255 | 9.538 |
| 4 | 11.957 | 8.357 | 1980 1 | 1.571 | 25.984 |
| 1977 1 | -6.796 | -0.243 | 2 | 14.949 | 16.638 |
| 2 | 10.417 | 11.755 | 3 | -52.018 | 23.154 |
| 3 | -12.264 | 10.160 | | | |
| 4 | 2.151 | -2.808 | | | |

Tabell 1.15 (forts.). Ordreindeks, ordretilgang fra eksportmarked, hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 383 | | | Næring 384 | | |
| 1974 | 1 -19.266 | 0.288 | 1974 | 1 34.667 | -1.454 |
| | 2 -1.136 | -3.114 | | 2 -1.980 | -10.842 |
| | 3 4.598 | 7.545 | | 3 -24.242 | -2.661 |
| | 4 64.835 | 5.662 | | 4 12.0 | 6.036 |
| 1975 | 1 -34.0 | 1.925 | 1975 | 1 5.952 | 0.472 |
| | 2 -23.232 | 3.613 | | 2 -61.798 | 14.024 |
| | 3 -1.316 | -0.967 | | 3 561.764 | 73.162 |
| | 4 62.667 | 8.039 | | 4 -8.889 | 31.215 |
| 1976 | 1 -18.852 | 8.065 | 1976 | 1 -11.220 | 32.745 |
| | 2 -12.121 | 11.546 | | 2 -55.495 | 75.659 |
| | 3 18.391 | 2.069 | | 3 -32.099 | 56.80 |
| | 4 7.767 | -1.192 | | 4 49.091 | 87.424 |
| 1977 | 1 -7.207 | -0.456 | 1977 | 1 69.512 | -3.822 |
| | 2 -27.184 | 10.374 | | 2 15.108 | 8.653 |
| | 3 32.0 | 15.630 | | 3 -5.625 | 25.725 |
| | 4 -7.071 | 5.143 | | 4 -39.073 | 61.591 |
| 1978 | 1 -13.044 | 11.576 | 1978 | 1 1.087 | -22.681 |
| | 2 31.250 | 7.937 | | 2 5.376 | 67.791 |
| | 3 -19.048 | 13.855 | | 3 -30.612 | 2.959 |
| | 4 12.941 | 8.814 | | 4 79.412 | 34.615 |
| 1979 | 1 16.667 | -3.325 | 1979 | 1 -9.836 | 39.784 |
| | 2 -21.429 | 2.50 | | 2 -9.091 | 25.651 |
| | 3 169.318 | 9.379 | | 3 55.0 | 14.217 |
| | 4 -36.709 | 3.0 | | 4 -13.548 | -22.801 |
| 1980 | 1 -15.333 | -3.375 | 1980 | 1 -32.836 | -19.604 |
| | 2 7.087 | 1.642 | | 2 26.667 | -17.429 |
| | 3 -28.677 | 15.742 | | 3 -19.298 | 2.766 |

Tabell 1.16. Ordreindeks, ordrereserve, hovedmodell på forventningsdata.
Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien | Predikert prosentvis endring i indeks- serien | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien | Predikert prosentvis endring i indeks- serien |
|---|--|---|---|--|---|
| | a0 | est a0 | | a0 | est a0 |
| Næring 321 | | | Næring 351 (forts.) | | |
| 1974 | 1 2.970 | 1.867 | 1978 | 1 -5.970 | 2.927 |
| | 2 0.0 | 1.831 | | 2 0.794 | 4.242 |
| | 3 -1.923 | 2.303 | | 3 7.874 | 2.270 |
| | 4 -11.765 | 2.188 | | 4 0.730 | 4.976 |
| 1975 | 1 -16.667 | 1.620 | 1979 | 1 -17.391 | 5.322 |
| | 2 10.667 | 1.451 | | 2 -10.526 | -5.219 |
| | 3 -18.072 | 1.299 | | 3 29.412 | 3.944 |
| | 4 27.941 | 2.422 | | 4 6.818 | 4.614 |
| 1976 | 1 1.149 | 1.925 | 1980 | 1 -9.220 | 3.969 |
| | 2 18.182 | 2.063 | | 2 -10.156 | -10.537 |
| | 3 -1.923 | 1.738 | | 3 15.652 | 2.362 |
| | 4 3.922 | 2.210 | | | |
| 1977 | 1 22.642 | 2.272 | Næring 37 | | |
| | 2 6.923 | 2.826 | 1974 | 1 19.444 | 0.734 |
| | 3 -10.072 | 2.251 | | 2 -3.101 | 3.185 |
| | 4 0.80 | 2.320 | | 3 -0.80 | 0.304 |
| 1978 | 1 -8.730 | 1.343 | | 4 -8.065 | -0.830 |
| | 2 11.304 | 2.719 | 1975 | 1 16.667 | -4.917 |
| | 3 -10.938 | 3.393 | | 2 -15.038 | -5.579 |
| | 4 -2.632 | 3.079 | | 3 -11.504 | -6.128 |
| 1979 | 1 9.009 | 1.169 | | 4 -9.0 | -0.513 |
| | 2 17.355 | 2.188 | 1976 | 1 19.780 | -0.40 |
| | 3 1.408 | 2.539 | | 2 -11.009 | 1.829 |
| | 4 4.167 | 1.705 | | 3 2.062 | 1.986 |
| 1980 | 1 10.667 | 1.410 | | 4 -4.040 | 2.458 |
| | 2 4.217 | 2.180 | 1977 | 1 15.790 | -0.275 |
| | 3 -13.872 | 2.417 | | 2 -5.455 | 0.336 |
| | | | | 3 -4.808 | 0.740 |
| | | | | 4 -9.091 | -1.409 |
| Næring 351 | | | 1978 | 1 22.222 | 1.779 |
| 1974 | 1 -16.364 | 1.394 | | 2 -9.091 | -0.806 |
| | 2 31.522 | 5.534 | | 3 6.0 | 0.885 |
| | 3 19.608 | 4.073 | | 4 -4.717 | 4.141 |
| | 4 10.417 | 3.095 | 1979 | 1 20.792 | 3.408 |
| 1975 | 1 -22.013 | 4.609 | | 2 -4.918 | 2.084 |
| | 2 -4.032 | 4.392 | | 3 0.862 | 3.714 |
| | 3 -4.202 | -7.805 | | 4 13.675 | 5.023 |
| | 4 7.895 | 4.743 | 1980 | 1 4.511 | 3.645 |
| 1976 | 1 -22.764 | 4.378 | | 2 -11.511 | 3.447 |
| | 2 -2.105 | 5.206 | | 3 -13.008 | -2.189 |
| | 3 -6.452 | 6.202 | Næring 38 | | |
| | 4 43.678 | 5.475 | 1974 | 1 6.587 | 1.724 |
| 1977 | 1 -18.40 | -6.274 | | 2 -1.124 | -1.179 |
| | 2 3.922 | 3.815 | | 3 1.136 | 0.028 |
| | 3 3.774 | -8.089 | | 4 -15.169 | -0.988 |
| | 4 21.818 | 4.099 | | | |

Tabell 1.16 (forts.). Ordreindeks, ordrereserve, hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 38 (forts.) | | | | | |
| 1975 1 | -15.894 | -3.635 | 1979 1 | 5.208 | 3.618 |
| 2 | -8.661 | -4.816 | 2 | 4.950 | 4.605 |
| 3 | -0.862 | -3.404 | 3 | 0.943 | 3.572 |
| 4 | -3.478 | 0.150 | 4 | 12.150 | 4.796 |
| 1976 1 | -2.703 | -3.152 | 1980 1 | 10.833 | 2.775 |
| 2 | -0.926 | -2.828 | 2 | -3.008 | 5.321 |
| 3 | -10.280 | -4.985 | 3 | 3.101 | 1.278 |
| 4 | -8.333 | -2.446 | | | |
| 1977 1 | 1.136 | 2.141 | Næring 382 | | |
| 2 | -2.247 | 0.960 | 1974 1 | 0.0 | -0.006 |
| 3 | 2.299 | -1.327 | 2 | -0.654 | 11.130 |
| 4 | -7.865 | 0.938 | 3 | -3.289 | -0.160 |
| 1978 1 | 3.659 | -1.096 | 4 | 6.803 | -5.566 |
| 2 | -7.059 | -2.245 | 1975 1 | -9.554 | -4.052 |
| 3 | -2.532 | -3.120 | 2 | -2.817 | 1.236 |
| 4 | 6.494 | -4.391 | 3 | -6.521 | 4.062 |
| 1979 1 | 3.659 | -4.848 | 4 | -5.426 | 3.163 |
| 2 | 2.253 | -0.30 | 1976 1 | -12.295 | -2.571 |
| 3 | 3.448 | 0.280 | 2 | 2.804 | -3.887 |
| 4 | 8.889 | 0.784 | 3 | -15.455 | 3.656 |
| 1980 1 | 7.143 | -1.229 | 4 | -3.226 | -3.087 |
| 2 | -0.952 | 0.434 | 1977 1 | -3.333 | -6.804 |
| 3 | 1.923 | -0.812 | 2 | -6.897 | -5.437 |
| | | | 3 | -16.049 | -2.447 |
| | | | 4 | -5.882 | -2.184 |
| Næring 381 | | | | | |
| 1974 1 | 26.374 | 3.529 | 1978 1 | 35.938 | -2.477 |
| 2 | -0.870 | 4.078 | 2 | -17.241 | -2.473 |
| 3 | -1.754 | 2.329 | 3 | -4.167 | 0.126 |
| 4 | 0.893 | -0.785 | 4 | 55.072 | 9.409 |
| 1975 1 | 1.770 | -1.963 | 1979 1 | 7.477 | -0.773 |
| 2 | -1.739 | -4.321 | 2 | 1.739 | 6.507 |
| 3 | -13.274 | -2.427 | 3 | -8.547 | -0.602 |
| 4 | -8.163 | 1.237 | 4 | -2.804 | -3.763 |
| 1976 1 | 13.333 | 1.195 | 1980 1 | 1.923 | -4.757 |
| 2 | -4.902 | 2.181 | 2 | -4.717 | -6.596 |
| 3 | 0.0 | 1.338 | 3 | -6.931 | -5.696 |
| 4 | 7.216 | 2.624 | | | |
| 1977 1 | 6.731 | 4.227 | Næring 383 | | |
| 2 | 4.505 | 0.352 | 1974 1 | 9.589 | 3.526 |
| 3 | -3.448 | 3.068 | 2 | 6.250 | 3.924 |
| 4 | -6.250 | 1.491 | 3 | 2.353 | -6.980 |
| 1978 1 | 8.571 | -1.10 | 4 | 5.747 | 1.229 |
| 2 | 1.754 | 0.626 | | | |
| 3 | -6.897 | 0.858 | | | |
| 4 | -11.111 | 2.415 | | | |

Tabell 1.16 (forts.). Ordreindeks, ordrereserve, hovedmodell på forventningsdata. Prediksjon, sammenligning med observerte serier

| Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 | Nærings- hoved- gruppe/ år/ kvartal | Observeret prosentvis endring i indeks- serien a0 | Predikert prosentvis endring i indeks- serien est a0 |
|---|--|---|---|--|---|
| Næring 383 (forts.) | | | | | |
| 1975 1 | 3.261 | 3.763 | 1974 1 | 5.970 | 2.0 |
| 2 | 8.421 | 5.118 | 2 | -0.939 | 0.084 |
| 3 | -10.680 | -4.430 | 3 | 1.896 | 1.294 |
| 4 | -3.261 | 3.666 | 4 | -22.326 | -2.845 |
| 1976 1 | 11.236 | 6.775 | 1975 1 | -21.557 | -2.992 |
| 2 | 1.010 | 1.299 | 2 | -14.504 | -5.795 |
| 3 | 0.0 | 0.099 | 3 | 4.464 | -0.012 |
| 4 | 1.0 | 8.695 | 4 | -2.564 | 1.604 |
| 1977 1 | 3.960 | 5.150 | 1976 1 | -2.632 | -5.617 |
| 2 | -1.905 | -1.891 | 2 | -2.703 | -5.016 |
| 3 | -13.592 | 9.363 | 3 | -9.259 | -5.505 |
| 4 | -0.855 | 0.799 | 4 | -15.306 | -5.315 |
| 1978 1 | -0.862 | 7.571 | 1977 1 | 2.410 | 2.538 |
| 2 | 4.348 | 7.749 | 2 | 0.0 | 0.318 |
| 3 | -0.833 | 2.956 | 3 | 7.059 | -4.386 |
| 4 | -8.403 | -3.370 | 4 | -9.890 | 2.277 |
| 1979 1 | 4.587 | 4.263 | 1978 1 | -8.537 | -2.248 |
| 2 | -2.632 | 3.844 | 2 | -6.667 | -4.679 |
| 3 | 18.018 | 6.280 | 3 | -1.429 | -3.453 |
| 4 | 16.031 | 7.937 | 4 | -10.145 | -4.663 |
| 1980 1 | 3.289 | 2.262 | 1979 1 | 0.0 | -5.026 |
| 2 | 1.911 | 3.214 | 2 | 3.226 | 0.752 |
| 3 | 2.50 | 4.860 | 3 | 9.375 | -0.924 |
| | | | 4 | 15.714 | -2.959 |
| | | | 1980 1 | 11.111 | -2.265 |
| | | | 2 | 1.111 | -1.369 |
| | | | 3 | 7.692 | -4.234 |

(i) Tabell 1.12-1.16:

Konklusjonen er at forventningsdata i konjunkturbarometret ikke alene kan brukes som basis for gode kvartalsprognosør, selv ikke for seriene med de gunstigste føyningsegenskaper.

VI Alternative kvantifiseringsmodeller, konklusjoner

Allerede i de tidligste undersøkelser på linje med konjunkturbarometret, gjorde man forsøk på å kuantifisere den kvalitative svarfordelingen og gi et estimat på statistikkseriene i nær fremtid. Konjunkturtestene ble da presentert som det beste verktøy til ekstrapolering eller prosjeksjon av tilsvarende tidsrekker. - Oskar Anderson utførte det innledende analysearbeid på området ved IFO-instituttet i München i 1950.¹⁾

1. Andersons modell:¹⁾

En av Andersons hypoteser var at konjunkturtestdata skulle sammenlignes med endringene i de tilsvarende indeksserier. Begrunnelsen var blant annet at dersom andelen av foretak som rapporterte "økning" var meget større enn andelen som rapporterte "nedgang", var det rimelig at denne tendensen skulle følges av en positiv endring i indeksserien. Som følge av dette argumentet foreslo Anderson den stokastiske modell:

$$(5.1) \quad \alpha_t = \beta + \gamma W_{1t} + \eta W_{3t} + u_t \quad \text{der } \alpha, W_1, W_3 \text{ og } u \text{ har samme betydning og egenskaper som foran.}$$

Andre relasjoner ble prøvd med utgangspunkt i (5.1). En relasjon bygget på netttotallet B ved å anta at $\gamma = -\eta = \mu$:

$$(5.2) \quad \alpha_t = \beta + \mu \cdot B_t + u_t$$

Dessuten nytte han 2. gradspolynomet i netttotallet i sin analyse

$$(5.3) \quad \alpha_t = \beta + \omega B_t + \tau B_t^2 + u_t$$

Regresjonsberegninger fra tyske testdata gav korrelasjonskoeffisienter for konjunkturtestdata og motsvarende indeksserier på henholdsvis 0.9 og 0.85 for faktisk og for forventet utvikling i produksjonsvolum.

Kort tid etter Anderson fremla sine resultater, rykket H. Theil ut med et arbeid på samme område, der han omtalte Andersons metoder og kom med sine egne forslag.

¹⁾ Se [2] 1).

2. Theils metode ¹⁾

Som Andersons, bygget modellen på de prosentvise endringer i indeks-seriene som venstresidevariable. Theil mente at etableringen av Andersons kvantifiseringssammenhenger kanskje var svakt begrunnet, særlig med hensyn til egenskaper ved svarfordelingen til forklaringsvariablene. - Spesielt var Theils opprettelse av frekvensintervall for svarprosentene W_1 , W_2 og W_3 interessant. Han foreslo ulike teoretiske fordelinger bak svarprosentene; herunder den rektangulære samt normalfordelingen med og uten konstant varians.

Også Theil benyttet netttotallet i sin analyse som indikator på de kvantitative endringer. I tillegg innførte han den såkalte "disconformity index" definert ved:

$$(5.4) \quad d(B_t) = W_{1t} + W_{3t} - (B_t)^2$$

$d(B)$ ble betraktet som et mål på spredningen av endringer i de individuelle variable rundt trendutviklingen. Nettotallet og avviksindeksen gav da en entydig fordeling av svarprosentene. Dette var en viktig, ny egen-skap ved Theils metode.

($d(B)$) er nært relatert til avviksindeksen i modellen fremstilt i del III).

Hovedmodellen ble:

$$(5.5) \quad \alpha_t = \varepsilon_1 + \varepsilon_2 B_t + \varepsilon_3 \cdot d(B_t) + u_t$$

Theil utførte regresjonsberegninger på flere forskjellige relasjoner, herunder (5.1) og (5.5) for å sammenligne føyningen. Imidlertid gav hans beregninger på samme type data i det store hele lavere korrelasjonskoeffisienter enn i Andersons arbeide. - Dette indikerte at konjunkturtestdata kunne gi usikre anslag på kvantitative endringer.

3. En generell modell av Jochems og de Wit ²⁾

Jeg nevner også kort et eksempel på en annen modelltype i kvantifiseringssammenheng.

Jochems og de Wit betraktet forholdet mellom netttotallet B og de relative endringer i den korresponderende indeks α . De konsentrete seg om data fra detaljhandelen for omsetning, innkjøp av næringsmidler og lagerhold.

1) Se [2] 2).

2) Se [3].

Relasjonens egenskaper:

- a) Så lenge nettotallet lå nær null, var sammenhengen mellom nettotallet og de prosentvise endringer i indeksen tilnærmet lineær.
- b) For store nettallsverdier ble relasjonen ikke lineær og gikk mot asymptotene $B = \pm 100$.

Relasjonens form:

$$(5.6) \quad \alpha_t = \frac{\xi \cdot B_t}{\epsilon} + u_t$$

$$\quad \quad \quad (1-B_t^2)$$

der ξ og ϵ var positive konstanter som ble estimert ved to-trinns minste kvadraters metode. Ved grafisk betraktnng viste modellen relativt god føyning.

I følgende tabeller har jeg stilt opp Anderson og Theils modeller mot analysens hovedmodell.

Tabell 2.0 gir et modellresymé. Tabell 2.1-.5 inneholder summariske resultater av føyningsegenskapene for modellene brukt på de forventede tids-seriedata fra konjunkturbarometret og korresponderende materiale fra de andre korttidsstatistikkene.

Tabell 2.0. Alternative modeller

Modellsymboler:

- Endogen A0
- Eksogene w1, w2, w3
- Koeffisienter A1, A2, A4, B1, B2, B3, C1, C2, D1, D2, D3, E1, E2, E3

Relasjoner:

| | |
|--|---------------|
| 1: A0 = A1 + A2 . (w1-w3) + A4 . w2 | jfr. (III.12) |
| 2: A0 = B1 + B2 . w1 + B3 . w3 | jfr. (5.1) |
| 3: A0 = C1 + C2 . (w1-w3) | jfr. (5.2) |
| 4: A0 = E1 + E2 . (w1-w3) + E3 . [w1 + w3 - (w1 - w3) ²] | jfr. (5.5) |
| 5: A0 = D1 + D2 . (w1-w3) + D3 . [w1 - w3] ² | jfr. (5.3) |

Tabell 2.1. Produksjonsvolum, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata.
Statistiske mål

| Nærings-hoved-gruppe ¹⁾ | R ² | (R) | F | Signifikant ulik nivå v/10 % jfr. test (7.24) | $\hat{\sigma}^2$ | ($\hat{\sigma}$) |
|------------------------------------|----------------|-----------|-------|---|------------------|--------------------|
| Næring 2: | | | | | | |
| Modell 1 | 0.0255 | (0.15969) | 0.315 | nei | 20.6834 | 4.5479 |
| 2 | 0.02118 | (0.14553) | 0.26 | nei | 20.7754 | 4.558 |
| 3 | 0.01975 | (0.14053) | 0.504 | nei | 19.9729 | 4.4691 |
| 4 | 0.03882 | (0.19703) | 0.485 | nei | 20.4006 | 4.5167 |
| 5 | 0.03865 | (0.1966) | 0.482 | nei | 20.4042 | 4.5171 |
| Næring 23: | | | | | | |
| Modell 1 | 0.05127 | (0.22643) | 0.648 | nei | 84.2265 | 9.1775 |
| 2 | 0.04592 | (0.21429) | 0.578 | nei | 84.7007 | 9.2033 |
| 3 | 0.02702 | (0.16438) | 0.694 | nei | 82.9247 | 9.1063 |
| 4 | 0.05107 | (0.22599) | 0.646 | nei | 84.2449 | 9.1785 |
| 5 | 0.05126 | (0.22641) | 0.648 | nei | 84.2265 | 9.1775 |
| Næring 29: | | | | | | |
| Modell 1 | 0.09055 | (0.30092) | 1.195 | nei | 135.5362 | 11.6420 |
| 2 | 0.08902 | (0.29836) | 1.173 | nei | 135.7621 | 11.6517 |
| 3 | 0.04491 | (0.21192) | 1.175 | nei | 136.6444 | 11.6895 |
| 4 | 0.04503 | (0.2122) | 0.566 | nei | 142.3177 | 11.9297 |
| 5 | 0.04499 | (0.21211) | 0.565 | nei | 142.3249 | 11.930 |
| Næring 3: | | | | | | |
| Modell 1 | 0.06358 | (0.25215) | 0.815 | nei | 4.6221 | 2.1499 |
| 2 | 0.07926 | (0.28153) | 1.033 | nei | 4.5446 | 2.1318 |
| 3 | 0.02969 | (0.17231) | 0.765 | nei | 4.5976 | 2.1442 |
| 4 | 0.14171 | (0.37644) | 1.981 | nei | 4.2362 | 2.0582 |
| 5 | 0.14412 | (0.37963) | 2.021 | nei | 4.2243 | 2.0553 |
| Næring 31: | | | | | | |
| Modell 1 | 0.04774 | (0.21849) | 0.602 | nei | 26.3087 | 5.1292 |
| 2 | 0.05208 | (0.22821) | 0.659 | nei | 26.1888 | 5.1175 |
| 3 | 0.03076 | (0.17538) | 0.794 | nei | 25.7069 | 5.0702 |
| 4 | 0.04182 | (0.2045) | 0.524 | nei | 26.4721 | 5.1451 |
| 5 | 0.04234 | (0.20577) | 0.530 | nei | 26.4576 | 5.1437 |
| Næring 32: | | | | | | |
| Modell 1 | 0.15661 | (0.39574) | 2.228 | nei | 8.8649 | 2.9774 |
| 2 | 0.13868 | (0.3724) | 1.932 | nei | 9.0529 | 3.0088 |
| 3 | 0.0534 | (0.23108) | 1.410 | nei | 9.5518 | 3.0906 |
| 4 | 0.05781 | (0.24044) | 0.736 | nei | 9.903 | 3.1469 |
| 5 | 0.05702 | (0.23878) | 0.726 | nei | 9.9112 | 3.1482 |

1) Se tabell 1.0 og vedlegg 1-4.

Tabell 2.1 (forts.). Produksjonsvolum, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata.
Statistiske mål

| Nærings-hoved-gruppe ¹⁾ | R ² | (R) | F | Signifikant ulik nivå jfr. test 7.24 | v/10 % | $\hat{\sigma}^2$ | ($\hat{\sigma}$) |
|------------------------------------|----------------|-----------|-------|--------------------------------------|---------|------------------|--------------------|
| Næring 321: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.06417 | (0.25332) | 0.823 | nei | 21.4443 | 4.6308 | |
| 2 | 0.07221 | (0.26872) | 0.934 | nei | 21.604 | 4.6109 | |
| 3 | 0.04868 | (0.22064) | 1.279 | nei | 20.9279 | 4.5747 | |
| 4 | 0.05522 | (0.23499) | 0.701 | nei | 21.6495 | 4.6529 | |
| 5 | 0.05439 | (0.23322) | 0.690 | nei | 21.669 | 4.6550 | |
| Næring 322: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.02193 | (0.14809) | 0.269 | nei | 14.0768 | 3.7519 | |
| 2 | 0.01589 | (0.12606) | 0.194 | nei | 14.1632 | 3.7634 | |
| 3 | 0.00678 | (0.08234) | 0.171 | nei | 13.7226 | 3.7044 | |
| 4 | 0.02248 | (0.14993) | 0.276 | nei | 14.0685 | 3.7508 | |
| 5 | 0.02281 | (0.15103) | 0.280 | nei | 14.0640 | 3.7502 | |
| Næring 33: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.03921 | (0.19802) | 0.490 | nei | 29.0920 | 5.3937 | |
| 2 | 0.04522 | (0.21265) | 0.568 | nei | 28.910 | 5.3768 | |
| 3 | 0.03903 | (0.19756) | 1.015 | nei | 27.9333 | 5.2852 | |
| 4 | 0.06986 | (0.26431) | 0.981 | nei | 28.1642 | 5.3070 | |
| 5 | 0.07028 | (0.2651) | 0.907 | nei | 28.1515 | 5.3058 | |
| Næring 34: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.09352 | (0.30581) | 1.239 | nei | 5.2290 | 2.2867 | |
| 2 | 0.10950 | (0.33091) | 1.476 | nei | 5.1366 | 2.2664 | |
| 3 | 0.00441 | (0.06641) | 0.111 | nei | 5.5131 | 2.3480 | |
| 4 | 0.02046 | (0.14304) | 0.251 | nei | 5.6506 | 2.3771 | |
| 5 | 0.02149 | (0.14659) | 0.264 | nei | 5.6444 | 2.3758 | |
| Næring 341: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.05436 | (0.23315) | 0.690 | nei | 22.2633 | 4.7184 | |
| 2 | 0.05005 | (0.22372) | 0.632 | nei | 22.3653 | 4.7292 | |
| 3 | 0.03699 | (0.19233) | 0.960 | nei | 21.7660 | 4.6654 | |
| 4 | 0.04282 | (0.20693) | 0.537 | nei | 22.5359 | 4.7472 | |
| 5 | 0.04249 | (0.20613) | 0.533 | nei | 22.5435 | 4.7480 | |
| Næring 342: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.03289 | (0.18136) | 0.408 | nei | 9.6026 | 3.0988 | |
| 2 | 0.03436 | (0.18536) | 0.427 | nei | 9.5877 | 3.0964 | |
| 3 | 0.0327 | (0.18083) | 0.845 | nei | 9.2197 | 3.0364 | |
| 4 | 0.03776 | (0.19432) | 0.471 | nei | 9.5537 | 3.0909 | |
| 5 | 0.03774 | (0.19427) | 0.471 | nei | 9.5543 | 3.0910 | |

1) Se note 1, side 55.

Tabell 2.1 (forts.). Produksjonsvolum, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata.
Statistiske mål

| Nærings- hoved- gruppe ¹⁾ | R ² | (R) | F | Signifikant ulik nivå jfr. test (7.24) | v/10 % | $\hat{\sigma}^2$ | ($\hat{\sigma}$) |
|--|----------------|-----------|--------|--|---------|------------------|--------------------|
| Nærings 35: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.13305 | (0.36476) | 1.842 | nei | 14.9715 | 3.8693 | |
| 2 | 0.16230 | (0.40286) | 2.325 | nei | 14.4659 | 3.8034 | |
| 3 | 0.10360 | (0.32187) | 2.889 | ja | 14.8603 | 3.8549 | |
| 4 | 0.12242 | (0.34989) | 1.674 | nei | 15.1547 | 3.8929 | |
| 5 | 0.12395 | (0.35207) | 1.698 | nei | 15.1282 | 3.8895 | |
| Nærings 351: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.18551 | (0.43071) | 2.733 | ja | 67.5092 | 8.2164 | |
| 2 | 0.18812 | (0.43373) | 2.781 | ja | 67.2925 | 8.2032 | |
| 3 | 0.14071 | (0.37511) | 4.094 | ja | 68.3731 | 8.2688 | |
| 4 | 0.14828 | (0.38507) | 2.089 | nei | 70.5953 | 8.4021 | |
| 5 | 0.14863 | (0.38533) | 2.095 | nei | 70.5650 | 8.4003 | |
| Nærings 36: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.14548 | (0.38142) | 2.043 | nei | 11.3111 | 3.3632 | |
| 2 | 0.13877 | (0.37252) | 1.933 | nei | 11.4001 | 3.3764 | |
| 3 | 0.04573 | (0.21385) | 1.198 | nei | 12.1264 | 3.4823 | |
| 4 | 0.13583 | (0.36855) | 1.886 | nei | 11.4386 | 3.3821 | |
| 5 | 0.13878 | (0.37258) | 1.934 | nei | 11.3994 | 3.3763 | |
| Nærings 37: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.35131 | (0.59271) | 6.499 | ja | 13.6907 | 3.7001 | |
| 2 | 0.35852 | (0.59877) | 6.707 | ja | 13.5387 | 3.6795 | |
| 3 | 0.32986 | (0.57433) | 12.306 | ja | 13.5778 | 3.6848 | |
| 4 | 0.37421 | (0.61173) | 7.176 | ja | 13.2074 | 3.6342 | |
| 5 | 0.37484 | (0.61224) | 7.195 | ja | 13.1943 | 3.6324 | |
| Nærings 371: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.14029 | (0.37455) | 1.958 | nei | 27.7550 | 5.2683 | |
| 2 | 0.16501 | (0.40621) | 2.371 | nei | 26.9569 | 5.1920 | |
| 3 | 0.12302 | (0.35074) | 3.507 | ja | 27.1795 | 5.2134 | |
| 4 | 0.22051 | (0.46958) | 3.395 | ja | 25.1653 | 5.0165 | |
| 5 | 0.22085 | (0.46995) | 3.401 | ja | 25.1542 | 5.0154 | |
| Nærings 372: | | | | | | | |
| Modell 1 | 0.30757 | (0.55459) | 5.330 | ja | 14.9777 | 3.8701 | |
| 2 | 0.30634 | (0.55348) | 5.30 | ja | 15.0040 | 3.8735 | |
| 3 | 0.29589 | (0.54396) | 10.506 | ja | 14.6207 | 3.8237 | |
| 4 | 0.31904 | (0.56484) | 5.622 | ja | 14.7295 | 3.8379 | |
| 5 | 0.31893 | (0.56474) | 5.619 | ja | 14.7318 | 3.8382 | |

1) Se note 1, side 55.

Tabell 2.1 (forts.). Produksjonsvolum, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata.
Statistiske mål

| Nærings-hoved-gruppe ¹⁾ | R ² | (R) | F | Signifikant ulik nivå v/10 % jfr. test 7.24 | $\hat{\sigma}^2$ | ($\hat{\sigma}$) |
|------------------------------------|----------------|-----|---|---|------------------|--------------------|
|------------------------------------|----------------|-----|---|---|------------------|--------------------|

Næring 38:

| | | | | | | |
|----------|---------|-----------|-------|-----|---------|--------|
| Modell 1 | 0.10193 | (0.31926) | 1.362 | nei | 10.0356 | 3.1679 |
| 2 | 0.09612 | (0.31003) | 1.276 | nei | 10.1003 | 3.1781 |
| 3 | 0.08169 | (0.28581) | 2.224 | nei | 9.8514 | 3.1387 |
| 4 | 0.09199 | (0.30330) | 1.216 | nei | 10.1461 | 3.1853 |
| 5 | 0.09126 | (0.30209) | 1.205 | nei | 10.1544 | 3.1866 |

Næring 381:

| | | | | | | |
|----------|---------|-----------|-------|----|--------|--------|
| Modell 1 | 0.20491 | (0.45267) | 3.093 | ja | 8.9730 | 2.9955 |
| 2 | 0.21275 | (0.46125) | 3.243 | ja | 8.8846 | 2.9807 |
| 3 | 0.19189 | (0.43805) | 5.936 | ja | 8.7551 | 2.9589 |
| 4 | 0.23141 | (0.48105) | 3.613 | ja | 8.6736 | 2.9451 |
| 5 | 0.23156 | (0.48121) | 3.616 | ja | 8.6724 | 2.9449 |

Næring 382:

| | | | | | | |
|----------|---------|-----------|-------|----|---------|--------|
| Modell 1 | 0.31965 | (0.56538) | 5.638 | ja | 11.4068 | 3.3774 |
| 2 | 0.32070 | (0.56630) | 5.665 | ja | 11.3893 | 3.3748 |
| 3 | 0.26621 | (0.51596) | 9.070 | ja | 11.8109 | 3.4367 |
| 4 | 0.30616 | (0.55332) | 5.295 | ja | 11.6329 | 3.4107 |
| 5 | 0.30761 | (0.55463) | 5.331 | ja | 11.6090 | 3.4072 |

Næring 383:

| | | | | | | |
|----------|---------|-----------|-------|-----|---------|--------|
| Modell 1 | 0.00772 | (0.08786) | 0.009 | nei | 23.3057 | 4.8276 |
| 2 | 0.00735 | (0.08573) | 0.089 | nei | 23.1525 | 4.8117 |
| 3 | 0.00002 | (0.00467) | 0.001 | nei | 22.3899 | 4.7318 |
| 4 | 0.01641 | (0.12810) | 0.200 | nei | 22.9412 | 4.7897 |
| 5 | 0.01558 | (0.12482) | 0.190 | nei | 22.9604 | 4.7917 |

Næring 384:

| | | | | | | |
|----------|---------|-----------|-------|-----|---------|--------|
| Modell 1 | 0.04970 | (0.22293) | 0.628 | nei | 21.3462 | 4.6202 |
| 2 | 0.04863 | (0.22052) | 0.613 | nei | 21.3703 | 4.6228 |
| 3 | 0.03411 | (0.18469) | 0.883 | nei | 20.8283 | 4.5638 |
| 4 | 0.04294 | (0.20722) | 0.538 | nei | 21.4981 | 4.6366 |
| 5 | 0.04240 | (0.20591) | 0.531 | nei | 21.5101 | 4.6379 |

Næring 39:

| | | | | | | |
|----------|---------|-----------|-------|-----|---------|--------|
| Modell 1 | 0.04891 | (0.22116) | 0.617 | nei | 73.3352 | 8.5636 |
| 2 | 0.04929 | (0.22201) | 0.622 | nei | 73.3044 | 8.5618 |
| 3 | 0.03553 | (0.18849) | 0.921 | nei | 71.3907 | 8.4493 |
| 4 | 0.04957 | (0.22264) | 0.626 | nei | 73.2839 | 8.5606 |
| 5 | 0.04904 | (0.22145) | 0.619 | nei | 73.3250 | 8.5630 |

1) Se note 1, side 55.

Tabell 2.2. Lagerindeks, sammenligning av alternative modeller på
forventningsdata
Statistiske mål

| Næring | R^2 | (R) | F | Signifikant | | |
|---|---------|-----------|-------|---------------|------------------|------------------|
| | | | | ulik 0 v/10 % | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ |
| testnivå jfr. test 7.24 | | | | | | |
| Industri, lager av egne produkter: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.25382 | (0.50381) | 3.912 | ja | 28.9175 | 5.3775 |
| 2 .. | 0.24547 | (0.49545) | 3.741 | ja | 29.2411 | 5.4075 |
| 3 .. | 0.23394 | (0.48367) | 7.329 | ja | 28.4516 | 5.3340 |
| 4 .. | 0.23499 | (0.48476) | 3.533 | ja | 29.6469 | 5.4449 |
| 5 .. | 0.23536 | (0.48514) | 3.540 | ja | 29.6328 | 5.4436 |
| Industri, lager av råvarer: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.08998 | (0.29997) | 1.137 | nei | 18.710 | 4.3255 |
| 2 .. | 0.12029 | (0.34683) | 1.573 | nei | 18.0872 | 4.2529 |
| 3 .. | 0.03359 | (0.18328) | 0.834 | nei | 19.0419 | 4.3637 |
| 4 .. | 0.08284 | (0.28782) | 1.039 | nei | 18.8573 | 4.3425 |
| 5 .. | 0.09079 | (0.30131) | 1.148 | nei | 18.6935 | 4.3236 |

1) Se vedlegg 3 for definisjon av industri i lagerstatistikken.

Tabell 2.3. Ordreindeks, ordretilgang innenlands, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata
Statistiske mål

| Næringshovedgruppe | R ² | (R) | F | Signifikant ulik 0 v/10 % testnivå jfr. test 7.24 | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ |
|--------------------|----------------|-----------|-------|--|------------------|------------------|
| Næring 321: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.27419 | (0.52363) | 4.533 | ja | 170.420 | 13.0545 |
| 2 .. | 0.27387 | (0.52333) | 4.526 | ja | 170.4957 | 13.0574 |
| 3 .. | 0.27267 | (0.52218) | 9.372 | ja | 163.9475 | 12.8042 |
| 4 .. | 0.27460 | (0.52402) | 4.543 | ja | 170.3234 | 13.0508 |
| 5 .. | 0.27469 | (0.52411) | 4.545 | ja | 170.3025 | 13.050 |
| Næring 351: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.08314 | (0.28834) | 1.088 | nei | 777.4120 | 27.8821 |
| 2 .. | 0.08228 | (0.28684) | 1.076 | nei | 778.1422 | 27.8952 |
| 3 .. | 0.08168 | (0.28580) | 2.224 | nei | 747.5029 | 27.3405 |
| 4 .. | 0.09765 | (0.31249) | 1.299 | nei | 765.1088 | 27.6606 |
| 5 .. | 0.09723 | (0.31182) | 1.292 | nei | 765.4629 | 27.6670 |
| Næring 37: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.09117 | (0.30194) | 1.204 | nei | 879.9054 | 29.6632 |
| 2 .. | 0.06243 | (0.24986) | 0.799 | nei | 907.7386 | 30.1287 |
| 3 .. | 0.00011 | (0.01068) | 0.003 | nei | 929.3474 | 30.4852 |
| 4 .. | 0.08275 | (0.28766) | 1.083 | nei | 888.0579 | 29.8003 |
| 5 .. | 0.08395 | (0.28974) | 1.10 | nei | 886.9020 | 29.7809 |
| Næring 38: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.00873 | (0.09343) | 0.106 | nei | 973.2653 | 31.1972 |
| 2 .. | 0.00930 | (0.09644) | 0.113 | nei | 972.7038 | 31.1882 |
| 3 .. | 0.00687 | (0.08289) | 0.173 | nei | 936.0846 | 30.5955 |
| 4 .. | 0.11704 | (0.34211) | 1.591 | nei | 866.9256 | 29.4436 |
| 5 .. | 0.11674 | (0.34167) | 1.586 | nei | 867.220 | 29.4486 |
| Næring 381: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.06154 | (0.24807) | 0.387 | nei | 292.8171 | 17.1119 |
| 2 .. | 0.06138 | (0.24755) | 0.785 | nei | 292.8650 | 17.1133 |
| 3 .. | 0.05935 | (0.24362) | 1.577 | nei | 281.7564 | 16.7856 |
| 4 .. | 0.06358 | (0.25215) | 0.815 | nei | 292.1809 | 17.0933 |
| 5 .. | 0.06364 | (0.25227) | 0.816 | nei | 292.1604 | 17.0927 |
| Næring 383: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.02913 | (0.17068) | 0.360 | nei | 9776.8589 | 98.8780 |
| 2 .. | 0.02415 | (0.15540) | 0.297 | nei | 9826.9552 | 99.1310 |
| 3 .. | 0.00006 | (0.00799) | 0.002 | nei | 9666.7634 | 98.3197 |
| 4 .. | 0.03816 | (0.19535) | 0.476 | nei | 9685.9453 | 98.4172 |
| 5 .. | 0.03485 | (0.18668) | 0.433 | nei | 9719.1994 | 98.5860 |
| Næring 383: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.26024 | (0.51014) | 4.221 | ja | 571.6498 | 23.9092 |
| 2 .. | 0.25043 | (0.50043) | 4.009 | ja | 579.2301 | 24.0672 |
| 3 .. | 0.09653 | (0.31069) | 2.671 | nei | 670.2351 | 25.8889 |
| 4 .. | 0.10215 | (0.31961) | 1.365 | nei | 693.8110 | 26.3403 |
| 5 .. | 0.10506 | (0.32413) | 1.409 | nei | 691.5690 | 26.2977 |

Tabell 2.3. (forts.) Ordreindeks, ordretilgang innenlands, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata
Statistiske mål

| Næringshovedgruppe | R ² | (R) | F | Signifikant ulik 0 v/10 % testnivå jfr. test 7.24 | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ |
|--------------------|----------------|-----------|-------|---|------------------|------------------|
| Næring 384: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.19159 | (0.43771) | 2.844 | ja | 2777.0792 | 52.6980 |
| 2 .. | 0.15526 | (0.39403) | 2.206 | nei | 2901.8799 | 53.8691 |
| 3 .. | 0.01461 | (0.12087) | 0.371 | nei | 3249.6384 | 57.0056 |
| 4 .. | 0.02196 | (0.14819) | 0.269 | nei | 3359.8021 | 57.9638 |
| 5 .. | 0.01913 | (0.13831) | 0.234 | nei | 3369.5123 | 58.0475 |

Tabell 2.4. Ordreindeks, ordretilgang fra eksportmarkedet, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata
Statistiske mål

| Næringshovedgruppe | R ² | (R) | F | Signifikant ulik 0 v/90 % testnivå jfr. test 7.24 | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ |
|--------------------|----------------|-----|---|---|------------------|------------------|
|--------------------|----------------|-----|---|---|------------------|------------------|

Næring 321:

| | | | | | | |
|-------------|---------|-----------|-------|-----|----------|---------|
| Modell 1 .. | 0.04885 | (0.22102) | 0.616 | nei | 469.6366 | 21.6711 |
| 2 .. | 0.04691 | (0.21659) | 0.591 | nei | 470.5906 | 21.6931 |
| 3 .. | 0.01851 | (0.13605) | 0.471 | nei | 465.2304 | 21.5692 |
| 4 .. | 0.02067 | (0.14377) | 0.253 | nei | 483.5469 | 21.9897 |
| 5 .. | 0.02023 | (0.14223) | 0.248 | nei | 483.7668 | 21.9947 |

Næring 351:

| | | | | | | |
|-------------|---------|-----------|-------|-----|-----------|---------|
| Modell 1 .. | 0.06356 | (0.25211) | 0.814 | nei | 1939.5392 | 44.0402 |
| 2 .. | 0.07967 | (0.28226) | 1.039 | nei | 1906.1694 | 43.6597 |
| 3 .. | 0.04982 | (0.22320) | 1.311 | nei | 1889.2671 | 43.4657 |
| 4 .. | 0.05682 | (0.23837) | 0.723 | nei | 1953.4897 | 44.1983 |
| 5 .. | 0.05716 | (0.23908) | 0.728 | nei | 1952.7915 | 44.1904 |

Næring 37:

| | | | | | | |
|-------------|---------|-----------|-------|-----|----------|---------|
| Modell 1 .. | 0.01690 | (0.130) | 0.206 | nei | 727.9528 | 26.9806 |
| 2 .. | 0.02326 | (0.15251) | 0.286 | nei | 723.2442 | 26.8932 |
| 3 .. | 0.00283 | (0.05320) | 0.071 | nei | 708.8321 | 26.6239 |
| 4 .. | 0.04159 | (0.20394) | 0.521 | nei | 709.6736 | 26.6397 |
| 5 .. | 0.03951 | (0.19877) | 0.494 | nei | 711.2089 | 26.6685 |

Næring 38:

| | | | | | | |
|-------------|---------|-----------|-------|-----|-----------|---------|
| Modell 1 .. | 0.03270 | (0.18083) | 0.406 | nei | 1174.7071 | 34.2740 |
| 2 .. | 0.02908 | (0.17053) | 0.359 | nei | 1179.1051 | 34.3381 |
| 3 .. | 0.00003 | (0.00556) | 0.001 | nei | 1165.8059 | 34.1439 |
| 4 .. | 0.01929 | (0.13889) | 0.236 | nei | 1190.9884 | 34.5107 |
| 5 .. | 0.01677 | (0.12950) | 0.205 | nei | 1194.0480 | 34.5550 |

Tabell 2.4. (forts.) Ordreindeks, ordretilgang fra eksportmarkedet,
sammenligning av alternative modeller på for-
valtningsdata
Statistiske mål

| Næringshoved- gruppe | R ² | (R) | F | Signifikant ulik 0 v/90 % testnivå jfr. test 7.24 | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ |
|-------------------------|----------------|-----------|-------|--|------------------|------------------|
| Næring 381: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.16826 | (0.41020) | 2.428 | nei | 204.6502 | 14.3056 |
| 2 .. | 0.09182 | (0.30302) | 1.213 | nei | 223.4606 | 14.9486 |
| 3 .. | 0.00274 | (0.05234) | 0.069 | nei | 235.5642 | 15.3481 |
| 4 .. | 0.02499 | (0.15808) | 0.308 | nei | 239.9029 | 15.4888 |
| 5 .. | 0.02623 | (0.16196) | 0.323 | nei | 239.5963 | 15.4789 |
| Næring 382: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.00672 | (0.08672) | 0.081 | nei | 11363.1336 | 106.5980 |
| 2 .. | 0.01582 | (0.12578) | 0.193 | nei | 11258.9077 | 106.1080 |
| 3 .. | 0.00015 | (0.01225) | 0.004 | nei | 10980.7345 | 104.7890 |
| 4 .. | 0.00102 | (0.03194) | 0.012 | nei | 11428.2514 | 106.9030 |
| 5 .. | 0.00113 | (0.03362) | 0.014 | nei | 11426.9686 | 106.8970 |
| Næring 383: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.01879 | (0.13708) | 0.230 | nei | 1871.6439 | 43.2625 |
| 2 .. | 0.02180 | (0.14765) | 0.267 | nei | 1865.9031 | 43.1961 |
| 3 .. | 0.00560 | (0.07483) | 0.141 | nei | 1820.9252 | 42.6723 |
| 4 .. | 0.03596 | (0.18963) | 0.448 | nei | 1838.8917 | 42.8823 |
| 5 .. | 0.03395 | (0.18426) | 0.422 | nei | 1842.7187 | 42.9269 |
| Næring 384: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.08114 | (0.28484) | 1.060 | nei | 12860.9208 | 113.4060 |
| 2 .. | 0.06470 | (0.25454) | 0.831 | nei | 13089.8769 | 114.4110 |
| 3 .. | 0.00465 | (0.06819) | 0.117 | nei | 13374.4599 | 115.6480 |
| 4 .. | 0.01290 | (0.11358) | 0.157 | nei | 13816.1218 | 117.5420 |
| 5 .. | 0.01025 | (0.10124) | 0.124 | nei | 13853.290 | 117.70 |

Tabell 2.5. Ordreindeks, ordrerereserve, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata
Statistiske mål

| Næringshovedgruppe | R ² | (R) | F | Signifikant ulik 0 v/90 % testnivå jfr. test 7.24 | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ |
|--------------------|----------------|-----------|-------|---|------------------|------------------|
| Næring 321: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.00216 | (0.04648) | 0.026 | nei | 149.6977 | 12.2351 |
| 2 .. | 0.00115 | (0.03391) | 0.014 | nei | 149.8494 | 12.2413 |
| 3 .. | 0.00103 | (0.03209) | 0.026 | nei | 143.8728 | 11.9947 |
| 4 .. | 0.01002 | (0.10010) | 0.121 | nei | 148.5181 | 12.1868 |
| 5 .. | 0.00992 | (0.09960) | 0.120 | nei | 148.5327 | 12.1874 |
| Næring 351: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.08239 | (0.28704) | 1.077 | nei | 282.0922 | 16.7956 |
| 2 .. | 0.07264 | (0.26952) | 0.940 | nei | 285.0897 | 16.8846 |
| 3 .. | 0.06617 | (0.25724) | 1.772 | nei | 275.5965 | 16.6011 |
| 4 .. | 0.06829 | (0.26132) | 0.880 | nei | 286.4252 | 16.9241 |
| 5 .. | 0.06838 | (0.26150) | 0.881 | nei | 286.4010 | 16.9234 |
| Næring 37: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.05903 | (0.24296) | 0.753 | nei | 144.2521 | 12.0105 |
| 2 .. | 0.04992 | (0.22343) | 0.631 | nei | 145.6487 | 12.0685 |
| 3 .. | 0.03820 | (0.19545) | 0.993 | nei | 141.5481 | 11.8974 |
| 4 .. | 0.0810 | (0.28460) | 1.058 | nei | 140.8850 | 11.8695 |
| 5 .. | 0.08084 | (0.28432) | 1.055 | nei | 140.9088 | 11.8705 |
| Næring 38: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.10499 | (0.32402) | 1.408 | nei | 40.7657 | 6.3848 |
| 2 .. | 0.14871 | (0.38563) | 2.096 | nei | 38.7743 | 6.2269 |
| 3 .. | 0.00427 | (0.06535) | 0.107 | nei | 43.5389 | 6.5984 |
| 4 .. | 0.05516 | (0.23486) | 0.701 | nei | 43.0349 | 6.5601 |
| 5 .. | 0.05987 | (0.24468) | 0.764 | nei | 42.8213 | 6.5438 |
| Næring 381: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.07899 | (0.28105) | 1.029 | nei | 69.9130 | 8.3614 |
| 2 .. | 0.04841 | (0.22002) | 0.611 | nei | 72.2347 | 8.4991 |
| 3 .. | 0.04607 | (0.21464) | 1.207 | nei | 69.5156 | 8.3376 |
| 4 .. | 0.04611 | (0.21473) | 0.580 | nei | 72.4099 | 8.5094 |
| 5 .. | 0.04613 | (0.21478) | 0.580 | nei | 72.4082 | 8.5093 |
| Næring 382: | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.09726 | (0.31187) | 1.293 | nei | 218.8920 | 14.7950 |
| 2 .. | 0.10451 | (0.32328) | 1.401 | nei | 217.1320 | 14.7354 |
| 3 .. | 0.02755 | (0.16658) | 0.713 | nei | 226.3159 | 15.0438 |
| 4 .. | 0.07199 | (0.26831) | 0.931 | nei | 225.0180 | 15.0006 |
| 5 .. | 0.06873 | (0.26216) | 0.886 | nei | 225.8077 | 15.0269 |

Tabell 2.5. (forts.) Ordreindeks, ordrereserve, sammenligning av alternative modeller på forventningsdata
Statistiske mål

| Næringshovedgruppe | R^2 | (R) | F | Signifikant | | $\hat{\sigma}^2$ | $(\hat{\sigma})$ |
|--------------------|---------|-----------|-------|---------------|---------------|------------------|------------------|
| | | | | ulik o v/90 % | testnivå jfr. | | |
| Næring 383: | | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.36694 | (0.60576) | 6.955 | ja | | 30.2148 | 5.4968 |
| 2 .. | 0.34754 | (0.58953) | 6.392 | ja | | 31.1397 | 5.5803 |
| 3 .. | 0.14734 | (0.38385) | 4.320 | ja | | 39.0675 | 6.2504 |
| 4 .. | 0.20483 | (0.45258) | 3.091 | ja | | 37.9518 | 6.1605 |
| 5 .. | 0.21995 | (0.46899) | 3.384 | ja | | 37.2295 | 6.1016 |
| Næring 384: | | | | | | | |
| Modell 1 .. | 0.08481 | (0.29122) | 1.112 | nei | | 89.7169 | 9.4719 |
| 2 .. | 0.12921 | (0.35946) | 1.781 | nei | | 85.3647 | 9.2393 |
| 3 .. | 0.00304 | (0.05514) | 0.076 | nei | | 93.8225 | 9.6862 |
| 4 .. | 0.05517 | (0.23488) | 0.701 | nei | | 92.6233 | 9.6241 |
| 5 .. | 0.06028 | (0.24522) | 0.770 | nei | | 92.1216 | 9.5980 |

4 Tabellkommentarer (2.1-2.5), konklusjon

Det generelle inntrykk av føyningsegenskapene er delvis opprettet holdt her. Tidsrekkene for produksjonsvolum gir best resultater og rangeringen av seriene er som før. - Resultatene er heller ikke uventede sammenlignet med både internasjonale og personlige tester av samme art.

Alternative arbeidshypoteser gir noe forskjellige resultater brukt på seriene.

Hovedinntrykket er at den enkle modell 3 gir den dårligste føyning. For de aller fleste tidsrekker ligger den multiple korrelasjonskoeffisient under de andre modellers. Vanligvis er også den estimerte restleddsvarians ved denne hypotese større enn i de andre modeller. Likevel kan man finne eksempler på at den empiriske variansen i modell 3 er den minste i alternativene når ($R^2_{\text{modell 3}}$ - R^2_i) er liten ($i=1,2,4,5$). - De dårlige resultater vi får fra denne arbeidshypotesen understrekker et viktig poeng fra del III: I kvantifiseringsrelasjoner bør man ta hensyn til svarfordelingens form (hele talltriplet (W_{1t}, W_{2t}, W_{3t}) ($\forall t$)).

Relasjon 2 oppviser bedre føyning enn nr. 1, 4 og 5 i 1/5 av materialet. Modell 4 og 5 gir noenlunde de samme resultater og er de "beste" i 20 serier. - Hovedrelasjon 1 i analysen er gunstigere eller ligger nærmest opp til modell 4 og 5 i 37 av de 50 datasettene. (R^2 og $\hat{\sigma}^2$ er kvalitetsmålene over.) Dette er rimelig siden modell 1 har sin rot i Theils modellforslag nr. 4.

Herved gav valget av hovedmodell gode nok resultater sammenlignet med de alternative hypoteser 2-5, og den bør derfor ikke forkastes som teoretisk kvantifiseringsmodell for rene konjunkturbarometerdata.

5. Andre angrepsvinkler, sluttord

Hovedmålet med dette arbeidet var å "oversette" konjunkturtestmateriale til utsagn om kvantitative endringer i indeksserier. Resultatene indikerer at presise anslag er nærmest umulig.

Testresultatene antyder også at konjunkturbarometerdata vanskelig kan brukes som indikator på klare positive og negative endringer i variable i kvantitativ statistikk. Riktignok kan store verdier på nettotall (og små W_2 -verdier) antyde forestående endringer i indeksen, men i de fleste serier er det for mange og store avvik fra dette mønnstret til at det blir en hovedregel.

Nærmere undersøkelse av en av gruppene med bedre føyningsegenskaper, - hovedgruppe 372, viser at det er samsvar i fortegn mellom forventet netto-tall B og de prosentvise indeksendringer i de fleste kvartal fra og med 1. kvartal 1974. - I de andre produksjonsseriene samt i ordre- og lager-rekkene er det tildels store avvik selv fra denne enkle regelen.

Når resultatet av arbeidet er så svake kuantifiseringssammenhenger, antyder jeg andre angrepsvinkler av problemet. - Autoregressive modeller kan være aktuelt.

Modell 1-5 bygger på en streng forutsetning; indeksendringene er forutsatt avhengig av forventede konjunkturbarometerdata for samme periode. Det kan tenkes at indeksendringene er forvarslet av forventninger over flere tidligere perioder for produksjon, lagerhold, ordretilgang o.l. (Kryssvirkninger kan også tenkes, men ikke omtales nærmere her.)

I første omgang tok jeg hensyn til den enkle muligheten for tilbake-gående tidsforskyvninger i eksogene forventningsdata i hovedmodell (III.12).¹⁾ - Prøveberegninger ble foretatt på sesongkorrigert produksjonsindeks og for-ventningsmateriale for produksjonsvolumet i konjunkturbarometret for nærings-område og -hovedgruppe 37 og 383. Fra ordreseriene valgte jeg ordrereserve for næringshovedgruppe 383, m.a.o. seriene med beste og dårligste egenskaper i modell 1-5 foran.

Ved lag over 5 kvartal fikk jeg en merkbart sterk økning i korrela-sjonskoeffisient og F-observator samt en nedgang i empiriske varians $\hat{\sigma}^2$. Jeg tar forbehold m.h.t. noe av økningen i R^2 jfr. vedlegg 6, punkt 4.

Jeg utførte dessuten Almonregresjon på seriene med hovedmodellen som basisrelasjon. Med polynomgrad 2 og 3 ble R^2 lavere jo flere tilbakegående lag som ble foretatt, men R^2 var ikke i noe tilfelle så stor i disse modellene som i den enkle laggede modell. Derimot var de fleste estimerte koeffisi-enter små, men signifikant ulik null; et bedre resultat enn i den enkle laggede modell.

De autoregressive teknikker er intet stort poeng i prosjektet, men er tatt med til illustrasjon av andre hypoteser. Mitt inntrykk er nå at denne kurvetilpasningsteknikken har mindre for seg i nettopp denne analysen. Den teoretiske basis for de utprøvede relasjoner er svakere og kan vanskelig måle seg med den teoretisk utledede hovedmodell i arbeidet.

Andre kuantifiseringsforsøk har ofte bygget på tildels meget kompli-serte modeller. I disse tas ofte hensyn til postulerte sannsynlighetsfor-

1) Se [4] kap.

delinger for variablene, og man trekker inn flere andre indikatorer enn forsøkt i denne analysen. Man vil da ikke få testet den kvantitative utsagnskraft i konjunkturbarometerets forventningsdata alene, det som derimot var hovedpoenget i mitt arbeid. - Spørsmålet er imidlertid om de avanserte metoder gir så mye bedre resultater at merarbeidet er regningssvarende.

De kvalitative testdata utarbeidet med dagens rutiner vil i alle tilfelle være upresise, og som kjent, kan en metode ikke gi bedre resultater enn hva datakvaliteten tilsier.

VII SAMMENDRAG

Formålet med analysen, kvantifisering av kvalitative konjunkturbarometerdata, har i lengre tid vært av stor interesse i sammenheng med analyse av og modellen for korttidsstatistikk i Byrået.

I dette arbeidet er konjunkturbarometrets data forsøkt oversatt til kvantitative utsagn om endringer i sentrale konjunkturindikatorer for produksjonsvolum, for lagerhold samt for ordretilgang og -reserve.

Sammenligningene av statistikkene byr på en rekke problem som telle-enhetenes størrelse, ulike sektorinndelinger, sesongvariasjoner o.a. samt modellvalg, variabelspesifikasjon og estimeringsmetode.

Analysen er delt i tre, en teoretisk hovedmodell, prediksjon ved hjelp av hovedmodell og sist alternative hypoteser samt antydning av andre angrepsvinkler.

Hovedresultatet av undersøkelsen er nedslående med hensyn på prognosemuligheter, men er ikke uventet sammenlignet med tidligere undersøkelser i utlandet. Ikke for noen serie fås f.eks. multippel korrelasjonseffisient over 0.4, dessuten er svært få estimerte koeffisienter signifikant ulik null.

Inntrykket av føyningsegenskapene for de enkelte serier er noe vekslende. Sammenligningen av konjunkturbarometrets forventningsdata for produksjonsvolum med den ordinære sesongkorrigerte bruttoproduksjonsindeks gir under ett "de beste" føyningsresultat. Ordre- og lagerseriene er ennå mindre gunstige mht. føyning. For de faste tidsrekker brytes dessuten en rekke av koeffisientbetingelsene fra den teoretiske modellen.

Lite utsangskraftige koeffisienter gir et dårlig grunnlag for kvartalsprediksjon basert på barometerdata, noe resultattabellene for prediksjonene i del V understreker. Resultatene kan indikere at arbeids-hypotesen i teoretisk hovedmodell ikke er den beste. Andre modeller er derfor forsøkt, men med til dels lite hell.

Hovedkonklusjonen er derfor at konjunkturbarometerdata alene vanskelig kan transformeres til presise anslag på kvantitativ utvikling i sentrale konjunkturindikatorer. Hovedårsaker til dette kan trolig i mindre grad være modellene i analysen, men derimot konjunkturbarometrets datakvalitet og -struktur.



KONJUNKTURBAROMETRET ¹⁾

Konjunkturbarometerundersøkelsen bygger på spørsmål til ca. 600 av de største foretak innen bergverk og industri. Disse foretak har om lag 225 000 sysselsatte.

Statistikken er innsamlet og offentliggjort for hvert kvartal siden 4. kv. 1973. - Grupperingen av foretakene følger SSB's Standard for næringsgruppering som er basert på den internasjonale næringsgruppering ISIC. Statistikken omfatter næringsområdene 23 (bryting og utvinning av malm), 29 (bergverksdrift ellers) og 31-39 (industri). - Fra denne populasjon har man som hovedregel valgt ut foretak med 100 eller flere sysselsatte

Telleenheten er i regelen foretak (dvs. en institusjonell enhet som omfatter all virksomhet som drives av én eier) eller divisjon (2-eller 3-sifret næringsnivå)

Foretaket får spørsmål om faktisk og forventet utvikling i produksjonsvolum, gjennomsnittlig sysselsetting, kapasitetsutnytting og ordretilgang, ordrereserve, lagerhold og priser ved innngåelse av nye kontrakter. - Videre inneholder skjemaet spørsmål om foretakets situasjonsbedømmelse og opplysninger om flaskehals m.v. - Disse spørsmål stemmer stort sett overens med OECD's anbefalinger.

I spørsmålet angående faktisk og forventet utvikling i produksjonsvolum defineres produksjonsvolumet som telleenhetens bruttoproduksjonsverdi regnet i faste priser. - Spørsmålene er m.a.o. formet slik at de kan besvares uten større analytisk arbeid av foretakets ledelse.

Statistikken er kvantitativ idet man f.eks. spør om produksjonsvolumet i inneværende kvartal er høyere/uendret/lavere enn i foregående kvartal.

Bedriftslederne blir dessuten bedt om å se bort fra normale sesongvariasjoner i sine svar. Erfaring viser at dette faller vanskelig, særlig for spesielle næringer.

Foretakenes svar veies med deres sysselsetting og presenteres i Statistisk uke- og månedshefte.

Formålet med konjunkturbarometerundersøkelsen er å skaffe grunnlag for en sikrere vurdering og analyse av den aktuelle situasjon og konjunkturtendensene. Et problem er imidlertid å overføre barometrets vurderinger til kuantitative oppgaver slik at styrken i endringene kan måles. Et steg på vei er å beregne netttotallet, dvs. differansen mellom den relative andel av foretakene som svarer "høyere" og den del som svarer "lavere".

1) Se [6].



PRODUKSJONSINDEKSEN 1)

Produksjonsindeksen skal gi uttrykk for endringene i produksjonsvolumet i bergverksdrift, industri og kraftforsyning.

Statistikken bygger på innsendte oppgaver fra de fleste bedrifter, som også er telleenhet, med 50 (for noen grupper 20) eller flere sysselsatte. For næringsområde 29 brukes også oppgaver fra enheter med 10-50 sysselsatte.

Indeksene beregnes både på måneds- og årsbasis for bearbeidingsverdien (= bruttoproduktet). Dette gjøres for alle næringer totalt, for hver av næringene og for en rekke bergverks- og industrigrupper. Dessuten beregnes det en indeks for bruttoproduksjonsverdien.

Månedsindeksen beregnes på grunnlag av månedsvise oppgaver over levert råstoff, utførte timeverk eller vesentlig produsert varemengde i telleenheten.

- For at indeksen ikke skal påvirkes av månedenes ulike lengde, blir måneds-seriene korrigert for ulike antall arbeidsdager i hver måned.

Den foreløpige månedsindeks beregnes ved en fremskrivning av nasjonalregnskapets tall for bruttoproduktet i faste priser.

Foreløpig månedlig indeks for bruttoproduksjonsverdi utarbeides etter samme mønster som ovennevnt.

Månedsindeksen er preget av til dels sterke sesongvariasjoner. Derfor utarbeides sesongkorrigerte tall som er mer egnet til konjunkturanalytiske arbeider. - De opprinnelige indekstallene er sammensatt av tre komponenter: 1) Den trend-syklike komponent står for sykliske bevegelser og en langsiktig trend (skal uttrykke konjunkturutviklingen i en rendyrket form). 2) Sesongkomponenten står for de månedlige sesongvariasjoner. 3) Tredje komponent er et tilfeldig varierende restledd.

Sesongkorrigeringen av månedsindeksen består i å beregne en tilnærmet trend-syklik komponent vha. et 17-måneders bevegelig gjennomsnitt. Deretter anslås sesongkomponentene for et år fremover.

Hver måned beregnes de sesongjusterte indekstall som differansen mellom originalserien og de beregnede sesongkomponenter. En del næringer med store, tilfeldige volumendringer tas ut av materialet før sesongkorrigerte tall utarbeides.

Indeksberegningene bygger på månedlige oppgaver fra drøyt 2 100 bedrifter. Dekningsgraden for bedrifter og varer i utvalget er ca. 73 prosent for næringsgruppene totalt.

1) Se [6].



V E D L E G G 3

LAGERSTATISTIKKEN 1)

Indeks over lagerhold skal vise endringer i lagervolum i bergverksdrift, industri samt i engros- og agenturhandel. Det eksisterer tall tilbake til begynnelsen av 50-årene.

Statistikken utarbeides på grunnlag av innsendte oppgaver fra bedrifter (evt. divisjon/foretak; se vedlegg 1) med 50 eller flere sysselsette i næringene bergverksdrift (2) og industri (3). I deler av næringsområde 61 får man dessuten data fra foretak med en omsetning på minst 5 000 kroner (i 1976).

Indeksene beregnes på kvartalsbasis. Varegrupperingen er i overensstemmelse med Brüsselnomenklaturen - Det konstrueres indekser for en rekke viktige varer særskilt og ialt. - For industrien klassifiseres varene dessuten etter om de inngår som råstoff eller produkt i næringsgruppene, om de er importert og om de er norskprodusert til innenlands bruk eller til eksport. Her finnes også indeks for lagerhold i enkelte næringer og totalt i industrien.

Data innhentes over kvantum av de betydeligste lagervarer. Varens betydning vurderes stort sett etter dennes verdi. Ved hjelp av priser hentet fra industri- og utenrikshandelsstatistikkene beregnes volumindekser etter Laspeyres' formel. Vektene er faste priser fra 1970.

Statistikken offentliggjøres ca. 2 mnd. etter periodens utgang i statistisk uke- og månedshefte samt i NOS Industristatistikk.

I løpet av få år vil lagerstatistikken bli revidert.

1) Se [6].



1)
ORDRESTATISTIKKEN

Ordreindeksen gir et anslag for endringene i ordretilgang og -beholdning i norsk industri. Seriene går tilbake til 1957. Stati-
stikken bygger på innsendte oppgaver fra bedrifter (i noen tilfelle divi-
sjoner) med 50 eller flere sysselsatte innen produksjon av verkstedprodukter,
metaller teknisktilvarer, klær og kjemiske råvarer.

Indeksene beregnes for hvert kvartal. Næringsgrupperingen følger
den norske Standard for næringsgruppering som bygger på ISIC. I oppgavene
fra telle-enhetene registreres verdien av ordrereserven ved kvartalets ut-
løp samt verdi av ordretilgang og annulerte ordre i løpet av kvartalet.
- Verdien av en ordre defineres som salgsverdien av ordren unntatt merverdi-
avgift, men inklusive eventuelle andre omsetnings- og produksjonsavgifter.

Statistikken offentliggjøres 5-6 uker etter hvert kvartals utløp
i statistiskuke- og månedshefte og i NOS Industristatistikk. i 1970 var
dekningsgraden fra datamaterialet, målt i bruttoproduksjonsverdi, mellom
45 og 90 prosent for næringsgruppene. (Lavest var dekningsgraden for nærings-
område 32.) - Fra og med 3. kvartal 1976 omfatter statistikken også bygge-
og anleggsvirksomhet (næringsområde 50).

1) Se [6].



FEILKILDER OG DERES INNVIRKNING PÅ PREDIKSJONSMODELLEN

Feilkilder i datamaterialet og modellforutsetningene skaper vanskeligheter både i estimeringsprosedyren og i prediksjonsavsnittet.

II. Prediksjonsfeil

Disse feilkildene deles inn i fire grupper.

1. Samplingfeil. De koeffisienter vi bruker i del V trenger slett ikke være de "sanne" (dvs. koeffisientene svarer ikke i verdi til de egentlige parametre i modellen som genererer data), de er dessuten estimert fra data for en begrenset periode. (Se også utelatte variable og målefeil foran.)
2. Restleddet neglisjeres i prediksjonsperioden. Vi predikerer ikke ø selv, men dennes forventningsverdi. Det er rimelig at ø observert i fremtid kan avvike vesentlig fra den predikerte forventning.
3. Anslagene for de eksogene variable for kommende kvartal kan vise seg å være forskjellig fra de reelle verdier på prognosetidspunktet. Denne feilkilde er redusert i konjunkturbarometeret med spørsmålene om den forventede utvikling, så sant denne er høyt korrelert med den faktiske utvikling for samme periode.
4. Til sist kan modellstrukturen avledet fra historiske data, endres over tid og ikke behøve være adekvat på prognosetidspunktet.



STATISTISKE MÅL, FORDELINGER OG FORMLER I MINSTE KVADRATERS ESTIMERINGER I
DEL IV

Relasjonen fra del III (jfr. III.12) anvendes i utledningen:

$$(7.1) \quad \alpha_t = \left(\frac{a_1 + a_3}{2} \right) + \left(\frac{a_1 - a_3}{200} \right) \cdot B_t + \left(a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2} \right) \cdot \frac{W_{2t}}{100} + u_t$$

Innføring av koeffisientene

$$(7.2) \quad A_1 = \left(\frac{a_1 + a_3}{2} \right), \quad A_2 = \left(\frac{a_1 - a_3}{200} \right), \quad A_4 = \left(a_2 - \frac{a_1 + a_3}{2} \right) \cdot \frac{1}{100}$$

gir den stokastiske modell:

$$(7.3) \quad \alpha_t = A_1 + A_2 \cdot B_t + A_4 \cdot W_{2t} + u_t$$

Vi forutsetter: (1) B_t og W_{2t} er ikkestokastiske variable

(2) u_t er det stokastiske restledd der $Eu_t = 0$, var $u_t = \sigma^2$.

(3) α_t blir en stokastisk variabel m/egenskapene (IV.5-7).

(4) Vi har i alt T observasjoner av talltriplene (α_t, B_t, W_{2t})

1. Minste kvadraters estimatorene:

Minste kvadraters metode går ut på å minimere kvadratsummen:

$$(7.4) \quad Q = \sum_{t=1}^T (\alpha_i - A_1 - A_2 B_t - A_4 W_{2t})^2$$

Vi får så normalligningene. Disse løst med hensyn på estimatorene:

$$(7.5) \left\{ \begin{array}{l} \hat{A}_2 = \frac{m_{WW} \cdot m_{\alpha B} - m_{BW} \cdot m_{\alpha W}}{H} \\ \hat{A}_4 = \frac{m_{BB} \cdot m_{\alpha W} - m_{BW} \cdot m_{\alpha B}}{H} \\ \hat{A}_1 = \bar{\alpha} - \hat{A}_2 \bar{B} - \hat{A}_4 \bar{W} \end{array} \right. \quad \text{der } H = m_{BB} \cdot m_{WW} - m_{BW}^2$$

Her betegner m_{hj} - 2. ordensmomentene mellom de variable h og j
 $((h, j = \alpha, B, W) \text{ og } W = W_2)$

2. ordensmomentene defineres ved:

$$(7.6) \left\{ \begin{array}{l} m_{BB} = s_1^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (B_i - \bar{B})^2 , \quad m_{BW} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (B_i - \bar{B})(W_i - \bar{W}) \\ m_{WW} = s_2^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (W_{2i} - \bar{W}_2)^2 , \quad m_{\alpha j} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (\alpha_i - \bar{\alpha})(h_{ij} - \bar{h}_j) \end{array} \right.$$

De aritmetiske gjennomsnitt er definert som:

$$(7.7) \bar{k} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T k_i \quad (k=W_2, B, \alpha) \quad \text{der} \left\{ \begin{array}{l} j=B \Rightarrow h_{iB} = B_i \\ j=W_2 \Rightarrow h_{iW2} = W_{2i} \\ j=\alpha \Rightarrow h_{i\alpha} = \alpha_i \end{array} \right.$$

2. Estimatorenenes egenskaper:

Man viser enkelt at når (7.1) og forutsetningene gjelder, vil estimatorene være:

i) forventningsrette:

$$(7.8) E \hat{A}_i = A_i \quad (i=1, 2, 4) \quad \text{og}$$

ii) ha en varians som går mot 0 når antall observasjoner vokser:

$$(7.9) \quad \lim_{T \rightarrow \infty} \text{var} \hat{A}_i = 0 \quad (i=1,2,4).$$

Dette medfører at estimatorene er konsistente (dersom $m_{BB}(1-r_{12})^2 \rightarrow 0$ og $m_{WW}(1-r_{12})^2 \rightarrow 0$)¹⁾

iii) Vi antar dessuten at restleddet u har konstant varians σ^2 . Da vil

$$(7.10) \quad \text{var}(\alpha) = \sigma^2.$$

Forutsetningene i) - iii) gir estimatorene nok en egenskap:

iv) Estimatorene \hat{A}_1 , \hat{A}_2 og \hat{A}_4 har minimum varians blant alle lineære og forventningsrette. De er lineære Gauss-Markow estimatorer.

3. Testing av de estimerte koeffisienter partielt:

Når (7.1) og (7.10) er oppfylt, blir varians og kovarians på estimatorene:

$$(7.10) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{var } \hat{A}_2 = \frac{\sigma^2}{T} \cdot \frac{m_{WW}}{H} \\ \text{var } \hat{A}_4 = \frac{\sigma^2}{T} \cdot \frac{M_{BB}}{H} \\ \text{var } \hat{A}_1 = \frac{\sigma^2}{T} \cdot [1 + \frac{m_{WW}^{-2} + m_{BB}^{-2} - 2m_{BW}^{-2}}{H}] \\ \text{cov}(\hat{A}_2, \hat{A}_4) = \frac{\sigma^2}{T} \cdot \frac{m_{BW}}{H} \end{array} \right.$$

Testmetoden for estimatorene \hat{A}_1 , \hat{A}_2 og \hat{A}_4 utledes ved å forutsette at restleddet u_t er normalt fordelt:

1) r_{12} er definert i (7.19).

(7.12) $u_t \sim N(0, \sigma)$ for alle $t \in \{1, \dots, T\}$ og dessuten er alle u_1, \dots, u_T stokastisk uavhengige. Siden \hat{A}_i^1 ($i = 1, 2, 4$) er minste kvadraters estimatorer og lineære funksjoner av restleddet, kan vi utlede deres fordeling ved hjelp av Student-Fischers setning og definisjonen av en t-fordelt variabel:

(7.13) Når $Z \sim N(0, 1)$ og v^2 er stokastisk uavhengig av Z og dessuten χ^2 -fordelt med r frihetsgrader, er $t = \frac{Z\sqrt{r}}{\sigma}$. Student-t-fordelt med r frihetsgrader.

Vi må finne den variable σ^2 i denne oppgaven. Nå defineres minimumsverdien av kvadratsrammen i (7.4) som

$$(7.14) Q_0 = \sum_i (\alpha_i - \bar{\alpha})^2 - A_2 \sum_i (\alpha_i - \bar{\alpha})(B_i - \bar{B}) - A_4 \sum_i (\alpha_i - \bar{\alpha})(W_i - \bar{W})$$

Spredningen rundt regresjonsplanet beskrives ved restvariansen:

$$(7.15) S^2 = \frac{1}{T} Q_0 = S_{\alpha}^2 - A_2 m_{\alpha B} - A_4 m_{\alpha W}$$

Man kan også vise at

$$(7.16) EQ_0 = (T-3) \cdot \sigma^2 \quad (T = \text{totalt antall observasjoner})$$

Herav

(7.17) $\hat{\sigma}^2 = \frac{Q_0}{T-3}$ er en mulig estimator for den ukjente felles varians σ^2 på restledd og på den endogene variable.

Estimatoren (7.17) er vanligvis konsistent når \hat{A}_2 og \hat{A}_4 er det.

Vi oppsummerer:

(7.18) { Når $\alpha_1, \dots, \alpha_T$ er stokastisk uavhengig og normalt fordelt, er hver av estimatorene \hat{A}_1, \hat{A}_2 og \hat{A}_4 normalt fordelt med forventning og varians gitt i henholdsvis (7.8) og (7.11). Regresjonskoeffisientene \hat{A}_2 og \hat{A}_4 er simultant, binormalt fordelt. Man kan vise at restvariansen S^2 er uavhengig av \hat{A}_1, \hat{A}_2 og \hat{A}_4 og at $\frac{TS^2}{\sigma^2} \sim \chi^2$ -fordelt med $(T-3)$ frihetsgrader.

(7.13) og (7.18) gir følgende:

$$(7.19) \left\{ \begin{array}{l} \frac{\hat{A}_i - A_i}{S} \cdot \sqrt{(T-3)m_{jj}(1-r_{12}^2)} \quad (i=2,4) \\ \quad (j=W, B) \\ \frac{\hat{A}_1 - A_1}{S} \sqrt{\frac{(T-3) \cdot H}{H + m_{WW}\bar{B}^2 + m_{BB}\bar{W}^2 - 2m_{BW}\bar{B}\bar{W}}} \end{array} \right.$$

Her er r_{12} = korrelasjonskoeffisienten mellom forklaringsfaktoren 1 (B) og $2(W_2)$
 $r_{12} \stackrel{\text{def}}{=} \frac{m_{BW}}{\sqrt{m_{BB} \cdot m_{WW}}}$

er hver t-fordelt med $(T-3)$ frihetsgrader. Kvadratet av disse variable er Fischerfordelt med 1 og $T-3$ frihetsgrader.

Formlene i (7.19) brukes ved testing av de estimerte parametre \hat{A}_i ($i=1,2,4$) partielt. Man søker ved hjelp av disse kriterier å finne ut med hvilken sannsynlighet faktorene B og W_2 kan ha betydning for indeksendringen uttrykt ved α .

Vi kan bruke de t-fordelte variable i tester på to måter:

- a) Testing av de punktestimerte koeffisienter
- b) Utledning av konfidensintervall for estimatorene.

Metode a) illustreres ved følgende eksempel:

(7.20) { Hypotese $H_0: A_i = 0$ (\Rightarrow den sanne verdi av parameteren A_i er 0; testes mot alternativet: faktoren B(W) har ingen innvirkning på α når i er henholdsvis 2 eller 4)
 $H_1: A_i \neq 0$

Nå vet vi at (7.19) gjelder. Under H_0 er $\hat{A}_i = 0$. Observatoren under nullhypotesen blir: $T^0 = \frac{\hat{A}_i}{S} \cdot \sqrt{(T-3)m_{ii}(1-r_{12}^2)}$ ($i=2,4$), ($j=W,B$)

H_0 forkastes dersom:

(7.20) $|T^0| \geq t_{(1-\varepsilon/2, T-3)}$ - fraktilen i den aktuelle t-fordeling. Hvis $|T^0|$ ligger utenfor fraktil-grensene angitt ved signifikansnivået og antall frihetsgrader, må H_0 forkastes. Dersom dette ikke skjer, har data og testmetode ikke kunnet gi indikasjon på om utgangshypotesen var feiltiktig.

b) Utledning av konfidensintervall er ikke foretatt i denne analysen.

4. Simultantesting av koeffisientene

Den multiple, empiriske korrelasjonskoeffisient defineres som:

$$(7.21) \quad r_{\alpha \cdot B, W_2} = \frac{\text{kovar}(\alpha, \alpha^*)}{S_\alpha \cdot S_{\alpha^*}} = \sqrt{1 - \frac{S^2}{S_\alpha^2}},$$

$$(7.22) \quad R^2 = (r_{\alpha \cdot B, W_2})^2$$

der α^* er de beregnede α -verdier ut fra regresjonslinjen, S^2 er restvariansen fra (7.15) innsatt estimatene \hat{A}_2 og \hat{A}_4 og S_α^2 er den empiriske variansen for de observerte α :

$$(7.23) \quad S_\alpha^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (\alpha_i - \bar{\alpha})^2$$

Den multiple korrelasjonskoeffisient varierer i området $[0,1]$.

$r_{\alpha \cdot B, W_2}$ tolkes som et uttrykk for hvor meget variansen for α_i -verdiene i sampllet reduseres ved "uttrekning" av den lineære korrelasjon med B og W_2 .

- Det kan også vises at r har en tendens til å øke med antall eksogene variable.

Vi anvender $r_{\alpha \cdot B, W_2}$ til en simultantest av estimatene \hat{A}_2 , \hat{A}_4 .

Illustrasjon:

Testing av en mistanke om dårlig korrelasjon dvs. hypotesen

$$H_0: r_{\alpha \cdot B_1 W_2} = 0,$$

er ekvivalent med å teste hypotesen

$$H_0: E(\alpha; B, W) = A_1 \Leftrightarrow H_0^1: \hat{A}_2 = \hat{A}_4 = 0$$

mot alternativet

$$H_1: \hat{A}_i \neq 0 \text{ for minst én i } (i=2,4).$$

Vi forutsetter her at (7.18) gjelder. Det kan vises at

$$(7.24) \quad \frac{TS^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{(T-k-1)} \quad (\text{der } T = \text{antall observasjoner}, k = \text{antall eksogene variable})$$

er uavhengig av $\frac{TS_\alpha^2 - TS^2}{\sigma^2}$ som her χ^2 -fordelt med k frihetsgrader.

Dette medfører at forholdstallet

$$F^0 = \frac{S_\alpha^2 - S^2}{S^2} \cdot \frac{T-k-1}{k}$$

er F-fordelt med k og $T-k-1$ frihetsgrader under H_0 . Følgelig forkastes

H_0 når:

$$F^0 \geq f_{(1-\epsilon, k, T-k-1)} - \text{fraktkilen i den aktuelle f-fordeling med } k \text{ og } T-k-1 \text{ frihetsgrader.}$$

- Her testes altså om alle regresjonskoeffisienter er null; om det er slik at ingen av de eksogene variable har en signifikant innvirkning på α .

Hvis ulikheten over oppfylles, forkastes H_0 ut fra observasjonsmaterialet.

- I motsatt fall har vår test og de tilgjengelige data ikke vært sterke nok til å bestride påstanden H_0 .

F-observatoren i analysens del VI er ekvivalent med observatoren i (7.24).



STATISTISKE MÅL, FORDELINGER OG FORMLER I PREDIKSJONEN \hat{Y} 1. Prediksjonsmodellen

Jeg benytter relasjon III.12 i utledningen (jfr. (7.1)):

- Den teoretiske modell fra del III blir på prognoseform:

$$(8.1) \quad \alpha^P = A_1 + A_2 \cdot B^P + A_4 \cdot W_2^P + u^P$$

u^P er det stokastiske restledd og oppfyller:

$$(8.2) \quad \begin{cases} E(u_t^P) = 0 \\ E(u_t^P, u_{t+s}^P) = \begin{cases} 0 & \text{for } s \neq 0 \text{ (ingen autokorrelasjon)} \\ \sigma^2 & \text{for } s=0 \text{ (konstant varians)} \end{cases} \end{cases}$$

(8.1) får egenskapen:

$$(8.3) \quad \begin{cases} E(\alpha^P) = A_1 + A_2 B^P + A_4 W_2^P \\ \text{var}(\alpha^P) = \sigma^2 \end{cases}$$

Prediksjonsmodellen formuleres som:

$$(8.4) \quad E(\alpha^P) = A_1 + A_2 B^P + A_4 W_2^P$$

2. Prediktoren

Estimater for A_1 , A_2 og A_3 er funnet i del IV. Et anslag for den fremtidige prosentvise endring α får man ved prediktoren $\hat{\alpha}_{T+1}$:

$$(8.5) \quad \hat{\alpha}_{T+1} = \hat{A}_1 + \hat{A}_2 B \text{ (Forventet)} + \hat{A}_4 \cdot W_2 \text{ (Forventet)}$$

3. Prediksjonsfeil

Differansen mellom prediksjonsverdien $\hat{\alpha}_{T+1}$ og den verdi av α som realiseres på tidspunkt $T+1$, er en stokastisk variabel med forventning

$$(8.6) \quad E(\hat{\alpha}_{T+1} - \alpha_{T+1}) = E[(\hat{A}_1 - A_1) + (\hat{A}_2 - A_2)B + (\hat{A}_4 - A_4)W_2] = 0$$

(siden B og W_2 er ikke-stokastiske og \hat{A}_i ($i=1,2,4$) oppfyller (7.8).) og varians, som gir mål på prediksjonsfeilen.

$$(8.7) \quad \left\{ \begin{array}{l} \text{var}(\hat{\alpha}_{T+1} - \alpha_{T+1}) = E(\hat{\alpha}_{T+1} - \alpha_{T+1})^2 = \text{var } \hat{\alpha}_{T+1} + \text{var } \alpha_{T+1} \\ = \frac{\sigma^2}{T} \cdot \left\{ 1 + \frac{[m_{WW}(B-\bar{B})^2 + m_{BB}(W-\bar{W})^2 - 2m_{BW}(B-\bar{B})(W_2-\bar{W}_2)]}{H} \right\} \\ \quad + \sigma^2 \\ = \sigma^2 \cdot [1 + \frac{1}{T} + \frac{1}{T} \cdot \frac{I}{H}] \end{array} \right.$$

der H er definert i (7.5) og I er innholdet av hakeparentesen.

(8.7) illustrerer feilkildene 1-3 i vedlegg 5.II.

4. Punkt- og intervallprediksjon

(i) Punktprediksjon

Her brukes modellen (8.5) direkte

(ii) Intervallprediksjon

I tillegg til forutsetningene (8.2) og (8.3) kreves at restleddene u_1, \dots, u_T oppfyller:

$$(8.8) \quad \left\{ \begin{array}{l} u_1, \dots, u_T \text{ er stokastisk uavhengige variable og alle} \\ u_i \sim N(0, \sigma) \quad (\sigma \text{ konstant og } (i=1, \dots, T)). \text{ Dessuten må} \\ u_{T+1} \text{ være stokastisk uavhengig av alle andre } u_i \text{ og} \\ u_{T+1} \sim N(0, \sigma) \end{array} \right.$$

Herav følger:

$$(8.9) \quad \left(\frac{\hat{\alpha}_{T+1} - \alpha_{T+1}}{\sigma \sqrt{1 + \frac{1}{T} + \frac{1}{T} \cdot \frac{I}{H}}} \right) \sim N(0, 1).$$

Jfr. (7.18) er

$$(8.10) \quad \frac{TS^2}{\sigma^2} \sim \chi^2 - \text{fordelt med } (T-3) \text{ frihetsgrader og uavhengig av } \hat{\alpha}_{T+1}.$$

Dette medfører at

$$(8.11) \quad \frac{\hat{\alpha}_{T+1} - \alpha_{T+1}}{S} : \sqrt{\frac{T-3}{T+1+\frac{I}{H}}} \quad \text{er t-fordelt med } (T-3) \text{ frihetsgrader.}$$

Prediksionsintervallet for α_{T+1} med á priori gitt prediksionsgrad $(1-\varepsilon)$, finnes av sannsynlighetsutsagnet:

$$(8.12) \quad P(t_{(\varepsilon/2, T-3)} \leq \frac{\hat{\alpha}_{T+1} - \alpha_{T+1}}{S} \sqrt{\frac{T-3}{T+1+\frac{I}{H}}} \leq t_{(1-\varepsilon/2, T-3)}) = 1-\varepsilon$$

α_{T+1} 's intervall blir da:

$$(8.13) \quad \left[\hat{\alpha}_{T+1} \pm t_{(1-\varepsilon/2, T-3)} : S \cdot \sqrt{\frac{T+1+\frac{I}{H}}{T-3}} \right]$$

der S er restvariansen omtalt i forrige vedlegg

En tolkning av prediksjonsintervallet illustreres ved tankeeksemplet:

Dersom man foretar prosedyren med samme modell som over en rekke ganger, skal α priori punktprediksjonen i $100 \cdot (1-\varepsilon)$ prosent av tilfellene falle innen intervallet (8.13).

Man ønsker presise anslag på den endogene variable $\hat{\alpha}_{T+1}$. Dette betyr at et beregnet prediksjonsintervall for $\hat{\alpha}_{T+1}$ skal ha en høy grad og en liten utstrekning. Dessverre kan disse betingelsene komme i motsetning til hverandre. En mulighet for å minske prediksjonsintervallets utstrekning er å kreve en lavere prediksjonsgrad. Dette medfører imidlertid at sannsynligheten for å predikere feil øker.

LITTERATURLISTE

- [1] Herdis Thoren Amundsen: Statistisk metodelære II. Tanum 1978
- [2] Revue de l'institut international de statistique vol. 20. 1952
 - 1) O. Anderson jr.: The Business Test og the IFO-Institute for economic Research, Munich, and its theoretical Model. (pp. 1-17)
 - 2) H. Theil: On the time shape of economic Microvariables and the Munich Business Test. (pp. 105-120)
- [3] D. B. Jochems and de Wit: The macroeconomic Relationship between Business Tendencies Survey and numerical Data - IFO-CIRET 1959
- [4] Johnston: Econometric Methods McGraw-Hill Co. Second Edition
- [5] B. Å. Persson: On the Reliability of Business Tendency Survey Data as cyclical Indicators, CIRET-Conference 1975
- [6] Statistisk Sentralbyrås håndbøker: 13 konjunkturindikatorer - en kort oversikt, Oslo 1976
- [7] H. Theil: Economic Forecasts and Policy, North-Holland Publishing Co., Amsterdam 1958