

**RAPPORTER**

**85/25**

**PRODUKSJONSTILPASNING OG  
LAGERADFERD I INDUSTRI -**

**EN ANALYSE AV KVARTALSDATA**

AV  
ERIK BIØRN

---

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
CENTRAL BUREAU OF STATISTICS OF NORWAY

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 85/25

# PRODUKSJONSTILPASNING OG LAGERADFERD I INDUSTRI

EN ANALYSE AV KVARTALSDATA

AV  
ERIK BIØRN

STATISTISK SENTRALBYRÅ  
OSLO — KONGSVINGER 1985

ISBN 82-537-2251-6  
ISSN 0332-8422

**EMNEGRUPPE**

**Økonomisk og statistisk teori og metode**

**ANDRE EMNEORD**

**Lagermodell**

**Konjunkturmodell**

**Økonomisk kvartalsmodell**

## FORORD

Statistisk Sentralbyrå har i lengre tid arbeidet med å utvikle modellverktøy for kortsiktige analyser av norsk økonomi. En første versjon av flersektorkvartalsmodellen KVARTS er nå operativ. I denne rapporten presenteres hovedresultatene fra arbeidet med å utforme og tallfeste ligningene for produksjonstilpasning og lageradferd i industrisektorene i denne modellen.

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 28. august 1985

Arne Øien

## PREFACE

For some years, work has been going on in the Central Bureau of Statistics to develop models for short-term analyses of the Norwegian economy. A first version of the multisectoral quarterly model KVARTS is in operation. This report presents the main results of the econometric analysis which preceded the specification of the equation system for domestic production and stock formation in the manufacturing sectors of this model.

Central Bureau of Statistics, Oslo, 28 August 1985

Arne Øien

## INNHOOLD

	Side
Sammendrag .....	6
1. Innledning. Noen hovedproblemer .....	7
2. Lagerproduserende sektorer: Modellgrunnlag .....	9
2.1. Innledning .....	9
2.2. Teori .....	10
2.3. Litt om modellens dynamiske egenskaper .....	13
2.4. Nærmere om det langtidsoptimale (ønskede) lager .....	15
2.5. Skillet mellom sektor og vare i lagertilpasningen .....	18
3. Ordreproduserende sektorer: Modellgrunnlag .....	20
3.1. Innledning .....	20
3.2. Prinsipielt om tidsstrukturen i produksjon for ordre .....	20
3.3. Utvidelse av modellen. Ordrereserve og lager av varer under arbeid .....	26
4. Estimeringsresultater .....	28
4.1. Lagerproduserende sektorer. Minste kvadraters estimator .....	29
4.2. Ordreproduserende sektorer. Minste kvadraters estimator .....	38
4.3. Produksjonsbeslutningsfunksjoner estimert ved hjelp av instrumentvariable .....	39
5. Sluttkommentar .....	42
Fotnoter .....	43
Appendiks. Datagrunnlaget .....	47
Litteraturreferanser .....	54
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP) .....	55

## SAMMENDRAG

I rapporten presenteres hovedresultatene fra arbeidet med å spesifisere og tallfeste ligningene for tilpasning av produksjon og lager i første versjon av kvartalsmodellen KVARTS. Spesiell vekt er lagt på behandlingen av tidsforsinkelser mellom etterspørsel og produksjon. Fem industrisektorer er spesifisert, hvorav tre behandles som "lagerproduserende" og to som "ordreproduserende" sektorer. I de lagerproduserende sektorer er det gjort forsøk på å behandle ferdigvarelagrenes rolle som buffer mellom etterspørsel og produksjon, hensyn tatt til tilgjengelig produksjonskapasitet og bedriftenes ønsker om langtidsoptimale lagerbeholdninger. Informasjon fra konjunkturbarometerundersøkelser spiller her en viktig rolle. I de ordreproduserende sektorer er tidsforskyvningene mellom ordrelivering, igangsetting og ferdigstillelse av produksjon og ordreservenes rolle som buffer forsøkt modellert. De empiriske resultater, basert på data for perioden 1967 - 1978, tyder på at det er varierende grad av tregghet i tilpasningen av produksjonen, men at momentantilpasning i de aller fleste tilfelle kan forkastes. I rapporten diskuteres også en del data- og måleproblemer.

## 1. INNLEDNING. NOEN HOVEDPROBLEMER\*

I en empirisk modell for analyse av den kortsiktige utvikling i økonomien spiller måten bedriftenes tilpasning av produksjonsvolumet er behandlet på en viktig rolle. Det er ingen overdrivelse å si at beskrivelsen av produksjonstilpasningen kan være avgjørende for modellens evne til å oppfange og forklare svingningene i aktivitetsnivået i økonomien. I mange næringer - spesielt i industri - utvikler produksjon og etterspørsel seg erfaringsmessig ofte forskjellig over et konjunkturforløp, og dette manifesterer seg i lagervariasjoner, siden lagerøkningen i en periode definisjonsmessig er lik differansen mellom produksjonen og etterspørselen i løpet av perioden. Av dette følger at produksjons- og lagertilpasningen bør betraktes i sammenheng. Hvis vi kan oppfatte etterspørselen rettet mot en sektor som utenfra gitt, vil en bestemt måte å modellere produksjonsbeslutningene på innebære en bestemt teori for lagerutviklingen, og omvendt, en bestemt "lageradferd" impliserer en bestemt "produksjonsadferd". Men selv om vi, mer realistisk, betrakter også etterspørselen som en variabel som sektoren kan påvirke, f.eks. gjennom sin pristilpasning, kan vi aldri utforme adferdsrelasjonene for produksjon og lager på en slik måte at definisjonsligningen ovenfor brytes. Dette gjelder vel å merke sammenhengen mellom de **realiserte** verdier (ex post); planlagte eller forventede verdier av produksjon, lager og etterspørsel (ex ante) behøver ikke nødvendigvis å være definisjonsmessig konsistente.

Et annet forhold som en modell for produsentenes korttidstilpasning bør avspeile, er at det vil kunne ta tid fra etterspørsel manifesterer seg, for eksempel ved at det skjer en bestilling, til den effektueres, ved at det ferdige produkt leveres. Slike tidsforskyvninger kan skyldes at produksjon, særlig av industriprodukter, ofte skjer etter forutgående **ordre**, eller at **produksjonsprosessen selv er tidsutstrakt**. Ofte opptrer produksjon for ordre og tidsutstrakt produksjon samtidig. Effekter av denne typen vil måtte ofres desto større oppmerksomhet jo kortere periodelengden for dataene og tidsperspektivet for anvendelse av modellen er. De kan være viktige i en årsmoell, er sannsynligvis viktige i en kvartalsmodell og helt utvilsomt viktige i en månedsmoell. Men like klart er det at en ved empirisk analyse av slike sammenhenger bør ta tilbørlig hensyn til de definisjoner av produksjon, etterspørsel, ordretilgang, ordreservert etc. som ligger til grunn for det datamateriale en benytter.

I denne rapporten vil vi presentere forsøk på å estimere kortsiktige produksjons- og lagertilpasningsfunksjoner for norske industrisektorer på grunnlag av kvartalsdata for årene 1966-1978. Spesielt vil vi vie lagrenes og ordreservenes rolle som buffer mellom etterspørsel og produksjon oppmerksomhet. Arbeidet er utført som ledd i utviklingen av kvartalsmodellen KVARTS, og en del av estimeringsresultatene er inkorporert i første utgave av denne modellen, KVARTS-75.1 Arbeidet har i betydelig grad hatt eksplorativ karakter, og ingen av resultatene må betraktes som endelige forslag til modellspesifikasjon. Snarere representerer det et forsøk på å behandle noen sider ved et viktig og vanskelig problem i forbindelse med empiriske korttidsmodeller, som uten tvil kunne fortjene en mer inngående behandling.

Ett forhold bør her nevnes spesielt. Vår oppmerksomhet vil være konsentrert om produksjon, etterspørsel og lager. Det er klart at andre variable, som produktpriser, arbeidsinnsats og innsats av kapitaltjenester, også vil være gjenstand for tilpasning av bedriftene på kort sikt, og vi kunne i **prinsippet** tenke oss at samtlige variable ble bestemt **simultant** innenfor rammen av en **overordnet modell for kortsiktig produsentadferd**. Relasjonene i denne modellen kunne for eksempel tenkes fremkommet ved at bedriftene maksimerer en nærmere spesifisert objektfunksjon under et sett av bibetingelser som uttrykker de bindinger av teknisk, markedsmessig og institusjonell art som bedriftene er underlagt på kort sikt. Et slikt tankeskjema er det imidlertid av flere grunner vanskelig å følge konsekvent ved oppbyggingen av en økonometrisk modell for produsentadferd, og i praksis vil det neppe kunne bli mer enn en **referanseramme** for det system av adferdsrelasjoner en til slutt velger.

La oss forsøke å konkretisere dette: Manglende balanse mellom realisert etterspørsel og eksisterende produksjonskapasitet bestemt ved tidligere investeringsbeslutninger står sentralt i svært mange

\* Forfatteren vil gjerne takke Ådne Cappelen, Morten Jensen og Svein Longva for nyttige kommentarer til manuskriptutkastet til denne rapporten, men står selvsagt selv ansvarlig for gjenværende feil og mangler.



bedrifters, spesielt industribedrifters, tilpasning på kort sikt. Denne (potensielle) ubalansen kan de tenkes å møte på flere måter. Bedriftene kan la ubalansen i sin helhet slå ut i kapasitetsutnyttelsen ved passivt å tilpasse produksjonen til etterspørselen. Eller de kan holde produksjonen på et nivå som tilsvarer full kapasitetsutnyttelse og "ta balansen ut" i form av økning eller nedgang i lageret av ferdigvarer. For det tredje kan de regulere fremdriften (fullføringstiden) av de prosjekter hvor produksjonen er tidsutstrakt. En fjerde mulighet er å holde "lager" av produksjonsfaktorer som ikke benyttes til løpende produksjon, for eksempel arbeidskraft ("labour hoarding"). En femte mulighet er å forsøke å tilpasse etterspørselen til produksjonskapasiteten ved å endre produktprisene, i den grad markedsforholdene gjør det mulig. For det sjette kunne de forsøke å tilpasse produksjonskapasiteten ved å forsere investeringene eller utrangere kapital i et større omfang enn den tekniske slitasje skulle tilsi.

Ved å formulere en simultan produsentadferdsmodell kunne vi, i prinsippet, forklare, på en logisk konsistent måte, hvilken sammensetning av de forskjellige "strategiene" bedriftene faktisk vil velge i en gitt situasjon. Det er umiddelbart klart at en slik modell vil kunne bli svært komplisert. For det første vil den i betydelig grad inneholde **ikke-lineære restriksjoner** på produksjons- og lagerbeslutningsfunksjonene, sysselsettingsrelasjonene, prisrelasjonene etc. som følge av at de er avledet fra et felles underliggende sett av strukturelasjoner, som selv i stor grad vil være ikke-lineære (produktfunksjoner, etterspørselsfunksjoner, dynamiske relasjoner som beskriver tilpassnings-tregheter, relasjoner for forventningsdannelse, osv.). For det annet vil **forventningsvariable** spille en viktig rolle i de fleste av disse avledede relasjonene, fordi bedriftenes forventninger om priser, etterspørselsforhold mv. kan være avgjørende for hvilken sammensetning av de mulige "strategier" som de til enhver tid vil velge. Det faktum at de fleste av disse forventningsvariable vanligvis vil være uobserverbare, bidrar til å komplisere bildet ytterligere.

Vi har forsøkt å ha en slik overordnet modell som **referanseramme** ved utformingen av relasjonene som beskriver industrisektorenes produsentadferd i KVARTS. Men for å forenkle den økonometriske tallfesting har vi valgt å organisere arbeidet i form av **flere delmodeller**. Det er én delmodell for arbeidskraftetterspørsel i industri, én for produksjonskapasitet og investering, én prisadferdsmodell og endelig delmodellen for produksjonstilpasning og lageradferd, som dette notatet dreier seg om<sup>2</sup>. Naturligvis har denne blokkdelingen av modellen medført at vi har måttet gi avkall på å ta hensyn til en del av de restriksjoner på funksjonsformer og parametre i de enkelte ligninger som ville følge om vi hadde holdt oss strengt til én felles modellspesifikasjon. Alle sammenhenger mellom variable som vi nevnte tidligere, er heller ikke representert i modellen slik den i dag foreligger.

En annen forenkling, som har betydning blant annet for arbeidet med estimering av modellen, er at vi tenker oss at produsentene handler dels ut fra en **kortsiktig** og dels ut fra en **langsiktig** strategi. Dette er gjort for å ta hensyn til at beslutninger om noen variable er mer irreversible enn andre - dvs. det er større omkostninger og ulemper ved å endre beslutningene når de først er truffet. Jo mer irreversible beslutningene om en variabel er, desto lengre horisont er det grunn til å anta at bedriftene har når de fastsetter denne variabelen. Relasjonene for produksjon og lager, som vi presenterer i denne rapporten, er et forsøk på å formalisere en viktig del av bedriftenes kortsiktige strategi. I et mer langsiktig perspektiv bestemmes blant annet **produksjonskapasiteten** som ledd i beslutningene om investering i realkapital. Disse treffes forut for - og inngår altså blant rammebetingelsene for - produksjons- og lagerbeslutningene. (Se Biørn (1985).) Dermed kan produksjonskapasiteten behandles som en predeterminert variabel i relasjon til produksjon og lager, og vi oppnår en rekursiv blokkdeling av modellen, noe som både modellteknisk og økonometrisk er bekvemt.

Fremstillingen er disponert på følgende måte: I avsnitt 2 presenteres den modell vi legger til grunn for de av industrisektorene som er antatt å holde lager av egne produkter av et visst omfang - de vil bli kalt de **"lagerproduserende"** sektorer. Dette gjelder tre av de fem industrisektorer som spesifiseres i KVARTS. Vi diskuterer her spesielt modellens dynamiske struktur og stabilitetsegenskaper (underavsnitt 2.3) og hvordan vi har forsøkt å utnytte **konjunkturbarometerdata** til å konstruere tidsserier for bedriftenes ønskede lager (underavsnitt 2.4). Det primære datagrunnlag for analysen er kvartalsvise **nasjonalregnskapsdata**. Den sonndring mellom begrepene sektor og vare som er

gjennomført i nasjonalregnskapet, skaper et spesielt problem for behandling av produksjons- og lager-tilpasningen, fordi det berører definisjonsligningen mellom produksjon, etterspørsel og lagerøkning. Dette diskuteres i underavsnitt 2.5. I avsnitt 3 diskuterer vi en modellramme for de industrisektorer som har betydelig innslag av tidsutstrakt produksjon og/eller produksjon basert på forutgående ordre - kalt de "ordreproduserende" sektorer. Først diskuteres, på prinsipielt grunnlag, tidsstrukturen i prosessen fra ordrelivering til produksjon (underavsnittene 3.1 og 3.2). Den modellspesifikasjon vi avleder på grunnlag av dette - hensyn tatt til ordrestatistikken og dens begrensninger - presenteres dernest. For hver sektor spesifiseres en ordrefullføringsligning og en produksjonsbeslutningsligning (underavsnitt 3.3). Avsnitt 4 gir en oversikt over estimeringsresultatene. Først gjengis minste kvadraters estimerer for enkeltligninger (underavsnittene 4.1 og 4.2), dernest presenteres noen forsøk på simultan estimering basert på instrumentvariable (underavsnitt 4.3). En oppsummering følger i avsnitt 5.

## 2. LAGERPRODUSERENDE SEKTORER: MODELLGRUNNLAG

### 2.1. Innledning

Mange industribedrifter holder lager av egne produkter i betydelig omfang - en sier ofte at de "kan produsere for lager". Slike lagre kan virke som støtpute mellom produksjon og etterspørsel. Produsentene har på den ene side mulighet for å tilfredsstille en del av etterspørselen i en periode ved å redusere lagerbeholdningen. På den annen side kan de, ved å produsere mer enn det etterspørselen tilsier, bygge opp lager for å dekke forventede etterspørselsøkninger i fremtidige perioder. En viktig oppgave i en økonometrisk beskrivelse av produsentenes korttidstilpasning blir å forsøke å modellere lagerets funksjon som buffer mellom produksjon og etterspørsel.

La oss ta utgangspunkt i følgende balanseligning for en produksjonssektor:<sup>3</sup>

$$(2.1) \text{ Innenlandsk produksjon} + \text{Import} = \text{Innenlandsk etterspørsel} + \text{Eksport} + \text{Lagerøkning.}$$

Siden den gjelder som en definisjonssammenheng ex post, kan vi ikke postulere uavhengige relasjoner for alle variable i denne ligningen. Er det i modellen spesifisert relasjoner for de innenlandske etterspørselskomponentene (kryssløpsligninger for vareinnsats og ligninger for konsum og investering) og for eksporten, kan det ikke innføres tre uavhengige ligninger for produksjonen, importen og lagerøkningen. Forsøk på å gjøre det ville lede til et overbestemt system. Importen knyttes ofte til den innenlandske etterspørselen, f.eks. ved et system av importandelsfunksjoner. Med en slik spesifisering av etterspørsel og import, som med visse unntagelser svarer til den som benyttes i KVARTS (se Biørn, Jensen og Reymert (1985, avsnitt 3.1-3.3)), vil altså den etterspørsel som **netto** er rettet mot innenlandske produsenter - dvs. innenlandsk etterspørsel pluss eksport minus import - være bestemt i andre deler av modellen.<sup>4</sup>

Ved modellering av produksjons- og lagertilpasningen finnes det nå tre mulige strategier:

- (i) La lagerøkningen være eksogent gitt eller bestemt ved en enkel, mekanistisk ligning. Dette betyr at variasjonene i produksjonen hovedsakelig forutsettes å følge variasjonene i etterspørselen.
- (ii) Innføre en eksplisitt **tilbudsfunksjon** for sektorens produksjon (f.eks. avledet av en forutsetning om overskuddsmaksimering) og la lagerøkningen fremkomme som differansen mellom denne produksjonen og nettoetterspørselen slik den blir bestemt i resten av modellen. Dermed kunne vi si at lagerøkningen blir "residualt bestemt". En variant kunne være å la produksjonen være eksogent gitt.
- (iii) Utforme relasjonene for produksjon (tilbudet fra innenlandske produsenter) og lager **simultant**, f.eks. ved en optimalisering, idet balanseligningen (2.1) tas eksplisitt hensyn til. Denne mer symmetriske behandlingen innebærer at både produksjon og lager "gir etter" for etterspørselsvariasjoner, slik disse blir bestemt i resten av modellen, dvs. ved kryssløpsligningene, prisligningene og ligningene for konsum, investeringer og eksport.

Det kunne være nærliggende, stikkordmessig, å si at omsatt kvantum i tilfelle (i) er "etterspørselsbestemt" ("bestemt fra etterspørselssiden"), i tilfelle (ii) er "tilbudsbestemt" ("bestemt fra tilbudssiden") og i tilfelle (iii) bestemt ved en blanding av "etterspørre- og tilbyderadferd". En slik karakterisering er imidlertid ikke uproblematisk, fordi det i alle tilfelle er den **simultane struktur i KVARTS-modellen som avgjør hvordan produksjon, lager og etterspørsel til syvende og sist blir determinert**. Den grunnleggende forskjell mellom de tre strategiene ligger i **hvordan produsentene forutsettes å ta hensyn til resten av økonomien (modellen) når adferdsrelasjonene for produksjonstilpasningen utformes**. Her er (iii) den mest fleksible - idet den a priori ikke tar stilling til hvilken vekt etterspørselsvariasjoner bør tillegges for de kortsiktige variasjoner i produksjonen. Det er denne strategien vi har valgt for følgende KVARTS-sektorer:

15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri.
25. Trevareindustri, grafisk industri mv.
30. Bergverk og råvareindustri (ekskl. oljeutvinning).

Vi vil nå beskrive teorigrunnet litt nærmere.

## 2.2. Teori

Vi tenker oss, som nevnt, at produsentene handler både ut fra en langsiktig og en kortsiktig strategi. De har et langt tidsperspektiv - med en horisont på flere kvartaler - for variable som det bare er mulig å endre relativt langsomt over et konjunkturforløp, og et kort tidsperspektiv - med en horisont på vanligvis bare ett kvartal - for variable som lar seg justere forholdsvis raskt når markedssituasjonen endrer seg. De beslutninger bedriftene treffer for den langsiktige tilpasning, inngår blant rammebetingelsene for deres kortsiktige tilpasning. Dette gjelder blant annet beslutningene om produksjonskapasiteten (den "langtidsoptimale produksjon") og den langtidsoptimale ("ønskede") lagerbeholdning. Som ledd i den kortsiktige tilpasning treffes så beslutninger om faktisk produksjon og lager, og dermed om den lagerøkning som blir realisert i hvert enkelt kvartal.

Betrakt en produksjonssektor som står ved begynnelsen av kvartal  $t$ . Sektorens produksjonskapasitet er bestemt ved tidligere investeringsbeslutninger, og vi lar  $\bar{X}_{t-1}$  betegne kapasiteten ved utgangen av kvartal  $t-1$ , dvs. ved begynnelsen av kvartal  $t$ . (Bestemmelsen av  $\bar{X}$  er behandlet i Biørn (1985).) Produsentene i sektoren har en oppfatning om hva lagerbeholdningen bør være i inneværende kvartal for å stå i et rimelig forhold til forventet normal etterspørsel på lang sikt. Vi kaller dette lageret for det langtidsoptimale ("ønskede") lager og betegner det med  $\bar{S}_t$ . Produsentene har dessuten **forventninger** om den netto etterspørsel de vil møte i kvartal  $t$ ,  $\hat{D}_t$ . Med netto etterspørsel mener vi her etterspørsel fra hjemmemarkedet og eksportmarkedet etter at import er fratrukket.<sup>5</sup>

Vi tenker oss at sektoren først utarbeider en **foreløpig plan** for tilpasningen i kvartal  $t$  for det tilfellet da forventet etterspørsel blir realisert. Den er konsistent i sin planlegging i den forstand at planlagt lagerøkning er lik differansen mellom planlagt produksjon og forventet etterspørsel. Med symboler kan dette skrives som

$$(2.2) \quad S_t^* - S_{t-1} = X_t^* - \hat{D}_t,$$

hvor  $S_t^*$  er planlagt lager ved utgangen av kvartal  $t$  og  $X_t^*$  planlagt produksjon. Ved begynnelsen av hvert kvartal foreligger vanligvis en **ubalanse**, i den forstand at det ikke er mulig å holde et produksjonsnivå som svarer til full kapasitetsutnyttelse og **samtidig** bringe lagerbeholdningen opp på sitt langtidsoptimale nivå i løpet av ett kvartal, med den etterspørsel produsentene forventer. Vi kan si at dette er den restriksjon som den langsiktige tilpasning av kapasiteten legger på den kortsiktige tilpasning av produksjonen og lageret. Denne ubalansen kan uttrykkes på følgende måte:

$$\bar{S}_t - S_{t-1} \neq \bar{X}_{t-1} - \hat{D}_t,$$

og det er følgelig umulig å få tilfredsstilt  $S_t^* = \bar{S}_t$  og  $X_t^* = \bar{X}_{t-1}$  samtidig.

I denne ulikevektssituasjon antar vi at produsentene søker å innrette produksjonen og lageret slik at (a) faktisk produksjon avviker minst mulig fra produksjonskapasiteten og (b) lagerbeholdningen avviker minst mulig fra det langtidsoptimale lager. Løsningen vil måtte bli et kompromiss mellom ønsket om å minimere disse to avvikelserne samtidig. Hvis (a) var det dominerende mål, ville produsentene sette

$$(A) \quad X_t^* = \bar{x}_{t-1}, \text{ og f\u00f8lgelig, p.g.a. (2.2), } S_t^* = S_{t-1} + \bar{x}_{t-1} - \hat{D}_t.$$

La de hovedvekten p\u00e5 (b), ville de sikte mot \u00e5 oppn\u00e5

$$(B) \quad S_t^* = \bar{S}_t, \text{ og f\u00f8lgelig, p.g.a. (2.2), } X_t^* = \hat{D}_t + \bar{S}_t - S_{t-1}.$$

Det vil imidlertid kunne v\u00e5re urimelig \u00e5 tenke seg at produsentene har et absolutt m\u00e5l om \u00e5 eliminere ubalansen i lageret i l\u00f8pet av ett kvartal. Mer realistisk vil det kunne v\u00e5re \u00e5 anta at de \u00f8nsker \u00e5 fjerne bare en andel  $h$  i innev\u00e5rende kvartal og ta resten senere. Med v\u00e5re symboler inneb\u00e5rer dette at (B) erstattes med

$$(C) \quad S_t^* = S_{t-1} + h(\bar{S}_t - S_{t-1}), \text{ og f\u00f8lgelig, p.g.a. (2.2),}$$

$$X_t^* = \hat{D}_t + h(\bar{S}_t - S_{t-1}) \quad (0 < h < 1).$$

Vi formulerer n\u00e5 kompromisset mellom (a) og (b) som at produsentene tillegger m\u00e5let om \u00e5 f\u00e5 produksjonen lik produksjonskapasiteten, dvs. (A), en vekt  $a$ , og m\u00e5let om \u00e5 eliminere en andel  $h$  av lagerubalansen, dvs. (C), en vekt  $1-a$ . Planlagt produksjon blir f\u00f8lgelig satt lik<sup>6</sup>

$$(2.3) \quad X_t^* = a\bar{x}_{t-1} + (1-a)\{\hat{D}_t + h(\bar{S}_t - S_{t-1})\}.$$

Ved innsetting i (2.2) gir dette f\u00f8lgende ligning for planlagt lagerbeholdning:

$$(2.4) \quad S_t^* = S_{t-1} + a(\bar{x}_{t-1} - \hat{D}_t) + (1-a)h(\bar{S}_t - S_{t-1}) \quad (0 < a < 1; 0 < h < 1).$$

N\u00e5 vil produsentenes ettersp\u00f8rselforventninger som regel ikke sl\u00e5 til. Den ettersp\u00f8rel som realiseres i markedet, er forskjellig fra den antaserte,  $\hat{D}_t$ . Hvordan revideres da produksjonsplanene? La n\u00e5  $X_t$  v\u00e5re realisert produksjon i kvartal  $t$ ,  $D_t$  realisert ettersp\u00f8rel og  $S_t$  realisert lagerbeholdning. Disse ex post-variablene tilfredsstiller definisjonsmessig naturligvis ligningen

$$(2.5) \quad S_t - S_{t-1} = X_t - D_t.$$

Av (2.2) og (2.5) f\u00f8lger

$$D_t - \hat{D}_t = X_t - X_t^* - (S_t - S_t^*).$$

Tolkningen av dette er at uventet ettersp\u00f8rel er lik utilsiktet produksjon  $[X_t - X_t^*]$  pluss utilsiktet lagernedgang  $[-(S_t - S_t^*)]$ . Vi tenker oss at produsentene, n\u00e5r de oppdager denne ubalansen, reagerer med \u00e5 foreta en enkel planjustering, idet en andel  $c$  av den uventede ettersp\u00f8rel sl\u00e5r ut i utilsiktet produksjon, og resten, dvs. andelen  $1-c$ , kommer som utilsiktet lagernedgang. Vi setter alts\u00e5

$$(2.6) \quad X_t = X_t^* + c(D_t - \hat{D}_t),$$

$$(2.7) \quad S_t = S_t^* - (1-c)(D_t - \hat{D}_t) \quad (0 < c < 1).$$

Denne mekaniske planjustering er naturligvis en sterkt forenklet beskrivelse av hvordan produsentene i praksis kan tenkes å reagere på uoppfylte etterspørselsforventninger.

Ved å kombinere (2.3) og (2.6) finner vi

$$(2.8) \quad X_t = a\bar{X}_{t-1} + b(\bar{S}_t - S_{t-1}) + cD_t + (1-a-c)\hat{D}_t,$$

hvor  $b = h(1-a)$ .

Vi betegner ligning (2.8) som sektorens **produksjonsbeslutningsfunksjon**. Den angir hvordan produksjonsvolumet blir avpasset etter på den ene side produksjonskapasiteten og den initiale ubalansen i lageret og på den annen side forventet og faktisk etterspørsel. Det er altså denne ligningen som beskriver markedsklareringen.

Det er selvsagt ikke uproblematisk å betrakte  $a$ ,  $c$  og  $h$  som strukturcoeffisienter. Sannsynligvis vil produsentenes avbalansering av etterspørsels- og tilbudsimpulser og forventningsfeil, slik den kommer til uttrykk i (2.3) og (2.6), kunne avhenge av den generelle konjunktursituasjon, priser, muligheter for å finansiere lageropplegg etc. Det kan eksempelvis tenkes at de i visse konjunkturfaser vil legge større vekt på å holde en høy kapasitetsnyttelse eller et høyt lager enn i andre. For å ta hensyn til dette kunne vi spesifisere  $a$ ,  $c$  og  $h$  som funksjoner av relativ kapasitetsutnyttelse, rente etc. En annen begrensning ved (2.8) er at den impliserer at produsentene reagerer helt symmetrisk på ubalanse i positiv og negativ retning. Koeffisientene er de samme hva enten produksjonen initialt befinner seg over eller under det nivå som svarer til full kapasitetsutnyttelse ( $X_{t-1} > \bar{X}_{t-1}$ ) og hva enten lagerubalansen er positiv eller negativ ( $\bar{S}_t > S_{t-1}$ ).<sup>7</sup> Vi har foreløpig ikke forfulgt disse idéene videre.

Men selv vår forenklete modellbeskrivelse inneholder flere interessante spesifikasjoner som spesialtilfelle. La oss se på fire av disse:  $\underline{a=c=0}$  gir

$$X_t = \hat{D}_t + b(\bar{S}_t - S_{t-1}),$$

dvs. produksjon er lik forventet etterspørsel pluss en andel  $b$  av lagerubalansen;  $\underline{a=0}$ ,  $\underline{c=1}$  gir

$$X_t = D_t + b(\bar{S}_t - S_{t-1}),$$

dvs. produksjon er lik faktisk etterspørsel pluss en andel  $b$  av lagerubalansen;  $\underline{a=1}$ ,  $\underline{c=0}$  gir

$$X_t = \bar{X}_{t-1},$$

dvs. produksjon er lik initial produksjonskapasitet; mens endelig  $\underline{a=c=1}$  gir

$$X_t = \bar{X}_{t-1} + D_t - \hat{D}_t,$$

dvs. produksjon er lik produksjonskapasitet korrigert for avvikelsen mellom faktisk og forventet etterspørsel.

Det følger av problemstillingen at det ikke opptreer noen separat "lagerbeslutningsfunksjon" i denne modellen. Av (2.5) og (2.8) kan vi **avlede** en ligning som gir realisert lagerbeholdning ved utgangen av kvartal  $t$  - den blir et speilbilde av produksjonsbeslutningsfunksjonen. Vi finner

$$(2.9) \quad S_t = (1-b)S_{t-1} + a\bar{x}_{t-1} - (1-c)D_t + (1-a-c)\hat{D}_t + b\bar{S}_t,$$

som innebærer at lagerøkningen blir

$$S_t - S_{t-1} = b(\bar{S}_t - S_{t-1}) + a(\bar{x}_{t-1} - \hat{D}_t) + (1-c)(\hat{D}_t - D_t).$$

Dette er en ligning av "stock-adjustment"-typen: Den realiserte lagerøkning er en andel  $b$  av avvikel- sen mellom langtidsoptimalt ("ønsket") lager og faktisk lager ved kvartalets begynnelse, korrigert for en andel  $a$  av differansen mellom produksjonskapasitet og forventet etterspørsel og en andel  $1-c$  av differansen mellom faktisk og forventet etterspørsel. Men vår modell skiller seg fra de "stock- adjustment"-modeller for lager som man vanligvis finner i litteraturen<sup>8</sup>, ved at den ser lager- og produksjonstilpasningen i sammenheng. Definisjonsligningen mellom produksjon, etterspørsel og lager- økning, (2.5), er tatt eksplisitt hensyn til ved utledning av adferdsligningene.

### 2.3. Litt om modellens dynamiske egenskaper

La oss se nærmere på det dynamiske forløp som genereres av denne delmodellen. Spesielt er det interessant å undersøke om det samspill mellom beholdnings- og strømningsvariable som våre forutset- ninger om produksjons- og lagertilpasningen innebærer, vil kunne bidra til å destabilisere modellen eller om løsningen alltid vil konvergere mot en stabil likevekt hvis modellen utsettes for eksogene "støt".

Anta for enkelhets skyld, at den antesiperte etterspørsel faller sammen med den realiserte, dvs.  $\hat{D}_t = D_t$ , og la  $Q_t = a\bar{x}_{t-1} + b\bar{S}_t$ . Vi betrakter i det følgende  $Q_t$  og  $D_t$  som modellens eksogene va- riabile.<sup>9</sup> Ligningssystemet (2.8) - (2.9) kan da skrives som

$$(2.10) \quad \begin{aligned} X_t &= Q_t + (1-a)D_t - bS_{t-1}, \\ S_t &= Q_t - aD_t + (1-b)S_{t-1}, \end{aligned}$$

eller, på matriseform,

$$\begin{bmatrix} 1 & bL \\ 0 & 1-(1-b)L \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1-a \\ 1 & -a \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Q_t \\ D_t \end{bmatrix},$$

hvor  $L$  er lag-operatoren.<sup>10</sup> Betingelsen for at dette ligningssystemet gir en løsning som konvergerer mot en stabil likevekt når de eksogene variable,  $Q_t$  og  $D_t$ , endres, er at den verdi av  $z$  som tilfreds- stiller determinantligningen

$$\begin{vmatrix} 1 & bz \\ 0 & 1-(1-b)z \end{vmatrix} = 0,$$

er større enn 1 i tallverdi.<sup>11</sup> Dette er ekvivalent med

$$z = \frac{1}{|1-b|} = \frac{1}{|1-h(1-a)|} > 1,$$

som innebærer  $0 < |h(1-a)| < 1$ . Denne stabilitetsbetingelsen vil være oppfylt i vårt tilfelle dersom  $0 < h < 1$  og  $0 < a < 1$ .

La oss nå se på multiplikatorvirkningene av endringer i systemets eksogene variable. Vi gjør først det tankeeksperiment at modellen (2.10) initialt befinner seg i likevekt, og antar at **etterspørselen øker med størrelsen  $\Delta D$**  til et nytt nivå som den beholder i alle de følgende kvartaler. Den umiddelbare effekt er at produksjonen øker med

$$\Delta X_{(1)} = (1-a)\Delta D,$$

i forhold til utgangsnivået, mens lageret reduseres med

$$\Delta S_{(1)} = -a\Delta D.$$

Dette er første-runde-virkningene ("impact multipliers").<sup>12</sup> Virkningene som realiseres i de følgende kvartaler - regnet som tilvekster fra det nye nivået i foregående kvartal - ("interim multipliers"), blir

$$2. \text{ runde: } \Delta X_{(2)} = ab\Delta D, \quad \Delta S_{(2)} = -a(1-b)\Delta D,$$

$$3. \text{ runde: } \Delta X_{(3)} = ab(1-b)\Delta D, \quad \Delta S_{(3)} = -a(1-b)^2\Delta D,$$

$$4. \text{ runde: } \Delta X_{(4)} = ab(1-b)^2\Delta D, \quad \Delta S_{(4)} = -a(1-b)^3\Delta D,$$

etc.

Tilvekstene fortaper seg etter hvert, og den totale virkningen på produksjon og lager - regnet i forhold til utgangsnivået - ("total multipliers") blir

$$\Delta X = \sum_{s=1}^{\infty} \Delta X_{(s)} = \{(1-a) + ab \sum_{i=0}^{\infty} (1-b)^i\} \Delta D = \Delta D,$$

$$\Delta S = \sum_{s=1}^{\infty} \Delta S_{(s)} = -a \sum_{i=0}^{\infty} (1-b)^i \Delta D = -\frac{a}{b} \Delta D = -\frac{a}{h(1-a)} \Delta D.$$

Produksjonen øker altså på lang sikt like sterkt som etterspørselen, og lagerbeholdningen går ned med en andel av etterspørselen som er (i) desto større jo større  $a$  er, dvs. jo mer vekt produsentene i sin planlegging legger på målet om å holde produksjonen nær produksjonskapasiteten (jfr. (2.3)) og (ii) desto mindre jo mindre  $h$  er, dvs. jo større del av en lagerubalanse som søkes fjernet i inneværende kvartal (jfr. 2.4)). Vi har her forutsatt  $Q$  uendret, dvs. at produksjonskapasiteten og det ønskede lager ikke undergår endringer samtidig.

På tilsvarende måte kan vi finne den partielle virkning av en permanent økning i produksjonskapasiteten og/eller det ønskede lager. Tankeeksperimentet er nå at  $Q_t = a\bar{X}_{t-1} + b\bar{S}_t$  endres med  $\Delta Q = a\Delta\bar{X} + b\Delta\bar{S}$ , når vi for enkelhets skyld tenker oss at  $\bar{X}$  og  $\bar{S}$  kan variere uavhengig av hverandre. Dette gir

$$1. \text{ runde: } \Delta X_{(1)} = \Delta Q, \quad \Delta S_{(1)} = \Delta Q,$$

$$2. \text{ runde: } \Delta X_{(2)} = -b\Delta Q, \quad \Delta S_{(2)} = (1-b)\Delta Q,$$

$$3. \text{ runde: } \Delta X_{(3)} = -b(1-b)\Delta Q, \quad \Delta S_{(3)} = (1-b)^2\Delta Q,$$

$$4. \text{ runde: } \Delta X_{(4)} = -b(1-b)^2\Delta Q, \quad \Delta S_{(4)} = (1-b)^3\Delta Q,$$

som summerer seg til

$$\Delta X = \left\{ 1 - b \sum_{i=0}^{\infty} (1-b)^i \right\} \Delta Q = 0,$$

$$\Delta S = \sum_{i=0}^{\infty} (1-b)^i \Delta Q = \frac{1}{b} \Delta Q = \frac{a}{h(1-a)} \Delta \bar{X} + \Delta \bar{S}.$$

Initialt øker produksjonen med  $\Delta Q = a\Delta \bar{X} + b\Delta \bar{S}$ , og det hele går til lageroppbygging. Men fordi etterspørselen er antatt å holde seg stabil, får produsentene ikke avsetning for noe av denne økede produksjonen, og den akkumuleres videre som lager. Som følge av dette vil produksjonen i de følgende kvartaler gå ned. Totalresultatet på lang sikt er at produksjonen forblir uendret, mens lageret øker. Vi ser spesielt at en partiell økning i det ønskede lager på lang sikt vil trekke med seg en like sterk økning i det faktiske lager, mens produksjonen er uendret. En partiell økning i produksjonskapasiteten vil på lang sikt øke lagerbeholdningen med en andel som er stigende med  $a$  og avtagende med  $h$ .

Hvis imidlertid etterspørselen og produksjonskapasiteten øker **samtidig** og med samme størrelse,  $\Delta \bar{X} = \Delta D$ , dvs.  $\Delta Q = a\Delta D$ , får vi<sup>13</sup>

$$\Delta X_{(1)} = \Delta \bar{X} = \Delta D,$$

$$\Delta X_{(i)} = 0 \quad \text{for } i=2,3,\dots,$$

$$\Delta S_{(i)} = 0 \quad \text{for } i=1,2,\dots$$

Da vil altså kapasitets- og etterspørselsøkningen gi seg fullt utslag i produksjonen momentant, mens lageret ikke påvirkes.

Av det foregående kan vi trekke tre konklusjoner:

- 1) Tregheter i tilpasningen oppstår bare når etterspørselsøkningene og kapasitetsøkningene ikke er synkroniserte, samtidig med at ønsket lager er konstant.
- 2) Selv om kapasitets- og etterspørselsøkningene er synkroniserte, vil det være en treghet i tilpasningen av produksjonen dersom det parallelt med denne endringen skjer en endring i ønsket lager.
- 3) I alle tilfelle konvergerer løsningen mot en stabil likevekt.

#### 2.4. Nærmere om det langtidsoptimale (ønskede) lager

Bedriftenes langtidsoptimale ("ønskede") lager,  $\bar{S}_t$ , spiller en sentral rolle i modellen.<sup>14</sup> Vi er hittil ikke gått inn på hvordan det bestemmes, og i de tankeeksperimentene vi gjorde i avsnitt 2.3, betraktet vi den som en eksogen variabel. Ønsket lager er i utgangspunktet **uobserverbar**. En vanlig måte å behandle en slik variabel på i "stock-adjustment"-modeller er å postulere at den avhenger av observerbare variable som produksjonskapasitet, etterspørsel, rente osv., og benytte denne avhengigheten til å eliminere variabelen fra modellen.<sup>15</sup> Vi kunne for eksempel sette

$$\bar{S}_t = d\bar{X}_{t-1} + eD_t + \dots$$

og bruke denne ligningen til å fjerne  $\bar{S}_t$  fra (2.8). Dette ville ha gitt en produksjonsbeslutningsfunksjon av formen

$$X_t = a\bar{X}_{t-1} - \beta S_{t-1} + \gamma D_t + \delta \hat{D}_t + \dots$$

og en tilhørende lagerligning

$$S_t = (1-\beta)S_{t-1} + a\bar{X}_{t-1} - (1-\gamma)D_t + \delta \hat{D}_t + \dots$$



hvor

$$\begin{aligned}\alpha &= a + bd, \\ \beta &= b, \\ \gamma &= c + be, \\ \delta &= 1 - a - c.\end{aligned}$$

Vi kunne ha estimert én av disse ligningene og ikke ofret  $S_t$  mer oppmerksomhet.<sup>16</sup>

Vi har imidlertid valgt ikke å eliminere  $S_t$  fra modellen. I stedet har vi **utnyttet informasjon fra konjunkturbarometerundersøkelser til å konstruere tidsserier for  $S_t$**  og latt disse konstruerte seriene inngå som forklaringsvariable i produksjonsbeslutningsfunksjonen. På denne måten søker vi å utnytte den "stemningsrapport" som konjunkturbarometeret gir om produsentenes lagervurderinger, til å forklare svingningene i produksjonen. Variabelen  $\bar{S}_t$  forsøkes knyttet til andre modellvariable gjennom en økonometrisk ligning. Vi vil nå se nærmere på dette.

Den informasjon fra konjunkturbarometerundersøkelsene som vi gjør bruk av ved konstruksjon av tidsseriene for  $\bar{S}_t$ , er oppgaver over andelen av foretakene i hver av de aktuelle industrisektorer som svarer at deres faktiske lagerbeholdning av egne produkter er for stor i forhold til omsetningen minus andelen som svarer at den er for liten.<sup>17</sup> La  $z_t$  betegne verdien av denne differansen, **netttotallet**, i kvartal  $t$ .<sup>18</sup> Netttotallet, som alltid ligger mellom -1 og +1, er transformert på følgende måte:<sup>19</sup>

$$(2.11) \quad KB_t = \ln \left( \frac{1+z_t}{1-z_t} \right),$$

hvor  $\ln$  betegner den naturlige logaritme.

Beregningsformelen for  $\bar{S}_t$  er

$$(2.12) \quad \bar{S}_t = S_t - k KB_t \bar{D}_t,$$

hvor  $S_t$ , som før, betegner faktisk lager,  $\bar{D}_t$  er det uttrykk for etterspørselen (omsetningen) som foretakene relaterer lagerbeholdningen til når de rapporterer til konjunkturbarometeret i kvartal  $t$ , og  $k$  er en positiv konstant. Siden (2.12) er ekvivalent med

$$\frac{S_t - \bar{S}_t}{\bar{D}_t} = k KB_t,$$

avspeiler denne beregningsformelen nettopp spørsmålsstillingen i konjunkturbarometeret - den kan betraktes som en kvantitativ "oversettelse" av den kvalitative konjunkturbarometerinformasjonen.<sup>20</sup>

En grunnleggende forutsetning for at dette skal være en fornuftig måte å bruke konjunkturbarometerinformasjon på for det foreliggende formål, er at det normallager som "ligger under" lagervurderingene i konjunkturbarometerundersøkelsene, stemmer rimelig godt overens med det langtidsoptimale lager som styrer bedriftenes kortsiktige produksjonsbeslutninger. Vi har ingen garanti for at respondentene til konjunkturbarometeret tolker spørsmålet om lagerubalansen på denne måten, og dette sammen med de utvalgs- og registreringsfeil vi ellers må regne med, gjør at  $KB_t$  som indikator for relativ lagerubalanse nok vil være beheftet med målefeil. De tilfeldige komponenter kunne nok i **noen grad** ha vært eliminert ved glatting av de fremkomne serier, men da en slik glatting lett kan gi vilkårlige resultater fordi den kan påvirke den autoregressive struktur i seriene på utilsiktet måte, har vi avstått fra å gjøre dette.

Det gjenstår dermed å bestemme  $k$  og  $\bar{D}_t$ . Ved å sette (2.12) inn i (2.8) får vi

$$(2.13) \quad X_t = a\bar{X}_{t-1} + b(S_t - S_{t-1}) - kb KB_t \bar{D}_t + cD_t + (1-a-c)\hat{D}_t.$$

Denne ligningen, og dermed  $k$ , kan i prinsippet estimeres på grunnlag av data for  $X$ ,  $\bar{X}$ ,  $S$ ,  $D$  og  $KB$  så snart vi har knyttet  $\bar{D}_t$  og  $\hat{D}_t$  til observerbare variable, for eksempel løpende og tidligere verdier av  $D_t$  via lag-fordelinger. Koeffisientene i disse lag-fordelingene kunne enten være helspesifiserte eller avhenge av ukjente parametre. Det ble gjort noen forsøk i denne retning, men de gav jevnt over uakseptable resultater.<sup>21</sup>

Vi har derfor valgt et mindre krevende opplegg, nemlig å helspesifisere lag-fordelingen for  $\bar{D}_t$ , fastlegge verdien av  $k$  a priori og bruke (2.12) med disse verdier innsatt som beregningsformel for  $\bar{S}_t$ . Lag-fordelingen for  $\bar{D}_t$  er

$$(2.14) \quad \bar{D}_t = D_{t-4} + \frac{2}{3}(D_{t-1} - D_{t-5}) + \frac{1}{3}(D_{t-2} - D_{t-6}) = [L^4 + (1-L^4)(\frac{2}{3}L + \frac{1}{3}L^2)]D_t,$$

hvor  $L$ , som før, betegner lag-operatoren. Tolkningen er at produsentene forutsettes å anslå normal-etterspørselen ved å ta utgangspunkt i etterspørselen for fire kvartaler siden og legge til en etterspørselsøkning på årsbasis beregnet som et glidende gjennomsnitt av årsveksten i etterspørselen i de to foregående kvartaler.<sup>22</sup> For  $k$  har vi skjønsmessig valgt verdien 0.1 for sektorene 15. Næringsmiddel- og bekleidningsindustri og 30. Bergverk og råvareindustri og verdien 0.2 for sektor 25. Trevareindustri, grafisk industri mv. Dette valget har imidlertid underordnet betydning for den bruk vi skal gjøre av konjunkturbarometerinformasjon i det følgende, idet vi stort sett vil benytte denne informasjonen på absolutt eller relativ avviksform. Dermed kan verdien av  $k$  "tolkes inn i" modellens øvrige strukturkoeffisienter.<sup>23</sup>

Vi går så over til å behandle endogeniseringen av bedriftenes ønskede lager i modellen. En økonometrisk relasjon for denne variabel kan generelt skrives på formen:<sup>24</sup>

$$(2.15) \quad S_t = f(Z_t; \beta) + u_t,$$

hvor  $Z_t$  er variable som bestemmer bedriftenes ønskede lager,  $\beta$  den tilhørende koeffisientvektor og  $u_t$  et restledd. Normaletterpørselen er trolig en viktig forklaringsfaktor for det ønskede lager. Dels vil behovet for transaksjonslager for å dekke den løpende omsetning øke med etterspørselsnivået, og dels vil sannsynligheten for å "gå tom for lager" være desto større jo høyere etterspørselen er. Dessuten er det rimelig å forutsette at bedriftenes lagerønsker er en avtagende funksjon av rentenivået, fordi renteomkostninger er en viktig komponent i lageromkostningene.

I betraktning av de korte tidsserier vi har hatt til rådighet for å bestemme denne ligningen (20 observasjoner), er det nødvendig å velge en parametrisering som beslaglegger få parametre. Samtidig må vi imidlertid ta hensyn til at ligningen skal kunne gi rimelige resultater ved ekstrapolasjon utenfor observasjonsperioden. Ut fra disse overveielser har vi funnet at en spesifikasjon på **relativ form** - hvor  $S_t$  og  $D_t$  relateres til faktisk lager  $S_t$  og hvor sammenhengen forutsettes å være lineær - kan være et brukbart valg. Ligning (2.15) er derfor utformet som

$$(2.16) \quad \frac{\bar{S}_t}{S_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\bar{D}_t}{S_t} + \beta_2 (r - \frac{\Delta P}{P})_t + u_t,$$

hvor  $\bar{D}_t$  er gitt ved (2.14),  $\beta$ -ene er konstanter og  $u_t$  et restledd.

Denne parametriseringen har for øvrig den egenskap at den gir en relativt enkel sammenheng mellom den bakenforliggende konjunkturbarometervariabelen  $KB_t$  på den ene side og etterspørsel, lager og rente på den annen. Eliminerer vi nemlig  $\bar{S}_t$  fra (2.16) ved hjelp av (2.12) og løser den fremkomne ligning med hensyn på  $KB_t$ , får vi (når vi ser bort fra restleddet)

$$(2.17) \quad KB_t = \frac{1-\beta_0}{k} \cdot \frac{S_t}{\bar{D}_t} - \frac{\beta_2}{k} \cdot \frac{S_t}{\bar{D}_t} \cdot (r - \frac{\Delta P}{P})_t - \frac{\beta_1}{k}.$$

Det vi implisitt gjør når vi bruker (2.16) til å forklare ønsket lager, er altså at vi **endogeniserer konjunkturbarometervariabelen  $KB_t$  ved hjelp av (2.17).**<sup>25</sup>

Vi har dermed beskrevet hovedtrekkene i behandlingen av ønsket lager i produksjonsbeslutningsfunksjonen. Det faktum at vi endogeniserer ønsket lager ved hjelp av (2.16) vil påvirke det bilde modellen gir av tidsforskyvningen mellom produksjon og etterspørsel. I avsnitt 2.3 studerte vi denne tidsforskyvningen innenfor en forenklet modell hvor ønsket lager (og produksjonskapasitet) ble behandlet som eksogen, og konkluderte der med at løsningen alltid vil konvergere mot en stabil likevekt. Dette vil ikke uten videre gjelde når ønsket lager betraktes som endogen og knyttes til faktisk lager og etterspørsel. I den utvidede modellen - bestående av produksjonsbeslutningsfunksjonen, ligningen for ønsket lager og definisjonsligningen mellom produksjon, etterspørsel og lagerøkning - vil en etterspørselsøkning nå ikke bare påvirke produksjonen direkte, som i avsnitt 2.3. Den vil samtidig stimulere bedriftene til å oppjustere sitt ønskede lager, og dette har også en produksjonsøkende effekt. Men fordi produksjonsøkningen heller ikke i dette tilfelle vil være synkronisert med etterspørselsøkningen, vil det faktiske lager bli påvirket, og dette vil i sin tur - slik (2.16) er utformet - påvirke det ønskede lager. Som følge av denne vekselvirkningen mellom ønsket og faktisk lager vil det under visse betingelser kunne settes i gang en kumulativ prosess som fører til at modelløsningen eksploderer. Dette illustrerer en potensiell fare ved å ha ligningen for ønsket lager på relativ form. De simuleringseksperimenter som hittil er utført (se f.eks. Biørn, Jensen og Reymert (1985, avsn. V)), tyder imidlertid ikke på at dette potensielt destabiliserende element i lagertilpasningen i praksis vil være noe betydelig problem innenfor KVARTS som helhet.

### 2.5. Skillet mellom sektor og vare i lagertilpasningen

I det norske nasjonalregnskapet står skillet mellom begrepene sektor og vare sentralt. Balanseligninger av typen (2.1) spesifiseres i dette regnskapet for den enkelte vare, mens vår teori for lagertilpasning tar utgangspunkt i den enkelte produksjonssektor, som i praksis vil produsere flere varer. Dette skaper noen komplikasjoner for modelleringen av lageradferden, som vil nå vi se nærmere på.

Vi sløyfer for enkelhets skyld dateringssymbolet  $t$  og definerer følgende variable i faste priser:

$X_{ij}$ : Produksjon av vare  $j$  i sektor  $i$ .

$X_i = \sum_j X_{ij}$ : Samlet produksjon i sektor  $i$ .

$B_j$ : Import av vare  $j$ .

$H_{kj}$ : Leveranse av vare  $j$  til innenlandsk anvendelseskategori  $k$  (vareinnsats, konsum, investering).

$H_k = \sum_j H_{kj}$ : Samlet innenlandsk anvendelse av kategori  $k$ .

$E_j$ : Eksport av vare  $j$ .

$\Delta S_j$ : Lagerøkning av vare  $j$ .

Balanseligningen for vare  $j$  slik den er representert i kvartalsregnskapet, kan skrives som

$$\sum_i X_{ij} + B_j = \sum_k H_{kj} + E_j + \Delta S_j + u'_j,$$

hvor  $u_j^1$  er et feilledd ("uforklart differanse"), som for eksempel kan oppfange mangelfull avstemning av fastpristallene for vare  $j$ . Vi forutsetter, som en tilnærkelse, faste kryssløpskoeffisienter både på input- og outputsiden, dvs.

$$X_{ij} = a_{ij}X_i \quad \text{for alle } i \text{ og } j,$$

$$H_{kj} = b_{kj}H_k \quad \text{for alle } k \text{ og } j,$$

hvor a-ene og b-ene er konstanter. Balanseligningen for vare  $j$  antar da formen

$$(2.18) \quad \sum_i a_{ij}X_i + B_j = \sum_k b_{kj}H_k + E_j + \Delta S_j + u_j^1,$$

hvor  $u_j^1 = u_j^2 + \text{feil}$  som følger av forutsetningen om faste input- og outputkoeffisienter. Vi antar at nummereringen av sektorene er valgt slik at **sektor  $i$  er hovedleverandør av vare  $i$ .**

La oss nå gjøre følgende forutsetninger:

- (i) Sektor  $i$  bestemmer, ved siden av produksjonen,  $X_i$ , lagerøkningen for den vare som den står som hovedprodusent av, dvs.  $\Delta S_i$ . Dette betyr rent konkret at vi antar at **bare sektor  $i$  holder lager av vare  $i$ .**
- (ii) Ved tilpasningen av  $X_i$  og  $\Delta S_i$  betrakter sektor  $i$  alle  $B_j$ ,  $E_j$ ,  $H_k$  og  $X_s$  ( $s \neq i$ ) samt residualene  $u_j^1$  som utenfra gitte.

Nå representerer

$$(2.19) \quad D_i = \sum_k b_{ki}H_k + E_i - B_i$$

den del av den realiserte etterspørselen etter vare  $i$  som er rettet mot norske produsenter. Siden sektor  $i$  er hovedprodusent av vare  $i$ , gjør vi den forenkling at vi **betrakter  $D_i$  som etterspørsel rettet mot sektor  $i$ .** Av (2.18) og (2.19) følger da

$$(2.20) \quad X_i = D_i + \Delta S_i + u_i^1,$$

hvor

$$(2.21) \quad u_i^1 = u_i^2 + X_i - \sum_s a_{si}X_s.$$

Ligning (2.20) viser at vi, med denne tolkning av etterspørsel og lager, for enhver sektor får tilfredsstillt ligningen

$$\text{Produksjon} = \text{Etterspørsel} + \text{Lagerøkning},$$

på et additivt feilledd,  $u_i^1$ , nær. Dette feilleddet kan ifølge (2.21) tolkes som sammensatt av feilen i nasjonalregnskapets balanseligning for vare  $i$  og differansen mellom total produksjon  $i$  i sektor  $i$  og total (innenlandsk) produksjon av vare  $i$ . Denne differansen er igjen lik sektor  $i$ 's samlede bivareproduksjon - dvs. produksjon av varer utenom nr.  $i$  - minus de øvrige sektorenes (bivare)produksjon av vare nr.  $i$ . For å få økosirkeligningen  $\text{Produksjon} = \text{Etterspørsel} + \text{Lagerøkning}$  til å stemme eksakt i de dataserier vi legger til grunn for estimeringen av produksjonsbeslutningsfunksjonen, har vi valgt mellom å inkludere feilleddet  $u_i^1$  enten i etterspørselsindikatoren eller i målet for lagerøkningen. Vi kommer nærmere tilbake til dette i avsnitt 4.1.

### 3. ORDREPRODUSERENDE SEKTORER: MODELLGRUNNLAG

#### 3.1. Innledning

Ved beskrivelse av produsentadferden i en modell hvor periodelengden er så kort som ett kvartal, kan vi ikke unnlate å ta hensyn til at **tidsutstrakt produksjon** har betydelig omfang i enkelte næringer. Avstanden mellom det tidspunkt da en produksjonsprosess settes igang, og det tidspunkt da arbeidet fullføres, kan utgjøre flere kvartaler. Dessuten vil det kunne opptre tidsforskyvning som følge av at produksjon i stor utstrekning skjer for **ordre**. Vi må følgelig skjelne mellom det tidspunkt da etterspørselen kommer til uttrykk ved at det skjer en bestilling, og det tidspunkt da produksjonen startes. (Jfr. f.eks. Trivedi (1984, p. 178).) Blant industrisektorene i KVARTS spiller produksjon for ordre antagelig størst rolle i sektor 30. Bergverk og råvareindustri, sektor 45. Metallbearbeidingsindustri og sektor 50. Verftsindustri. Her vil ordreplassering ofte finne sted flere kvartaler forut for produksjons- og leveringstidspunktet.

Vi bør i prinsippet skjelne mellom følgende tre tidspunkter for en produksjonsprosess:

$t_0$  : tidspunktet da etterspørerne plasserer ordren hos produsenten,

$t_I$  : tidspunktet da prosjektet igangsettes,

$t_F$  : tidspunktet da prosjektet fullføres og produktet leveres.<sup>26</sup>

Generelt gjelder

$$t_0 \leq t_I \leq t_F.$$

I intervallet  $(t_0, t_I)$  er ordren innlevert, men arbeidet er ikke påbegynt. Produksjonen finner sted i intervallet  $(t_I, t_F)$ .

Produksjonssektorene kan i prinsippet klassifiseres i fire hovedtyper etter hva slags produksjonsprosesser som er dominerende:

A. Momentanproduksjon uten forutgående ordre:  $t_0 = t_I = t_F$ .

B. Momentanproduksjon med forutgående ordre:  $t_0 < t_I = t_F$ .

C. Tidsutstrakt produksjon uten forutgående ordre:  $t_0 = t_I < t_F$ .

D. Tidsutstrakt produksjon med forutgående ordre:  $t_0 < t_I < t_F$ .

Blant de fem industrisektorer som er spesifisert i KVARTS, er det rimelig å betrakte 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri og 25. Trevareindustri og grafisk industri som sektorer som hovedsakelig har produksjonsprosesser av type A. Disse har vi i avsnitt 2 behandlet som rent "lagerproduserende" sektorer. Sektor 50. Verftsindustri tilhører klart type D. Det samme gjelder en del produksjonsaktiviteter i sektor 45. Metallbearbeidingsindustri, men i et kvartalsperspektiv bør mange av aktivitetene i denne sektoren kunne behandles som momentanproduksjon, altså type B. Prosesser av type C er nok også representert. Sektor 30. Bergverk og råvareindustri fremtrer som en blandingssektor, hvor produksjon både av type A og B inngår.

#### 3.2. Prinsipielt om tidsstrukturen i produksjon for ordre

Vi vil nå se nærmere på tidsforskyvningene mellom etterspørsel og produksjon i en sektor med tidsutstrakt produksjon og/eller produksjon for ordre. Spesielt vil vi legge vekt på å etablere definisjonsrelasjoner mellom ordretilgang, ordreeffektivering og produksjon og diskutere noen enkle hypoteser som kan begrunne en modellformulering med tidsforskyvninger i form av lag-fordelinger mellom disse variable.

Først betrakter sammenhengen mellom ordreplassering og igangsetting - altså det som skjer i perioden  $(t_0, t_1)$ . Vi innfører følgende symboler:

$I_{t,t-s}$ : Volum av prosjekter igangsatt i periode  $t$  på basis av ordre plassert i periode  $t-s$  ( $s=0,1,\dots$ ).

$Q_t$  : Samlet volum av nye ordre som plasseres i periode  $t$ .

$I_t$  : Samlet volum av prosjekter som igangsettes i periode  $t$ .

Definisjonsmessig gjelder

$$(3.1) \quad I_t = \sum_s I_{t,t-s}$$

og - hvis vi ser bort fra kanselleringer av ordre, kontraktsbrudd mv. -

$$(3.2) \quad Q_t = \sum_s I_{t+s,t}$$

Vi innfører nå følgende forutsetning om strukturen i igangsettingen av produksjon på basis av forutgående ordre:

**Forutsetning A:** En fast andel,  $a_s$ , av ordre plassert i en periode settes i produksjon  $s$  perioder senere.

Dette innebærer:

$$(3.3) \quad I_{t+s,t} = a_s Q_t, \quad \text{for alle } t \text{ og } s, \quad \sum_s a_s = 1,$$

som innsatt i (3.1) leder

$$(3.4) \quad I_t = \sum_a a_s Q_{t-s}$$

Vi får altså en lag-fordeling mellom ordreplassering og igangsetting.

En alternativ forutsetning om igangsettingsmønsteret kunne være

**Forutsetning A\*:** En fast andel,  $\alpha_s$ , av det som igangsettes i en periode, skriver seg fra ordre plassert  $s$  perioder tidligere.

Istedenfor (3.3) ville vi da få

$$(3.3^*) \quad I_{t,t-s} = \alpha_s I_t, \quad \text{for alle } t \text{ og } s, \quad \sum_s \alpha_s = 1,$$

som ved innsetting i (3.2) ville gi

$$(3.4^*) \quad Q_t = \sum_s \alpha_s I_{t+s}$$

Formelt sett er dette en "lead-fordeling" mellom igangsetting og ordreplassering. Anta at  $\alpha_s = 0$  for  $s > N$ . Av (3.4\*) følger da

$$Q_{t-N} = \sum_{\tau=0}^N \alpha_{N-\tau} I_{t-\tau} = \alpha^*(L) I_t,$$

hvor  $L$ , som før, betegner lag-operatoren og  $\alpha^*(L) = \sum_{\tau=0}^N \alpha_{N-\tau} L^\tau$ . Hvis denne prosessen er inverterbar

(jfr. Nerlove, Grether og Carvalho (1979, pp. 40-41)), kan den omformes til

$$(3.4^{**}) \quad I_t = \frac{L}{\alpha^*(L)} Q_t.$$

I dette tilfelle følger altså at tidsforskyvningen mellom ordreplassering og igangsetting kan representeres ved en rasjonal lag-fordeling. Virkningen av en endring i  $Q_t$  vil dermed i prinsippet strekke seg over et uendelig antall perioder.

La oss dernest betrakte sammenhengen mellom igangsetting, produksjon og fullføring, dvs. det som skjer i perioden  $(t_1, t_F)$ . I den sektor som betraktes, finnes det prosjekter med forskjellig

fullføringsmønster. La maksimal fullføringstid for det mest tidkrevende prosjektet være  $H$  perioder. Anta at vi kan inndelegere prosjektene i grupper etter (normal) fullføringstid, og la et  $k$ -prosjekt - eller prosjekt av type  $k$  - være definert som et prosjekt som (normalt) fullføres i løpet av  $k$  perioder ( $k = 0, 1, \dots, H$ ).

Vi innfører følgende symboler:

$P_{t+i,t}^k$ : Produksjon i periode  $t+i$  på  $k$ -prosjekter igangsatt i periode  $t$  (og altså fullført i periode  $t+k$ ) ( $i=0, 1, \dots, k$ ).

$I_t^k$ : Volum av  $k$ -prosjekter igangsatt i periode  $t$ .

$P_t^k$ : Samlet produksjon på  $k$ -prosjekter i periode  $t$ .

$F_t^k$ : Volum av  $k$ -prosjekter fullført i periode  $t$ .

$P_t$ : Total produksjon i periode  $t$ .

$F_t$ : Total fullføring i periode  $t$ .

Definisjonsmessig gjelder<sup>27</sup>

$$(3.5) \quad I_t^k = \sum_{i=0}^k P_{t+i,t}^k,$$

$$(3.6) \quad P_t^k = \sum_{i=0}^k P_{t,t-i}^k,$$

$$(3.7) \quad F_t^k = I_{t-k}^k,$$

$$(3.8) \quad I_t = \sum_{k=0}^H I_t^k,$$

$$(3.9) \quad P_t = \sum_{k=0}^H P_t^k,$$

$$(3.10) \quad F_t = \sum_{k=0}^H F_t^k.$$

Vi innfører nå følgende forutsetning om fremdriften av de igangsatte prosjekter:

**Forutsetning B:** For hvert  $k$ -prosjekt realiseres en fast andel,  $b_{ik}$ , av igangsatt volum som produksjon i perioder senere.

Dette betyr:

$$(3.11) \quad P_{t+i,t}^k = b_{ik} I_t^k \quad \text{for alle } t; i = 0, \dots, k; k = 0, \dots, H; \sum_i b_{ik} = 1.$$

Kombineres denne ligningen med (3.6), får vi følgende lag-fordeling mellom igangsetting og produksjon av  $k$ -prosjekter:

$$(3.12) \quad P_t^k = \sum_{i=0}^k b_{ik} I_{t-i}^k.$$

En tilsvarende lag-fordeling for boligproduksjon er benyttet i van Alphen og Merkies (1976).

Et alternativ til forutsetning B kunne være

**Forutsetning B\*:** Produksjon på k-prosjekter som har vært igang i perioder, utgjør til enhver tid en fast andel,  $\beta_{ik}$ , av total produksjon på k-prosjekter.

Vi ville da erstatte (3.11) med

$$(3.11^*) \quad P_{t,t-i}^k = \beta_{ik} P_t^k \quad \text{for alle } t; i=0, \dots, k; k=0, \dots, H; \sum_i \beta_{ik} = 1,$$

som ved innsetting i (3.5) ville gi følgende "lead-fordeling" mellom igangsetting og produksjon av k-prosjekter:

$$(3.12^*) \quad I_t^k = \sum_{i=0}^k \beta_{ik} P_{t+i}^k.$$

Siden denne ligningen impliserer

$$I_{t-k}^k = \sum_{i=0}^k \beta_{k-i,k} P_{t-i}^k = \beta_k^*(L) P_t^k,$$

hvor  $\beta_k^*(L) = \sum_{i=0}^k \beta_{k-i,k} L^i$ , kan vi ved invertering uttrykke sammenhengen mellom  $P_t$  og  $I_t$  i form av en rasjonal lag-fordeling<sup>28</sup>

$$(3.12^{**}) \quad P_t^k = \frac{L^k}{\beta_k^*(L)} I_t^k.$$

Med denne formulering vil altså virkningen på produksjonen av en endring i igangsettingen i prinsippet strekke seg over et uendelig antall perioder.

I tillegg til forutsetningen om fremdriften av hver enkelt prosjekttype trenger vi en forutsetning om hvordan totalproduksjonen fordeler seg å prosjekttyper. Også den kan spesifiseres på to måter. Den første er

**Forutsetning C:** I hver periode igangsettes en fast andel,  $m_k$ , av prosjektene som k-prosjekter:

$$(3.13) \quad I_t^k = m_k I_t \quad \text{for alle } t \text{ og } k=0, \dots, H; \sum_k m_k = 1.$$

Av (3.9), (3.12) og (3.13) følger at totalproduksjonen i periode t blir

$$(3.14) \quad P_t = \sum_{k=0}^H \sum_{i=0}^k m_k b_{ik} I_{t-i} = \sum_{j=0}^H c_j I_{t-j},$$

$$\text{hvor } c_j = \sum_{s=j}^H m_s b_{sj} \quad (j=0, \dots, H).$$

Videre følger av (3.7), (3.10) og (3.13) at den totale fullføring i periode t kan uttrykkes som

$$(3.15) \quad F_t = \sum_{k=0}^H m_k I_{t-k}.$$

Forutsetningene B og C, sammen med definisjonsligningene mellom igangsetting, produksjon og fullføring, innebærer altså at samlet produksjon og samlet fullføring fremtrer som lineære funksjoner av igangsettingen i inneværende og de H foregående perioder, som vist ved lag-fordelingene (3.14) og (3.15).

Den alternative måten å spesifisere fordelingen av totalproduksjonen på prosjekttyper på er



**Forutsetning C\*:** Produksjon på k-prosjekter utgjør i hver periode en konstant andel,  $\mu_k$ , av total produksjon:

$$(3.13^*) \quad p_t^k = \mu_k P_t \quad \text{for alle } t \text{ og } k=0, \dots, H; \quad \sum_k \mu_k = 1.$$

Ved innsetning av (3.13\*) i (3.11\*), (3.5), (3.7), (3.8) og (3.10) får vi at (3.14) og (3.15) da erstattes med

$$(3.14^*) \quad I_t = \sum_{k=0}^H \sum_{i=0}^k \mu_k \beta_{ik} P_{t+i} = \sum_{j=0}^H \gamma_j P_{t+j},$$

$$(3.15^*) \quad F_t = \sum_{k=0}^H \sum_{i=0}^k \mu_k \beta_{ik} P_{t+i-k} = \sum_{j=0}^H \delta_j P_{t-j},$$

$$\text{hvor} \quad \gamma_j = \sum_{s=j}^H \mu_s \beta_{js},$$

$$\delta_j = \sum_{s=j}^H \mu_s \beta_{s-j, s}.$$

Forutsetningene B\* og C\*, kombinert med definisjonsligningene mellom igangsetting, produksjon og fullføring, leder altså til at igangsettingen fremtrer som en endelig "lead-fordeling" over produksjonen og at fullføringen fremtrer som en endelig lag-fordeling over produksjonen. Begge fordelingene strekker seg over H+1 perioder. Ved invertering av (3.14\*) kan vi imidlertid, på samme måte som ovenfor, avlede

$$(3.14^{**}) \quad P_t = \frac{L}{\gamma^*(L)} I_t,$$

hvor  $\gamma^*(L) = \sum_{j=0}^H \gamma_{H-j} L^j$ . Produksjonen blir dermed uttrykt som en rasjonal lag-fordeling over igangsettingen.

De **konklusjoner** vi hittil har utledet om tidsstrukturen i produksjon for ordre, kan sammenfattes i to punkter:

I. Hvis vi baserer oss på **forutsetningene A, B og C**, finner vi en lag-struktur av følgende form:

$$(3.4) \quad I_t = a(L)Q_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom ordreplassering og igangsetting}),$$

$$(3.14) \quad P_t = c(L)I_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom igangsetting og produksjon}),$$

$$(3.15) \quad F_t = m(L)I_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom igangsetting og fullføring}),$$

hvor

$$a(L) = \sum_{s=0}^N a_s L^s, \quad \sum a_s = 1,$$

$$c(L) = \sum_{j=0}^H c_j L^j, \quad \sum c_j = 1,$$

$$m(L) = \sum_{k=0}^H m_k L^k, \quad \sum m_k = 1.$$

Ved å eliminere  $I_t$  fra disse ligningene kan vi knytte produksjonen og fullføringen direkte til ordreplasseringen. Da finner vi

$$(3.16) \quad P_t = c(L)a(L)Q_t = v(L)Q_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom ordreplassering og produksjon}),$$

$$(3.17) F_t = m(L)a(L)Q_t = \eta(L)Q_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom ordreplassering og fullføring}).$$

II. Hvis vi baserer oss på **forutsetningene A\*, B\* og C\***, finner vi

$$(3.4^{**}) I_t = \frac{L^N}{\alpha^*(L)} Q_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom ordreplassering og igangsetting}),$$

$$(3.14^{**}) P_t = \frac{L^H}{\gamma^*(L)} I_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom igangsetting og produksjon}),$$

$$(3.15^*) F_t = \delta(L) P_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom produksjon og fullføring}),$$

hvor

$$\alpha^*(L) = \sum_{s=0}^N \alpha_{N-s} L^s, \quad \sum \alpha_s = 1,$$

$$\gamma^*(L) = \sum_{j=0}^H \gamma_{H-j} L^j, \quad \sum \gamma_j = 1,$$

$$\delta(L) = \sum_{j=0}^H \delta_j L^j, \quad \sum \delta_j = 1.$$

Ved å eliminere  $I_t$  fra disse ligningene får vi knyttet produksjonen og fullføringen direkte til ordreplasseringen:

$$(3.16^*) P_t = \frac{L^{H+N}}{\gamma^*(L)\alpha^*(L)} Q_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom ordreplassering og produksjon}),$$

$$(3.17^*) F_t = \frac{L^{H+N}\delta(L)}{\gamma^*(L)\alpha^*(L)} Q_t \quad (\text{tidsforskyvning mellom ordreplassering og fullføring}).$$

Vi ser av (3.16) og (3.16\*) at tidsforskyvningen mellom ordreplassering og produksjon i begge tilfelle fremkommer som resultatet av to tidsforskyvninger, (i) mellom ordreplassering og igangsetting - ordrene blir liggende en tid før produksjonen startes - og (ii) mellom igangsetting og produksjon - produksjonsprosessen er tidsutstrakt. Følgelig vil det oppstå tidsforskyvning dersom det er en lagstruktur bare i ett av leddene. Av det at produksjonsprosessen er tidsutstrakt følger også at produksjon og fullføring ikke vil være sammenfallende. Dette kommer til uttrykk ved at lag-fordelingen i (3.17) er forskjellig fra den i (3.16) - med mindre  $c(L) \equiv m(L)$  - og at lag-fordelingen i (3.17\*) er forskjellig fra den i (3.16\*) - med mindre  $\delta(L) \equiv 1$ .

A priori kan det altså gis sterke argumenter for å formalisere tilpasningsreaksjonene i de ordreproduserende sektorer ved lag-fordelinger. De spesifikke forutsetninger A, B og C, eller alternativene A\*, B\* og C\* som vi har benyttet, er utvilsomt meget stiliserte og pålegger bedriftene en handlemåte som det kan reises tvil om. Hadde datasituasjonen tillatt det, kunne det ha vært grunn til å forsøke å teste dem. Det er imidlertid to forhold som sterkt begrenser disse mulighetene. For det første er **igangsettingen  $I_t$  ingen observerbar variabel**. En økonometrisk undersøkelse av (3.4), (3.14) og (3.15), eller (3.4\*), (3.14\*) og (3.15\*), er derfor utelukket. Vi vil måtte ta utgangspunkt i (3.16) og (3.17) eller i (3.16\*) og (3.17\*) direkte. For det annet er skillet mellom produksjonstidspunktet og fullføringstidspunktet - og dermed skillet mellom  $P_t$  og  $F_t$  - statistisk sett noe diffust. I den norske ordrestatistikken for industri, som gir datagrunnlaget for  $Q_t$  og  $F_t$ , regnes en ordre i prinsippet som effektivt i den utstrekning det er utført produksjon på vedkommende prosjekt.<sup>29</sup> Det er følgelig ikke statistisk mulig å skjelle produksjonstidspunktet fra fullføringstidspunktet. Strengt tolket kunne dette tilsa at  $F_t$  og  $P_t$  ble satt like. Det er to argumenter mot å gjøre dette når vi analyserer aggregatsektorer som industrisektorene i KVARTS. For det første er det en del av produksjonen i disse sektorene som ikke skjer etter ordre; det er ikke enhver observert P som har sitt motstykke i en observert F og Q. For det annet kan det reises tvil om de bedrifter som rapporterer til ordrestatistikken, alltid har så god oversikt over fremdriften av sine prosjekter at

de er i stand til å oppgi ordreserven, og dermed -fullføringen, etter de retningslinjer som er angitt ovenfor. Vi velger derfor å betrakte produksjon og fullføring som to forskjellige variable i det følgende.

### 3.3. Utvidelse av modellen. Ordreservert og lager av varer under arbeid

Vi har valgt å legge ligningene (3.16) og (3.17) til grunn for den økonometriske formulering av produksjonstilpasnings- og ordrefullføringsrelasjoner for KVARTS-sektorene

45. Metallbearbeidingsindustri.

50. Verftsindustri.

For dette formål trenger vi følgende beholdningsvariable:

$U_t$ : Bestand av bestilte, men ikke fullførte prosjekter.

$U'_t$ : Bestand av bestilte, men ikke igangsatte prosjekter, dvs. mengden av ordre som det ikke er utført produksjon på.

$U''_t$ : Bestand av ufullført produksjon på igangsatte prosjekter.

Beholdningsvariablene er, som tidligere, datert ved periodens utgang. Mellom disse variable og strømningsvariablene  $Q_t$ ,  $I_t$  og  $F_t$  gjelder definisjonssammenhengene

$$(3.18) \quad U_t = U'_t + U''_t,$$

$$(3.19) \quad \Delta U_t = Q_t - F_t,$$

$$(3.20) \quad \Delta U'_t = Q_t - I_t,$$

$$(3.21) \quad \Delta U''_t = I_t - F_t.$$

Vi kan betrakte  $U_t$  som **brutto ordreservert**. Tilveksten i brutto ordreservert fremkommer som differansen mellom ordretilgang og -fullføring. Den kan betraktes som sammensatt av netto ordreservert,  $U'_t$ , som representerer ordre "som ligger i ventekø", og  $U''_t$ , mengden av "varer under arbeid".

Hittil har vi forutsatt at tidsforskyvningen mellom ordretilgang og igangsettelse er den samme i alle situasjoner og at fullføringen av produksjonen, når den først er igangsatt, alltid skjer like raskt. Dette kommer formelt til uttrykk ved at koeffisientene i lag-polynomene i (3.16) og (3.17),  $a(L)$ ,  $c(L)$  og  $m(L)$ , ikke endrer seg over tiden. Det er neppe realistisk. Tvert imot er det grunn til å anta at fullføringstakten avhenger av konjunktursituasjonen. Spesielt kan det tenkes at **kapasitetsutnyttelsen** i vedkommende produksjonssektor spiller inn, slik at ordre gjennomgående ligger kortere tid i kø og effektueres raskere når kapasitetsutnyttelsen er lav enn når den er høy. En måte å ta hensyn til dette på kunne være å la lag-koeffisientene i (3.17) avhenge av kapasitetsutnyttelsesgraden. Vi har istedet valgt å skille ut mengden av ledig kapasitet, definert som differansen mellom produksjonen ved full kapasitetsutnyttelse,  $\bar{X}_t$ , og faktisk produksjon,  $X_t$ , som egen variabel og la den opptre med en separat lag-fordeling av samme lengde som lag-fordelingen for ordretilgangen. Vi endrer altså **ordrefullføringsligningen** (3.17) til

$$(3.22) \quad F_t = \eta(L)Q_t + \lambda(L)(\bar{X}_t - X_t),$$

hvor  $\eta(L) = m(L)a(L)$  og  $\lambda(L) = \sum_i \lambda_i L^i$  genererer lag-fordelingen for kapasitetsutnyttelsesvariablen. Fortsatt regner vi med at koeffisientene i  $\eta(L)$  er positive og summerer seg til  $1^{30}$  - alle ordre effektueres før eller senere. Vi legger derimot ingen fortegnstreksjoner på  $\lambda_i$ -ene, de kan være både positive og negative, men summen bør ikke være for langt unna 0. Poenget er å få tatt hensyn til at variasjoner i kapasitetsutnyttelsen kan ha innflytelse på tidsprofilen for ordreeffektueringen. Ordrefullføringsligningen har **ikke konstantledd**; dette følger av at  $\sum_i \eta_i = 1$  og  $\sum_i \lambda_i = 0$  og kravet om at i en langsiktig likevektstilstand karakterisert ved  $X_t = \bar{X}$  og  $Q_t = \bar{Q}$  (=konstant) bør ligningen gi  $F_t = \bar{Q}$  som resultat.

Vi kan anta at (3.22) er fremkommet ved at vi har innført kapasitetsutnyttelsesvariable i de "bakenforliggende" ligninger, (3.4) og (3.15), få følgende måte:

$$(3.23) \quad I_t = a(L)Q_t + \lambda_I(L)(\bar{X}_t - X_t),$$

$$(3.24) \quad F_t = m(L)I_t + \lambda_F(L)(\bar{X}_t - X_t).$$

Dermed kan  $\lambda(L)$  tolkes som

$$(3.25) \quad \lambda(L) = m(L)\lambda_I(L) + \lambda_F(L),$$

og vi kan uttrykke tilvekstene i henholdsvis brutto ordreserver, netto ordreserver og bestanden av varer under arbeid som lag-fordelinger over ordretilgangen og kapasitetsutnyttelsen på følgende måte:

$$(3.26) \quad \Delta U_t = \{1-\eta(L)\}Q_t - \lambda(L)(\bar{X}_t - X_t) = \{1-m(L)a(L)\}Q_t - \{m(L)\lambda_I(L) + \lambda_F(L)\}(\bar{X}_t - X_t),$$

$$(3.27) \quad \Delta U_t' = \{1-a(L)\}Q_t - \lambda_I(L)(\bar{X}_t - X_t),$$

$$(3.28) \quad \Delta U_t'' = a(L)\{1-m(L)\}Q_t + \{(1-m(L))\lambda_I(L) - \lambda_F(L)\}(\bar{X}_t - X_t),$$

idet vi benytter definisjonsligningene (3.19)-(3.21).

**Produksjonsbeslutningsligningen** benyttes heller ikke i sin opprinnelige utforming, (3.16), men endres til

$$(3.29) \quad X_t = a_D D_t + a_F F_t + a_U(L)U_t + a_0,$$

hvor  $X_t$ , som tidligere, betegner total bruttoproduksjon i sektoren og  $D_t$  etterspørselen rettet mot sektoren. (Disse variable er definert som i sektor 2.) På denne måten har vi forsøkt å ta hensyn til (i) at en del av produksjonen i praksis alltid vil skje som momentanproduksjon uten basis i tidligere ordre - produsentene "oppfatter" etterspørselen dels i form av ordreinngang og dels i form av etterspørsel som kan tilfredsstilles momentant - (ii) at ordrestatistikken i prinsippet ikke skjelner mellom produksjons- og fullføringstidspunktet (jfr. slutten av avsnitt 3.2), (iii) at størrelsen av ordreserven vil kunne virke som en **pressindikator** - en unormalt stor ordreserver motiverer produsentene til å forsere produksjonen, en unormalt liten ordreserver gir dem et incitament til å redusere den<sup>31</sup> og (iv) at våre data for  $X_t$  og  $D_t$  og for  $F_t$  og  $U_t$  ikke er ensartet normert - de første er nasjonalregnskapstall i faste priser, de siste er volumindekser (se appendiks)<sup>32</sup>. Vi knytter altså her produksjonen mer direkte til etterspørselen og ordrefullføringen enn i modellbeskrivelsen i avsnitt 3.2.

Ligningssystemet (3.22), (3.26) og (3.29) bestemmer simultant produksjonen, ordrefullføringen og ordreserven for gitte tidsutviklinger for etterspørselen og produksjonskapasiteten. Vi vil ikke diskutere egenskapene til dette systemet av differensligninger i detalj, men begrense oss til å diskutere krav som bør pålegges koeffisientene for at det skal ha rimelige egenskaper i en likevektssituasjon. Betrakt en likevektssituasjon hvor totaletterspørselen er lik produksjonskapasiteten og hvor en andel  $k$  av denne kommer til uttrykk som ordretilgang og resten som etterspørsel som effekteres momentant, dvs.

$$D_t = \bar{X}_t = \bar{X},$$

$$Q_t = nk\bar{X},$$

hvor  $n$  er en normeringskonstant som bringer volumindeksen for ordretilgang på samme målestokk som nasjonalregnskapsdataene for  $X_t$  og  $D_t$ . Vi finner da av (3.22), (3.26) og (3.29), forutsatt at  $\mu(1) =$

$\Sigma \mu_i = 1$  og  $\lambda(1) = \Sigma \lambda_i = 0$ , at

$$F_t = nk\bar{X} - \lambda(L)X_t,$$

$$\Delta U_t = \lambda(L)X_t,$$

$$\{1+a_F\lambda(L)\}X_t = (a_D+a_Fnk)\bar{X} + a_U(L)U_t + a_0.$$

Disse ligningene viser at systemet har en likevektsløsning karakterisert ved

$$F_t = Q_t = nk\bar{x},$$

$$X_t = D_t = \bar{x},$$

$$U_t = -\frac{a_0}{a_U(1)},$$

dersom

$$a_D + a_F nk = 1.$$

Det er imidlertid ikke lett å kontrollere om denne restriksjonen er oppfylt så lenge vi mangler empirisk informasjon om normeringskonstanten  $n$  og heller ikke har sterke holdepunkter for å bestemme (gjennomsnittsverdien av)  $k$ . Vi har derfor valgt å betrakte  $a_D$  og  $a_F$  som frie parametre, men det foreligger da en fare for at ligningssystemet vil kunne ha urimelige egenskaper ved langsiktige dynamiske simuleringer. Noen tilfredsstillende løsning av dette problemet er det vanskelig å finne før ordrestatistikken blir bedre integrert i nasjonalregnskapet enn tilfellet er i dag.

#### 4. ESTIMERINGSRESULTATER

I dette avsnittet presenteres estimeringsresultater for noen av de spesifikasjoner av produksjons- og lagertilpasningsligninger som er diskutert ovenfor. Først presenterer vi resultater for de lagerproduserende sektorer basert på minste kvadraters metode (avsnitt 4.1). Her inngår også estimater av ligningen for optimalt lager. Dernest diskuteres tilsvarende estimeringsforsøk for de ordreproduserende sektorer (avsnitt 4.2). I tillegg til å estimere produksjonsbeslutningsligningene enkeltvis - som innebærer at vi neglisjerer den simultane struktur i modellen - har vi også forsøkt å behandle dem som et simultant system og estimere dem ved hjelp av instrumentvariable. Disse forsøkene presenteres til slutt, i avsnitt 4.3.

Innledningsvis bør det sies noen ord om behandlingen av **sesongvariasjoner**. Våre dataserier er som hovedregel<sup>33</sup> ikke "renset" for slike variasjoner, og vi har valgt å representere dem ved å innføre kvartalsvise dummy-variable som additive tilleggsvariable i ligningene. På denne måten får vi tatt hensyn til mulige additive skift i ligningenes konstantledd mellom de enkelte kvartaler. Vi har derimot ikke innarbeidet sesongmessige skift i noen av de andre koeffisientene, i første rekke fordi en utvidelse av modellen i denne retning ville beslaglegge et betydelig antall frihetsgrader ved estimeringen.

Teknikken kan i korthet beskrives på følgende måte:

Anta at den aktuelle ligning inneholder et konstantledd  $a_0$ . Vi erstatter da dette med

$$(4.1) \quad a_1 d_{1t} + a_2 d_{2t} + a_3 d_{3t} + a_4 d_{4t},$$

hvor, for et vilkår år  $t$ ,  $d_{it}$  er en binærvariable med verdi 1 i  $i$ -te kvartal, 0 ellers, og  $a_1, \dots, a_4$  er konstanter. Siden  $\sum_{i=1}^4 d_{it} = 1$  for alle  $t$ , er dette ekvivalent<sup>34</sup> med å spesifisere ligningen med et konstantledd, men inkludere bare tre binærvariable, idet ett kvartal opptrer som basiskvartal. Er f.eks. fjerde kvartal oppfattet som basiskvartal, får vi

$$a_4 + (a_1 - a_4)d_{1t} + (a_2 - a_4)d_{2t} + (a_3 - a_4)d_{3t}.$$

Som hovedregel benytter vi den symmetriske utformingen (4.1).

I noen tilfelle inneholder imidlertid den aktuelle ligning intet konstantledd, dvs.  $a_0 = 0$ . Vi pålegger da  $a_1 + a_2 + a_3 + a_4 = 0$  som tilleggsrestriksjon i (4.1), hvilket innebærer at én av koeffisientene kan elimineres. Eliminerer vi f.eks.  $a_4$ , blir dermed sesongkomponenten representert ved

$$(4.2) \quad a_1(d_{1t}-d_{4t}) + a_2(d_{2t}-d_{4t}) + a_3(d_{3t}-d_{4t}),$$

dvs. de binærvariable opptrer bare i form av differanser.

Vi kan i begge tilfelle definere et gjennomsnittlig konstantledd som det vi får ved å sette  $d_{1t} = 1/4$  for alle  $i$ . Gjennomsnittlig konstantledd blir følgelig  $(a_1+a_2+a_3+a_4)/4$  når vi benytter (4.1), mens det blir null når vi baserer oss på (4.2).

I appendiks er det gitt en oversikt over datagrunnlaget for estimeringen.

#### 4.1. Lagerproduserende sektorer. Minste kvadraters estimater

Minste kvadraters estimater for utvalgte varianter av ligningen for optimalt lager, (2.16), er gjengitt i tabell 4.1. Estimeringen er gjennomført alternativt med en realrente  $r - \Delta P/P$  ( $\beta_2=0$ ) og med en nominalrente  $r$  ( $\beta_2' = 0$ ) som rentevARIABLE. A priori er ikke valget av renteindikator gitt. Benytter vi realrenten, forutsetter vi implisitt at produsentene har et spekulasjonsmotiv for å holde lager - de kan realisere prisgevinster ved å ha en del av sin kapital plassert som lager - og at de fører sine regnskaper slik at denne komponenten eksplisitt kommer til uttrykk. Dette er en diskutabel forutsetning, fordi de prinsipper for varelagervurdering som de fleste bedrifter benytter - og som de etter gjeldende regler pålegges å benytte i skatteregnskapet - bygger på historiske kostpriser. Det kan derfor reises tvil om flertallet av bedrifter "oppfatter" inflasjonskomponenten i verdien av lagerbeholdningen og tar hensyn til den når de gjør overveielser om størrelsen på det ønskede lager.<sup>35</sup> Dessuten er det å bruke observert prisstigning siste år som "proxy" for den forventede en ikke uproblematisk forenkling.

På grunnlag av estimeringsresultatene er det ingen av spesifikasjonene som peker seg ut, og bruk av realrenten gir ikke bedre føyning målt ved det residuale standardavvik  $\sigma_u$  enn nominalrenten. Koeffisienten foran rentevARIABLE  $\beta_2$ , resp.  $\beta_2'$ , blir gjennomgående upresist estimert og er bare unntagelsesvis signifikant forskjellig fra null. Men både i sektor 25. Trevareindustri, grafisk industri mv. og 30. Bergverk og råvareindustri er samtlige estimater negative, som vi a priori ville vente. I sektor 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri derimot er estimatet på rentekoeffisienten negativt bare i ett tilfelle. I sektor 25 kommer imidlertid koeffisienten foran etterspørselsvariable,  $\beta_1$ , ut med galt fortegn (alternativ a1 og b). I en alternativ beregning for denne sektoren, alternativ a2, har vi a priori fiksert  $\beta_1$  til 0.10 - som er på nivå med estimatene for denne koeffisienten i de øvrige sektorer. Vi får fortsatt negativt estimat for rentekoeffisienten, men føyningspresisjonen påvirkes ikke merkbart.<sup>36</sup>

Som helhet kan føyningen ikke betegnes som spesielt god, og Durbin-Watson-observatoren tyder på at restleddet viser positiv autokorrelasjon iallfall i to av de tre sektorene. En nærmere undersøkelse avdekker også at koeffisientestimatene er relativt følsomme overfor inkludering/utelatelse av enkeltobservasjoner - ikke overraskende i betraktning av de korte tidsseriene som ligger til grunn. Det bør derfor uten tvil foretas en reestimering og etterprøving av modellen når de kvartalsvise nasjonalregnskapene er ført å jour og vi får et større antall datapunkter til disposisjon.<sup>37</sup>

Tross disse forbehold må en likevel kunne si at resultatene i tabell 4.1 gir en viss støtte til vår teori om bedriftenes motiver for å holde lager av ferdigvarer. Ved estimeringen av produksjonsbeslutningsfunksjonen har vi valgt å basere oss på alternativ a for sektorene 15 og 30 og på alternativ a2 for sektor 25, idet de tilhørende estimater er benyttet til å konstruere tilbakegående serier for  $\bar{S}_t/S_t$  for perioden før konjunkturbarometerundersøkelsene startet. Beregningsformelen for bedriftenes ønskede lager  $\bar{S}$  er altså følgende:

$$(4.3) \quad \begin{aligned} \bar{S}_t &= S_t - k KB_t \bar{D}_t && \text{for } t = 1967.3, \dots, 1973.4, \\ \bar{S}_t &= \hat{\beta}_0 S_t + \hat{\beta}_1 \bar{D}_t + \hat{\beta}_2 r_t S_t && \text{for } t = 1974.1, \dots, 1978.4. \end{aligned}$$

Tabell 4.1. Ligningen for ønsket lager

$$\frac{\bar{S}_t}{S_t} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\bar{D}_t}{S_t} + \beta_2 r_t + \beta_2' \left( r - \frac{\Delta P}{P} \right)_t + u_t.$$

$$\bar{S}_t = S_t - k KB_t \bar{D}_t.$$

$$\bar{D}_t = \left[ L^4 + (1-L^4) \left( \frac{2}{3} L + \frac{1}{3} L^2 \right) \right] D_t.$$

$$\left( r - \frac{\Delta P}{P} \right)_t = r_t - \frac{P_t - P_{t-4}}{P_{t-4}} = \text{Realrente pro anno, hvor } r \text{ er utlånsrente fra for-} \\ \text{retningsbanker og } P \text{ prisindeks for bruttoproduksjon.}$$

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode.

Estimeringsperiode: 1974.1 - 1978.4.

Sektor 15. Næringsmiddel- og beklædningsindustri (k = 0.1)

Variant	Konstant- ledd	$\frac{\bar{D}}{S}$	r	$r - \frac{\Delta P}{P}$	Gj.sn.		
					$\frac{\bar{S}}{S}$	$\sigma_u$	D.W.
a	0.5539 (0.2225)	0.0886 (0.0626)	-0.8529 (3.1209)		0.863	0.115	0.67
b	0.6448 (0.2383)	0.0503 (0.0548)		0.8435 (0.9564)	0.863	0.112	0.58
c	0.6788 (0.2099)		2.1081 (2.3811)		0.863	0.118	0.49
d	0.8625 (0.0250)			1.3319 (0.7916)	0.863	0.112	0.57

Sektor 25. Trevareindustri, grafisk industri mv. (k = 0.2)

Variant	Konstant- ledd	$\frac{\bar{D}}{S}$	r	$r - \frac{\Delta P}{P}$	Gj.sn.		
					$\frac{\bar{S}}{S}$	$\sigma_u$	D.W.
a1	1.3286 (0.1515)	-0.2006 (0.0938)	-1.4112 (1.2452)		0.939	0.061	0.80
a2	0.8063 (0.0981)	0.1000 <sup>a)</sup>	-0.2082 (1.0963)		0.939	0.051	0.60
b	1.1817 (0.1284)	-0.1877 (0.0953)		-0.2940 (0.2401)	0.939	0.060	0.76
c	1.1018 (0.1185)		-1.8556 (1.3442)		0.939	0.067	0.34
d	0.9304 (0.0155)			-0.4183 (0.2495)	0.939	0.065	0.39

a) A priori bestemt.

Sektor 30. Bergverk og råvareindustri (ekskl. oljeutvinning) (k = 0.1)

Variant	Konstant- ledd	$\frac{\bar{D}}{S}$	r	$r - \frac{\Delta P}{P}$	Gj.sn.		
					$\frac{\bar{S}}{S}$	$\sigma_u$	D.W.
a	0.4697 (0.1380)	0.3539 (0.0547)	-0.4594 (1.1705)		0.891	0.056	1.88
b	0.4657 (0.1007)	0.3241 (0.0791)		-0.0728 (0.1233)	0.891	0.056	1.78
c	1.0821 (0.1817)		-2.1884 (0.0612)		0.891	0.102	0.33
d	0.8750 (0.0176)			-0.4483 (0.1131)	0.891	0.077	0.53

Seriene er vist i figurene 4.1 - 4.3. Vi får bekreftet at bedriftenes ønskede lager, slik det kan avledes fra konjunkturbarometerundersøkelsene (betegnet som "observert" i figurene), inneholder betydelige uforklarte komponenter. Dette gjelder spesielt i sektor 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri. De serier som kan beregnes ut fra de estimerte ligninger (betegnet som "beregnet" i figurene), viser imidlertid et forholdsvis stabilt forløp, om enn med visse sykliske variasjoner og sesongvariasjoner. De indikerer med andre ord at bedriftene har hatt en relativt stabil norm å vurdere sine faktiske lagerbeholdninger ut fra. I sektor 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri varierer det ønskede lager mellom 1,5 og 1,8 milliarder 1975-kroner uten å vise noen klar trendmessig utvikling; i sektorene 25. Trevareindustri, grafisk industri mv. og 30. Bergverk og råvareindustri viser det en forholdsvis jevnt voksende trend. Forholdet mellom den beregnede serien for ønsket lager og serien for faktisk lager er vist i tabell 4.2. Tallseriene virker ikke urimelige, selv om et visst forbehold må tas for sektor 15, da det kan være tvilsomt at bedriftene her hadde en feiltilpasning av lagrene på mellom 12 og 24 prosent i hele perioden 1967 - 1973.

**Produksjonsbeslutningsfunksjonen** for de lagerproduserende sektorer er gitt ved ligning (2.8). Her opptrer forventet etterspørsel,  $\hat{D}_t$ , som er uobserverbar - de øvrige variable er observerbare. For å eliminere  $\hat{D}_t$  gjorde vi forsøk på å knytte den til tidligere realisert etterspørsel gjennom en lag-fordeling, ut fra en hypotese om forventningstilpasning (adaptive forventninger). Disse forsøkene ga ikke akseptable resultater, blant annet på grunn av sterk lineær avhengighet mellom seriene for  $\hat{D}_t$  og  $D_t$ , og vi ble stående ved å erstatte forventningsverdien  $\hat{D}$  med den realiserte verdi  $D$  i den endelige versjon av ligningen.

Sett i lys av modelldiskusjonen i avsnitt 2.2 kan denne forenklingen tolkes på to måter:

- (i) Produsentene antesiperer etterspørselen i inneværende periode perfekt (de har "rasjonelle forventninger") når de oppstiller sine løpende planer for produksjon og lager, dvs.  $\hat{D}_t = D_t$  (jfr. (2.3) og (2.4)).
- (ii) Den realiserte etterspørsel kan avvike fra den antesiperte ( $D_t \neq \hat{D}_t$ ), men den andel av avvikelsen som taes ut i form av utilsiktet lagernedgang,  $1-c$ , er lik den vekt produsentene legger på målet om å få produksjonen lik produksjonskapasiteten i inneværende periode, dvs.  $a$ ; jfr. (2.6) - (2.8).

I begge tilfelle forsvinner  $\hat{D}_t$  fra produksjonsbeslutningsfunksjonen, og vi blir stående igjen med

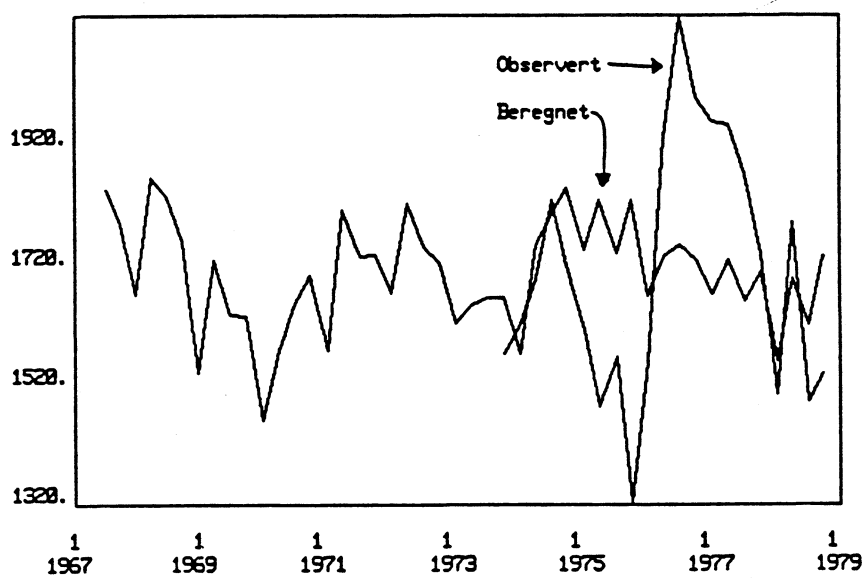
$$X_t = a\bar{X}_{t-1} + b(S_t - S_{t-1}) + (1-a)D_t.$$

Ved estimering av denne ligningen må vi, som påpekt i avsnitt 2.5, ta stilling til behandlingen av "residualleddet" i balanseligningen mellom produksjon, lager og etterspørsel som skyldes at de fleste sektorer driver flervareproduksjon og som reflekteres i at nasjonalregnskapet har både en sektordimensjon og en varedimensjon, jfr. (2.19) - (2.21). Vi har valgt å erstatte  $D_t$  med  $k_D D_t + k_R RES_t$ , hvor  $D_t$  er den del av etterspørselen etter sektorens hovedvare som er rettet mot norske produsenter (=innenlandsk leveranse + eksport - import),  $RES$  er "residualleddet"<sup>38</sup>, og  $k_D$  og  $k_R$  er konstanter med verdi mellom 0 og 1. Den ligning som estimeres, er altså

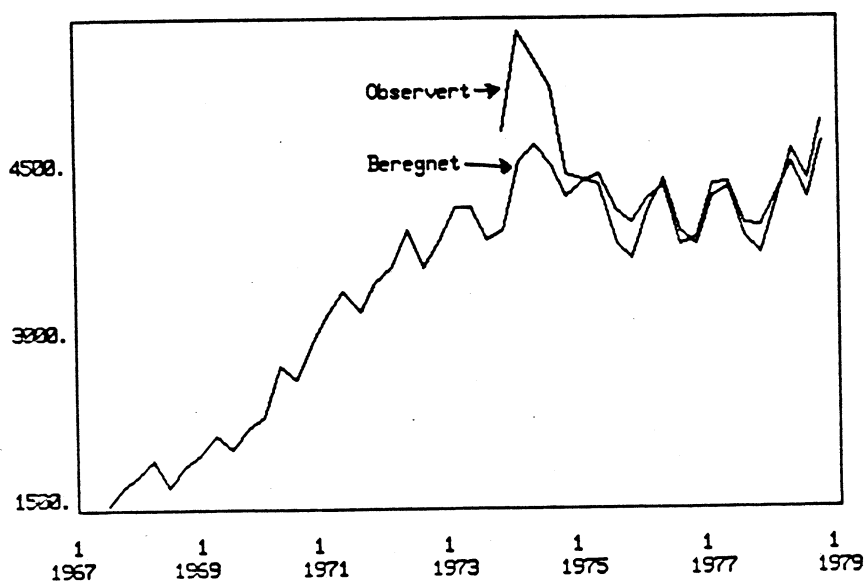
$$(4.4) \quad X_t = a\bar{X}_{t-1} + b(S_t - S_{t-1}) + (1-a)(k_D D_t + k_R RES_t).$$



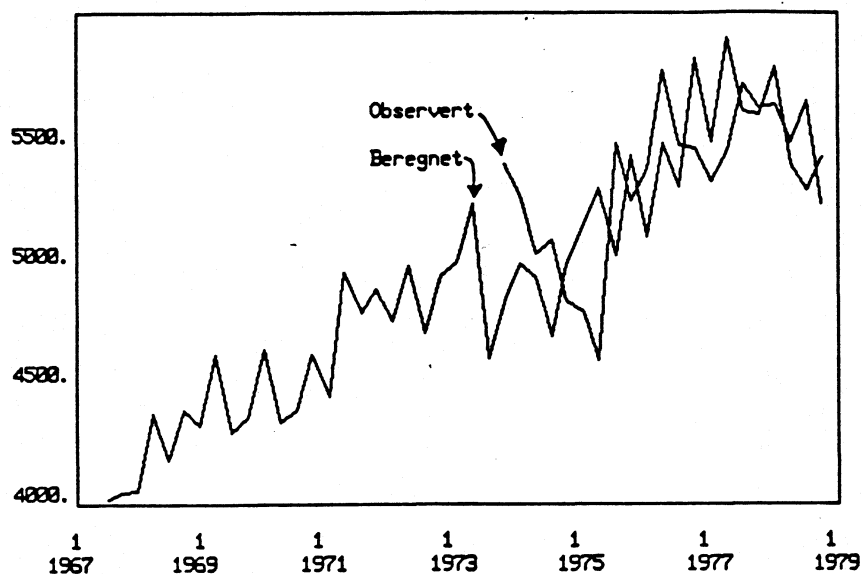
Figur 4.1. Observervert og estimert verdi av ønsket lager. Mill. 1975-kroner  
Sektor 15. Næringsmiddel- og beklædningsindustri.



Figur 4.2. Observervert og estimert verdi av ønsket lager. Mill. 1975-kr  
Sektor 25. Trevareindustri, grafisk industri mv.



Figur 4.3. Observert og estimert verdi av ønsket lager. Mill. 1975-kroner  
Sektor 30. Bergverk og råvareindustri.



Vi kan her tolke  $k_D$  som den "produksjonsmotiverende" andel av etterspørselen og  $k_R$  som den "produksjonsmotiverende" andel av residualleddet.

Fire varianter av denne ligningen, med følgende alternative forutsetninger om  $k_D$  og  $k_R$ , er estimert:

1.  $k_D = 1, k_R = 0.$
2.  $k_D = k_R = 1.$
3.  $k_R = 0, k_D$  er fri parameter.
4.  $k_D = k_R$ , og den felles verdi er fri parameter.

Estimeringen er gjennomført dels for perioden 1974.1 - 1978.4, hvor det foreligger konjunkturbarometerinformasjon om  $\bar{S}_t$  (tabell del A), og dels for hele perioden 1967.3 - 1978.4, idet de manglende observasjoner av  $\bar{S}_t$  er erstattet med estimerte verdier, som beskrevet ovenfor (tabell del B). Resultatet er gitt i tabell 4.3.

Tabell 4.2. Forholdet mellom ønsket lager ( $\bar{S}$ ) og faktisk lager (S) beregnet ved (4.3)

Kvartal		Sektor 15	Sektor 25	Sektor 30
1967	3	0.773	1.065	0.832
	4	0.813	1.044	0.841
1968	1	0.795	1.012	0.859
	2	0.768	1.009	0.924
	3	0.767	1.043	0.889
	4	0.830	1.045	0.945
1969	1	0.798	1.015	0.945
	2	0.786	0.988	1.021
	3	0.808	1.013	0.944
	4	0.880	1.004	1.001
1970	1	0.881	1.000	1.042
	2	0.829	0.941	0.982
	3	0.832	0.950	0.910
	4	0.873	0.946	0.941
1971	1	0.791	0.908	0.886
	2	0.802	0.908	0.967
	3	0.796	0.927	0.868
	4	0.881	0.930	0.863
1972	1	0.796	0.918	0.864
	2	0.821	0.906	0.927
	3	0.835	0.920	0.899
	4	0.921	0.925	0.936
1973	1	0.851	0.905	0.998
	2	0.884	0.910	1.039
	3	0.868	0.927	0.936
	4	0.873	1.138	1.103
1974	1	0.890	1.139	1.122
	2	0.820	1.049	1.074
	3	0.832	1.047	1.081
	4	0.782	0.963	0.980
1975	1	0.733	0.916	0.872
	2	0.679	0.891	0.754
	3	0.731	0.861	0.839
	4	0.661	0.877	0.795
1976	1	0.765	0.882	0.830
	2	0.973	0.936	0.887
	3	1.008	0.960	0.852
	4	1.048	0.935	0.821
1977	1	0.976	0.899	0.816
	2	0.974	0.906	0.828
	3	0.991	0.912	0.841
	4	0.989	0.890	0.829
1978	1	0.863	0.902	0.823
	2	0.917	0.925	0.874
	3	0.803	0.948	0.942
	4	0.828	0.953	0.952

Tabell 4.3. Produksjonsbeslutningsfunksjoner. Lagerproduserende sektorer.

$$X = a\bar{x}_{t-1} + b(\bar{S}_t - S_{t-1}) + (1-a)(k_D D_t + k_R RES_t) + \text{konstant} + \text{sesongledd}$$

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode.

D.W. er Durbin-Watson-observatoren for testing av 1. ordens autokorrelasjon.

B.P.(i) er Box-Pierce-observatoren for testing av i-te-ordens autokorrelasjon.a)

A: 1974.1 - 1978.4

B: 1967.3 - 1978.4

Sektor 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri

Variant	a	b	$k_D$	$k_R$	$k_D(1-a)$	Gj.sn. X	$\sigma_U$	D.W.	B.P.(4)	B.P.(8)	B.P.(12)
A. 1	0.6302 (0.2098)	0.5810 (0.1443)	1	0	0.3698	7034.5	161.1	2.49	3.41	10.54	11.67
2	0.0947 (0.1760)	0.1599 (0.1282)	1	1	0.9053	7034.5	104.7	2.06	3.90	10.28	12.94
3	-0.2738 (0.4634)	0.6812 (0.1372)	0.4927 (0.1017)	0	0.6276	7034.5	143.9	2.69	3.07	12.47	13.14
4	-0.2267 (0.2553)	0.2001 (0.1233)	0.7625 (0.1106)	0.7625 (0.1106)	0.9354	7034.5	98.8	2.30	4.40	11.41	14.56
B. 1	0.8045 (0.1099)	0.4634 (0.1454)	1	0	0.1955	6632.0	185.8	2.48	6.37	14.83	18.01
2	0.1348 (0.0888)	0.2651 (0.0841)	1	1	0.8652	6632.0	105.1	1.90	2.59	11.20	15.22
3	0.2026 (0.2316)	0.5763 (0.1390)	0.6291 (0.0566)	0	0.5016	6632.0	170.8	2.51	8.10	20.31	25.59
4	0.0847 (0.0992)	0.2990 (0.0892)	0.9470 (0.0450)	0.9470 (0.0450)	0.8668	6632.0	104.8	1.87	2.37	12.90	17.88

Sektor 25. Trevareindustri, grafisk industri mv.

Variant	a	b	$k_D$	$k_R$	$k_D(1-a)$	Gj.sn. X	$\sigma_U$	D.W.	B.P.(4)	B.P.(8)	B.P.(12)
A. 1	0.5217 (0.1806)	0.3879 (0.0840)	1	0	0.4783	6240.6	156.4	2.19	1.41	4.70	5.87
2	0.3889 (0.1941)	0.3322 (0.0741)	1	1	0.6111	6240.6	146.6	2.00	1.00	4.41	5.09
3	0.8355 (0.1819)	0.4997 (0.0781)	4.4980 (4.6881)	0	0.7399	6240.6	126.6	2.24	1.01	3.42	4.12
4	0.6701 (0.1854)	0.4023 (0.0649)	2.5555 (1.2477)	2.5555 (1.2477)	0.8431	6240.6	119.0	2.10	1.24	3.70	4.01
B. 1	0.4524 (0.1301)	0.3816 (0.0640)	1	0	0.5476	5446.9	148.1	1.77	1.84	3.78	4.40
2	0.3782 (0.1213)	0.3329 (0.0554)	1	1	0.6218	5446.9	138.2	1.86	5.20	8.23	8.57
3	0.4517 (0.1304)	0.3747 (0.0646)	0.9577 (0.0479)	0	0.5251	5446.9	148.4	1.83	1.45	3.53	4.20
4	0.3441 (0.1202)	0.3290 (0.0542)	0.9401 (0.0350)	0.9401 (0.0350)	0.6166	5446.9	135.0	2.02	3.09	5.12	5.65

a) Se Pierce (1971).

Tabell 4.3 (forts.). Sektor 30. Bergverk og råvareindustri

Variant	a	b	$k_D$	$k_R$	$k_D(1-a)$	Gj.sn. X	$\sigma_u$	D.W.	B.P.(4)	B.P.(8)	B.P.(12)
A. 1	0.9051 (0.1257)	0.2897 (0.1023)	1	0	0.0949	7237.9	259.8	1.15	6.07	7.99	8.39
2	0.6231 (0.1224)	0.2981 (0.0838)	1	1	0.3769	7237.9	204.6	0.97	6.20	6.92	7.85
3	-2.2367 (1.3877)	0.2361 (0.0928)	0.0713 (0.0339)	0	0.2308	7237.9	228.1	1.54	5.46	8.55	9.26
4	-1.6632 (0.9118)	0.1541 (0.0744)	0.1532 (0.0579)	0.1532 (0.0579)	0.4080	7237.9	173.9	1.43	7.67	11.55	12.87
B. 1	0.8574 (0.0975)	0.3314 (0.0742)	1	0	0.1426	6889.5	146.3	1.10	11.48	12.10	13.04
2	0.4653 (0.0784)	0.1841 (0.0554)	1	1	0.5347	6889.5	171.9	0.95	13.49	14.27	20.90
3	0.6725 (0.1087)	0.2964 (0.0689)	0.4693 (0.1641)	0	0.1537	6889.5	225.3	1.28	6.71	11.80	12.45
4	0.4304 (0.0791)	0.1792 (0.0541)	0.8595 (0.0781)	0.8595 (0.0781)	0.4896	6889.5	167.7	1.05	11.13	12.44	19.83

Vi finner markerte forskjeller i estimatene for a og b avhengig av om residualleddet neglisjeres eller inkluderes. Forskjellene er minst i sektor 25. Trevareindustri, grafisk industri mv. I alle de fire variantene og med begge valg av estimeringsperiode er imidlertid estimatet for b positivt, og effekten er signifikant (nivå 5%) - på én unntagelse nær (alternativ A2 i sektor 15). Dette støtter vår hypotese om at ubalansen i lagertilpasningen,  $\bar{S}_t - S_{t-1}$ , virker som en positiv trekkraft på produksjonen. Vi ser videre at estimatet for a, som bestemmer den "vekt" produsentene tillegger produksjonskapasiteten sammenlignet med etterspørselen når de tilpasser produksjonsvolumet, er følsomt overfor vår forutsetning om parameteren  $k_D$ . Hvis  $k_D$  betraktes som en fri parameter, kommer a ut med negativt estimat både for sektor 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri og 30. Bergverk og råvareindustri når den "korte" estimeringsperioden legges til grunn. Dette er klart og urimelig og peker i retning av at  $k_D$  bør fikses a priori, og verdien 1 forekommer da å være det mest naturlige valg.<sup>39</sup> Vi legger ellers merke til at føyningen, målt ved restleddsstandardavviket  $\sigma_u$ , er dårligere når  $k_R$  er satt lik null enn når den er satt lik 1 (eller estimert som fri parameter).<sup>40</sup> Dette tyder på at "residualleddet" RES bidrar signifikant til å forklare variasjonene i produksjonsvolumet.

Den mest tilfredsstillende spesifikasjon av etterspørselsvariabelen i produksjonsbeslutningsfunksjonen synes etter dette å være  $k_D = k_R = 1$ . De tilhørende estimater for koeffisientene a og b innebærer at produsentene lar mellom 1/6 og 1/3 av lagerubalansen slå ut i produksjonen i inneværende kvartal ( $1/6 < b < 1/3$ ) og at de legger større vekt på etterspørselsvariasjoner enn på variasjoner i produksjonskapasiteten når de bestemmer produksjonsvolumet ( $a < 1/2$ ). Den høyeste verdi for a finner vi i sektor 30. Bergverk og råvareindustri, dvs. at det er i denne sektoren etterspørselsvariasjoner gir seg minst utslag i produksjonsvolumet og følgelig lagrene spiller størst rolle som buffer.

Tabell 4.4. Ligning for fullføring av ordreproduksjon:

$$F_t = \sum_i \eta_i Q_{t-i} + \sum_i \lambda_i (\bar{X}_{t-i} - X_{t-i}) + \text{sesongledd}$$

$F_t$  : Ordrefullføring

$Q_t$  : Ordretilgang

$\bar{X}_t - X_t$  : Ubenyttet produksjonskapasitet

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

Sektor 45. Metallbearbeidingsindustri

	Estimat	Standardavvik
$\eta_0$	0.00894	0.12990
$\eta_1$	0.38628	0.07969
$\eta_2$	0.41956	0.07715
$\eta_3$	0.25318	0.04844
$\eta_4$	0.03154	0.06540
$\eta_5$	-0.10099	0.07522
$\lambda_0$	0.00939	0.00667
$\lambda_1$	0.00503	0.00535
$\lambda_2$	0.00556	0.00558
$\lambda_3$	0.00463	0.00629
$\lambda_4$	-0.00410	0.00657
$\lambda_5$	-0.02699	0.00736

$\Sigma \eta_i = 0.999$  (0.032)      Gj.sn.  $F_t = 85.96$        $\sigma_u = 6.914$       D.W. = 2.03      SSR = 1673.2  
 B.P.(4) = 1.11      B.P.(8) = 3.82      B.P.(12) = 4.93

Estimeringsperiode: 1967.4 - 1978.4

Restriksjoner på lag-koeffisientene:  $\eta_i$ : 3. gradspolynom med fjern restriksjon  
 $\lambda_i$ : 3. gradspolynom uten enderestriksjoner

Sektor 50. Verftsindustri

	Estimat	Standardavvik
$\eta_0$	0.10493	0.13736
$\eta_1$	0.05205	0.06569
$\eta_2$	0.08188	0.07605
$\eta_3$	0.14253	0.05291
$\eta_4$	0.19609	0.04755
$\eta_5$	0.21853	0.05977
$\eta_6$	0.19980	0.05543
$\eta_7$	0.14380	0.04789
$\eta_8$	0.06833	0.06858
$\eta_9$	0.00516	0.07488
$\lambda_0$	-0.02645	0.04599
$\lambda_1$	-0.01067	0.02907
$\lambda_2$	-0.01042	0.03126
$\lambda_3$	0.01451	0.01922
$\lambda_4$	-0.01557	0.02299
$\lambda_5$	-0.01003	0.02347
$\lambda_6$	0.00181	0.02013
$\lambda_7$	0.01584	0.03046
$\lambda_8$	0.02414	0.02753
$\lambda_9$	0.01494	0.05756

$\Sigma \eta_i = 1.213$  (0.330)      Gj.sn.  $F_t = 152.46$        $\sigma_u = 86.65$       D.W. = 2.38      SSR = 21780  
 B.P.(4) = 5.39      B.P.(8) = 7.25      B.P.(12) = 9.11

Estimeringsperiode: 1968.4 - 1978.4

Restriksjoner på lag-koeffisientene:  $\eta_i$ : 4. gradspolynom med fjern restriksjon  
 $\lambda_i$ : 4. gradspolynom uten enderestriksjoner

Tabell 4.5. Produksjonsbeslutningsfunksjon. Ordreproduserende sektorer

$$X_t = a_D D_t + a_F F_t + a_{U0} U_t + a_{U1} U_{t-1} + a_{U2} U_{t-2} + \text{sesongledd.}$$

$X_t$ : Bruttoproduksjon (ifølge nasjonalregnskapet).

$D_t$ : Epperspørseil (ifølge nasjonalregnskapet).

$F_t$ : Ordrefullføring (indeks).

$U_t$ : Ordresreserve (indeks).

Estimeringsmetode: Minste kvadraters metode

	Sektor 45. Metall- bearbeidings- industri	Sektor 50. Verfts- industri
$a_D$	0.3145 (0.0214)	0.7435 (0.0965)
$a_F$	8.033 (3.220)	3.601 (1.383)
$a_{U0}$	5.934 (1.945)	1.274 (0.821)
$a_{U1}$	1.351 (2.253)	-2.604 (1.226)
$a_{U2}$	-	1.385 (0.577)
Gj.sn. $X_t$	3822.4	2718.6
$\sigma_u$	136.2	525.1
D.W.	1.89	1.98
Estimeringsperiode	1966.2-1978.4	1966.3-1978.4

#### 4.2. Ordreproduserende sektorer. Minste kvadraters estimerer

For hver av de ordreproduserende sektorer er det estimert to ligninger. Den første gjelder **tidsforskyvningen mellom ordretilgang og fullføring av produksjon for ordre**, (3.22). Resultatet er gjengitt i tabell 4.4. Ligningen for sektor 45. Metallbearbeidingsindustri har rimelig bra statistiske egenskaper og gir lag-koeffisienter som med ett unntak er positive, og de summerer seg til 0.999. Vi får her bekreftet hypotesen om at kapasitetsutnyttelsen har signifikant effekt på fullføringsprofilen. Koeffisientene til kapasitetsvariabelen summerer seg til -0.006. For sektor 50. Verftsindustri er resultatet mindre tilfredsstillende. Føyningen er dårlig, og summen av lag-koeffisientene til ordretilgangsvariabelen estimeres til 1.2, men dette estimatet er riktignok ikke signifikant større enn 1. I denne sektoren finner vi for øvrig ingen signifikant effekt av kapasitetsutnyttelsen. (Koeffisientsummen er her -0.002.)

Estimeringsresultatene for den andre ligningen, produksjonsbeslutningsfunksjonen (3.29), er gitt i tabell 4.5. I begge sektorene kommer både realisert etterspørseil,  $D_t$ , og ordrefullføring,  $F_t$ , ut som signifikante forklaringsvariable for produksjonen, og ordresreserven ser også ut til å ha en viss effekt. Men vi finner nok en gang statistisk sett utilfredsstillende resultater i sektor 50. Verftsindustri, blant annet en residual variasjonskoeffisient på nesten 20%.

At modellering av produsentadferden i verftsindustrien på basis av data for 1970-årene skulle reise økonometriske problemer, bør neppe overraske. Fremveksten av oljesektoren i den norske økonomi i midten av 1970-årene satte nettopp sitt preg på denne sektoren og førte til en "boom" i ordretilgang, produksjon og ordresreserve som det er vanskelig å modellere. Er det en sektor hvor ordretilgang er på sin plass i denne perioden, må det være denne. En reestimering, og eventuelt reformulering, bør derfor foretas når vi får lengre tildsserier til disposisjon.

#### 4.3. Produksjonsbeslutningsfunksjoner estimert ved hjelp av instrumentvariable

Ved enkel minste kvadraters estimering av produksjonsbeslutningsfunksjonene får vi ikke tatt hensyn til at noen av de variable som opptre som høyresidevariable (regressorer) i ligningene, blir endogent bestemt i den modell som produksjonsbeslutningsfunksjonene skal virke innenfor. Dermed oppstår faren for simultanitetsskjevhet - asymptotisk skjevhet i minste kvadraters estimatene. Det melder seg derfor spørsmål om å velge en metode som tar hensyn til denne simultaniteten. Bruk av instrumentvariable fremtrer som en interessant mulighet.

Problemet å estimere produksjonsbeslutningsmodellen i KVARTS ved hjelp av instrumentvariable kan behandles på minst tre "nivåer", avhengig av hvilke variable vi velger å betrakte som endogene i relasjon til det systemet vi estimerer. Betrakter vi produksjonsbeslutningsfunksjonene som en del av **KVARTS-modellen som helhet**, må vi konkludere med at samtlige predeterminerte variable i modellen i prinsippet bør behandles som endogene ved estimeringen. Begrenser vi derimot oppmerksomheten til **delmodellen for industriprodusentenes adferd** (jfr. avsnitt 1), kan vi behandle etterspørselsvariablene som eksogene - i det minste når vi ser bort fra mulige reperkusjoner via prisadferden - mens de øvrige høyresidevariable i ligningene fortsatt blir endogene. Innsnevrer vi synsfeltet ytterligere, ved at vi betrakter **produksjons- og lagertilpasningsligningene** som en komplett økonometrisk modell, blir etterspørselen og produksjonskapasiteten fortsatt å anse som endogene, men vi kan forsvare å betrakte de øvrige som eksogene.

Hvilke av de høyresidevariable i produksjonsbeslutningsfunksjonene vi bør velge å behandle som endogene og hvordan vi skal avgrense settet av potensielle instrumentvariable for å kontrollere for "skadelige" endogene høyresidevariable, er derfor et spørsmål det ikke kan gis et ubetinget svar på. Og uansett hvilken modell vi tar som referanseramme, er antall potensielle instrumenter - dvs. variable som via strukturen i KVARTS er korrelert med vedkommende endogene variabel og ukorrelert med restleddet - stort, og det overstiger klart antall datapunkter som står til rådighet for estimeringen. Vanlig to-trinns minste kvadraters metode kan derfor ikke benyttes, idet vi har for få datapunkter til å kunne gjennomføre første trinn av metoden etter oppskriften.

Vi har valgt en variant av metoden som er foreslått av Kloek og Mennes (1960) og som - med visse forbehold - også er anbefalt av Amemiya (1966). Kort uttrykt består den i at vi representerer det store antall potensielle instrumentvariable ved et utvalg av deres **prinsipale komponenter**, som "trekker ut hovedtendensen" i disse variables simultane variasjon.<sup>41</sup> Disse prinsipale komponentene benyttes som instrumentvariable istedenfor de opprinnelige variable i annet trinn av estimeringen. Dermed får vi redusert dimensjonen av estimeringsproblemet. Den matrise av variable vi har valgt å danne instrumentene på grunnlag av, i det følgende kalt  $Z$ , inneholder 64 variable, hvorav de fleste refererer seg til industri.<sup>42</sup> Det vi på denne måten oppnår, er i korthet at vi får tatt hensyn til at lagervariablene  $S_t$  og  $\bar{S}_t$ , kapasitetsvariabelen  $\bar{X}_t$  og ordresreservevariabelen  $U_t$  blir bestemt simultant med produksjonen  $X_t$ .

Beregningene er gjennomført med fire spesifikasjoner av prinsipale komponenter: de 8 første prinsipale komponenter av  $Z$  og de henholdsvis 8, 14 og 20 første prinsipale komponenter av matrisen  $(Z, Z_{-1})$ , hvor  $Z_{-1}$  betegner matrisen  $Z$  tilbakedatert ett kvartal.<sup>43</sup> Resultatet for de lagerproduserende sektorer er gitt i tabell 4.6 og for de ordreproduserende sektorer i tabell 4.7. Vi finner at estimatene varierer en del fra variant til variant og avviker også på enkelte punkter fra de tilsvarende minste kvadraters estimator presentert tidligere. Standardavvikene er gjennomgående noe større, spesielt i de to variantene som er basert på 8 prinsipale komponenter. I varianten basert på 20 prinsipale komponenter finner vi imidlertid, som ved minste kvadraters estimeringen i avsnitt 4.1,



at koeffisienten a - som gir den relative "vektfordeling" mellom produksjonskapasiteten og etterspørselen - er signifikant mindre enn 1 i alle de tre lagerproduserende sektorer og signifikant positiv i to av disse sektorene (sektorene nr. 15 og 25). Konklusjonen om at det er en treghet i tilpasningen av produksjonen til etterspørselen i de lagerproduserende sektorer, at lagerbeholdningen har en buffereffekt, synes altså å være robust. Det samme gjelder for de ordreproduserende sektorer, selv om effekten av ordreservevariabelen U her er mindre entydig enn i minste kvadraters tilfellet.

Tabell 4.6. Estimering av produksjonsbeslutningsligninger ved bruk av instrumentvariable basert på prinsipale komponenter  
 Sektor 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri.  
 Sektor 25. Trevareindustri, grafisk industri mv.  
 Sektor 30. Bergverk og råvareindustri.  
 $X_t = a\bar{x}_{t-1} + b(S_t - S_{t-1}) + (1-a)(D_t + RES_t) + \text{konstant} + \text{sesong}$ .  
 Estimeringsperiode: 1968.4 - 1978.4

Sektor, koeffisient	a) Instrumentvariable benyttet ved estimeringen			
	8 prinsipale komponenter basert på Z	8 prinsipale komponenter basert på Z og Z <sub>-1</sub>	14 prinsipale komponenter basert på Z og Z <sub>-1</sub>	20 prinsipale komponenter basert på Z og Z <sub>-1</sub>
	Sektor 15 a	-0.0717 (0.1605)	-0.1431 (0.1930)	-0.0093 (0.1530)
b	0.0566 (0.2515)	-0.1152 (0.2511)	0.0494 (0.1396)	0.1851 (0.1183)
Sektor 25 a	0.7986 (0.3914)	0.4740 (0.3220)	0.5098 (0.1915)	0.7524 (0.2168)
b	0.3805 (0.1011)	0.3247 (0.0915)	0.3206 (0.0693)	0.3344 (0.0649)
Sektor 30 a	0.9957 (0.2286)	0.9630 (0.2114)	0.6314 (0.1189)	0.5499 (0.0995)
b	0.3760 (0.1151)	0.3681 (0.1112)	0.2642 (0.0704)	0.2459 (0.0671)
Sektor 15 Gj.sn. X	6711.3	6711.3	6711.3	6711.3
$\sigma_u$	112.1	129.4	110.8	103.0
D.W.	2.07	2.11	2.11	2.01
Sektor 25 Gj.sn. X	5621.3	5621.3	5621.3	5621.3
$\sigma_u$	162.2	138.6	138.9	153.0
D.W.	1.94	2.16	2.19	2.13
Sektor 30 Gj.sn. X	7032.8	7032.8	7032.8	7032.8
$\sigma_u$	253.1	245.8	186.6	181.6
D.W.	1.35	1.38	1.14	1.05

a) Matrisen Z er definert i fotnote 42.

Tabell 4.7. Estimering av produksjonsbeslutningsligninger ved bruk av instrumentvariable basert på prinsipale komponenter  
 Sektor 45. Metallbearbeidingsindustri.  
 Sektor 50. Verftsindustri.  
 $X_t = a_{Dt} + a_{Ft} + a_{U0}U_t + a_{U1}U_{t-1} + a_{U2}U_{t-2} + \text{konstant} + \text{sesong}$   
 Estimeringsperiode: 1968.4 - 1978.4

Sektor, koeffisient	Instrumentvariable benyttet ved estimeringen <sup>a)</sup>			
	8 prinsipale komponenter basert på Z	8 prinsipale komponenter basert på Z og Z <sub>-1</sub>	14 prinsipale komponenter basert på Z og Z <sub>-1</sub>	20 prinsipale komponenter basert på Z og Z <sub>-1</sub>
Sektor 45 a <sub>D</sub>	0.2862 (0.0459)	0.2857 (0.0371)	0.5138 (0.0552)	0.2968 (0.0289)
a <sub>F</sub>	-2.2475 (26.6710)	16.3835 (22.2785)	11.7328 (6.3034)	14.3910 (4.9828)
a <sub>U0</sub>	11.0604 (12.8568)	2.3798 (10.3777)	-1.6684 (3.0771)	3.4139 (2.2735)
a <sub>U1</sub>	3.0728 (2.0303)	33.3182 (1.6678)	3.6227 (1.7314)	2.0581 (1.7217)
a <sub>U2</sub>	-	-	-	-
Sektor 50 a <sub>D</sub>	0.9468 (0.3188)	1.1936 (0.3092)	0.5938 (0.1685)	0.6362 (0.1262)
a <sub>F</sub>	4.0784 (3.0066)	1.9007 (2.9809)	6.5883 (1.9723)	4.0512 (1.3516)
a <sub>U0</sub>	0.1867 (0.6025)	0.7214 (0.6398)	-0.0916 (0.5229)	0.2240 (0.4747)
a <sub>U1</sub>	-0.3632 (0.8278)	-0.5993 (0.9784)	-0.2192 (0.9623)	-1.1819 (0.8253)
a <sub>U2</sub>	0.0961 (0.7781)	0.2338 (0.8881)	-0.2476 (0.8357)	0.7346 (0.6437)
Sektor 45 Gj.sn. X	4044.1	4044.1	4044.1	4044.1
σ <sub>u</sub>	232.4	174.9	181.1	160.7
D.W.	1.18	2.05	1.97	2.04
Sektor 50 Gj.sn. X	2970.5	2970.5	2970.5	2970.5
σ <sub>u</sub>	669.5	738.4	687.6	565.4
D.W.	2.64	2.66	2.44	2.02

a) Matrisen Z er definert i fotnote 42.

## 5. SLUTTKOMMENTAR

Det arbeid som er presentert i denne rapporten, har i betydelig grad hatt eksplorativ karakter, og gjelder et område som hittil har vært en del forsømt i empirisk arbeid med makroøkonomiske modeller i Norge. Primært har formålet vært å skaffe kunnskap om **tidsforsinkelser** mellom etterspørselen rettet mot norske industrisektorer og produksjonen i disse sektorene. I den forbindelse har vi funnet det hensiktsmessig å skjelne mellom lagerproduserende og ordreproduserende sektorer. Resultatene tyder på at det er varierende grad av tregghet i tilpasningen av produksjonen til etterspørselen og at momentan tilpasning i langt de fleste tilfelle kan forkastes.

Arbeidet har gitt eksempel på én mulig måte å utnytte kvalitativ informasjon fra konjunkturbarometerundersøkelser om **ulikevekt i lagertilpasningen**. Selv om våre forsøk på å endogenisere bedriftenes ønskede lagerbeholdninger så langt bare kan gi grunnlag for foreløpige konklusjoner, er de såpass lovende at de bør føres videre når datasituasjonen ligger til rette for det. Da kan det være aktuelt å prøve å utnytte også andre deler av konjunkturbarometerinformasjonen til å få et bedre grep om korttidsdynamikken i produktmarkedene.

Også for de **ordreproduserende** sektorer, som hovedsakelig er sektorer med tidsutstrakt produksjon, gjenstår flere uløste problemer. Her vil vi spesielt nevne ett. Modellformuleringen burde mer eksplisitt enn vi har gjort det avspeile at disse sektorer primært produserer **investeringsvarer**, blant annet ved at den mer direkte burde representere definisjonssammenhengene mellom investorenes beslutninger om bestilling av utstyr, via deres ordreplassering, igangsettelse av produksjon frem til den endelige levering og installering av utstyret. Konkret kan dette bety at investeringsrelasjonene på en eller annen måte bør integreres i adferdsrelasjonene for de ordreproduserende sektorer. Dessverre er den norske ordrestatistikken i dag ikke godt samordnet med nasjonalregnskapet, verken begrepsmessig eller datamessig. Dette begrenser sterkt muligheten for å følge teorien særlig langt før en mer gjennomgripende opprydding og koordinering er foretatt.

## FOTNOTER

1. Suffikset 75 indikerer at 1975 er basisår for modellens prisindekser og variable i faste verdier. En oversikt over modellprosjektet er gitt i Biørn, Jensen og Reymert (1985). På grunn av enkelte mindre datarevisjoner som ble foretatt etter at estimeringsarbeidet for denne rapporten ble avsluttet, er noen av relasjonene reestimert før de ble inkorporert i KVARTS. Derfor vil de "endelige" koeffisientverdier i modellen kunne avvike fra de estimater som vil bli presentert i det følgende. Se Jensen og Reymert (1985).
2. Arbeidskraftmodellen er beskrevet i Stølen (1983) og modellen for produksjonskapasitet og investering i Biørn (1985). Se for øvrig Biørn, Jensen og Reymert (1985).
3. Vi ser foreløpig bort fra distinksjonen mellom sektor og vare som står sentralt i det norske nasjonalregnskapet. I nasjonalregnskapet spesifiseres balanseligninger av typen (2.1) på varenivå, blant annet for å ta hensyn til at produksjonssektorene gjennomgående produserer flere varer. De komplikasjoner dette reiser for den empiriske utforming av modellen og den løsning vi har valgt, vil vi komme tilbake til i avsnitt 2.5.
4. En viss "tilbakekobling" kan det likevel være, idet mange sektorer for en stor del gjør bruk av vareinnsats som de selv står som hovedprodusent av.
5. Den forventede etterspørsel  $\hat{D}_t$  er ikke nødvendigvis sammenfallende med den normalletterspørsel,  $\bar{D}_t$ , som ligger til grunn for bestemmelsen av det langtidsoptimale lager,  $\bar{S}_t$ . Jfr. avsnitt 2.4.
6. Formelt kunne disse tilpasningsbetingelsene utledes ved å minimere den kvadratiske omkostningsfunksjonen

$$C = a_1 [X_t^* - \bar{X}_{t-1}]^2 + a_2 [S_t^* - S_{t-1} - h(\bar{S}_t - S_{t-1})]^2,$$

hvor  $a_1$  og  $a_2$  er positive konstanter, med hensyn på  $X_t^*$  og  $S_t^*$ , under bibetingelsen (2.2), og sette  $a = a_1/(a_1+a_2)$ .

7. Denne symmetrien kommer eksplisitt til uttrykk i omkostningsfunksjonen i fotnote 6, hvor bare tallverdien av avvikelserne har betydning.
8. Se for eksempel Rowley og Trivedi (1975, kap. 2.2) og Feldstein og Auerbach (1976).
9. Konklusjonene i det følgende må derfor tolkes i lys av disse eksperimenterne partielle karakter. Via resten av modellen - spesielt ligningene for bestemmelse av produksjonskapasiteten  $\bar{X}_t$  og det optimale lager,  $\bar{S}_t$  - vil det innføres tilbakekoblinger fra  $X_t$  og  $S_t$  til  $Q_t$ . Dette vil kunne bidra til å modifisere konklusjonene. Jfr. slutten av avsnitt 2.4.
10. Dvs. den operator som, anvendt på en tidsserie, forskyver hvert element i serien én periode bakover:  $LS_t = S_{t-1}$  etc.
11. Se f.eks. Zellner og Palm (1974, p.19).
12. Formelle definisjoner av begrepene "impact multipliers", "interim multipliers" og "total multipliers" i lineære dynamiske modeller er gitt i Theil (1971, p. 465).
13. Vi kombinerer da de to foregående eksperimenterne. Siden modellen er lineær, følger virkningskoeffisientene ved enkel addisjon av multiplikatoren.
14. Kapasitetsvariabelen  $\bar{X}$  spiller en lignende rolle i modellstrukturen som  $\bar{S}$ , men da den er behandlet i andre publikasjoner om KVARTS-prosjektet - i første rekke Lesteberg (1979) (etablering av tallserier) og Biørn (1985) (endogenisering)-vil vi ikke ofre den mer oppmerksomhet her.
15. Se f.eks. Feldstein og Auerbach (1976, p. 366), hvor ønsket lager er forutsatt å avhenge av den løpende omsetning.
16. Strukturkoeffisientene  $a$ ,  $c$ ,  $d$  og  $e$  ville da ikke kunne identifiseres uten tilleggsinformasjon. Men hvis vi hadde forutsatt at  $d$  var kjent, for eksempel  $d = 0$ , a priori, ville det være tilstrekkelig til å identifisere de øvrige koeffisientene.
17. Vi beskriver her bare hovedprinsippet. En nærmere redegjørelse er gitt i Biørn (1982). Se også appendiks.
18. Svarene er veiet ved hjelp av foretakenes andel av sysselsettingen.
19. Se Biørn (1982, s. 19).
20. Se Biørn (1982, avsnitt 5) for en utdyping av dette.

21. Dette gjaldt både når vi helspesifiserte koeffisientene i lag-fordelingene til  $\bar{D}_t$  og  $\hat{D}_t$  og estimerte  $k$  betinget med hensyn på disse verdiene og når vi gjorde det motsatte. Korte tidsserier gir trolig noe av forklaringen på at disse forsøkene ikke førte frem, idet estimeringsperioden måtte begrenses til den periode hvor både konjunkturbarometerdata og kvartalsvise nasjonalregnskapsdata forelå, nemlig 1974.1 - 1978.4.
22. Vi ser at sesongkomponenten i etterspørselen ikke fjernes ved denne transformasjonen. Alternativt kunne vi ha forutsatt at bedriftenes prediksjon av normalletterspørselen i inneværende kvartal fremkommer som en oppdatering av deres tilsvarende prediksjon for fire kvartaler siden. Ved å erstatte  $D_{t-4}$  med  $\bar{D}_{t-4}$  i (2.14) ville vi få

$$\Delta_4 \bar{D}_t = \Delta_4 \left( \frac{2}{3} L + \frac{1}{3} L^2 \right) D_t,$$

hvor  $\Delta_4 = 1 - L^4$ . Men med en slik prediksjonsformel ville vi ikke få fastlagt nivået av serien for  $\bar{D}_t$ , som vi trenger ellers i modellen.

23. Jfr. (2.8) og (2.17). Den formelle begrunnelse for dette er gitt i Biørn (1982, s. 51). Riktignok er parameteren  $k$  i (2.13) formelt sett identifiserbar, men dette er betinget av at  $S_t - S_{t-1}$  viser "tilstrekkelig variasjon". Hadde vi derimot i (2.12) erstattet  $S_t$  med  $S_{t-1}$ , ville (2.13) ha blitt endret til

$$X_t = a\bar{X}_{t-1} - kbKB_t\bar{D}_t + cD_t + (1-a-c)\hat{D}_t,$$

og det ville da ikke være mulig ut fra data å gi sannsynlighetsutsagn om  $k$  og  $b$ , bare om produktet  $kb$ . Se for øvrig figur 6.1-3 og tabellene 8.1-3 og 9.1-3 i Biørn (1982).

24. Denne modellformuleringen har visse fellestrekk med den som er benyttet i den franske kvartalsmodell METRIC - se INSEE (1981, avsnitt 3.1.4), men valget av funksjonsformer og økonometrisk spesifisering ellers adskiller seg på vesentlige punkter.
25. Vi ser for øvrig av (2.17) at denne måten å beskrive sammenhengen mellom ønsket og faktisk lager på innebærer at den verdi vi har valgt for parameteren  $k$ , blir irrelevant. Effekten av  $k$  kan "tolkes inn i"  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  og  $\beta_2$ .
26. Vi ser her for enkelhets skyld bort fra lager av fullførte produkter. Skulle vi ta hensyn til slike lagre, ville vi måtte spesifisere også en tidsforskyvning også mellom fullføring og levering.
27. Ligningene (3.5) og (3.7) gjelder som definisjonsligninger bare under forutsetning av at alle igangsatte prosjekter faktisk blir fullført i løpet av  $k$  perioder.
28. Jevnfør den formelt sett tilsvarende overgang fra (3.4\*) til (3.4\*\*).
29. "Ordrereserven skal oppgis netto, dvs. med fradrag for verdien av det arbeid som er utført på ordrer ved kvartalets utløp ....." (Statistisk månedshefte 1961, 2, s. 3): Er 80 prosent av et prosjekt utført, medregnes altså bare de resterende 20 prosent i ordremassen, selv om produktet ikke er levert oppdragsgiveren.
30. Siden  $m(1) = a(1) = 1$  pr. forutsetning, følger det at  $\eta(1) = 1$ . Vi tar her ikke hensyn til de restriksjoner på koeffisientene i  $\eta(L)$  som følger av at den er dannet som produktet av to lag-polynomer. I den empiriske anvendelse av (3.22) i avsnitt 4.2 vil  $\eta(L)$  og  $\lambda(L)$  bli representert ved polynomer.
31. Ordrereserven  $U_t$  (og tilbakedaterte verdier av den) spiller formelt sett en tilsvarende rolle i produksjonsbeslutningsfunksjonen for de ordreproduserende sektorer som lagervariabelen  $S_{t-1}$  spiller for de lagerproduserende sektorer (jfr. (2.8)). Ordrereserve kan, i flere henseende, betraktes som et negativt lager - jfr. Childs (1967) og Belsley (1969) - idet den virker som en støtpute mellom etterspørsel og produksjon, men med motsatt fortegn. Når en høy lagerbeholdning bidrar til å dempe produksjonen, skulle vi derfor vente at en høy ordrereserve, cet.par., bidrar til å stimulere den.
32. Betydningen av denne forskjellen i normeringen vil bli nærmere omtalt nedenfor.
33. En viktig unntagelse er seriene for produksjonskapasitet,  $\bar{X}_t$ .
34. Minste kvadraters estimatene blir også de samme siden dette er en lineær, ikke-singulær transformasjon.

35. Et ytterligere argument mot bruk av realrenten er at vi da vil få et betydelig sprang i renteserien ved årsskiftet 1969-1970 på grunn av den ekstraordinære stigning i markedsprisnivået som følge av overgangen til merverdiavgift. Ved bruk av (2.22) til ekstrapolasjoner bakover ville vi måtte ta eksplisitt hensyn til dette.
36. Det estimerte residualstandardavvik  $\sigma_u$  er til og med lavere i alternativ a2 enn i a1, noe som blant annet må tilskrives at vi har én frihetsgrad mer til disposisjon.
37. Bruk av mer avanserte estimeringsmetoder, som tar hensyn til endogeniteten av  $-$  og eventuelt også målefeilene i  $\bar{S}_t$  kan da være aktuelt.
38.  $D_t$  og  $RES_t$  svarer til henholdsvis  $D_i$  og  $u_i$ , definert i (2.19) og (2.21).
39. Hypotesen  $k_D=k_R=1$  er testet mot  $k_D=k_R \neq 1$  ved hjelp av en F-test med 5% nivå. Legges resultatene for perioden 1967.3-1978.4 til grunn, blir ikke denne hypotesen forkastet i noen av tilfellene. Benyttes resultatene for perioden 1974.1-1978.4, blir den forkastet for sektorene 25 og 30.
40. Dette gjelder med én unntagelse, nemlig sektor 30, hvor  $\sigma_u$  i alternativ B1 ( $k_D=1, k_R=0$ ) er lavere enn i alternativ B2 ( $k_D=k_R=1$ ).
41. En presisering er gitt i Theil (1971, avsnitt 1.9).
42. De gjelder leveranser av norsk produksjon til sluttanvendelser (20 variable), tilsvarende leveranser fra import (5 variable), ordretilgang (2 variable), residualledd (RES) (3 variable), kapitalbeholdning (10 variable), prisindekser for investeringer (10 variable), indikatorer for aktiviteten på norske eksportmarkeder (4 variable), netto driftsresultat (5 variable), rentesats (1 variabel) og binære sesongvariable (4 variable). Det er imidlertid bare et mindretall av disse variable som blir eksogent bestemt innenfor KVARTS som helhet.
43. Den (kumulerte) andel av den totale variasjon i variablene i matrisen  $(Z, Z_{-1})$  som representeres ved de 8 og 14 første prinsipale komponentene (jfr. Theil (1971, s.52-53)), er henholdsvis 90,8 prosent og 95,4 prosent.



## DATAGRUNNLAGET

I dette appendiks vil vi redegjøre for det viktigste datagrunnlaget for de empiriske resultatene i avsnitt 4 i denne rapporten.

**Produksjon, etterspørsel: X, D**

Produksjonen X er representert ved bruttoproduksjon i faste (1975-) priser ifølge de kvartalsvise nasjonalregnskaper. Etterspørselen D representeres ved samlet netto leveranse fra norske sektorer til vareinnsats, konsum, investering og eksport, etter fradrag av import, i faste (1975-)priser. Se for øvrig avsnitt 2.5.

**Faktisk lagerbeholdning: S<sup>1</sup>**(i) Innledning

I de kvartalsvise nasjonalregnskapene (KNR) gis kun opplysninger om lagerendringer. Disse er residualer i varebalansene og fanger dermed blant annet opp målefeil i de andre nasjonalregnskapsstørrelsene som inngår i balansene. Den kvartalsvise lagerindeksen bygger på oppgaver fra bedrifter i industri og engroshandel. De forskjellige kategorier av lager (dvs. råvarer, ferdigvarer og varer under arbeid) er svært ujevnt og til dels dårlig dekket.

For vårt formål har vi derfor måttet konstruere lagerbeholdningstall som kan brukes sammen med tallene i KNR. I teorien skulle vi da innrette oss slik at endringen i de nye lagerbeholdningstallene ble lik lagerendringen i KNR. Men siden lagerendringstallene i KNR er beheftet med en rekke svakheter, er denne beskrivningen ikke absolutt bindende. En kan godt tenke seg å konstruere nye lagerbeholdningstall som ikke er konsistente med de nåværende lagerendringstallene i KNR.

(ii) Metode: Modell A og modell B

Det følgende beskriver en test av hvordan utviklingen i den kvartalsvise lagerindeksen følger lagerendringene ifølge KNR. Samvariasjonsanalysen avdekker i hvilken grad konsistens mellom lagerbeholdningstall og lagerendringer ifølge KNR brytes hvis lagerindeksen benyttes til å konstruere lagerbeholdningstall. Analysen gir også holdepunkter for hvordan lagerindeksen bør renormeres for at lagerbeholdningstall basert på indeksen best mulig skal passe med de øvrige KNR-tallene. Som biprodukt gir analysen føling med kvaliteten av KNR-tallene i relasjon til lagerindeksen.

Vi postulerer følgende ligning:

$$(1) \quad S_t = k SI_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

hvor

$S_t$  = lagerbeholdning ved utgangen av kvartal t, ifølge KNR (uobserverbar),

$SI_t$  = lagerbeholdning ved utgangen av kvartal t, ifølge lagerindeksen,

<sup>1</sup> Denne del av dokumentasjonen er basert på et tidligere utkast skrevet av Odd Ystgaard.



$k$  en konstant og  $u_t$  et restledd, dvs. vi antar proporsjonalitet mellom de to indikatorene, på et additivt restledd nær.  $S_t$ , som ikke er observerbar, uttrykkes ved de tilhørende lagerendringstall på følgende måte:

$$(2) \quad S_t = S_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \Delta S_{t-s}$$

hvor

$$\Delta S_t = S_t - S_{t-1}, \text{ dvs. } \sum_{s=0}^{t-1} \Delta S_{t-s} = \text{kumulert lagerendring fra kvartal 0 til kvartal } t-1 \text{ ifølge KNR,}$$

$S_0$  = lagerbeholdning iflg. KNR i periode 0, dvs. ved starten av vår tidsserie (ikke observerbar).

Av (1) og (2) følger:

$$(3) \quad \sum_{s=0}^{t-1} \Delta S_{t-s} = k SI_t - S_0 + u_t.$$

Her er både  $\sum_{s=0}^{t-1} \Delta S_{t-s}$  og  $SI_t$  observerbare fra nasjonalregnskap og lagerstatistikk, slik at de ukjente parametrene  $S_0$  og  $k$  i prinsippet kan estimeres ved regresjon.

Alternativt kan vi ved differensiering bringe (1) på formen

$$(4) \quad \Delta S_t = k SI_t + \varepsilon_t,$$

hvor

$$(5) \quad \varepsilon_t = u_t - u_{t-1}.$$

For variablene i (4),  $\Delta S_t$  og  $\Delta SI_t$ , foreligger tidsserier fra KNR og lagerindeksen, slik at den ukjente parameteren  $k$  også her kan estimeres ved regresjon. Ved denne differensieringen faller konstantleddet ( $S_0$ ) bort.

Vi vil benevne ligning (3) som modell A og ligning (4) som modell B. Følgende alternative spesifikasjoner av restleddsprosessene er forsøkt:

Modell A: 1.  $u_t$  hvit støy.  
 2.  $u_t - \rho_1 u_{t-1}$  hvit støy.  
 3.  $u_t - \rho_4 u_{t-4}$  hvit støy.

Modell B: 1.  $\varepsilon_t$  hvit støy.  
 2.  $\varepsilon_t - \lambda_1 \varepsilon_{t-1}$  hvit støy.  
 3.  $\varepsilon_t - \lambda_4 \varepsilon_{t-4}$  hvit støy.

Det følger av (5) at modell A, variant 2 med  $\rho_1 = 1$  er ekvivalent med modell B, variant 1.

### (iii) Data

#### Kvartalsvise nasjonalregnskapstall

De kvartalsvise lagerendringstallene foreligger for alle KVARTS-varer i løpende og faste priser for perioden 1966.1 - 1978.4. Tallene er kjedet med basisår 1975. Lagerendringstallene i verdi og volum er beregnet som residualer. De inneholder derfor målefeilene i alle de øvrige variable som inngår i varebalansene. De implisitte prisindeksene er helt urimelige, i første rekke fordi "skiftvirkningene" i de kvartalsvise nasjonalregnskapene er inkludert i volumtallene for lagerendring. (I de årlige nasjonalregnskapene er "skiftvirkningene" (netto fra tilgangs- og anvendelsessiden) ført som en egen leveranse.)

Skiftvirkningene fremkommer som et biprodukt av deflateringen, som, kort skissert, foregår slik:

1. Varestrømmene deflateres i basisverdi og balanseres.
2. Ved hjelp av basisavansekoefisienter (regnet ut fra 10-17 strukturen i basisåret) beregnes alle øvrige verdikomponenter i varestrømmene.

Som følge av vridninger i varefordelingen på anvendelses- og tilgangssiden fra basisåret til beregningsåret vil de "øvrige" verdikomponentene ikke balansere. Differansen mellom tilgang og anvendelse kalles skiftvirkninger. De kan i prinsippet ikke opptre i basisverdikomponenten av varestrømmen.

De første forsøk på å beregne samvariasjonen mellom lagerendringstallene iflg. KNR og lagerindeksen ut fra modellene A og B ga svært dårlige resultater. Derfor ble en implisitt kvartalsfordeling av skiftvirkningene gjennomført ved å eliminere skiftvirkningene fra lagerendringene på følgende måte: Først ble nye prisindekser for lagerendringen beregnet. De nye prisindeksene består av et veid gjennomsnitt av prisindeksen i hver innenlandsk anvendelseskategori. Disse ble dernest benyttet til å deflatere verditalle for lagerendring. De nye lagerendringstallene i faste priser er altså avledet av verditalle ved hjelp av meningsfylte prisindekser. Skiftvirkningene fremkommer som differansen mellom de nye og de gamle kvartalsvis lagerendringstallene og kan "gjemmes bort", f.eks. i et eget restledd i varebalansen, jfr. avsnitt 2.5.

Kvartalsvise lagerindekser

Lagerindeksen er en volumindeks for totale lagerbeholdninger med basis 1970 = 100. Indeksen gir opplysninger om lagerhold i alle de fem industrisektorene i KVARTS, dvs.

- 15. Næringsmiddel- og bekledningsindustri
- 25. Trevareindustri, grafisk industri mv.
- 30. Bergverk- og råvareindustri
- 45. Metallbearbeidingsindustri
- 50. Verftsindustri

For sektorene 15, 30 og 45 foreligger data tilbake til 1965. For sektorene 25 og 50 er lagerindeksen bare tilbakeført til 1970.

For industrisektorene er den største svakheten ved lagerindeksen at den ikke dekker lager av varer under arbeid. Som følge av dette er lagerindeksen spesielt dårlig for sektor 50. For sektor 25 kjenner en også til spesielle svakheter, blant annet som følge av mangelfulle opplysninger fra bedrifter og organisasjoner innen trevareproduksjon og trelast. Problemene gjenspeiles i at lagerindeksen for sektorene 25 og 50 ikke er ført lenger tilbake enn til 1970.

Vi forutsetter, som nevnt i avsnitt 2.5, at det er en éntydig korrespondanse mellom varer ifølge KNR og sektorer i lagerindeksen. Vi antar altså at hver KVARTS-sektor lagrer kun sin egen hovedvare og er den eneste som lagrer denne.

(iv) Resultater

Hovedresultatene av estimeringen er gjengitt i tabellene A.1 (modell A) og A.2 (modell B).

Benytter vi de beste resultatene fra denne regresjonsanalysen, er det trolig forsvarlig å anslå lagerbeholdningstall til bruk i KVARTS ved hjelp av de parameterestimaterne ( $\hat{k}_i$  og  $\hat{S}_{i,0}$ ) som er konsistente sammen med lagerindeksen på grunnlag av ligning (1). For sektor 30 har vi valgt å bruke estimatene  $\hat{k}_{30} = 22,0$  og  $\hat{S}_{30,0} = 2\,440$  (GLS, modell A). For sektor 15 kan kun  $\hat{k}_{15} = 18,7$  brukes (OLS, modell B). Vi velger her å sette  $\hat{S}_{15,0} = 0$  i mangel av et bedre estimat. Blant de typiske lagerproduserende industrisektorene i KVARTS mangler vi dermed bare estimerer for sektor 25. For denne sektor er det ikke funnet grunnlag for å utnytte lagerindeksen til å estimere lagerbeholdningstall. Mangel på registrert samvariasjon skyldes her ganske sikkert mangler i lagerindeksen og kan ikke uten videre tilskrives svakheter i KNR-lagertallene. For sektorene 45 og 50 har vi foreløpig ikke gjort bruk av lagerbeholdningstall, men om ønskelig, kan trolig tall for sektor 45 konstrueres ut fra  $\hat{k}_{45} = 22,1$  og  $\hat{S}_{45,0} = 0$  (OLS, modell B). For sektor 25 har vi, i mangel av noe bedre alternativ, valgt å beregne beholdningstallene som kumulerte lagerendringstall ifølge KNR, eksklusive skiftvirkninger.

Tabell A.1

Resultater fra estimering av modell A<sup>a)</sup>:

$$\sum_{s=0}^{t-1} \Delta S_i(t-s) = k_i \cdot SI_i(t) - S_{i,0} + u_i(t)$$

Estimeringsperiode: 1966.1, ....., 1978.4 for sektorene 15, 30 og 45  
1970.1, ....., 1978.4 for sektorene 25 og 50

Metode	OLS		GLS		
Restleddshypotese	$u_t$ "white noise"		$u_t = \rho_1 u_{t-1} + v_t$ $v_t$ "white noise"		
Tallgrunnlag	inkl. skiftv.	ekskl. skiftv.	inkl. skiftv.	ekskl. skiftv.	
Parametre					
Sektor					
$\hat{k}_i$ : 15	-44,2 (1,7)	55,1 (4,2)	-45,0 (-5,0)	19,2 (5,5)	
25	-24,2 (-1,0)	-17,9 (-0,8)	-4,1 (-0,4)	-4,4 (-0,6)	
30	32,9 (7,8)	29,3 (13,6)	29,4 (6,5)	22,0 (5,7)	
45	-50,8 (-3,2)	106,5 (3,8)	-6,9 (-1,2)	21,8 (3,7)	
50	56,7 (3,2)	53,4 (3,2)	-7,1 (-0,5)	-8,9 (-0,6)	
$\hat{S}_{i,0}$ : 15	-4 169 (1,5)	7 211 (5,1)	-3 544 (-2,0)	3 206 (0,01)	
25	-7 335 (-3,0)	-6 174 (-2,9)	-5 227 (-3,9)	-4 378 (-2,2)	
30	1 951 (3,4)	3 325 (11,4)	2 349 (1,8)	2 440 (4,1)	
45	-2 779 (-1,8)	6 740 (2,4)	1 568 (0,00)	-789 (-0,00)	
50	3 146 (1,6)	2 914 (1,6)	-2 882 (-0,8)	-2 988 (-1,1)	
	<u>D.W.</u>	<u>D.W.</u>	<u>D.W.</u>	<u>D.W.</u>	$\rho_1$
DW/ $\rho_1$ : 15	0,10	0,19	2,01	1,82	1,00
25	0,46	0,32	2,12	2,05	0,98
30	0,09	0,28	1,73	1,83	0,91
45	0,19	0,15	1,45	1,76	1,00
50	0,19	0,22	2,18	2,14	0,97

a) t-verdier i parentes.

Tabell A.2

Resultater fra estimering av modell B<sup>a)</sup>:

$$\Delta S_i(t) = k_i \Delta SI_i(t) + \varepsilon_i(t)$$

Estimeringsperiode: 1966.1, ....., 1978.4 for sektorene 15, 30 og 45  
1970.1, ....., 1978.4 for sektorene 25 og 50

Metode	OLS		OLS (ikke-lineær)		
Restleddshypotese	$\varepsilon_t$ "white noise"		$\varepsilon_t = \lambda_4 \varepsilon_{t-4} + w_t$ $w_t$ "white noise"		
Tallgrunnlag	inkl. skiftv.	ekskl. skiftv.	inkl. skiftv.	ekskl. skiftv.	
Parametre					
Sektor					
$\hat{k}_i$ : 15	-44,4 (5,0)	18,7 (5,2)	39,5 (-3,4)	19,7 (4,4)	
25	-3,9 (-0,4)	-4,4 (-0,6)	-3,2 (-0,5)	-2,9 (-0,6)	
30	29,1 (6,5)	21,2 (5,4)	30,0 (6,6)	20,8 (6,7)	
45	-7,2 (-1,2)	22,2 (3,7)	-6,3 (-1,1)	3,8 (0,74)	
50	-7,2 (-0,5)	-9,3 (-0,6)	-2,3 (-0,18)	-4,8 (-0,36)	
	<u>D.W.</u>	<u>D.W.</u>	<u>D.W.</u>	$\lambda_4$	<u>D.W.</u> $\lambda_4$
DW/ $\lambda_4$ : 15	2,03	1,81	1,86	0,4 (2,5)	1,81 0,5(3,3)
25	2,03	1,90	2,07	0,7 (6,0)	1,63 0,7(5,9)
30	1,77	1,92	1,83	0,2 (1,2)	1,74 0,6(4,3)
45	1,42	1,75	1,57	0,6 (4,0)	1,71 0,7(5,7)
50	2,18	2,15	2,10	0,6 (3,0)	2,05 0,6(2,8)

a) t-verdier i parentes.

**Ordretilgang og ordreservert: Q, U**

Grunnlaget for beregningen av disse seriene er de kvartalsvise verdiindeksene for ordretilgang og ordreservert. Vi har transformert disse på følgende måte:

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

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

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

(ii) Deflatering av indeksene

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

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

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

$$UI_t = 100 \cdot \frac{VUI_t^*}{PX_t},$$

(\*\*)

$$QI_t = 100 \cdot \frac{VQI_t}{PX_t}.$$

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

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

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

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

### Indikator for lagerubalanse, nettotallet z

Seriene for nettotallet z er beregnet på grunnlag av de relative hyppigheter for positiv-svar ( $y_p$ ) og negativ-svar ( $y_N$ ) ifølge spørsmål 19 i konjunkturbarometeret. Utgangspunktet er verdiene av  $y_p$  og  $y_N$  for tre-sifrede næringsgrupper (i henhold til Standard for næringsgruppering), og gruppens relative andeler av sysselsettingen er brukt som vektorer ved sammenveiningen til KVARTS-sektorer. Beregningsformelen er  $z = y_p - y_N$ . Da produksjonssektorinndelingen i KVARTS på enkelte punkter krysser den tre-sifrede inndelingen, har vi måttet gjøre visse tillempninger. Sammenhengen fremgår av følgende tabell:

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

## LITTERATURREFERANSER

- Alphen, H. J. van og A. H. Q. M. Merckies (1976): Distributed Lags in Construction: An Empirical Study. *International Economic Review*, 17 (1976), 411 - 430.
- Amemiya, T. (1966): On the Use of Principal Components of Independent Variables in Two-Stage Least-Squares Estimation. *International Economic Review*, 7 (1966), 283-303.
- Belsley, D.A. (1969): *Industry Production Behaviour: The Order-Stock Distinction*. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1969.)
- Biørn, E. (1982): *Kvantifisering av konjunkturbarometerinformasjon*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå, nr. 82/25. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1982.)
- Biørn, E. (1985): *En kvartalsmodell for industrisektorens investeringer og produksjonskapasitet*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 85/24. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1985.)
- Biørn, E., M. Jensen, og M. Reymert, (1985): KVARTS - A Quarterly Model of the Norwegian Economy. Notat presentert på LINK-møte, Stanford University, 27.-31. august 1984. Discussion Paper no. 13, Statistisk Sentralbyrå, juli 1985.
- Childs, G.L. (1967): *Unfilled Orders and Inventories. A Structural Analysis*. (Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1967.)
- Feldstein, M. og A. Auerbach, (1976): Inventory Behaviour in Durable-Goods Manufacturing: The Target-Adjustment Model. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2 (1976), 351-396.
- INSEE (1981): *METRIC. Une modélisation de l'économie française*. (Paris: Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, 1981.)
- Jensen, M. og M. Reymert (1984): *Kvartalsmodellen KVARTS: Modellbeskrivelse og teknisk dokumentasjon*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 84/25. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1984.)
- Kloek, T. og L.B.M. Mennes (1960): Simultaneous Equations Estimation Based on Principal Components of Predetermined Variables. *Econometrica*, 27 (1960), 45-61.
- Lesteberg, H. (1979): *Kapasitetsutnyttning i norsk industri*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 79/28. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1979.)
- Nerlove, M., D. M. Grether og J. L. Carvalho (1979): *Analysis of Economic Time Series. A Synthesis*. (New York: Academic Press, 1979.)
- Pierce, D.A. (1971): Distribution of Residual Autocorrelations in the Regression Model with Autoregressive - Moving Average Errors. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 33 (1971), 140-146.
- Rowley, J.C.R. og P. K. Trivedi (1975): *Econometrics of Investment*. (London: John Wiley & Sons, 1975.)
- Stølen, N.M. (1983): *Etterspørsmål etter arbeidskraft i norske industrifiringer*. Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå nr. 83/29. (Oslo: Statistisk Sentralbyrå, 1983.)
- Theil, H. (1971): *Principles of Econometrics*. (New York: John Wiley & Sons, 1971.)
- Trivedi, P. K. (1984): Uncertain Prior Information and Distributed Lag Analysis. I *Econometrics and Quantitative Economics*, redigert av D. F. Hendry og K. F. Wallis. (Oxford: Basil Blackwell, 1984), pp. 173 - 210.
- Zellner, A. og F. Palm (1974): Time Series Analysis and Simultaneous Equation Econometric Models. *Journal of Econometrics*, 2 (1974), 17-54.

Trykt 1985

- Nr. 85/1 Naturressurser og miljø 1984 Foreløpige nøkkeltall fra ressursregnskapene for miljø, energi, mineraler, skog, fisk og areal Sidetall 94 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2133-1
- 85/2 Aktuelle skattetall 1984 Current Tax Data Sidetall 44 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2142-0
- 85/3 Eva Ivås og Gunnar Sollie: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1983 Sidetall 268 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2153-6
- 85/4 Lorents Lorentsen og Kjell Roland: Markedet for råolje Historisk utvikling. Teorier og modeller. Prisprognoser Sidetall 58 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2145-5
- 85/5 Morten Reymert og Carl-Erik Schulz: Eksport og markedsstruktur Eksportutvikling og markedsandeler for Norge og andre land 1963 - 77 Sidetall 149 Pris kr 30,00 ISBN 82-537-2155-2
- 85/6 Elisabeth Fadum, Katalin Nagy og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Emnekatalog for ferskvann Sidetall 313 Pris kr 50,00 ISBN 82-537-2159-5
- 85/7 Arne Rideng, Knut Ø. Sørensen og Kjetil Sørli: Modell for regionale befolkningsframskrivinger Sidetall 71 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2162-5
- 85/8 Kjetil Sørli: MATAUK En modell for tilgang på arbeidskraft, revidert modell og framskriving av arbeidsstyrken 1983 - 2000 Sidetall 81 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2163-3
- 85/9 Hilde Olsen, Morten Reymert og Pål Ulla: Det norske nasjonalregnskapet. Dokumentasjonsnotat nr. 20 - Kvartalsvis nasjonalregnskap - Dokumentasjon av beregningsopplegget Sidetall 97 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2167-6
- 85/10 Nordby, Børre: Feriereiser og ferieplaner. Undersøkelse i januar-februar 1985 Sidetall 60 Pris 25,00 ISBN 82-537-2170-6
- 85/11 Liv Argel: Avisenes bruk av statistikk Resultater fra en postundersøkelse i oktober 1984 Sidetall 34 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2185-4
- 85/12 Anders Harildstad: Det norske nasjonalregnskapet Dokumentasjonsnotat nr. 19 Arbeidskraftregnskapet - Beregning av arbeidskraftforbruket i varehandel Sidetall 45 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2186-2
- 85/13 Vidar Knudsen: En kvartalsmodell for boliginvesteringer estimert på norske data for perioden 1966 - 1978 Sidetall 46 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2206-0
- 85/14 Hogne Steinbakk og Terje Wessel: Planrekneskap for Møre og Romsdal 1984 - 1995 Hovudresultat Sidetall 56 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2209-5
- 85/15 Tore Høy, Terje Wessel og Hogne Steinbakk: Planrekneskap for Sogn og Fjordane 1984 - 1995 Hovudresultat Sidetall 49 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2210-9
- 85/16 Olav Ljones: Utviklingen av arbeidsmarkedsmodeller i Statistisk Sentralbyrå Sidetall 65 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2216-8
- 85/17 Skatter og overføringer til private Historisk oversikt over satser mv. Årene 1970 - 1985 Sidetall 75 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2218-4
- 85/18 Elisabeth Fadum og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Hefte I Arkivdel Sidetall 272 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2227-3
- 85/18 Elisabeth Fadum og Tiril Vogt: Referansearkiv for naturressurs- og forurensningsdata: Hefte II Registerdel Sidetall 224 Pris kr 45,00 ISBN 82-537-2227-3
- 85/19 Svein H. Trosdahl: Kommunale og fylkeskommunale utvalg oppnevnt i 1984 for perioden 1984 - 1987 Sidetall 107 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2235-4
- 85/20 Vidar Knudsen: INSIDENS - En modell for analyse av fordelingsvirkninger av endringer i avgifter og subsidier Sidetall 43 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2239-7
- 85/21 Morten Jensen: Kvartalsvise investeringsrelasjoner basert på en utvidet akseleratormodell Sidetall 55 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2237-0
- 85/22 Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1980 - 1983 Sidetall 41 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2242-7
- 85/23 Arild Angelsen: Kommunale utbyggingsplaner til industriformål Sidetall 80 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2245-1



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

Trykt 1985 (forts.)

- Nr. 85/24 Erik Biørn: En kvartalsmodell for industrisektorens investeringer og produksjonskapasitet Sidetall 54 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2250-8
- 85/25 Erik Biørn: Produksjonstilpasning og lageradferd i industri - En analyse av kvartalsdata Sidetall 56 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2251-6
- 85/28 Paa Sand og Gunnar Sollie: MODIS IV Dokumentasjonsnotat nr. 23 Endringer i utgave 83 - 1 Sidetall 79 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2253-2
- 85/29 Roar Bergan og Øystein Olsen: Eksporttilpasning i MODAG A En MODAG-rapport Sidetall 99 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2255-9
- 85/30 Ingar Kristoffersen og Erik Næset: Ressursregnskap for skog Sidetall 72 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2256-7
- 85/31 Frode Brunvoll: VAR Hefte I Statistikk for Vannforsyning, Avløp og Renovasjon Analyse av VAR-data Sidetall 77 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2258-3
- 85/32 Feriereiser og ferieplaner Undersøkelse i mai-juni 1985 Sidetall 49 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2262-1
- 85/33 Aktuelle skattetal 1985 Current Tax Data Sidetall 46 Pris kr 20,00 ISBN 82-537-2265-6
- 85/34 Tor Haldorsen: Statistiske egenskaper ved Byråets standard utvalgsplan Sidetall 46 Pris kr 25,00 ISBN 82-537-2271-0



Pris kr 25,00

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

---

ISBN 82-537-2251-6  
ISSN 0332-8422