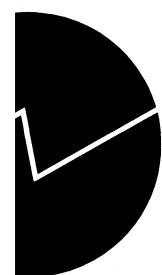


*Pål Boug*

**Modellering av  
faktoreterspørsel**

# Rapport



*Pål Boug*

## **Modellering av faktor- etterspørsel i norske næringer**

## Rapporter

I denne serien publiseres statistiske analyser, metode- og modellbeskrivelser fra de enkelte forsknings- og statistikkområder. Også resultater av ulike enkeltundersøkelser publiseres her, oftest med utfyllende kommentarer og analyser.

## Report

This series contains statistical analyses and method and model descriptions from the different research and statistics areas. Results of various single surveys are also published here, usually with supplementary comments and analyses.

© Statistisk sentralbyrå, mars 1999  
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,  
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537-4665-2  
ISSN 0806-2056

## Emnegruppe

10.90 Metoder, modeller og dokumentasjon

## Emneord

Faktoreterspørsmål  
Faktorsubstitusjon  
Skalælastisiteter  
Tidsserieøkonometri

Design: Enzo Finger Design  
Trykk: Statistisk sentralbyrå

<b>Standardtegn i tabeller</b>	<b>Symbols in tables</b>	<b>Symbol</b>
Tall kan ikke forekomme	Category not applicable	.
Oppgave mangler	Data not available	..
Oppgave mangler foreløpig	Data not yet available	...
Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	:
Null	Nil	-
Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	Less than 0.5 of unit employed	0
Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	Less than 0.05 of unit employed	0,0
Foreløpige tall	Provisional or preliminary figure	*
Brudd i den loddrette serien	Break in the homogeneity of a vertical series	—
Brudd i den vannrette serien	Break in the homogeneity of a horizontal series	
Rettet siden forrige utgave	Revised since the previous issue	r

# Sammendrag

*Pål Boug*

## **Modellering av faktoretterspørsmål i norske næringer**

**Rapporter 99/3 • Statistisk sentralbyrå 1999**

Artikkelen presenterer økonometriske modeller for faktoretterspørsmål i norske næringer, estimert på kvartalstall for årene 1978-1996. I motsetning til tidligere analyser på norske data modellerer vi energiinnsats i tillegg til arbeidskraft og øvrig produktinnsats. En hypotese om Cobb-Douglas produktfunksjon mellom arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats blir ikke forkastet av data. Resultatene indikerer at det enten er stordriftsfordeler eller konstant skalautbytte i produksjonen på næringsnivå. Skalaegenskapene i industrien ser ut til å bli mer korrekt estimert fra disaggregerte relasjoner for arbeidskraftetterspørsmål enn fra en aggregert relasjon. Arbeidskraften tilpasses relativt langsomt ved endringer i produksjon og relative faktorpriser. Tilpasningen av produktinnsats og energiinnsats skjer relativt raskt ved produksjonsendringer, men relativt tregt ved endringer i relative faktorpriser.

**Emneord:** Faktoretterspørsmål, faktorsubstitusjon, skalaelastisiteter, tidsserieøkonometri.



# Innhold

<b>1. Innledning</b> .....	<b>7</b>
<b>2. Teorigrunnlag</b> .....	<b>9</b>
2.1. Produsentadferd med kostnadsminimering .....	9
2.2. Substitusjonsforhold og skalaegenskaper .....	10
<b>3. Økonometrisk modellering</b> .....	<b>11</b>
3.1. En feiljusteringsmodell for arbeidskraft .....	11
3.2. Restriksjoner på langtidsløsningen .....	11
3.3. Restriksjoner på korttidodynamikken .....	12
3.4. Feiljusteringsmodeller for produktinnsats og energiinnsats .....	12
3.5. Økonometriske problemstillinger .....	12
3.6. Stabilitetsegenskaper .....	15
<b>4. Datamaterialet</b> .....	<b>16</b>
4.1. Arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats .....	16
4.2. Produksjon, realkapital og faktorpriser .....	17
4.3. Utviklingen i nøkkeltall .....	17
4.4. Kostnadsandeler .....	18
<b>5. Estimeringsresultater for arbeidskraft</b> .....	<b>21</b>
5.1. Aggregert arbeidskrafttetterspørsel i industrien .....	21
5.2. Disaggregert arbeidskrafttetterspørsel i industrien .....	23
5.3. Arbeidskrafttetterspørsel i tjenesteytende næringer .....	27
<b>6. Estimeringsresultater for produktinnsats og energiinnsats</b> .....	<b>32</b>
<b>7. Avslutning</b> .....	<b>34</b>
<b>Referanser</b> .....	<b>36</b>
<b>Vedlegg</b> .....	<b>39</b>
A. Datadefinisjoner .....	39
B. Oversikt over dummyvariable .....	40
C. Spesifikasjon av $ecm_{t-1}$ .....	41
D. Historisk føyning for arbeidskraftrelasjonene .....	42
E. Rekursiv estimering av arbeidskraftrelasjonene .....	44
F. Skiftanalyser for arbeidskraft .....	53
G. Modeller for produktinnsats og energiinnsats .....	55
<b>Tidligere utgitt på emneområdet</b> .....	<b>59</b>
<b>De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter</b> .....	<b>60</b>



# 1. Innledning<sup>1,2</sup>

En rekke av de økonomiske problemstillingene som politikkmakere står overfor er relatert til etterspørsels-siden i arbeidsmarkedet. Spesielt har etterspørselen etter arbeidskraft stor betydning for sysselsettingen og arbeidsledigheten, og dermed for inntektsdannelsen. De faktorene som bestemmer etterspørselen etter arbeidskraft har dessuten viktige implikasjoner for skattepolitikken. Eksempelvis vil virkninger av endringer i arbeidsgiveravgift avhenge av størrelsen på parametrene i etterspørselsfunksjonen for arbeidskraft. Det er derfor ikke overraskende at den internasjonale litteraturen er stor når det gjelder studier som estimerer relasjoner for arbeidskraftetterspørsel [se for eksempel Nickell og Andrews (1983), Symons og Layard (1984), Symons (1985), Jenkinson (1986), Clark m.fl. (1988), Flaig og Steiner (1989), Bresson m.fl. (1992), Barrell m.fl. (1996) og litteraturoversiktene i Hamermesh (1986, 1993) og Fallon og Verry (1988)].

Majoriteten av de nevnte studiene tar utgangspunkt i neoklassisk teori. Studiene er imidlertid forskjellige når det gjelder forutsetninger om den underliggende produksjonsteknologien, hvilke variable som inngår i etterspørselsfunksjonen som estimeres, samt hvilke metodiske tilnærminger som anvendes. Dessuten betrakter noen studier arbeidskraften som homogen, mens andre studier splitter opp arbeidskraften i ulike grupper etter kjennetegn som utdanning, kjønn og alder. En fellesnevner for de fleste studiene er imidlertid at arbeidskraften analyseres på et svært aggregert nivå med hensyn til næringsinndeling.<sup>3</sup> Siden nærings-

ene i økonomien utvikler seg ulikt over tid, kan aggregerte relasjoner bli alvorlig feilspesifiserte. Det er også behov for empiriske resultater fra disaggregerte studier for en del politikkanalyser.

Studier på norske data har også modellert arbeidskraft- etterspørsel på et relativt aggregert nivå. Eksempler inkluderer Nymoene (1990) og Cappelen m.fl. (1992), som estimerer etterspørselsrelasjoner for privat sektor i fastlands-Norge eksklusive utenriks sjøfart og oljevirk-somhet og Moene og Nymoene (1991), som estimerer en etterspørselsrelasjon for industrien i alt. Bowitz og Cappelen (1994) estimerer også relativt aggregerte relasjoner for industrien, men er et unntak i denne sammenheng, i det arbeidskraft og produktinnsats studeres for elleve norske næringer. Det er imidlertid grunn til å se nærmere på faktoretterspørselen på et disaggregert næringsnivå siden studien til Bowitz og Cappelen (1994) er gjenstand for potensielt viktige begrensninger. For det første kan industrirelasjonene være utsatt for aggregeringseffekter i det industrien splittes opp i kun fire næringer. For det andre analyseres kun etterspørselen etter arbeidskraft og produktinnsats. I innsatsaggregatet inngår såvel energivarer som øvrig materialinnsats. En slik forenkling kan utelate viktig informasjon om faktor-substitusjon. For det tredje baserer analysen seg på forutsetninger om Cobb-Douglas produksjonsteknologi og konstant skalautbytte i variable produksjons-faktorer, uten at disse forutsetningene testes. For det fjerde estimerer Bowitz og Cappelen (1994) modeller for faktoretterspørsel uten å teste eksplisitt for hverken svak eksogenitet eller kointegrasjon.

Studien i denne artikkelen tar utgangspunkt i Bowitz og Cappelen (1994), men vi forsøker å ta hensyn til de nevnte begrensningene ved modelleringen av faktor- etterspørsel. På grunnlag av neoklassisk teori og en forutsetning om Cobb-Douglas produksjonsteknologi, modellerer vi etterspørselen etter arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats som funksjoner av produksjon, realkapital og relative faktorpriser. Vi estimerer disse modellene for tretten næringer, hvorav syv er industrinæringer og seks er tjenesteytende næringer, basert på kvartalstall for årene 1978-1996.

<sup>1</sup> Den økonometriske analysen er utført i PcGive Professional, versjon 9.0 og 9.1 [Hendry og Doornik (1996) og Doornik og Hendry (1996)].

<sup>2</sup> Forfatteren takker Ådne Cappelen, Erling Holmøy og Kjersti Gro Lindquist for kommentarer og innspill. En spesiell takk rettes til Bjørn Naug for nyttige diskusjoner og kommentarer underveis i arbeidet med denne artikkelen. Tidligere versjoner av artikkelen ble presentert på et modellseminar i Norges Bank og Det 21. nasjonale forskermøte for økonomer ved Handelshøyskolen BI, og deltagerne her takkes for kommentarer. Robin Choudhury takkes også for hjelp med skiftberegningene i kapittel 5.

<sup>3</sup> Unntak her er Feldstein (1967) og Leslie og Wise (1980). Den sistnevnte studien er en oppdatering av den førstnevnte, som estimerer produktfunksjoner for 28 industrinæringer i Storbritannia.



For å kaste lys over eventuelle aggregeringsproblemer i Bowitz og Cappelen (1994) estimerer vi en aggregert relasjon for arbeidskraftetterspørselen i industrien, som sammenlignes med disaggregerte relasjoner. Vi estimerer skalaegenskaper i produksjonen fritt, og vi tester Cobb-Douglas forutsetningen som anbefalt i Boswijk (1993). I tråd med Kremers m.fl. (1992) og Urbain (1992) tester vi også for kointegrasjon og svak eksogenitet.

Resultatene fra den aggregerte analysen indikerer at arbeidskraftetterspørselen i industrien kointegrerer med produksjon, realkapital, relative faktorpriser og faktorproduktivitet. Den aggregerte industrirelasjonen passerer ulike økonometriske tester for misspesifikasjon og parameterstabilitet. Likeledes blir de teoribaserte restriksjonene fra Cobb-Douglas antagelsen ikke forkastet av data. De samme konklusjonene kan også i all hovedsak trekkes fra den disaggregerte analysen av arbeidskraftetterspørselen i industrien. Den aggregerte industrirelasjonen impliserer lavere skalautbytte med hensyn på variable faktorer, og høyere skalautbytte med hensyn på faste faktorer, enn et veid gjennomsnitt av de disaggregerte industrirelasjonene. Vi tolker dette dithen at det er mulig å estimere mer korrekte langsiktige elastisiteter for industrien med den ekstra informasjonen som er tilgjengelig på et disaggregert næringsnivå. Resultatene viser videre at arbeidskraft trolig kointegrerer med produksjon, relative faktorpriser og faktorproduktivitet, og i mindre grad med realkapital, i de tjenesteytende næringene. Cobb-Douglas restriksjonene står heller ikke åpenbart i motstrid til data for de fleste tjenesteytende næringene. Eksistensen av kointegrasjon synes også å være til stede for etterspørsel etter produktinnsats og energiinnsats. Når alle næringene ses under ett finner studien, som Bowitz og Cappelen (1994), stordriftsfordeler i produksjonen. Stordriftsfordeler er også dokumentert i aggregerte tidseriestudier på utelandske data [se for eksempel Harvey m.fl. (1986) og Flaig og Steiner (1989)]. Resultatene viser videre at både energiinnsats og produktinnsats tilpasses relativt raskt ved en økning i produksjonen, mens tilpasningen av arbeidskraft skjer vesentlig langsommere. Tilpasningen av de variable produksjonsfaktorene til endringer i relative faktorpriser er enda tregere enn tilpasningen ved en produksjonsendring. Dette er også i tråd med resultatene i Bowitz og Cappelen (1994).

Resten av artikkelen er organisert som følger: Kapittel 2 presenterer teorigrunnlaget for analysen, og kapittel 3 diskuterer den økonometriske modelleringen. Kapittel 4 omtaler datamaterialet, og estimeringsresultater for arbeidskraftetterspørsel diskuteres i kapittel 5. Kapittel 6 rapporterer hovedtrekkene ved estimeringsresultater for etterspørsel etter produktinnsats og energiinnsats. Kapittel 7 oppsummerer og gir noen avsluttende kommentarer.

## 2. Teorigrunnlag

I tråd med den internasjonale litteraturen tar modelleringen av faktoreterspørselen utgangspunkt i neoklassisk teori for produsentadferd.<sup>4</sup> Modelleringen baserer seg også på en del forenklinger. Både arbeidskraft og realkapital betraktes som homogene varer. Følgelig splittes hverken arbeidskraft eller realkapital opp i ulike kategorier. Realkapitalbeholdningen betraktes dessuten som en fast produksjonsfaktor på kort sikt, slik at modelleringen av de variable faktorene kan betinges med hensyn på denne. Dette er vanlig praksis i relaterte studier, og begrunnes gjerne med at brukerprisen på kapital er vanskelig å måle [jf. Symons og Layard (1984), Symons (1985) og Jenkinson (1986)].<sup>5</sup> Det antas videre at prisene på innsatsfaktorene kan betraktes som eksogene. Endelig legges kostnadsminimering til grunn for adferdsmekanismen, og produksjonen antas dermed å være eksogen i analysen av faktoreterspørselen. Slike modeller er best egnet i de næringene hvor produsentene er rasjonerte i produktmarkedene. Konjunkturbarometeret kan gi verdifull informasjon om graden av rasjonering i denne sammenheng. På spørsmål om hvilke faktorer som begrenser produksjonen svarer en stor andel av bedriftene at mangel på salg og ordre er den viktigste faktoren. Dette indikerer at produksjonen i stor grad er etterspørselsbestemt, og således at produksjonen kan antas å være eksogen. Antagelsene om eksogenitet i prisene på innsatsfaktorene og produksjonen blir nærmere diskutert i neste kapittel.

### 2.1. Produsentadferd med kostnadsminimering

Vi antar at en produsent er pristager på alle faktormarkeder og minimerer kostnadene til de variable produksjonsfaktorene arbeidskraft (L), produktinnsats (M) og energiinnsats (U) for gitt produksjon (X) og beholdning av realkapital (K). Totalkostnaden til de variable produksjonsfaktorene er gitt ved

$$(2.1) C = W \cdot L + PM \cdot M + PU \cdot U,$$

hvor W er lønnskostnader per time, PM er kjøperprisen for produktinnsats og PU er kjøperprisen for energiinnsats.<sup>6</sup> Energiinnsatsen antas å være et CES-aggregat bestående av innsatsfaktorene olje og elektrisk kraft, som står i et substitusjonsforhold til hverandre. Dette substitusjonsforholdet, målt ved substitusjonselastisiteten, er estimert for hver næring, se Boug (1999).

I utenlandske studier er det vanlig å benytte ulike varianter av CES-funksjoner eller Translog-funksjoner [jf. Hamermesh (1986)]. Cobb-Douglas funksjoner er i mindre grad anvendt i den internasjonale litteraturen, på grunn av dens begrensninger når det gjelder fleksibiliteten i substitusjonsforholdet mellom produksjonsfaktorer (se avsnitt 2.2 nedenfor).<sup>7</sup> Vi følger imidlertid Bowitz og Cappelen (1994), og antar i utgangspunktet at produksjonsteknologien i norske næringer kan tilnærmes med følgende Cobb-Douglas produkt-funksjon:

$$(2.2) X = A \cdot K^{\alpha_K} \cdot L^{\alpha_L} \cdot M^{\alpha_M} \cdot U^{\alpha_U} \cdot e^{\rho t},$$

hvor A er en konstant og  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$ ,  $\alpha_M$  og  $\alpha_U$  representerer de konstante grenselastisitetene til realkapital, arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats. Skalaelastisiteten med hensyn på de variable faktorene er dermed også konstant og lik  $\alpha = \alpha_L + \alpha_M + \alpha_U$ . Den samlede skalaelastisiteten med hensyn på alle faktorer er følgelig lik  $\varepsilon = \alpha + \alpha_K$ . Variabelen  $e^{\rho t}$  er en deterministisk trend som antas å ivareta Hicks-nøytral teknisk endring. Denne tilnærmingen til faktorproduktivitet er den mest vanlige i litteraturen om arbeidskrafteterspørsel [jf. Hamermesh (1986) og

<sup>4</sup> For en enkel innføring i neoklassisk produksjonsteori, se for eksempel Hoel og Moene (1987).

<sup>5</sup> Antagelsen om at realkapitalen er predeterminert kan til en viss grad rettferdiggjøres av resultatene i Moene og Nymoen (1991). De forkaster ikke en nullhypotese om at realkapitalen er svakt eksogen i en estimert etterspørselsrelasjon for arbeidskraft for industrien.

<sup>6</sup> I Bowitz og Cappelen (1994) er de variable kostnadene spesifisert som  $C=W \cdot L + PH \cdot H$ , der  $H=M+U$  og PH er prisindeksen til innsatsaggregatet H.

<sup>7</sup> Eksempler på utenlandske studier som benytter Cobb Douglas produksjonsteknologi er Brechling (1965), Ball og St Cyr (1966), Feldstein (1967), Craine (1973), Leslie og Wise (1980) og Barrell m.fl. (1996). Eksempler på norske studier er Stølen (1983) og Bowitz og Cappelen (1994).

Flaig og Steiner (1989)]. Økonometriske implikasjoner av trendvariabelen blir nærmere diskutert i neste kapittel.

Optimeringsproblemet til produsenten består nå i å minimere (2.1) med hensyn på L, M og U med (2.2) som bibetingelse. Vi kan dermed utlede følgende betingede etterspørselsfunksjoner for arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats:

$$(2.3) \quad L = \beta \cdot \alpha_L \cdot X^{1/\alpha} \cdot K^{-\alpha_K/\alpha} \cdot (W/PM)^{-\alpha_M/\alpha} \cdot (W/PU)^{-\alpha_U/\alpha} \cdot e^{-\rho/\alpha t}$$

$$(2.4) \quad M = \beta \cdot \alpha_M \cdot X^{1/\alpha} \cdot K^{-\alpha_K/\alpha} \cdot (W/PM)^{\alpha_L/\alpha} \cdot (PU/PM)^{\alpha_U/\alpha} \cdot e^{-\rho/\alpha t}$$

$$(2.5) \quad U = \beta \cdot \alpha_U \cdot X^{1/\alpha} \cdot K^{-\alpha_K/\alpha} \cdot (W/PU)^{\alpha_L/\alpha} \cdot (PM/PU)^{\alpha_M/\alpha} \cdot e^{-\rho/\alpha t},$$

hvor  $\beta$  er en konstant bestående av parametrene  $A$ ,  $\alpha_L$ ,  $\alpha_U$ , og  $\alpha_M$ . Som vi ser inkluderer alle faktoreterspørselsfunksjonene produksjon, realkapital og relative faktorpriser samt en deterministisk trend. Videre er (2.3)-(2.5) homogene av grad null i prisene. Ved innsetting av (2.3), (2.4) og (2.5) i (2.1) finner vi at den tilhørende duale kostnadsfunksjonen blir

$$(2.6) \quad C = \alpha \cdot \beta \cdot X^{1/\alpha} \cdot K^{-\alpha_K/\alpha} \cdot W^{\alpha_L/\alpha} \cdot PM^{\alpha_M/\alpha} \cdot PU^{\alpha_U/\alpha} \cdot e^{-\rho/\alpha t},$$

som er homogen av grad én i faktorprisene. Med Shepards lemma kan det vises at de betingede etterspørselsfunksjonene i (2.3)-(2.5) også er gitt som de deriverte av (2.6) med hensyn på de respektive faktorprisene.

## 2.2. Substitusjonsforhold og skalaegenskaper

Av (2.3)-(2.6) følger at

$$(2.7) \quad \begin{aligned} (W \cdot L) / C &= \alpha_L / \alpha, \\ (PM \cdot M) / C &= \alpha_M / \alpha, \\ (PU \cdot U) / C &= \alpha_U / \alpha. \end{aligned}$$

Ligning (2.7) uttrykker at kostnadsandelene er konstante og uavhengige av både priser og produksjonsnivå. For eksempel er kostnadsandelen til arbeidskraft lik denne faktorens grenseelastisitet sett i forhold til skalaelastisiteten med hensyn på de variable produksjonsfaktorene. Substitusjonsforholdet mellom de variable produksjonsfaktorene fremkommer ved å ta utgangspunkt i (2.3)-(2.5), som gir

$$(2.8) \quad \begin{aligned} L / M &= \alpha_L / \alpha_M \cdot PM / W, \\ L / U &= \alpha_L / \alpha_U \cdot PU / W, \\ M / U &= \alpha_M / \alpha_U \cdot PU / PM. \end{aligned}$$

Ligning (2.8) impliserer at substitusjonselastisiteten mellom de ulike produksjonsfaktorene er konstant og lik én. Denne tolkningen kan belyses nærmere på følgende måte: Litt upresist kan substitusjonselastisiteten mellom for eksempel arbeidskraft og produktinnsats defineres som den prosentvise endringen i faktorforholdet når prisforholdet endres med én prosent, for gitt produksjon og realkapital. Definisjonen innebærer at substitusjonselastisiteten mellom L og M er lik elastisiteten av L/M med hensyn på PM/W, og denne elastisiteten er i følge (2.8) lik én.<sup>8</sup>

Ved valg av Cobb-Douglas-funksjonsform har vi følgelig lagt begrensninger på den empiriske analysen i den forstand at substitusjonsforholdet mellom de variable produksjonsfaktorene fastsettes a priori. Vår analyse er således ikke en studie av substitusjonsforholdene som sådan, men om et substitusjonsforhold som er bestemt a priori får støtte i data. Det er imidlertid mulig å tallfeste skalaegenskapene til produktfunksjonen ved hjelp av økonometriske metoder, siden elastisiteten av L, M og U med hensyn på X er lik den inverse av skalaelastisiteten for de variable produksjonsfaktorene.

<sup>8</sup> Strengt tatt er substitusjonselastisiteten  $\sigma$  mellom L og M et teknisk begrep, definert ved  $\sigma = d \ln(L/M) / d \ln |MRS|$ , hvor MRS er den marginale substitusjonsbrøk mellom M og L [jf. Varian 1992)]. MRS er imidlertid lik faktorprisforholdet PM/W i løsningspunktet for kostnadsminimeringen.

### 3. Økonometrisk modellering

Ligningene i (2.3)-(2.5) kan tolkes som likevekts-sammenhenger som gjelder på lang sikt. Siden ligningene er statiske vil effekten på venstresidevariabelen av skift i en av høyresidevariablene være utspilt i samme periode som skiftet finner sted. Det vil imidlertid i praksis ofte være tregheter i tilpasningen, slik at (2.3)-(2.5) ikke nødvendigvis holder på kort sikt. I litteraturen begrunnes vanligvis tilpasningstreg- heter i arbeidskrafttetterspørsele med at det er kostnader forbundet med å endre tilpasning [se for eksempel Nickell (1986)]. Den økonometriske modelleringen baserer seg derfor på estimering av dynamiske spesifikasjoner av (2.3)-(2.5) i tråd med teorien om kointegrasjon og feiljusteringsmodeller [jf. Engle og Granger (1987)].

#### 3.1. En feiljusteringsmodell for arbeidskraft

Analysen av arbeidskrafttetterspørsele tar utgangspunkt i følgende dynamiske generalisering av (2.3), som åpner for fri estimering av skalaelastisiteten med hensyn på såvel variable som faste produksjonsfaktorer:<sup>9</sup>

$$\begin{aligned}
 \Delta l_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1i} \Delta l_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{2i} \Delta x_{t-i} \\
 (3.1) \quad & + \sum_{i=0}^4 \beta_{3i} \Delta(w - pm)_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_{4i} \Delta(w - pu)_{t-i} \\
 & + \gamma_0 [l + \gamma_1(w - pm) + \gamma_2(w - pu)]_{t-1} \\
 & + \gamma_3 \cdot x_{t-1} + \gamma_4 \cdot k_{t-2} + \gamma_5 \cdot t + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}$$

(3.1) er en feiljusteringsmodell hvor små bokstaver indikerer den naturlige logaritmen til variablene og  $\Delta$  betegner førstedifferanser. Variabelsymbolene er definert i kapittel 2. I (3.1) avhenger  $\Delta l_t$  av løpende og tilbakedatert vekst i produksjon og relative faktorpriser, tilbakedaterte verdier av  $\Delta l_t$ , samt et feiljusteringsledd som består av nivåvariablene tilbakedatert én eller to perioder og en deterministisk trend.<sup>10</sup>

Variabelen  $\varepsilon_{it}$  representerer et stokastisk feilledd som antas å være hvit støy.

Feiljusteringsleddet måler differansen mellom den faktiske og den langsiktige innsatsen av (logaritmen til) arbeidskraft i foregående periode for gitte nivåer på produksjon, realkapital og relative faktorpriser. En andel  $\gamma_0$  av dette avviket blir korrigert i inneværende periode: Dersom innsatsen av arbeidskraft lå én prosent over (under) sitt langsiktige nivå i foregående periode, vil (ceteris paribus) denne innsatsen bli redusert (økt) med  $100 \cdot \gamma_0$  prosent i inneværende periode. Det er verdt å legge merke til at realkapitalen inngår i feiljusteringsleddet med tilbakedatering to perioder i stedet for én periode. Årsaken til dette er at verdien av realkapitalen ved utgangen av foregående periode tilsvarer verdien av realkapitalen i begynnelsen av inneværende periode, slik den er definert i nasjonalregnskapet. Det synes også fornuftig å bruke en laglengde på to perioder siden det vanligvis tar tid å installere realkapital i produksjonen.

#### 3.2. Restriksjoner på langtidsløsningen

Sammenhengen mellom parametersymbolene i (2.3) og feiljusteringsleddet i (3.1) er som følger:  $\gamma_1 = \alpha_M / \alpha$ ,  $\gamma_2 = \alpha_K / \alpha$ ,  $\gamma_3 / \gamma_0 = 1 / \alpha$ ,  $\gamma_4 / \gamma_0 = \alpha_K / \alpha$  og  $\gamma_5 / \gamma_0 = \rho / \alpha$ . I kapittel 2 ble  $\gamma_1$  og  $\gamma_2$  utledet som kostnadsandelene til henholdsvis produktinnsats og energiinnsats. Estimaten på  $\gamma_1$  og  $\gamma_2$  bestemmes som aritmetiske gjennomsnitt av historiske verdier på de respektive kostnadsandelene. Et alternativ ville være å bruke estimater på kostnadsandelene ut fra et bestemt år, som i Bowitz og Cappelen (1994). Dette alternativet synes i mindre grad enn et gjennomsnitt å kunne representere kostnadsandelene over estimeringsperioden siden estimater på andelene baseres på et mer eller mindre vilkårlig utvalgt år. Koeffisientene  $\gamma_0$ ,  $\gamma_3$ ,  $\gamma_4$  og  $\gamma_5$  blir imidlertid forsøkt estimert fra feiljusteringsmodellen. Følgelig får vi også bestemt størrelsen på parametrene  $\alpha$ ,  $\alpha_K$  og  $\rho$ . Det åpnes for stordriftsfordeler i produksjonen ved at  $\varepsilon = \alpha + \alpha_K > 1$  tillates.

<sup>9</sup> En oversikt over modellering av dynamiske én-relasjonssammenhenger er gitt i blant andre Hendry (1995a).

<sup>10</sup> De estimerte relasjonene inkluderer også sesongdummier og enkelte dummier for perioder med "outliere".

### 3.3. Restriksjoner på kortidsdynamikken

I tråd med (2.3) er feiljusteringsmodellen for arbeidskraft pålagt å være homogen av grad null i faktorprisene både på kort og lang sikt. I samsvar med våre antakelser om at realkapital er en fast produksjonsfaktor på kort sikt inngår ikke  $\Delta k_t$  i (3.1). Estimeringene pålegger ingen ytterligere a priori restriksjoner på kortidsdynamikken enn de som er nevnt her. Feiljusteringsmodellene har for eksempel ingen restriksjoner om at de kortsiktige effektene av endringer i høyresidevariablene skal være mindre enn de langsiktige. Tilfeller hvor kortidseffekten er større enn langtidseffekten innebærer såkalt "overshooting" i tilpasningen av faktoreterspørselen. Dersom realkapitalen er en treg produksjonsfaktor på kort sikt kan "overshooting" forekomme i for eksempel arbeidskrafteterspørselen ved at denne øker mer enn en produksjonsøkning på kort sikt. Produsenten kompensere dermed for tregheten i realkapitalen ved å etterspørre mer arbeidskraft enn det er bruk for på lang sikt. Kortidseffektene kan også tenkes å være mindre enn de langsiktige på grunn av såkalte "labour-hording"-effekter. En slik tolkning er vanlig i litteraturen, og innebærer at arbeidskraften er mer produktiv på kort sikt i oppgangstider og mindre produktiv i nedgangstider. Utviklingen i arbeidskraftproduktiviteten er med andre ord prosyklisk.<sup>11</sup>

### 3.4. Feiljusteringsmodeller for produktinnsats og energiinnsats

En tilsvarende feiljusteringsmodell som (3.1) kan formuleres for energiinnsats og produktinnsats med utgangspunkt i de teoretiske langtidssammenhengene i (2.4) og (2.5). Gitt hypotesen om Cobb-Douglas teknologi er det imidlertid unødvendig å estimere relasjoner for energiinnsats og produktinnsats for å tallfeste skalaelasticitetene med hensyn på de ulike produksjonsfaktorene siden disse følger fra estimeringen av arbeidskraftrelasjonen. Dette leder til følgende modeller for produktinnsats og energiinnsats:

$$(3.2) \quad \begin{aligned} \Delta m_t = & \delta_0 + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{2i} \Delta x_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^4 \delta_{3i} \Delta(w-pm)_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \delta_{4i} \Delta(pu-pm)_{t-i} \\ & + \phi_0 [m_{t-1} - \theta \cdot x_{t-1} + \varpi \cdot k_{t-2} - \gamma_6(w-pm)_{t-1} \\ & - \gamma_2(pu-pm)_{t-1} + \psi \cdot t] + \varepsilon_{mt} \end{aligned}$$

$$(3.3) \quad \begin{aligned} \Delta u_t = & \mu_0 + \sum_{i=1}^4 \mu_{1i} \Delta u_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \mu_{2i} \Delta x_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^4 \mu_{3i} \Delta(w-pu)_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \mu_{4i} \Delta(pm-pu)_{t-i} \end{aligned}$$

$$+ \lambda_0 [u_{t-1} - \theta \cdot x_{t-1} + \varpi \cdot k_{t-2} - \gamma_6(w-pu)_{t-1} - \gamma_1(pm-pu)_{t-1} + \psi \cdot t] + \varepsilon_{ut}$$

Parametrene  $\theta$ ,  $\varpi$  og  $\psi$  i (3.2) og (3.3) er langtidskoeffisientene til henholdsvis produksjon, realkapital og faktorproduktivitet, som alle pålegges fra estimeringen av arbeidskraftrelasjonen. Tilsvarende er  $\gamma_2$  i (3.2) og  $\gamma_1$  i (3.3) identiske med parametrene med samme symbol i arbeidskraftrelasjonen. Parameteren  $\gamma_6$  bestemmes som  $\gamma_1$  og  $\gamma_2$  ut fra et aritmetisk gjennomsnitt av historiske verdier på kostnadsandelen til arbeidskraft.

### 3.5. Økonometriske problemstillinger

Vi følger modellingsstrategien foreslått av Davidson, Hendry, Srba og Yeo (1978) for å komme frem til modeller som kan representere den datagenererende prosessen for faktoreterspørselen på en rimelig god måte. Siden lag-strukturen er ukjent estimeres først den mest generelle modellen med en lag-lengde satt lik fire. Derne settes insignifikante koeffisienter lik null, og restriksjoner mellom parametre blir pålagt dersom dette bidrar til å forenkle modellen uten at føyningen, målt ved standardavviket, svekkes. I dette ligger det at modellene blir forenklet på den måten at restriksjoner blir oppfylt snarere enn å bli pålagt uten å få støtte i data. Lichtenberg (1990) viser at ugyldige restriksjoner kan medføre skjevheter på øvrige estimater i empiriske modeller. Foruten de teoretiske og empiriske restriksjonene som pålegges underveis i modellingsarbeidet, legges det også vekt på at de endelige modellene passerer standard tester for autokorrelasjon, heteroskedastisitet, normalitet og parameterstabilitet.

Det må påpekes at feiljusteringsmodellene presentert over er sterke forenklinger i den forstand at de er én-relasjonssammenhenger som betinger venstresidevariabelen med hensyn på ett sett av høyresidevariable. Johansen (1988) og Johansen og Juselius (1990) har utviklet et mer simultant modelleringsopplegg ved bruk av VAR-modeller. Et slikt opplegg synes imidlertid tungvint når vi skal analysere flere næringer i detalj. Dersom nivåvariablene inngår i en kointegrerende sammenheng og  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$ ,  $\Delta(w-pu)_t$  samt  $\Delta(pm-pu)_t$  er svakt eksogene for alle parametrene i (3.1), (3.2) og (3.3) kan disse ligningene estimeres konsistent og effisient med minste kvadraters metode (MKM) [se for eksempel Engle m.fl. (1983), Johansen (1992) og Urbain (1992)].<sup>12</sup>

Generelt er en kointegrerende sammenheng, hvis den eksisterer, en lineær kombinasjon av I(1) variable som

<sup>12</sup> Her ser vi bort fra at nivåvariablene inngår med like parametre i (3.1), (3.2) og (3.3). Strengt tatt innebærer disse kryssrestriksjonene at det kan være tap av informasjon ved ikke å estimere (3.1), (3.2) og (3.3) simultant.

<sup>11</sup> Dette fenomenet er diskutert i Brechling (1965) og Ball og St. Cyr (1966).

er  $I(0)$ .<sup>13</sup> I følge Grangers representasjonsteorem genererer en feiljusteringsmodell kointegrerte variable og variable som kointegrerer kan alltid representeres ved en feiljusteringsmodell hvor minst én av variablene er feilkorrigerende [Engle og Granger (1987)]. Dickey-Fuller tester tyder på at variablene som benyttes ved estimeringen er  $I(1)$ , slik at førstedifferansen til variablene er  $I(0)$ .<sup>14</sup> For å teste eksistensen av kointegrasjon i denne studien benyttes testen foreslått av Kremers m. fl. (1992). Denne testen har normalt større styrke enn de vanlige, residualbaserte Dickey-Fuller testene for kointegrasjon, og går ut på å teste signifikansen til hver av feiljusteringskoeffisientene  $\gamma_0$ ,  $\phi_0$  og  $\lambda_0$ .<sup>15</sup> Nullhypotesen for disse testene er at variablene ikke kointegrerer, det vil si at  $\gamma_0=0$ ,  $\phi_0=0$  og  $\lambda_0=0$ , og alternativet at de kointegrerer. Siden nivådelen i feiljusteringsmodellen er  $I(1)$  under nullhypotesen, er ikke testobservatoren  $t$ -fordelt. Kremers m. fl. (1992) viser at fordelingen til testobservatoren ligger mellom Dickey-Fuller fordelingen og normalfordelingen; fordelingen ligger nærmere normalfordelingen desto større tilpasningstregthetene er og desto mer av  $\Delta I_t$  som blir forklart av kortidodynamikken. En konservativ prosedyre vil derfor være å benytte kritiske verdier fra Dickey-Fuller fordelingen, siden disse er høyere absolutt sett enn de kritiske verdiene fra normalfordelingen.

Testen til Kremers m. fl. (1992) er kun gyldig dersom høyresidevariablene er svakt eksogene for feiljusteringsparameteren og kointegrasjonsparametrene. Dette blir nærmere diskutert under. Hvis betingelsen for svak eksogenitet ikke er oppfylt, bør Johansenmetoden benyttes når det skal testes for kointegrasjon. Johansen metoden er også strengt tatt best egnet når mer enn to nivåvariable inngår i modellen, som i (3.1). Grunnen til dette er at det kan eksistere flere enn én kointegrerende sammenheng mellom arbeidskraft, produksjon, realkapital og relative faktorpriser. Ved én-relasjonsmodellering fanges ikke muligheten for dette opp, men i stedet estimeres en lineær kombinasjon av én eller flere kointegrerende vektorer. Eksistensen av flere kointegrasjonsvektorer kan derfor vanskeliggjøre bruk av testen til Kremers m. fl. (1992), og kan representere en svakhet ved kointegrasjonsanalysen nedenfor. For modellene som inneholder trendledd kan testen også være problematisk siden kointegrasjon relaterer seg til den stokastiske delen av tidsseriene. Til tross for dette blir trendvariablen definert som en del av den kointegrerende sammenheng under forutsetningen om at arbeidskraft, produksjon, realkapital og relative faktorpriser avhenger av den

samme teknologiske faktoren [jf. "Common Trends Model" utviklet av King m. fl. (1987)].<sup>16</sup>

Høyresidevariablene i (3.1), (3.2) og (3.3) er svakt eksogene for alle parametre av interesse i modellene hvis det ikke er tap av informasjon forbundet med å betinge med hensyn på disse variablene. Det kan imidlertid tenkes at avviket fra den kointegrerende sammenheng i (3.1) også inngår i de marginale prosessene for  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$  og  $\Delta(w-pu)_t$ . I så fall er disse variablene ikke svakt eksogene for langtidsparemetrene i (3.1). MKM-estimering av (3.1) gir da ineffisiente estimater av kointegrasjonsparametrene. Langtidsestimatene er imidlertid konsistente som følge av Stocks superkonvergensteorem [jf. Stock (1987)]. Brudd på svak eksogenitet kan også skyldes at en eller flere av høyresidevariablene er korrelerte med feilleddet. Dersom for eksempel  $KOV(\Delta x_t, \varepsilon_{it}) \neq 0$ , er  $x_t$  ikke svakt eksogen for kortidsparemetrene i (3.1), og bruk av MKM medfører at disse parametrene blir inkonsistent estimert. Som følge av Stocks superkonvergensteorem blir imidlertid langtidsparemetrene i (3.1) konsistent estimert med MKM dersom produksjon, realkapital og relative priser inngår i en kointegrerende sammenheng for arbeidskraft. En mulig årsak til at  $KOV(\Delta x_t, \varepsilon_{it}) \neq 0$  er at et sjokk i arbeidskraftetterspørselen, representert ved sjokk i feilleddet, kan påvirke produksjonsnivået i samme periode som etterspørselsendringen finner sted. Det kan også tenkes at produsenten tilpasser  $\Delta I_t$  ut fra modellbaserte forventninger om  $\Delta x_t$  og/eller fremtidig produksjonsvekst. I så fall vil ikke  $\Delta x_t$  være svakt eksogen i (3.1). Simultaniteten mellom  $\Delta x_t$  og  $\Delta I_t$  utelukker imidlertid ikke at  $x_t$  er svakt eksogen for langtidsparemetrene [se Urbain (1992) og Hendry (1995b)]. Relative faktorpriser kan også tenkes å være korrelerte med feilleddet i (3.1), (3.2) og (3.3). Spesielt kan lønningene være endogen bestemte i arbeidsmarkedet. Generelt kan en endring i arbeidsetterspørselen, representert ved sjokk i feilleddet, påvirke lønnskostnadene i samme periode som etterspørselsendringen finner sted. Et nærliggende eksempel i denne sammenheng er bruk av overtid, hvor det er en klar korrelasjon mellom arbeidskraftetterspørsel og lønnskostnader.

Det fremgår av diskusjonen over at svak eksogenitet av høyresidevariablene i (3.1), (3.2) og (3.3) må være oppfylt for gyldig inferens i modellanalysen under. Denne studien tester derfor for svak eksogenitet i arbeidskraftrelasjonene. Vi tester for svak eksogenitet

<sup>13</sup> En variabel er integrert av orden én,  $I(1)$ , dersom variabelen er ikke-stasjonær, men blir stasjonær eller  $I(0)$  når den differensieres én gang [jf. Engle og Granger (1987)].

<sup>14</sup> Resultater fra Dickey-Fuller tester er ikke rapportert her, men er tilgjengelige ved forespørsel.

<sup>15</sup> Som vist av Kremers m. fl. (1992), kan Dickey-Fuller tester ha lav styrke som følge av at de ikke tar hensyn til tilpasningstregtheter.

<sup>16</sup> Dette kan representere en annen svakhet ved kointegrasjonsanalysen dersom denne forutsetningen ikke holder i praksis. Dersom faktorproduktiviteten, her representert med en lineær trend, er en deterministisk funksjon av tiden og et tilfeldig stasjonært ledd, kan  $L$ ,  $X$ ,  $K$ ,  $W/PM$  og  $W/PU$  i (3.1) kointegrere (etter justering for trend). Disse variablene vil generelt ikke kointegrere dersom faktorproduktiviteten eksempelvis oppfører seg som en "random walk" med drift siden trendvariablen da vil være ikke-stasjonær.

av  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$  og  $\Delta(w-pu)_t$  for langtidsparemetrene i en betinget modell for  $\Delta l_t$  ved å teste for effekten av avvik fra kointegrasjonssammenhengen i marginale modeller for produksjon og relative faktorpriser. Dersom avviket fra kointegrasjonssammenhengen fra den betingede modellen ikke inngår signifikant i de marginale modellene, tolkes dette som at høyresidevariablene er svakt eksogene for langtidsparemetrene i (3.1).<sup>17</sup> Den andre formen for brudd på svak eksogenitet, kan testes ved å anvende Hausman-tester [jf. Hausman (1978)]. En slik test kan utføres ved å teste for effekten av predikerte verdier for  $\Delta x_t$ , fremkommet fra en marginal modell for denne variabelen, som en tilleggsvariabel i en betinget modell for  $\Delta l_t$ . En hypotese om at  $x_t$  er svakt eksogen for kortidsparemetrene forkastes dersom denne tilleggsvariabelen inngår signifikant i modellen. Denne studien utfører en slik test på en uformell måte, ved å sammenligne estimatene av kortidsparemetrene ved instrumentestimering (IV) og MKM-estimering. Betydelige forskjeller i estimatene vil være tegn på at  $x_t$  ikke er svakt eksogen for kortidsparemetrene. Som instrumenter for  $\Delta x_t$  benyttes endringen i produksjonen lagget inntil tre perioder og markedsveksten i utlandet i innværende periode og lagget inntil tre perioder. Sargans (1964) test anvendes for å undersøke om de overidentifiserende instrumentene er gyldige. I tråd med argumentasjonen over burde strengt tatt modellene også estimeres med instrumentvariable for lønnskostnadene eller relative faktorpriser. Vi følger imidlertid relaterte studier av arbeidskraftetterspørsmål, og forutsetter at lønningene er svakt eksogene for kortidsparemetrene i (3.1), (3.2) og (3.3) [jf. for eksempel Flaig og Steiner (1989) og Barrell m.fl. (1996)]. Dette kan representere en svakhet ved analysen, og feilen vi eventuelt begår ved ikke å benytte instrumenter for lønninger blir nærmere diskutert i neste avsnitt og i forbindelse med estimeringsresultatene.

Det følger av avsnitt 3.2 at alle relasjoner for arbeidskraftetterspørsmål estimeres med en streng a priori fastlegging av langtidskoeffisientene for relative faktorpriser. Boswijk (1993) viser to alternative måter å teste slike restriksjoner på. Det ene alternativet kan illustreres gjennom et stilisert eksempel. Eksemplet tilsvarer testen i forbindelse med ligning (17) i Boswijk (1993). Anta at vi oppnår følgende forenklet modell av (3.1) for en næring (med antatte standardavvik i parentes):

$$(3.4) \quad \begin{aligned} \Delta l_t &= 0,6 - 0,5 \cdot \Delta l_{t-1} + 0,4 \cdot \Delta x_t \\ &\quad (0,1) \quad (0,2) \quad (0,2) \\ &\quad - 0,3 \cdot \Delta(w-pm)_t - 0,1 \cdot \Delta(w-pu)_t \\ &\quad (0,1) \quad (0,05) \\ &\quad - 0,2 \cdot [l + 0,82 \cdot (w-pm) + 0,02 \cdot (w-pu)]_{t-1} \\ &\quad (0,07) \\ &\quad + 0,4 \cdot x_{t-1} - 0,2 \cdot k_{t-2} \\ &\quad (0,1) \quad (0,2) \end{aligned}$$

Vi antar videre at (3.4) føyer godt, passerer ulike diagnostiske tester og er rimelig stabil over estimeringsperioden. Cobb-Douglas restriksjonene testes ved å teste signifikansen til  $(w-pm)_{t-1}$  og  $(w-pu)_{t-1}$  som separate forklaringsvariable i (3.4). De estimerte koeffisientene til disse tilleggsvariablene kaller vi henholdsvis  $\kappa_1$  og  $\kappa_2$ . Restriksjonene om at  $\gamma_1 = \alpha_M / \alpha = 0,82$  og  $\gamma_2 = \alpha_U / \alpha = 0,02$  impliserer at  $\kappa_1 = 0$  og  $\kappa_2 = 0$ . Disse nullrestriksjonene testes ved bruk av vanlige t- og F-tester. Dersom nullhypotesen  $\kappa_1 = \kappa_2 = 0$  ikke blir forkastet, er dette en indikasjon på at Cobb-Douglas forutsetningen holder. Det andre alternativet for testing av Cobb-Douglas forutsetningen tilsvarer testen som er beskrevet i forbindelse med ligning (16) i Boswijk (1993). Testen innebærer først å estimere en forenklet modell av (3.1), men hvor langtidsparemetrene til relative faktorpriser også estimeres fritt. Deretter testes restriksjonene  $\gamma_1 = \alpha_M / \alpha = 0,82$  og  $\gamma_2 = \alpha_U / \alpha = 0,02$  med t-tester basert på de estimerte langtidsparemetrene for relative faktorpriser og standardavvikene til disse. Kalkuleringen av standardavvikene er diskutert i Bårdsen (1989).

Vi benytter det førstnevnte alternativet for testing av restriksjonene på langtidsparemetrene til relative faktorpriser, siden Boswijk (1993) argumenterer for at denne testen er klart å foretrekke fremfor den sistnevnte testen. Enkelte restriksjoner på langtidsparemetrene til produksjon og realkapital blir også testet for ved anvendelse av den førstnevnte testen. Testobservatorene til testen er imidlertid henholdsvis t- og F-fordelte, dersom i) nivåvariablene kointegrerer, og ii)  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$  og  $\Delta(w-pu)_t$  er svakt eksogene for kointegrasjonsparametrene [jf. Boswijk (1993)]. Vi tester derfor for disse betingelsene før vi tester for restriksjoner på langtidsparemetrene i den empiriske analysen.

<sup>17</sup> Denne testen er foreslått av blant andre Urbain (1992).

### 3.6. Stabilitetsegenskaper

Over ble det argumentert for at modellbaserte forventninger om utviklingen i produksjon og relative faktorpriser kan spille en rolle for faktoretterspørselen. Alternativt kan bedriftene benytte såkalte data-baserte prediktorer for utviklingen i produksjon og faktorpriser.<sup>18</sup> Med slike prediktorer kan signifikante og stabile MKM-estimer for koeffisientene til  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$  og  $\Delta(w-pu)_t$  i (3.1) tolkes som at produsentene tilpasser seg til de faktiske verdiene av disse variablene eller at de benytter dem som prediktorer for henholdsvis  $\Delta x_{t+1}$ ,  $\Delta(w-pm)_{t+1}$  og  $\Delta(w-pu)_{t+1}$ . I følge Favero og Hendry (1992) og Engle og Hendry (1993) vil en konstant modell estimert med MKM også være tegn på at den ikke omslutes av modeller med modellbaserte forventninger. Mer konkret innebærer dette at dersom den betingede modellen for  $\Delta l_t$  er konstant, og det samtidig er strukturelle brudd i marginale modeller for  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$  og  $\Delta(w-pu)_t$ , gir dette indikasjoner på at produsentene ikke handler på bakgrunn av modellbaserte produksjons- og faktorprisforventninger. Da ville brudd i de marginale modellene ført til skift i koeffisientene i den betingede modellen. En formell testing av dette innebærer å demonstrere at marginale modeller ikke er konstante over tid samtidig som den betingede modellen er stabil [jf. Hendry (1988)]. Denne testprosedyren vil bli forsøkt brukt på den aggregerte industrirelasjonen. Vi benytter imidlertid ikke testen på de disaggregerte relasjonene da dette vil være svært tidkrevende. Dette representerer en svakhet ved analysen dersom produsentene i enkelte næringer handler ut fra modellbaserte, framoverskuende forventninger. I så fall rammes de estimerte relasjonene av Lucas-kritikken. Favero og Hendry (1992) har imidlertid vist, gjennom Monte-Carlo simuleringer, at betydningen av Lucas-kritikken kan være liten i praksis. Dersom forventninger om en variabel spiller en rolle for tilpasningen, skal skiftene i forventningsprosessen være store for at estimatene skal skifte betydelig i en modell hvor det betinges på den faktiske verdien av variabelen.

En konstant etterspørselsrelasjon estimert med MKM kan også tolkes som at høyresidevariablene i (3.1), (3.2) og (3.3) er svakt eksogene [jf. Engle og Hendry (1993)]. Det er dessuten viktig at estimatene i feiljusteringsmodellene er stabile over tid hvis modellene skal benyttes til prognoseformål. Stabile og signifikante estimater indikerer at modellene er velspesifiserte, og øker tilliten til at disse kan anvendes til å beskrive produsentadferden i norske næringer også i fremtiden. Ustabile estimater kan være et tegn på at produsentadferden har endret seg i løpet av estimeringsperioden, at modellene er feilspesifiserte eller at modellene ikke er invariante overfor enkelte sjokk i økonomien. Modellene vil i slike tilfeller igjen være utsatt for Lucas-kritikken. For å evaluere stabiliteten i koeffisientene benyttes rekursive metoder og Chow-tester.

<sup>18</sup> Se for eksempel Favero og Hendry (1992) for en nærmere diskusjon av slike prediktorer.



## 4. Datamaterialet

De estimerte relasjonene i denne studien inngår i Statistisk sentralbyrås makroøkonometriske kvartalsmodell KVARTS. Derfor benyttes næringsinndelingen i denne modellen. Det er estimert relasjoner for følgende KVARTS-næringer, med nasjonalregnskaps-koden fra KNR oppgitt i parentes:

- Konsumvarer (15)
- Vareinnsats og investeringsprodukter (25)
- Treforedling (34)
- Kjemiske råvarer (37)
- Metaller (43)
- Verkstedsprodukter (45)
- Skip og oljeplattformer (50)
- Bygg og anlegg (55)
- Bank og forsikring (63)
- Utenriks sjøfart (65)
- Innenlands samferdsel (74)
- Varehandel (81)
- Annen privat tjenesteproduksjon (85)

Sysselsettingen i disse næringene utgjør i underkant av 70 prosent av total sysselsetting. Den resterende andelen er hovedsakelig offentlig sysselsetting. Primærnæringer og kraftforsyning modelleres derimot ikke siden adferden i disse næringene neppe kan beskrives ved neoklassisk teori.

Analysen benytter ujusterte kvartalsdata fra det nye og reviderte nasjonalregnskapet (KNR) for perioden 1978:1 til 1996:4. På grunn av forskjell i kortidsdynamikk vil imidlertid starttidspunktet for estimeringene variere mellom de rapporterte modellene. Alle volumstørrelser er målt i 1993-priser og indekser for faktorpriser er normert til én i gjennomsnitt i basisåret. I det følgende gis en beskrivelse av hvilke data som brukes som tilnæringer til variablene i den teoretiske modellen. Det gis også en oversikt over utviklingen i nøkkeltall for datamaterialet, samt en oppsummering over kostnadsandelene som pålegges i estimeringsarbeidet. Presise datadefinisjoner gis i vedlegg A.

### 4.1. Arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats

Innsatsen av arbeidskraft kan endres på to måter, enten ved at det ansettes flere arbeidere ved et gitt timetall per arbeider eller ved at hver ansatt arbeider flere timer. Dermed vil antall timeverk i produksjonen være et bedre mål på arbeidskraftens produktive ytelse enn antall sysselsatte. I denne studien benyttes derfor utførte timeverk som proxy for innsatsen av arbeidskraft.<sup>19</sup> Timeverkstallene fra KNR er preget av forholdsvis sterke sesongsvingninger i alle næringer. Det har i første rekke sammenheng med ferier og bevegelige helligdager. Antall timeverk utført er derfor gjennomgående lavest i andre og tredje kvartal og høyest i første og fjerde kvartal. Disse sesongsvingningene tilnærmes med additive sesongdummier i de økonometriske relasjonene. Siden de empiriske modellene er på log-lineær form, innebærer dette en antagelse om at sesongvariasjonene virker multiplikativt.

Produktinnsatsaggregatet som benyttes inkluderer all vareinnsats som går med i produksjonen utenom energiinnsats som er skilt ut som et eget aggregat. Tidsserier for energiinnsats er beregnet med utgangspunkt i følgende CES-funksjon:

$$(4.1) \quad U = \left[ D^{-1/\sigma} \cdot E^{(\sigma+1)/\sigma} + (1-D)^{-1/\sigma} \cdot F^{(\sigma+1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma+1)}$$

I dette aggregatet er  $D$  en fordelingsparameter og  $\sigma$  representerer substitusjonselastisiteten mellom elektrisk kraft ( $E$ ) og olje ( $F$ ). (4.1) åpner for ikke-homotetisitet og/eller ikke-nøytral teknisk endring ved å tillate  $D$  å variere med nivået på energiinnsatsen og/eller med tiden. De forskjellige energibærerne som for eksempel fast kraft, tilfeldig kraft og lette og tunge fyringsoljer inngår med faste Leontieff-koeffisienter i de to aggregatene  $E$  og  $F$ . Fordelingsparameteren og

<sup>19</sup> Hvilket mål som brukes for innsatsen av arbeidskraft varierer i litteraturen. Barrell m.fl. (1996) benytter et tilsvarende mål som i denne studien, mens for eksempel Jenkinson (1986) og Flaig og Steiner (1989) tilnærmer innsatsen av arbeidskraft med antall sysselsatte i produksjonen.

substitusjonselastisiteten er tallfestet empirisk ved hjelp av årsdata for E og F [se Boug (1999)].

Dataene for produktinnsats og energiinnsats ser ut til å være preget av noe mindre sesongsvingninger enn timeverkstallene. Dessuten synes sesongmønsteret noe mer usystematisk i enkelte næringer, enn hva som er tilfelle for timeverkstallene. Det er imidlertid ikke tatt hensyn til denne irregulariteten ved modelleringen av sesongmønsteret.

#### 4.2. Produksjon, realkapital og faktorpriser

Studien benytter bruttoproduksjon som produksjonsmål, i samsvar med relaterte studier [se for eksempel Flaig og Steiner (1989)]. I diskusjonen over ble det nevnt at markedsvekst i utlandet benyttes som instrumentariabel for produksjonsvekst i inneværende periode. Endringer i en volumindikator for eksportetterspørsmål rettet mot den enkelte næring anvendes som proxy for denne markedsveksten [jf. Lindquist (1993)]. Som indikator for innsatsen av realkapital anvendes realkapital i alt, et aggregat som inneholder bygningskapital, maskinkapital og transportmidler. Alternativt kunne en splitte opp disse kapitalartene i separate innsatsfaktorer. Denne studien har imidlertid ikke tatt et slikt utgangspunkt, men i stedet valgt å bruke aggregert realkapital som en forenkling.

Det benyttes lønnskostnader per utførte timeverk fremfor lønnskostnader per betalt timeverk som mål for faktorprisen på innsatsen av arbeidskraft. Begrunnelsen for dette er at produsentene høyst sannsynlig tar hensyn til at de betalte timeverkene ligger over de utførte på grunn av ferie, sykefravær og permisjon med lønn. Timelønnskostnadene framkommer ved å dividere lønnskostnadene med de utførte timeverkene. Faktorprisen på energiinnsats er

derimot kalkulert ut fra den duale kostnadsfunksjonen til (4.1), som er gitt ved [jf. Boug (1999)]

$$(4.2) \quad PU = [D \cdot P_E^{\sigma+1} + (1 - D) \cdot P_F^{\sigma+1}]^{1/(\sigma+1)}$$

Variablene  $P_E$  og  $P_F$  er prisindekser for henholdsvis elektrisk kraft og olje. Når det gjelder faktorprisen på produktinnsats, benyttes KNR-deflatoren for dette aggregatet.

#### 4.3. Utviklingen i nøkkeltall

Tabell 4.1 viser enkelte egenskaper ved datamaterialet. I den første kolonnen gjengis 1996-tallene for timeverkene i hver industrinæring i prosent av samlet timeverk i industrien. Den andre kolonnen viser tilsvarende tall for alle næringene som modelleres. Kolonne 3-5 og kolonne 6-9 rapporterer henholdsvis den prosentvise endringen i relative faktorpriser og faktorbruken per produsert enhet over perioden 1978-1996.

Av industrinæringer som modelleres veier sysselsettingen i næringene for Konsumvarer, Vareinnsats og investeringsprodukter, samt Verkstedsprodukter tyngst som andel av sysselsettingen i industrien. I 1996 stod disse næringene for om lag 75 prosent av industri-sysselsettingen. De viktigste næringene, målt som timeverkernes andel av samlet modellert timeverk, finner vi blant de tjenesteytende næringene. Timeverkene i Innenlands samferdsel, Varehandel og Annen privat tjenesteproduksjon utgjorde i 1996 om lag 57 prosent av totalt antall timeverk i de tretten næringene som analyseres. Med en samlet timeverksandel på rundt 3,5 prosent er Treforedling, Kjemiske råvarer og Metaller de av næringene med klart lavest sysselsetting. Sysselsettingen i industrien og de tjenesteytende næringene utgjorde henholdsvis 26 og 74 prosent av total sysselsetting i 1996.

Tabell 4.1. Utviklingen i nøkkeltall

Næring	Andel av timeverk i industrien i prosent, 1996	Andel av timeverk totalt i prosent, 1996	Prosentvis endring i relativ faktorpris, 1978-1996			Prosentvis endring i faktorbruk per produsert enhet, 1978-1996			
			$\frac{W}{PM}$	$\frac{W}{PU}$	$\frac{PM}{PU}$	$\frac{L}{X}$	$\frac{M}{X}$	$\frac{U}{X}$	$\frac{K}{X}$
Konsumvarer	20,6	5,4	78	64	-8	-41	13	17	-5
Vareinnsats og inv. prod.	29,7	7,8	56	63	5	-33	13	8	-2
Treforedling	3,7	1,0	53	49	-3	-56	-7	16	-5
Kjemiske råvarer	3,3	0,9	57	47	-6	-50	-7	-39	-58
Metaller	5,7	1,5	84	55	-16	-60	7	-6	-38
Verkstedsprodukter	25,0	6,5	76	90	8	-48	29	10	-32
Skip og oljeplattformer	12,0	3,1	35	57	15	-33	2	8	-19
Bygg og anlegg		7,9	29	-15	-34	-38	12	-66	-11
Bank og forsikring <sup>2</sup>		4,3	60	32	-18	-12	80	286	153
Utenriks sjøfart <sup>1</sup>		4,8	-32	-10	32	-17	28	-33	-67
Innenlands samferdsel		10,7	42	-1	-30	-52	10	-42	-38
Varehandel		21,6	46	42	-2	-39	-4	6	-14
Annen privat tjenesteprod.		24,6	55	75	13	-16	36	70	23

<sup>1</sup> Kun olje benyttes som energiinnsats i produksjonen. Energiaggregatet og energiprisen representerer innsatsen av olje og oljeprisen. <sup>2</sup> Kun elektrisitet benyttes som energiinnsats i produksjonen. Energiaggregatet og energiprisen representerer innsatsen av elektrisitet og elektrisitetsprisen.

Tabell 4.1 viser at L/X har avtatt i alle næringene fra 1978 til 1996, mens M/X og U/X gjennomgående har økt over denne perioden. Hovedbildet for faktorbruken per produsert enhet kjennetegnes også av at endringen i L/X har vært betydelig større enn endringen i M/X og U/X. Enkelte næringer skiller seg imidlertid noe ut fra dette hovedbildet. I næringene Bank og forsikring og Annen privat tjenesteproduksjon har økningen i U/X vært formidabel sammenlignet med nedgangen i L/X. For Kjemiske råvarer, Bygg og anlegg, Utenriks sjøfart og Innenlands samferdsel har derimot utviklingen i U/X vært negativ og til dels betydelig. Utviklingen i K/X har i likhet med L/X gjennomgående vist nedgang i perioden. For Bank og forsikring har imidlertid realkapitalen vokst betydelig i forhold til brutto-produksjonen, hovedsakelig som følge av store bruttoinvesteringer i EDB-ustyr og kontormaskiner. For de fleste næringene har både W/PM og W/PU steget betydelig fra 1978 til 1996. Lønningene i disse næringene har utviklet seg relativt jevnt, slik at hovedårsaken til de næringsvise variasjonene i relativ faktorpris ligger i ulik utvikling i produktinnsatsprisen og prisen på energiinnsats. For Bygg og anlegg, Utenriks sjøfart og Innenlands samferdsel kan den svake veksten i W/PU forklare den negative utviklingen i U/X i disse næringene. Den svake veksten i W/PU i disse næringene reflekterer både en svak vekst i timelønnen og en sterk vekst i energiprisen. Den relative faktorprisen PM/PU har sunket i de fleste næringene. Forklaringen bak denne utviklingen kan være at næringer med enten høy elektrisitetsandel eller oljeandel i energiinnsatsen har hatt sterkere prisvekst på elektrisitet og oljeprodukter enn på øvrige innsatsvarer. Dette gjelder særlig for Bygg og anlegg og Innenlands samferdsel, som har hatt relativt høye oljeandeler i sin energiinnsats og har opplevd særlig sterk prisvekst på oljeprodukter.

En sammenligning av tabell 4.1 med tabell 3.1 i Bowitz og Cappelen (1994) viser at hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet har hatt betydningen for utviklingen i enkelte av nøkkeltallene. Den største forskjellen mellom det nye og det gamle nasjonalregnskapet finner vi i utviklingen i K/X. Med unntak for Skip og oljeplattformer, viste utviklingen i K/X positive vekstrater i industrien i det gamle nasjonalregnskapet for perioden 1971-1991. Etter hovedrevisjonen er vekstratene i industrinæringene som analyseres negative i perioden 1978-1996. For Bygg- og anleggsvirksomhet steg K/X med hele 113 prosent i perioden 1971-1991 basert på det gamle nasjonalregnskapet, mens K/X etter hovedrevisjonen sank med rundt 10 prosent i perioden 1978-1996. Hovedforklaringen bak disse forskjellene kan tilskrives utviklingen i realkapitalbeholdningen, som ble betydelig justert ved hovedrevisjonen. Endringer i avskrivningsmetoder og levetider har påvirket såvel nivå-tallene som vekst-

ratene for realkapitalbeholdningen.<sup>20</sup> Revideringen av bruttoproduksjonen har også påvirket nivå-tallene, men i mindre grad vekstratene, for de fleste næringene. Veksten i utførte timeverk og relative faktorpriser synes også i liten grad å være endret etter hovedrevisjonen.

#### 4.4. Kostnadsandeler

I kapittel 2 ble kostnadsandelene til de variable produksjonsfaktorene utledet som forholdet mellom de respektive grenseelastisitetene og skalaelastisiteten med hensyn på de variable faktorene. Tabell 4.2 oppsummerer de gjennomsnittlige kostnadsandelene over dataperioden.

Tabell 4.2. Kostnadsandeler for arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats

Næring	$\alpha_l/\alpha$	$\alpha_k/\alpha$	$\alpha_e/\alpha$
Konsumvarer	0,16	0,82	0,02
Vareinnsats og inv. prod.	0,30	0,67	0,03
Treforedling	0,18	0,76	0,06
Kjemiske råvarer	0,18	0,76	0,06
Metaller	0,19	0,72	0,09
Verkstedsprodukter	0,35	0,64	0,01
Skip og oljeplattformer	0,31	0,68	0,01
Bygg og anlegg	0,28	0,71	0,01
Bank og forsikring <sup>2</sup>	0,52	0,47	0,01
Utenriks sjøfart <sup>1</sup>	0,20	0,67	0,13
Innenlands samferdsel	0,42	0,52	0,06
Varehandel	0,51	0,47	0,02
Annen privat tjenesteprod.	0,46	0,52	0,02

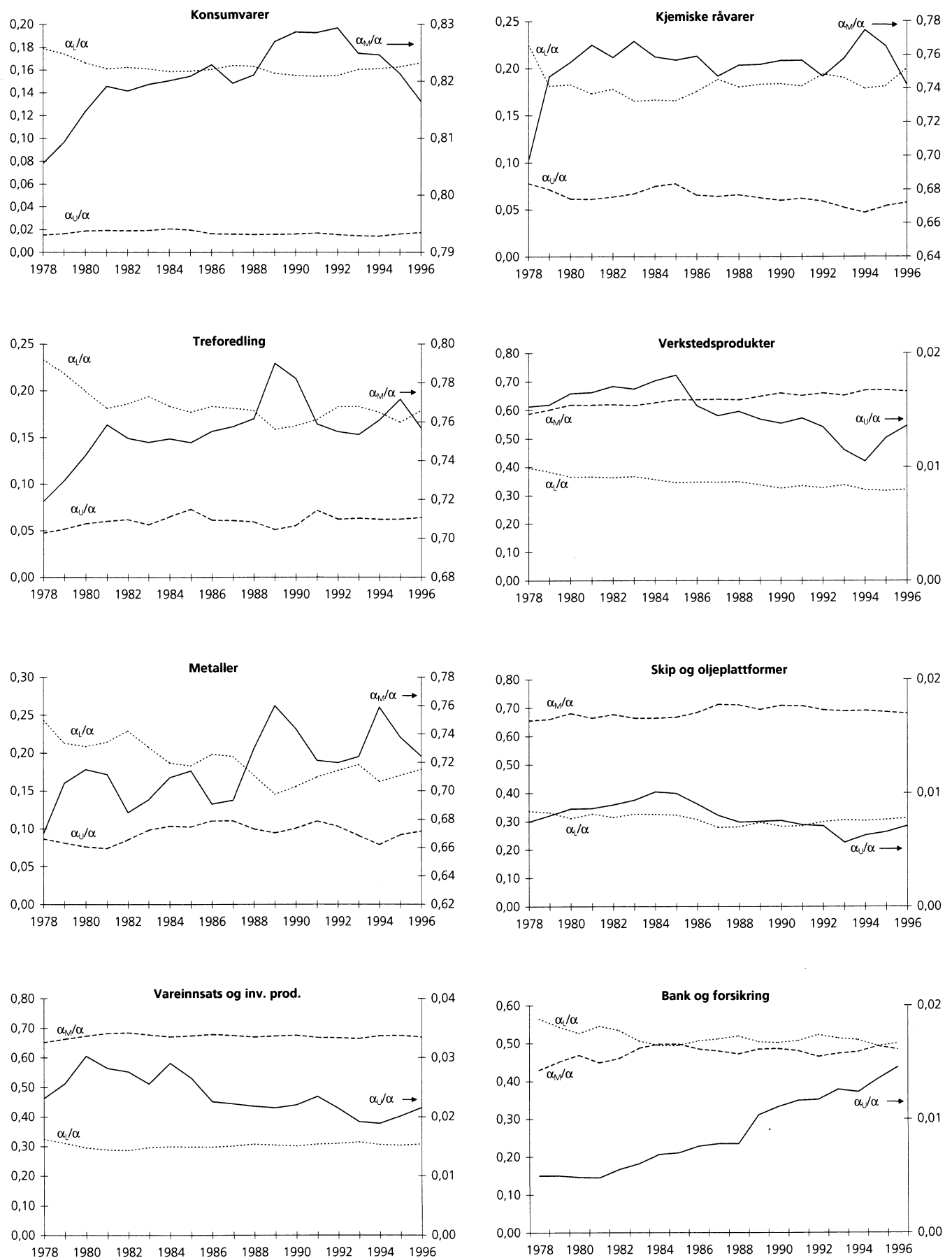
<sup>1</sup> Kun olje benyttes som energiinnsats i produksjonen. Kostnadsandelen for oljebruk er følgelig  $\alpha_l/\alpha$ . <sup>2</sup> Kun elektrisitet benyttes som energiinnsats i produksjonen. Kostnadsandelen for elektrisitetsbruk er følgelig  $\alpha_e/\alpha$ .

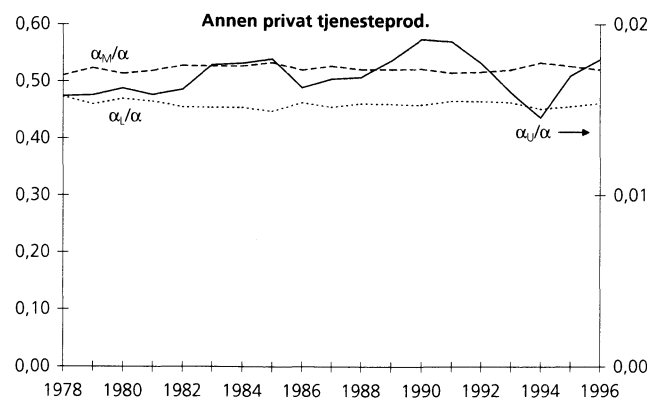
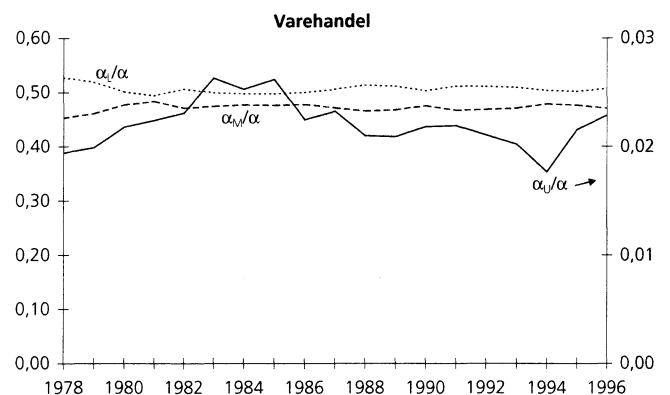
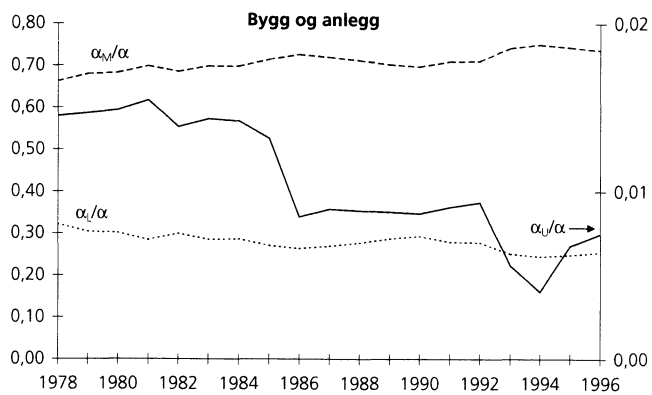
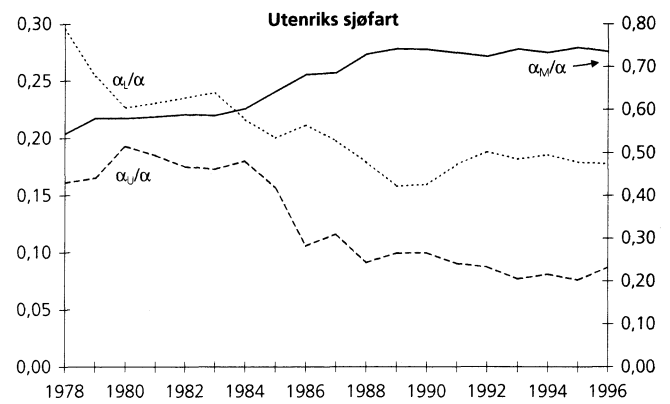
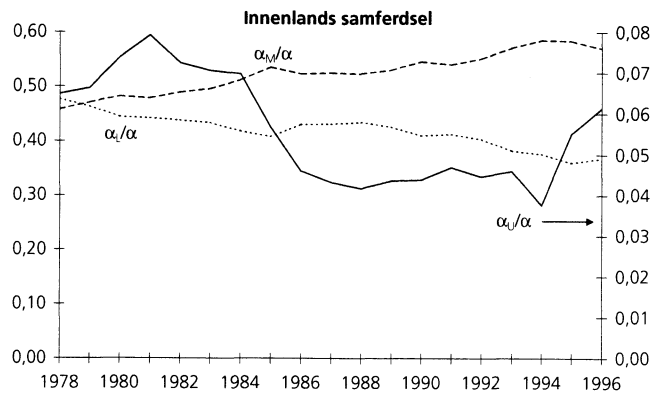
For å belyse rimeligheten av Cobb-Douglas forutsetningen, har vi plottet utviklingen i kostnadsandelene over dataperioden. Figur 4.1 viser kostnadsandelene som gjennomsnittlige verdier over fire kvartaler. Dette er gjort for å glatte ut sesongmessige variasjoner, slik at det blir lettere å danne seg et visuelt inntrykk av utviklingen i kostnadsandelene over tid. Det er også benyttet to vertikale akser i figurene. For Konsumvarer, Treforedling, Kjemiske råvarer, Metaller og Utenriks sjøfart blir kostnadsandelen til produktinnsats målt ved den vertikale akse til høyre. For de øvrige næringene måler den høyre akse kostnadsandelen til energiinnsats.

Med unntak for Metaller, Utenriks sjøfart og Innenlands samferdsel, er utviklingen i kostnadsandelene forholdsvis konstante fra 1978 til 1996. For Metaller synker kostnadsandelen til arbeidskraft gradvis fra 25 prosent i 1978 til 15 prosent i 1989 for så å stige noe igjen, mens kostnadsandelen til produktinnsats stiger fra rundt 66 til 76 prosent i samme periode. Kostnadsandelen til energiinnsats er gjennomgående stabil. For de andre industrinæringene er utviklingen i kostnads-

<sup>20</sup> En detaljert beskrivelse av de nye beregningene for realkapital er gitt i Todsens (1997).

Figur 4.1. Utviklingen i kostnadsandeler. 1978-1996





andelene relativt stabil. Kostnadsandelene for Kjemiske råvarer gjør riktignok et midlertidig skift i 1978, trolig som følge av åpningen av Norsk Hydros polyvinylkloridfabrikk på Rafsnes. For Utenriks sjøfart synker kostnadsandelene til arbeidskraft og energiinnsats gradvis over hele perioden, mens kostnadsandelen til produktinnsats stiger. Denne kostnadsutviklingen i de ulike produksjonsfaktorene gjør seg også gjeldende for Innenlands samferdsel.

Det ser følgende ut til at Cobb-Douglas forutsetningen bryter med datamaterialet for Metaller, Utenriks sjøfart og Innenlands samferdsel. Dette blir nærmere konkretisert i forbindelse med omtalen av testene av Cobb-Douglas forutsetningen i neste kapittel.

## 5. Estimeringsresultater for arbeidskraft

I dette kapitlet diskuteres de estimerte modellene for arbeidskraftetterspørsmål. Først omtales de foretrukne relasjonene for industrinæringene. Dernest diskuteres estimeringsresultater for tjenesteytende næringer. Det legges vekt på å diskutere estimerte skalaegenskaper i produksjonen og det dynamiske forløpet ved skift i produksjon, realkapital og relative faktorpriser. I kapittel 6 diskuteres hovedtrekkene ved estimeringsresultatene for produktinnsats og energiinnsats.

### 5.1. Aggregert arbeidskraftetterspørsmål i industrien

Det ble foretatt betydelige forenklinger i forhold til (3.1) i arbeidet med å komme frem til en aggregert relasjon for arbeidskraftetterspørselen i industrien. Mens den generelle relasjonen inneholder 23 parametre, er det estimert 10 parametre med MKM (inkludert dummyvariable) i den rapporterte modellen i (5.1).

$$\begin{aligned}
 (5.1) \quad \Delta l_t &= 0,616 - 0,383 \cdot (\Delta l_{t-1} + \Delta l_{t-2}) \\
 &\quad (1,681) \quad (0,039) \\
 &+ 0,791 \cdot \Delta x_t - 0,333 \cdot \Delta(w - pm)_t \\
 &\quad (0,087) \quad (0,084) \\
 &- 0,223 \cdot [l + 0,752 \cdot (w - pm) + 0,031 \cdot (w - pu)]_{t-1} \\
 &\quad (0,072) \\
 &+ 0,421 \cdot x_{t-1} - 0,283 \cdot k_{t-2} - 0,0006 \cdot t \\
 &\quad (0,102) \quad (0,107) \quad (0,0003)
 \end{aligned}$$

Metode: MKM T=73 (1978:4-1996:4)  
 $R^2=0,973$  SER=1,89%  
 $AR_{1,5}$ :  $F(5,58)=1,11$   $ARCH_{1,4}$ :  $F(4,55)=0,31$   
 NORM:  $\chi^2(2)=2,98$  HET:  $F(16,46)=0,61$

Estimerte standardavvik er gjengitt i parentes under estimatene, mens koeffisienter til dummyvariable er utelatt av plasshensyn.<sup>21</sup> T,  $R^2$  og SER representerer henholdsvis antall observasjoner, den multiple korrelasjonskoeffisient og residualenes standardavvik. I tillegg rapporteres (5.1) ulike diagnostiske tester.  $AR_{1,5}$  er Harveys (1981) test for seriekorrelasjon opptil femte orden,  $ARCH_{1,4}$  er Engles (1982) test for fjerde ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet, NORM er normalitetstesten foreslått av Doornik og Hansen (1994) og HET er Whites (1980) test for heteroskedastisitet i residualene.

Modellen føyer godt, med en  $R^2$  på rundt 0,97 og et standardavvik på i underkant av 2 prosent. Feilspesifikasjonstestene er insignifikante på vanlige nivåer. Vi konkluderer derfor med at (5.1) kan benyttes som utgangspunkt for videre analyser. Det er estimert sterkt signifikante effekter av sysselsettingsveksten i de foregående to kvartaler, samt produksjonsveksten og veksten i relativ faktorpris i inneværende kvartal. Nivådelen av (5.1) er også signifikant og indikerer at arbeidskraftetterspørselen i industrien kointegrerer med produksjon, realkapital og relative faktorpriser i tillegg til faktorproduktivitet. Den statiske langtidsløsningen av (5.1) er gitt ved:<sup>22</sup>

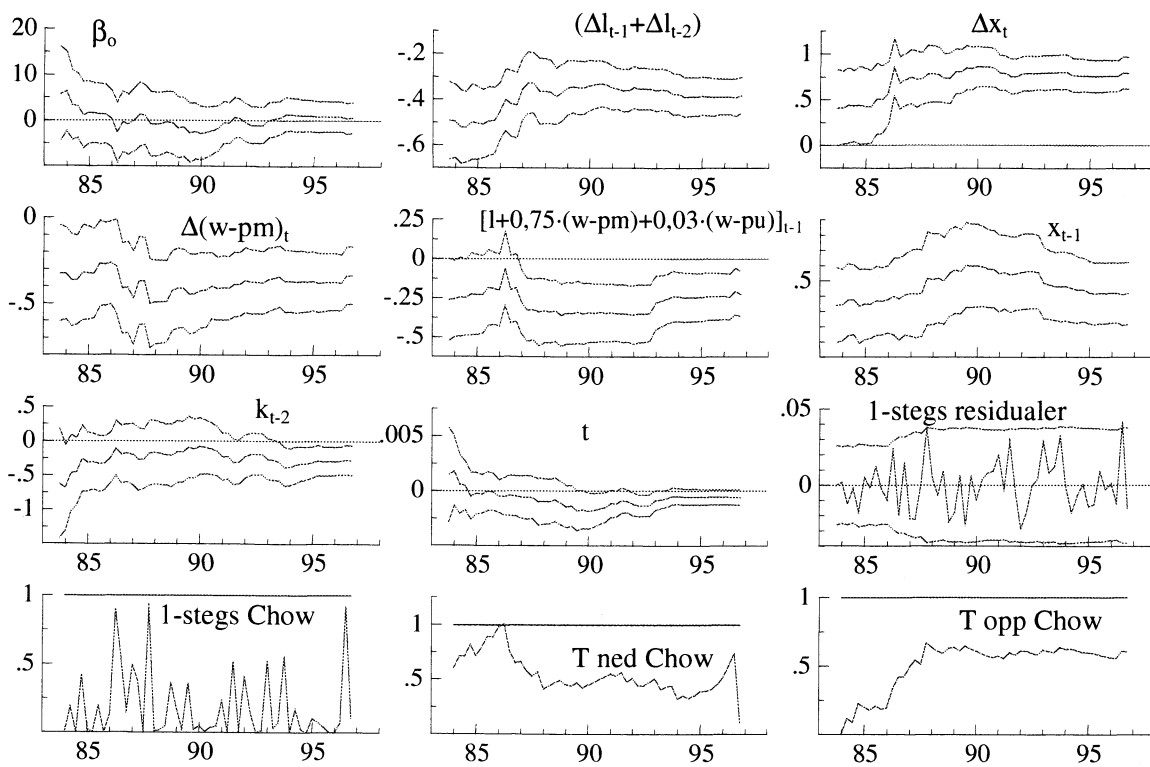
$$\begin{aligned}
 (5.2) \quad l &= 1,89 \cdot x - 1,27 \cdot k - 0,75 \cdot (w - pm) \\
 &\quad (0,448) \quad (0,469) \\
 &- 0,03 \cdot (w - pu) - 0,0027 \cdot t. \\
 &\quad (0,0009)
 \end{aligned}$$

Neste skritt i analysen av (5.1) er å teste formelt for eksistensen av kointegrasjon mellom arbeidskraft, realkapital, relative faktorpriser og faktorproduktivitet.

<sup>21</sup> Relasjonen inkluderer en dummyvariabel med verdien 1 i 3. og 4. kvartal 1992 for å ta hensyn til "outliere" i data, samt en sesongdummy for 3. kvartal. Begge dummyvariablene er signifikante på 1 prosent nivå.

<sup>22</sup> Standardavvikene i parentes er beregnet etter ligning (11) i Bårdsen (1989).

Figur 5.1. Rekursive estimater og tester for modell (5.1)



Først reestimerer vi (5.1) med langtidskoeffisientene fra (5.2) pålagt i et feiljusteringsledd. Derneft sammenligner vi  $t$ -verdien til dette leddet ( $t_{ecm}$ ) med den tilhørende kritiske verdien basert på Dickey-Fuller fordelingen. Den kritiske verdien på 5 prosent nivå er beregnet til  $-4,96$ , mens  $t_{ecm}$  får en verdi på  $-5,29$  ved reestimering av (5.1).<sup>23</sup> Vi får dermed støtte for en hypotese om at nivådelen av (5.1) består av kointegrerte variable. I tråd med Urbain (1992) tester vi også om  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$  viser tegn til feilkorrigerings ved å teste en nullrestriksjon på feiljusteringsleddet fra (5.1) i marginale modeller for  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$ .  $P$ -verdiene til  $t$ -testene blir  $0,93$  og  $0,27$  for henholdsvis  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$ .<sup>24</sup> Vi tolker disse resultatene som en støtte for at  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$  er svakt eksogene for langtidsparametrene i (5.1). Dette tyder også på at det ikke er tap av effisiens forbundet med å estimere kointegrasjonsvektoren fra (3.1) i forhold til å estimere vektoren ved bruk av Johansen-metoden.

For å evaluere stabilitetsegenskaper gjennomfører vi rekursiv estimering av (5.1). Figur 5.1 viser rekursive estimater og  $\pm 2$  standardavvik, samt ett-steps Chow-test og sekvenser av Chow-tester for strukturelle brudd

i estimeringsperioden. Chow-testene er plottet sammen med kritiske verdier på 1 prosent nivå.

Med unntak for 1986, gjenspeiler fraværet av store og signifikante brudd i de rekursive estimatene rimelig grad av parameterstabilitet i hele perioden sett under ett. Chow-testene viser ikke signifikante tegn til feilspesifikasjon eller strukturelle endringer i de faktorene som forklarer sysselsettingsveksten i industrien. Det strukturelle bruddet i 1986 er riktignok på grensen til å bli signifikant, og kan ha sammenheng med oljeprissjokket som fant sted på midten av 1980-tallet. De stabile og signifikante estimatene for kortidsparametrene til  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$  er forenlig med at disse variablene er svakt eksogene for parametrene i (5.1) [jf. Engle og Hendry (1993)]. Hypotesen om svak eksogenitet kan testes formelt med testen til Hendry (1988). De marginale prosessene til  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$  er imidlertid rimelig stabile,<sup>25</sup> slik at testen har lav styrke hvis den anvendes på (5.1). I denne sammenheng er det interessant at en forenkling av (3.1) basert på instrumentvariable for  $\Delta x_t$  praktisk talt gir identiske resultater som (5.1). Vi kan derfor ikke forkaste en hypotese om at  $\Delta x_t$  er svakt eksogen for alle parametre av interesse i (5.1). Dette indikerer videre at produsentene tilpasser seg til observerte verdier på produksjonen eller at de benytter  $\Delta x_t$  som en databasert prediktor for  $\Delta x_{t+1}$ .

<sup>23</sup> Den kritiske verdien er beregnet etter metoden til MacKinnon (1991).

<sup>24</sup> De marginale modellene for  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$  er basert på variablene  $\Delta l_{t,i}$ ,  $\Delta x_{t,i}$ ,  $\Delta(w-pm)_{t,i}$  og  $\Delta(w-pu)_{t,i}$  med  $i=1,2,3$ , i tillegg til feiljusteringsleddet fra (5.1) og sesongdummier.

<sup>25</sup> Modellene beskrevet i fotnote 24, samt forenklinger av disse modellene, er stabile vurdert med rekursive estimater og Chow-tester.

Det gjenstår å teste for gyldigheten av Cobb-Douglas forutsetningen, før vi kan trekke konklusjoner om estimerte skalaegenskaper i produksjonen. I tråd med Boswijk (1993) tester vi signifikansen til  $(w-pm)_{t-1}$  og  $(w-pu)_{t-1}$  som tilleggsvariable i (5.1). Nullrestriksjoner på disse variablene gir  $F(2, 61) = 1,10$  med en p-verdi på 0,34. Dette tyder på at  $(w-pm)_{t-1}$  og  $(w-pu)_{t-1}$  som tilleggsvariable i (5.1), ikke er signifikante. Vi konkluderer derfor med at Cobb-Douglas restriksjonene  $\gamma_1 = \alpha_M / \alpha = 0,75$  og  $\gamma_2 = \alpha_U / \alpha = 0,03$  ikke blir forkastet av data.

De estimerte langtidselastisitetene i (5.2) impliserer en samlet skalaelastisitet med hensyn på alle produksjonsfaktorer på rundt 1,2 ( $\epsilon = \alpha + \alpha_K = 0,53 + 0,67 = 1,2$ ). Det ser følgelig ut til at industrien har stordriftsfordeler i produksjonen. De skalaegenskapene som er estimert her er forskjellige i forhold til de som er rapportert i tabell 4.2 i Bowitz og Cappelen (1994). Med en a priori restriksjon om konstant skalautbytte i variable faktorer, finner Bowitz og Cappelen (1994)  $\alpha_K = -0,48$  i en modell med trend og  $\alpha_K = 0,48$  i en modell uten trend. Dersom (5.1) estimeres med restriksjonen  $\alpha = 1$  øker  $\alpha_K$  til 1,64. Samtidig blir trendleddet insignifkant. Restriksjonen om konstant skalautbytte i variable faktorer blir imidlertid forkastet av en Wald-test (p-verdien er på 0,01). Dersom (5.1) estimeres med restriksjonen  $\alpha = 1$ , men uten trend, blir  $\alpha_K = 1,20$ . En Wald-test (p-verdien er på 0,02) indikerer også her at  $\alpha = 1$  er en ugyldig restriksjon. Det er derfor trolig at de estimerte verdiene på  $\alpha_K$  for industrien i Bowitz og Cappelen (1994) er en konsekvens av at restriksjonen  $\alpha = 1$  pålegges uten å få støtte i data. En alternativ forklaring til forskjellen mellom verdien på  $\alpha_K$  i denne studien og i Bowitz og Cappelen (1994) er hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet. Det ble påpekt over at veksten i realkapital per produsert enhet har blitt betydelig nedjustert i industrien som følge av hovedrevisjonen.

Cappelen m.fl. (1992) finner også stordriftsfordeler i produksjonen i sin analyse av arbeidskraftetterspørselen i privat sektor i fastlands-Norge. Med en restriksjon om langsiktig homogenitet mellom arbeidskraft og produksjon, estimeres en samlet skalaelastisitet på 1,36. Stordriftsfordeler i produksjonen er også dokumentert i relaterte studier på utenlandske data. I en studie av etterspørselen etter arbeidskraft i industrien i Tyskland finner Flaig og Steiner (1989) betydelige stordriftsfordeler med en estimert skalaelastisitet på rundt 1,5. Det er også interessant at Harvey m.fl. (1986) finner et lignende estimat for industrien i Storbritannia. Barrell m.fl. (1996) får derimot støtte i data for en restriksjon om konstant skalautbytte i produksjonen, med Cobb-Douglas produksjonsteknologi, i en studie av aggregert arbeidskraftetterspørsmål i Storbritannia, Frankrike og Tyskland.

## 5.2. Disaggregert arbeidskraftetterspørsmål i industrien

Vi påpekte innledningsvis at aggregerte relasjoner for arbeidskraftetterspørsmål kan være feilspesifiserte på grunn av aggregering over næringer. Det vil derfor være interessant å sammenligne den aggregerte industrirelasjonen (5.1) med disaggregerte relasjoner når industrien defineres som aggregatet av næringene Konsumvarer, Vareinnsats og investeringsprodukter, Treforedling, Kjemiske råvarer, Metaller, Verkstedsprodukter og Skip og oljeplattformer. Tabell 5.1 rapporterer de foretrukne modellene for disaggregert arbeidskraftetterspørsmål i industrien.

Som for industrien i alt, ble det foretatt betydelige forenklinger i forhold til (3.1). Det er i gjennomsnitt estimert 9 parametre i de disaggregerte relasjonene. Modellene for Kjemiske råvarer og Metaller er estimert med instrumenter for  $\Delta x_t$  siden simultaniteten mellom  $\Delta l_t$  og  $\Delta x_t$  synes betydelig i disse næringene. Samlet sett fører modellene godt vurdert ved  $R^2$  og residualenes standardavvik. Den samme konklusjonen kan i all hovedsak trekkes når føyningsplott fra dynamisk simulering av modellene legges til grunn for vurderingen. Føyningsplottene i vedlegg D må tolkes med noe forsiktighet siden plottene kan være preget av at modellene inneholder sterkt laggede effekter av  $\Delta l_t$ . Med denne usikkerheten i minne, fanger modellene opp såvel kortidssvingningene som langtidsbevegelsene i sysselsettingen. Spesielt er det interessant at modellene fanger opp nedgangen i sysselsettingen som fant sted i perioden 1987-1993, en periode med sterk konjunkturedgang i norsk økonomi. Selv om sysselsettingen underpredikeres noe, må modellene samlet sett sies å ha god forklaringskraft de siste fire årene av estimeringsperioden, en periode med betydelig vekst i industrien. Modellene for Kjemiske råvarer og Metaller viser derimot relativt svak føyning vurdert med føyningsplott (jf. også residualenes standardavvik på henholdsvis 5 og 4 prosent). Modellen for Kjemiske råvarer underpredikerer nivået på sysselsettingen betydelig i perioden 1978-1982. En mulig forklaring på dette kan være at modellen ikke fanger opp effektene på sysselsettingen av åpningen av Norsk Hydros polyvinylkloridfabrikk på Rafsnes i 1978-79. Etter 1982 forklares den trendmessige utviklingen i sysselsettingen av modellen for Kjemiske råvarer, men modellen overpredikerer sysselsettingen betydelig midt på 1980-tallet og i perioden etter 1993. Modellen for Metaller på sin side underpredikerer sysselsettingen betydelig frem mot slutten av 1980-tallet. Det er imidlertid interessant at modellen fanger opp den sterke nedgangen i sysselsettingen som fant sted i perioden 1989-1991, som følge av nedleggelsen av Norsk Jernverk i 1989. Enkelte av estimeringsproblemene diskutert under, kan gjenspeile seg i føyningsplottene av modellene for Kjemiske råvarer og Metaller. Estimeringsproblemene tyder også på at Cobb-Douglas modellen ikke er en god tilnærming til substitusjonsforholdene i disse næringene.



Tabell 5.1. Estimeringsresultater arbeidskraft i industrien. Venstresidevariabel:  $\Delta l_t^1$ 

Variabel <sup>2</sup>	Næring						
	Konsumvarer	Vareinns., inv. prod.	Treforedling	Kjemiske råvarer	Metaller	Verkstedsprodukter	Skip og oljeplatt.
$\beta_0$	-0,903 (0,187)	-0,406 (0,217)	0,049 (0,009)	0,136 (0,016)	0,142 (0,019)	0,710 † (0,986)	0,037 † (1,349)
$\Delta l_{t-1}$	-0,228 (0,070)	-0,258 (0,061)	-0,671 (0,053)	–	–	-0,260 (0,098)	-0,258 (0,087)
$\Delta l_{t-2}$	–	–	-0,455 (0,052)	–	-0,305 (0,120)	-0,235 (0,086)	-0,297 (0,090)
$\Delta x_t$	0,384 (0,078)	0,701 (0,084)	0,380 (0,086)	0,755 (0,255)	0,463 (0,213)	0,470 (0,077)	0,517 (0,075)
$\Delta(w-pm)_t$	-0,401 (0,064)	–	–	-0,643 (0,105)	-0,162 † (0,104)	-0,664 (0,108)	-0,507 (0,090)
$\Delta(w-pu)_t$	-0,128 (0,052)	–	-0,147 (0,071)	–	-0,323 (0,102)	–	–
$\Delta(w-pu)_{t-1}$	–	–	-0,138 (0,075)	–	–	–	-0,111 (0,057)
$\Delta(w-pu)_{t-2}$	–	–	-0,122 (0,067)	–	–	–	–
$ecm_{t-1}$	-0,395 (0,068)	-0,171 (0,073)	-0,063 (0,028)	-0,233 (0,076)	-0,078 (0,039)	-0,489 (0,100)	-0,199 (0,059)
$x_{t-1}$	–	–	–	–	–	–	0,337 (0,082)
$k_{t-2}$	–	–	–	–	–	-0,199 (0,092)	-0,185 † (0,133)
$(x_{t-1}-k_{t-2})$	0,563 (0,093)	0,229 (0,080)	–	–	–	–	–
Trend	–	–	–	–	–	-0,002 (0,0004)	-0,001 (0,0003)
sd1	-0,050 (0,022)	–	–	-0,124 (0,019)	-0,188 (0,023)	-0,049 (0,025)	-0,071 (0,029)
sd2	-0,145 (0,014)	-0,070 (0,014)	–	-0,111 (0,026)	-0,103 (0,031)	-0,050 † (0,031)	-0,058 (0,033)
sd3	-0,214 (0,015)	-0,092 (0,018)	-0,175 (0,013)	-0,179 (0,031)	-0,210 (0,033)	-0,130 (0,024)	-0,142 (0,024)
Periode	79:2–96:4	78:4–96:4	79:1–96:4	79:2–96:4	82:1–96:4	78:4–96:4	78:4–96:4
Metode	MKM	MKM	MKM	IV	IV	MKM	MKM
R <sup>2</sup>	0,969	0,969	0,930	–	–	0,962	0,941
SER	0,019	0,020	0,030	0,049	0,041	0,026	0,033
AR <sub>1,5</sub>	0,983	1,883	1,574	0,476	1,077	0,356	0,114
ARCH <sub>1,4</sub>	2,028	0,784	0,047	0,927	0,206	0,075	0,584
NORM	2,050	0,632	2,129	0,125	0,018	1,930	0,929
HET	0,533	0,621	0,494	0,634	0,654	2,802 ‡	0,640
SARGAN	–	–	–	1,270	8,844	–	–

<sup>1</sup> Standardavvik er i parentes. † indikerer et estimat som ikke er signifikant på minst 10 prosent nivå, mens ‡ indikerer en feilspesifikasjonstest som er signifikant på minst 5 prosent. MKM er minste kvadraters metode og IV er instrumentestimering. <sup>2</sup> sd1, sd2 og sd3 er additive sesongdummyer. Se vedlegg B for informasjon om hvilke dummyvariable for "outliere" som er brukt i hver modell og vedlegg C for spesifikasjonen av  $ecm_{t-1}$ . I tillegg til testene gjengitt i modell (5.1) rapporteres her  $\chi^2$ -verdien til Sargans (1964) test for gyldigheten av instrumentvariable (SARGAN).

Med unntak for Kjemiske råvarer inneholder alle relasjonene i tabell 5.1 signifikante effekter av både tilbakedatert vekst i sysselsetting og produksjon i innværende kvartal. Foruten Vareinnsats og investeringsprodukter, Treforedling og Metaller, er det også estimert signifikante effekter av  $\Delta(w-pm)_t$ . Koeffisienten til  $\Delta(w-pm)_t$  er imidlertid nær ved å bli signifikant på 10 prosent nivå i modellen for Metaller, og er derfor beholdt i den foretrukne relasjonen. Likeledes inneholder relasjonene, med unntak for Vareinnsats og investeringsprodukter, Kjemiske råvarer og Verkestedsprodukter, signifikante effekter av  $\Delta(w-pu)_t$  og/eller tilbakedatert vekst i denne variabelen. Med unntak for Verkestedsprodukter, hvor residualene viser tegn til heteroskedastisitet, antyder spesifikasjonstestene at modellene er velspesifiserte. Rekursiv estimering av modellene forsterker denne konk-

klusjonen.<sup>26</sup> Selv om enkelte estimater viser variasjon på 1980-tallet, er hovedinntrykket at modellene er svært stabile etter 1990. Vi tolker dette som støtte for en hypotese om at høyresidevariablene er svakt eksogene for alle parametre av interesse. Det må spesielt nevnes at den foretrukne modellen for Metaller er problematisk i den forstand at nivådelen ikke blir signifikant før mot slutten av estimeringsperioden. Den rekursive estimeringen viser imidlertid at feiljusteringskoeffisienten på -0,08 er relativt stabil på 1990-tallet.

For hver av modellene er det testet for kointegrasjon ved bruk av testen foreslått av Kremers m.fl. (1992). Testresultatene i tabell 5.2 for Konsumvarer, Verkestedsprodukter og Skip og oljeplattformer gir klar støtte til hypotesen om kointegrasjon. For de andre

<sup>26</sup> Plott av rekursive estimater  $\pm 2$  standardavvik vises i vedlegg E.

**Tabell 5.2. Tester for kointegrasjon, svak eksogenitet og Cobb-Douglas forutsetningen**

Næring	Test for kointegrasjon <sup>1</sup>		Test for svak eksogenitet <sup>2</sup>			Test for Cobb-Douglas forutsetningen <sup>3</sup>		
	$t_{ecm}$	K.verdi	$x_t$	$(w-pm)_t$	$(w-pu)_t$	$\kappa_1=0$	$\kappa_2=0$	$\kappa_1=\kappa_2=0$
Konsumvarer	-6,20	-3,93	1,17	-1,09	-0,40	1,42	-0,89	1,02
Vareinnsats og inv. prod.	-2,90	-3,93	1,11			1,39	-1,03	1,54
Treforedling	-2,21	-3,93	1,25		-0,19	0,52	0,51	0,68
Kjemiske råvarer	-3,09	-3,93	1,47	-0,46		1,03	0,28	0,85
Metaller	-2,00	-3,95	3,48	-1,24	-0,80	3,69	-0,52	6,83
Verkstedsprodukter	-5,60	-4,30	0,17	-1,50		1,22	0,32	0,85
Skip og oljeplattformer	-5,31	-4,62	1,07	0,91		0,72	-1,52	1,71

<sup>1</sup>  $t_{ecm}$  er t-verdien til  $\gamma_0$  i arbeidskraftrelasjonene i tabell 5.1. De kritiske verdiene (K.verdi) fra Dickey-Fuller fordelingen ved test på 10 prosent nivå er beregnet etter metoden til MacKinnon (1991). <sup>2</sup> Oppgitte tall er t-verdier til en hypotese om at  $x_t$ ,  $(w-pm)_t$  og  $(w-pu)_t$  er svakt eksogene for langtidsparemetrene i modellene i tabell 5.1, jf. Urbain (1992). De marginale modellene for  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$  og  $\Delta(w-pu)_t$  er konstruert på tilsvarende måte som beskrevet i fotnote 24. <sup>3</sup> Denne testen er utført som beskrevet i avsnitt 3.5, jf. Boswijk (1993). Oppgitte tall for nullrestriksjonene  $\kappa_1=0$  og  $\kappa_2=0$  er t-verdier. For nullrestriksjonen  $\kappa_1=\kappa_2=0$  er F-verdien oppgitt.

industrinæringene ligger  $t_{ecm}$  mellom de kritiske verdiene fra Dickey-Fuller fordelingen og normalfordelingen. Det er derfor usikkert om disse testverdiene er signifikante. Som vi skal se er imidlertid tilpasnings-treghetene betydelige i relasjonene for Vareinnsats og investeringsprodukter, Treforedling, Kjemiske råvarer og Metaller. Dette gir grunnlag for å konkludere med at verdiene på  $t_{ecm}$  er signifikante også for disse næringene. I tabell 5.2 er det også testet for svak eksogenitet av  $\Delta x_t$ ,  $\Delta(w-pm)_t$  og  $\Delta(w-pu)_t$  med hensyn på den kointegrerende sammenhengen og feiljusteringsparameteren i arbeidskraftrelasjonene. Med ett unntak, blir ikke nullhypotesen om at produksjon og relative faktorpriser er svakt eksogene for langtidsparemetrene forkastet. For Metaller viser  $x_t$  klare tegn til feilkorrigerende i det t-verdien til Wald-testen er signifikant på vanlige nivåer. Kointegrasjonstesten for denne næringen må følgelig tolkes med forsiktighet.

Modellene synes også, med ett unntak, å passere en hypotese om at Cobb-Douglas restriksjonene på langtidskoeffisientene til relative faktorpriser er gyldige. Modellen for Metaller er trolig feilspesifisert i det restriksjonene  $\gamma_1 = \alpha_M / \alpha = 0,72$  og  $\gamma_2 = \alpha_V / \alpha = 0,09$  ikke får støtte i data i henhold til Wald-testene i tabell 5.2. F-verdien til nullrestriksjonen  $\kappa_1 = \kappa_2 = 0$  er klart signifikant (p-verdi på 0,003). Testen kan imidlertid ha lav styrke siden betingelsen om svak eksogenitet ikke er oppfylt for  $\Delta x_t$ , men testen kan samtidig støttes av den sterkt ustabile utviklingen i kostnadsandelene over tid (jf. figur 4.1). Når restriksjonene likevel pålegges, kan dette slå ut i skjevhet på feiljusteringsparameteren. Nivådelen til modellen for Metaller er følgelig problematisk, og gir ytterligere usikkerhet rundt hvorvidt nivådelen består av kointegrerte variable. Som følge av dette kan testene for kointegrasjon og svak eksogenitet for denne næringen ha lav styrke.

De langsiktige elastisitetene i de foretrukne industrirelasjonene er oppsummert i tabell 5.3. I den siste linjen er det beregnet veide gjennomsnitt av skalaelastisitetene for enkeltnæringene. De estimerte langsiktige skalaelastisitetene med hensyn på alle faktorer er større eller lik én for alle industrinæringene,

**Tabell 5.3. Langsiktige elastisiteter for arbeidskraft i industrien**

Næring	Skalaelastisiteter		
	$\alpha_x$	$\alpha$	$\epsilon$
Konsumvarer	0,30	0,70	1,00
Vareinnsats og inv. prod.	0,26	0,74	1,00
Treforedling	0,30	1,00	1,30
Kjemiske råvarer	0,30	1,00	1,30
Metaller	0,30	1,00	1,30
Verkstedsprodukter	0,41	1,00	1,41
Skip og oljeplattformer	0,55	0,59	1,14
Industri i alt <sup>1</sup>	0,35	0,81	1,16

<sup>1</sup> Tallene er veide gjennomsnitt av estimatene for enkeltnæringene. Andelen i 1. kolonne i tabell 4.1 er benyttet som vektor.

og indikerer at det er stordriftsfordeler eller konstant skalautbytte i produksjonen. Fri estimering av  $\epsilon$  gir et estimat som ikke avviker signifikant fra én i modellene for Konsumvarer og Vareinnsats og investeringsprodukter. Denne elastisiteten er således pålagt å være lik én i modellene for disse næringene. Pålegging av restriksjonen gir dessuten noe bedre føyning, målt ved standardavviket, enn når  $\epsilon$  estimeres fritt. De langsiktige elastisitetene med hensyn på realkapital og de variable faktorene er med denne restriksjonen estimert til rundt 0,3 og 0,7 i modellene for Konsumvarer og Vareinnsats og investeringsprodukter. Trendvariabelen er utelatt i begge modellene siden denne får en insignifikant koeffisient med positivt fortegn. En positiv trendkoeffisient er dessuten inkonsistent med teknologiske fremskritt som bidrar til produktivetsforbedring i sysselsettingen.

Substitusjonsvirkningene mellom arbeidskraft og realkapital er sterkest i modellene for Verkstedsprodukter og Skip og oljeplattformer. For disse næringene er det fritt estimert langsiktige skalaelastisiteter på henholdsvis 0,41 og 0,55. Den sistnevnte er riktignok ikke signifikant på vanlige nivåer, men er likevel beholdt siden estimatet er konsistent med at arbeidskraft og realkapital er alternative faktorer på lang sikt. Dataene gir støtte til en restriksjon om at  $\alpha$  er lik én i modellen for Verkstedsprodukter i henhold til en Wald-test med en p-

verdi på 0,384. I modellen for Skip og oljeplattformer er  $\alpha$  signifikant estimert til rundt 0,6.

Det viste seg vanskelig å finne frem til gode modeller for Treforedling, Kjemiske råvarer og Metaller ved fri estimering av skalaegenskapene i produksjonen. Fri estimering gir enten en urimelig stor samlet skalaelastisitet eller en langsiktig grenseelastisitet av realkapital med galt fortegn.<sup>27</sup> I modellen for Treforedling får kapitabelholdningen en insignifikant langtidskoeffisient på rundt -1, og en signifikant skalaelastisitet med hensyn på variable faktorer som er noe over én i tallverdi. Estimaten impliserer en samlet skalaelastisitet på over 2, noe som vurderes som for høyt. Modellen for Kjemiske råvarer gir et insignifikant estimat for  $\alpha_k$ , med negativt fortegn (-0,25) når denne estimeres fritt. En slik elastisitet vurderes som urimelig siden den innebærer at arbeidskraft og realkapital er komplementære faktorer på lang sikt. Fri estimering gir et signifikant estimat på  $\alpha$  som er nær én i tallverdi. En rekke spesifikasjoner for Metaller får insignifikante feiljusteringsledd når hele estimeringsperioden legges til grunn. Dette gjelder også når trendvariabelen inkluderes i spesifikasjonene. Hovedforklaringen bak dette ligger trolig i at Cobb-Douglas forutsetningen bryter med datamaterialet (jf. diskusjonen over). På bakgrunn av de estimerte skalaegenskapene i produksjonen, er  $\epsilon$  pålagt å være lik 1,3 i modellene for Treforedling, Kjemiske råvarer og Metaller, uten at føyningen, målt ved standardavviket, svekkes i særlig grad. Verdien på 0,3 for  $\alpha_k$  er valgt med grunnlag i de estimerte verdiene på denne elastisiteten for de øvrige industrinæringene. Restriksjonen om at  $\alpha=1$  får støtte i data i henhold til Wald-tester i modellene for Treforedling og Kjemiske råvarer.

På grunn av hovedrevisjonen av nasjonalregnskapet er det vanskelig å foreta en direkte sammenligning av de langsiktige elastisitetene i tabell 5.3 med langtids-estimatene i Bowitz og Cappelen (1994). En slik sammenligning kan likevel kaste lys over mulige årsaker til forskjellene i de rapporterte elastisitetene som ikke skyldes hovedrevisjonen. Med unntak for Konsumvarer og Skip og oljeplattformer er det forholdsvis liten forskjell mellom estimatene på  $\epsilon$  i tabell 5.3 og de som er rapportert i Bowitz og Cappelen (1994). For Konsumvarer er  $\alpha=1$  i Bowitz og Cappelen (1994) mot  $\alpha=0,70$  i tabell 5.3, mens estimatene på  $\alpha_k$  er tilnærmet identiske. Dersom  $\alpha=1$  pålegges a priori i den foretrukne modellen for Konsumvarer, reduseres  $\alpha_k$  til en verdi nær null og blir samtidig insignifikant. Restriksjonen blir imidlertid klart forkastet av data i henhold til en Wald-test med en p-verdi på 0,001. Det ser derfor ut til at  $\alpha_k=0,30$  i Bowitz og Cappelen (1994) er beregnet fra en modell med en ugyldig

restriksjon på skalaegenskapene i produksjonen. For Skip og oljeplattformer pålegges  $\alpha_k=0,5$  i Bowitz og Cappelen (1994) etter at denne elastisiteten ble rundt én ved fri estimering. Dersom  $\alpha=1$  også her pålegges i den foretrukne modellen for Skip og oljeplattformer, øker estimatet på  $\alpha_k$  fra 0,55 til rundt 1,5. I henhold til en Wald-test med en p-verdi på 0,002 får ikke restriksjonen støtte i data. Den høye elastisiteten med hensyn på realkapital ved fri estimering i Bowitz og Cappelen (1994) kan følgelig ha sammenheng med at relasjonen inneholder en ugyldig restriksjon ( $\alpha=1$ ).

En sammenligning av de estimerte skalaelastisitetene fra modell (5.1) for industrien i alt med tilsvarende elastisiteter fra tabell 5.3 avdekker interessante forskjeller. Det fremgår fra den siste linjen i tabell 5.3 at den aggregerte skalaelastisiteten med hensyn på alle produksjonsfaktorer er beregnet til i underkant av 1,2. En tilnærmet identisk størrelse på elastisiteten er estimert fra den aggregerte industrirelasjonen (5.1). Den aggregerte elastisiteten med hensyn på realkapital i tabell 5.3 er derimot beregnet til 0,35 mot 0,67 i den aggregerte industrirelasjonen, og elastisiteten med hensyn på variable faktorer er estimert til henholdsvis 0,81 og 0,53. Det ser derfor ut til at den aggregerte industrirelasjonen undervurderer  $\alpha$  og overvurderer  $\alpha_k$  sammenlignet med elastisitetene i tabell 5.3. Vi tolker dette dithen at modellen i (5.1) trolig er feilspesifisert på grunn av aggregering over industrinæringer med til dels forskjellige skalaegenskaper i produksjonen. Denne tolkningen er imidlertid beheftet med noe usikkerhet. Som vi har sett er modellen for Metaller høyst sannsynlig feilspesifisert og modellen for Kjemiske råvarer viser svak føyning. Sysselsettingen i disse næringene utgjør dog kun 11 prosent av den totale sysselsettingen i industrien. Svakheterne i modellene for råvareindustrien har følgelig liten innvirkning på de aggregerte elastisitetene som er beregnet i tabell 5.3. Et mer alvorlig problem kan imidlertid være at modellen for Konsumvarer ikke er i stand til å skille mellom effekter på arbeidskraft som skyldes realkapital og effekter som skyldes autonom teknisk fremgang. Når begge disse variablene inkluderes i modellen får begge insignifikante koeffisienter, mens den ene variabelen blir signifikant når den andre utelates. Vi har valgt å inkludere realkapital i stedet for trendvariabelen med en a priori oppfatning om at teknisk fremgang i stor grad skjer som følge av installering av nytt kapitalutstyr i produksjonen. Det kan heller ikke utelukkes at modellen for Konsumvarer er utsatt for aggregeringsproblemer siden aggregatet består av svært heterogene industrinæringer. I aggregatet for Konsumvarer inngår næringene for foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Møbler, Tekstil- og bekledningsvarer samt Drikkevarer og Tobakk. Store deler av jordbruksforedlingsindustrien driver ikke kostnadsminimering i vanlig forstand, og volum og priser på de viktigste råvarene fra jordbruket avtales av bondeorganisasjonene i jordbruksoppjøret. I den grad modellen for Konsumvarer er utsatt for aggregerings-

<sup>27</sup> Dette resultatet er ikke bare noe som fremkommer ved bruk av tidsserier fra nasjonalregnskapet. Også i enkelte mikroøkonometriske studier får en lignende resultater, se for eksempel Biørn m.fl. (1998).

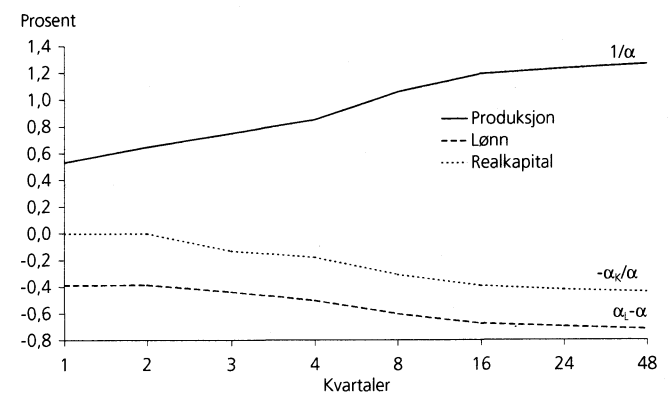
effekter, vil dette være et argument som forsterker tolkningen over om at den aggregerte industrirelasjonen er feilspesifisert.

Til slutt i dette avsnittet skal vi se nærmere på det dynamiske forløpet i arbeidskrafttetterspørsele ved eksogene skift i henholdsvis produksjon, realkapital og lønnskostnad per time. Skiftanalysene som gjennomføres er basert på en ceteris paribus forutsetning. Virkningene på arbeidskraften over tid studeres ved dynamisk simulering av de foretrukne modellene i tabell 5.1. Vi begrenser imidlertid illustrasjonen til å se på det dynamiske forløpet i arbeidskraften i industrien i alt. Det henvises til vedlegg F for en evaluering av det dynamiske forløpet i arbeidskraften i hver industrinæring.

Figur 5.2 viser den simulerte responsen i samlet arbeidskraft i industrien når produksjon, realkapital og lønn hver for seg øker permanent med én prosent i en vilkårlig periode.

Først og fremst ser vi at arbeidskraften tilpasses tregt. Dersom for eksempel produksjonen stiger med én prosent vil anvendelsen av arbeidskraft stige med om lag 0,5 prosent i det første kvartalet, for deretter å stige gradvis inntil innsatsen av arbeidskraft når sitt langsiktige nivå (jf.  $1/\alpha$  i figuren) etter rundt 20 kvartaler. Etter ett år er om lag 2/3 av den totale tilpasningen av arbeidskraften utspilt, mens 95 prosent av langtidseffekten er oppnådd etter 4 år. Den relativt store tregheten i tilpasningen av arbeidskraft når produksjonen endres kan forklares med tilpasningskostnader. En annen tolkning av dette, som også er påpekt av Bowitz og Cappelen (1994), er at en ikke observerer alle egenskaper ved arbeidskraftinnsatsen ettersom det lar seg gjøre å produsere et visst kvantum på kort sikt med mindre ressursinnsats enn på lang sikt. Tilpasningstregghetene kan også reflektere den institusjonelle strukturen i det norske arbeidsmarkedet. Arbeidsmiljøloven og andre lovbestemmelser kan gjøre det vanskeligere for bedrifter å endre sysselsettingen i takt med sjokk i faktorene som bestemmer arbeidskrafttetterspørsele. Barrell m.fl. (1996) argumenterer også for at den relativt trege tilpasningen av sysselsettingen i Frankrike trolig skyldes en streng lovreguleringen av arbeidsmarkedet. Flaig og Steiner (1989) finner tilsvarende tregheter i tilpasningen av arbeidskraft i industrien i Tyskland. I motsetning til figur 5.2 rapporterer Flaig og Steiner (1989) en viss "overshooting" i tilpasningen i den arbeidskraften når en topp etter rundt 7 kvartaler før den gradvis synker og når sitt langsiktige nivå etter 18 kvartaler. Bowitz og Cappelen (1994) rapporterer også en viss "overshooting" i tilpasningen av arbeidskraften i konsumvareindustrien. Utover dette er den simulerte responsen i arbeidskraften ved eksogene sjokk i produksjonen nokså sammenfallende med de som er simulert i Bowitz og Cappelen (1994).

Figur 5.2. Dynamisk tilpasning av samlet arbeidskraft i industrien ved én prosents økning i produksjon, lønn og realkapital



Den samlede arbeidskraften i industrien ser også ut til å reagere tregt på endringer i realkapital og lønnskostnad per time. Tilpasningen til disse endringene skjer noe glattere enn tilpasningen til produksjonsendringer på grunn av at realkapitalen og til en viss grad relative faktorpriser ikke inngår i modellene på endringsform. Om lag 70 prosent av langtidseffekten av skift i lønnskostnad per time er utspilt etter ett år. Etter 2 år er 83 prosent av den totale responsen i arbeidskraften oppnådd, mens hele virkningen av skift i lønnskostnaden er uttømt etter rundt 4 år. Tilpasningen av arbeidskraften ved endringer i realkapitalen er enda tregere. Etter ett år er 40 prosent av den totale effekten utspilt, mens 95 prosent av langtidsvirkningen er uttømt etter 6 år. Den lange laglengden ved endringer i realkapital synes imidlertid rimelig gitt relativt begrensede substitusjonsmuligheter mellom eksisterende kapitalbeholdning og arbeidskraft i industrien (jf.  $\alpha_k=0,35$ ).

### 5.3. Arbeidskrafttetterspørsmål i tjenesteytende næringer

Sysselsettingen i de tjenesteytende næringene utgjorde i 1996 rundt 75 prosent av den totale sysselsettingen som modelleres. Den eksplosive økningen i arbeidsledigheten som fant sted på slutten av 1980-tallet var i stor grad forårsaket av nedgangen i etterspørsele etter arbeidskraft for de tjenesteytende næringene. I Bygg og anlegg gikk eksempelvis utførte timeverk ned med rundt 35 prosent i perioden 1987-1993. Nedgangen i utførte timeverk i Varehandelen var på rundt 13 prosent i samme periode. De faktorene som bestemmer etterspørsele etter arbeidskraft i de tjenesteytende næringene har således stor betydning for sysselsettingen og utviklingen i arbeidsledigheten. Tabell 5.4 rapporterer de foretrukne modellene for arbeidskraft- etterspørsele i de tjenesteytende næringene.

Med unntak for Innenlands samferdsel inneholder alle modellene signifikante effekter av endringen i produksjonen i inneværende kvartal. For Innenlands samferdsel påvirker endringer i produksjonen etterspørsele etter arbeidskraft i følge relasjonen først etter to kvartaler. Følgelig er modellen for Innenlands

samferdsel estimert med MKM. Dette gjelder også modellene for Bygg og anlegg og Utenriks sjøfart. Det viser seg at instrumentestimering gir forholdsvis store forskjeller i estimatet på kortidsparameteren til  $\Delta x_t$  for de øvrige næringene. For disse næringene ser det således ut til at korrelasjonen mellom  $\Delta x_t$  og restleddet gir inkonsistente estimater ved bruk av MKM. En mulig tolkning av de estimerte ligningene hvor IV er brukt, er at aktørene benytter modellbaserte forventninger for  $\Delta x_t$ . Alle relasjonene, med unntak for Bank og forsikring, inneholder forøvrig signifikante effekter av endringen i sysselsettingen i tidligere kvartaler. Det er også estimert enkelte signifikante kortidseffekter av relative priser i alle næringene foruten Varehandel. Effekten av  $\Delta(w-pm)_{t-1}$  og  $\Delta(w-pu)_{t-1}$  i modellene for

Bygg og anlegg og Bank og forsikring er nær ved å være signifikante på 10 prosent nivå, og er derfor beholdt i relasjonene.

Ingen av de rapporterte feilspesifikasjonstestene er signifikante på 5 prosent nivå. Føyningen synes også å være god vurdert ved  $R^2$  og residualenes standardavvik. Relasjonene for Utenriks sjøfart og Innenlands samferdsel viser imidlertid svak føyning vurdert ved føyningsplottene fra dynamisk simulering (jf. vedlegg D). Vi tar her forbehold om at føyningsplottene kan være preget av at modellene har sterkt laggede effekter av  $\Delta l_t$ . Den trendmessige utviklingen i arbeidskrafteterspørselen forklares riktignok av modellene, men det prosentvise avviket mellom faktisk og simulert

Tabell 5.4. Estimeringsresultater arbeidskraft i tjenestenæringene. Venstresidevariabel:  $\Delta l_t^1$

Variabel <sup>2</sup>	Næring					
	Bygg og anlegg	Bank og forsikring <sup>3</sup>	Utenriks sjøfart <sup>3</sup>	Innenlands samferdsel	Varehandel	Annen priv. tjenesteprod.
$\beta_0$	-0,802 (0,210)	-1,387 (0,350)	-0,243 (0,141)	-0,455 (0,156)	-1,009 (0,454)	-0,497 (0,235)
$\Delta l_{t-1}$	-0,240 (0,112)	–	-0,279 (0,090)	-0,665 (0,058)	-0,338 (0,167)	-0,486 (0,118)
$\Delta l_{t-2}$	-0,257 (0,103)	–	-0,374 (0,096)	-0,602 (0,069)	-0,531 (0,083)	-0,171 (0,103)
$\Delta l_{t-3}$	–	–	–	-0,329 (0,109)	-0,582 (0,081)	–
$\Delta x_t$	0,161 (0,093)	0,884 (0,390)	0,313 (0,074)	–	0,511 (0,109)	0,446 (0,249)
$\Delta x_{t-1}$	–	–	0,145 (0,073)	–	–	–
$\Delta x_{t-2}$	–	–	–	0,210 (0,124)	–	–
$\Delta(w-pm)_t$	-0,357 (0,083)	-0,225 (0,106)	-0,246 (0,041)	–	–	-0,198 (0,095)
$\Delta(w-pm)_{t-1}$	-0,136 + (0,085)	–	–	–	–	–
$\Delta(w-pu)_{t-1}$	–	-0,093 + (0,059)	–	–	–	–
$\Delta(w-pu)_{t-2}$	-0,103 (0,041)	–	-0,087 (0,030)	–	–	–
$ecm_{t-1}$	-0,331 (0,086)	-0,380 (0,085)	-0,125 (0,049)	-0,169 (0,054)	-0,402 (0,113)	-0,173 (0,068)
$(x_{t-1}-k_{t-2})$	0,431 (0,073)	–	–	–	0,628 (0,081)	–
Trend	-0,002 (0,0004)	–	-0,0004 † (0,0003)	-0,001 (0,0004)	-0,002 (0,0004)	–
sd1	-0,120 (0,040)	-0,110 (0,021)	-0,0796 (0,030)	–	–	-0,008 + (0,029)
sd2	-0,087 (0,030)	-0,168 (0,021)	-0,093 (0,032)	–	–	-0,085 (0,042)
sd3	-0,199 (0,016)	-0,234 (0,017)	-0,216 (0,018)	-0,109 (0,028)	–	-0,220 (0,019)
Periode	78:4–96:4	79:1–96:4	78:4–96:4	79:1–96:4	79:1–96:4	79:1–96:4
Metode	MKM	IV	MKM	MKM	IV	IV
$R^2$	0,926	–	0,900	0,950	–	–
SER	0,033	0,032	0,040	0,028	0,028	0,021
$AR_{1,5}$	0,144	1,850	1,223	0,524	1,637	1,642
$ARCH_{1,4}$	0,396	0,717	0,905	0,437	0,851	0,060
NORM	2,227	2,959	0,499	1,438	4,057	4,689
HET	0,558	0,704	1,308	0,604	0,424	0,338
SARGAN	–	7,717	–	–	4,051	9,301

<sup>1</sup> Standardavvik er i parentes. † indikerer et estimat som ikke er signifikant på minst 10 prosent nivå. MKM er minste kvadraters metode og IV er instrumentestimering.

<sup>2</sup> sd1, sd2 og sd3 er additive sesongdummier. Se vedlegg B for informasjon om hvilke dummyvariable for "outliere" som er brukt i hver modell og vedlegg C for spesifikasjonen av  $ecm_{t-1}$ . I tillegg til testene gjengitt i modell (5.1) rapporteres her  $\chi^2$ -verdien til Sargans (1964) test for gyldigheten av instrumentvariable (SARGAN).

<sup>3</sup> Kun olje benyttes som energiinnsats (pu=pf). <sup>4</sup> Kun elektrisitet benyttes som energiinnsats (pu=pf).

verdi er betydelig, spesielt på 1980-tallet. Dette kan ha sammenheng med at kostnadsandelene viser store variasjoner over tid, og at det burde vært benyttet en annen funksjonsform enn Cobb-Douglas i disse næringene. Den svake føyningen for Innenlands samferdsel kan også være preget av at denne næringen har vært og er gjenstand for en relativt omfattende offentlig styring og er sterkt subsidiert.

Tester for kointegrasjon, svak eksogenitet og Cobb-Douglas forutsetningen er rapportert i tabell 5.5. I følge  $t_{ecm}$  kan det konkluderes med at nivådelen i modellene for Bygg og anlegg, Bank og forsikring samt Varehandel består av kointegrerte variable. For de øvrige tjenesteytende næringene ligger  $t_{ecm}$  mellom de kritiske verdiene fra Dickey-Fuller fordelingen og normalfordelingen, og det er derfor usikkert om nivådelen kointegrerer. På grunnlag av betydelige tilpasningstreggheter i arbeidskrafttetterspørselen, konkluderer vi imidlertid med at verdiene på  $t_{ecm}$  er signifikante også for disse næringene (jf. vedlegg F). Det er ingen tegn til feilkorrigerende i de marginale modellene for  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$ . Nullhypotesen om at  $x_t$  og  $(w-pm)_t$  er svakt eksogene for langtidsparemetrene blir følgelig ikke forkastet. Tabell 5.5 viser videre at Cobb-Douglas forutsetningen for Innenlands samferdsel ikke får støtte i data i henhold til F-testen (p-verdi på 0,01). Dette gjør at modellen for denne næringen og testene for kointegrasjon og svak eksogenitet må tolkes med forsiktighet. Det samme gjelder modellen for Varehandel i det F-testen også her er signifikant (p-verdi på 0,039). For de øvrige næringene blir ikke Cobb-Douglas restriksjonene forkastet av data.

Tabell 5.6 oppsummerer skalaegenskapene i produksjonen i de foretrukne modellene. Med unntak for Bygg og anlegg og Varehandel, ser det ikke ut til i følge modellene å være substitusjon mellom arbeidskraft og realkapital på lang sikt. Dessuten ser det ut til at tjenesteproduksjonen er karakterisert ved konstant skalautbytte i alle faktorer. For Bygg og anlegg gir dataene ikke forkasting av en restriksjon om at den langsiktige skalaelastisiteten med hensyn på alle faktorer er lik én. Denne restriksjonen er pålagt i relasjonen i tabell 5.4, og  $\alpha_k$  og  $\alpha$  er estimert til henholdsvis 0,23 og 0,77. Trendvariabelen får også signifikant negativ effekt på etterspørselen etter arbeidskraft for Bygg og anlegg. Dersom trenden utelates fra relasjonen blir  $\alpha_k$  estimert til rundt 2,5. Her fører med andre ord utelattelse av en relevant forklaringsvariabel (trendleddet) til skjevhet på skalaelastisiteten med hensyn på realkapital. Bowitz og Cappelen (1994) estimerer  $\alpha_k$  fritt til rundt 0,2, men med restriksjonen  $\alpha=1$  pålagt. Når denne restriksjonen pålegges i modellen i tabell 5.4 reduseres  $\alpha_k$  til 0,03 og blir insignifikant. Restriksjonen  $\alpha=1$  forkastes av data i henhold til en Wald-test (p-verdi på 0,09). Rekursiv estimering av modellen for Bygg og anlegg viser klare ustabiliteter i enkelte estimater på 1980-tallet, og enkelte av koeffisientene blir ikke signifikante før ved inngangen til 1990-årene (jf. vedlegg E). Spesielt bør ustabiliteten i koeffisienten til  $\Delta(w-pm)_t$  påpekes siden dette antyder at denne variabelen ikke er svakt eksogen for korttidsparemetrene i modellen [jf. Engle og Hendry (1993)]. Feilen vi begår ved ikke å benytte instrumenter for  $\Delta(w-pm)_t$  synes imidlertid liten i det koeffisienten til denne variabelen er meget stabil etter 1989. De øvrige estimatene i modellen er også meget stabile på 1990-tallet.

Tabell 5.5. Tester for kointegrasjon, svak eksogenitet og Cobb-Douglas forutsetningen

Næring	Test for kointegrasjon <sup>1</sup>		Test for svak eksogenitet <sup>2</sup>		Test for Cobb-Douglas forutsetningen <sup>3</sup>		
	$t_{ecm}$	K.verdi	$x_t$	$(w-pm)_t$	$\kappa_1=0$	$\kappa_2=0$	$\kappa_1=\kappa_2=0$
Bygg og anlegg	-6,12	-4,30	-0,39	0,11	-1,33	1,28	1,07
Bank og forsikring	-4,45	-3,54	-0,45	-0,27	1,30	0,04	1,61
Utenriks sjøfart	-2,57	-3,96	0,57	-1,44	-0,12	1,66	1,44
Innenlands samferdsel	-3,38	-3,96			0,41	3,13	5,00
Varehandel	-8,03	-4,30	0,22		1,42	0,64	3,44
Annen privat tjenesteprod.	-2,56	-3,54	-0,35	-1,19	2,42	0,09	2,94

<sup>1</sup>  $t_{ecm}$  er t-verdien til  $\gamma_0$  i arbeidskraftrelasjonene i tabell 5.4. De kritiske verdiene (K.verdi) fra Dickey-Fuller fordelingen ved test på 10 prosent nivå er beregnet etter metoden til MacKinnon (1991). <sup>2</sup> Oppgitte tall er t-verdier til en hypotese om at  $x_t$  og  $(w-pm)_t$  er svakt eksogene for langtidsparemetrene i modellene i tabell 5.4, jf. Urbain (1992). De marginale modellene for  $\Delta x_t$  og  $\Delta(w-pm)_t$  er konstruert på tilsvarende måte som beskrevet i fotnote 24. <sup>3</sup> Denne testen er utført som beskrevet i avsnitt 3.5, jf. Boswijk (1993). Oppgitte tall for nullrestriksjonene  $\kappa_1=0$  og  $\kappa_2=0$  er t-verdier. For nullrestriksjonen  $\kappa_1=\kappa_2=0$  er F-verdien oppgitt.

Tabell 5.6. Langsiktige elastisiteter for arbeidskraft i tjenestene næringer

Næring	Skalaelastisiteter		
	$\alpha_k$	$\alpha$	$\epsilon$
Bygg og anlegg	0,23	0,77	1,00
Bank og forsikring	0,00	1,00	1,00
Utenriks sjøfart	0,00	1,00	1,00
Innenlands samferdsel	0,00	1,00	1,00
Varehandel	0,36	0,64	1,00
Annen privat tjenesteprod.	0,00	1,00	1,00

I likhet med modellen for Bygg og anlegg, avviker ikke  $\epsilon$  signifikant fra én ved fri estimering av  $\alpha_k$  og  $\alpha$  i modellen for Varehandel. Restriksjonen  $\epsilon=1$  er pålagt i modellen uten at føyningen, målt ved standardavviket, blir svekket. Elastisiteten med hensyn på realkapital er 0,5 i Bowitz og Cappelen (1994) mot 0,36 i tabell 5.6. Dette kan først og fremst ha sammenheng med at relasjonen for Varehandel her, i motsetning til den tilsvarende relasjonen i Bowitz og Cappelen (1994), inneholder et trendledd med sterkt signifikant effekt.

Dersom trendleddet utelates fra den foretrukne modellen, øker  $\alpha_k$  til 0,75 og  $\alpha$  til 0,71. Det er forøvrig interessant at  $\epsilon$  estimeres til rundt 1,5 når trendleddet utelates, en elasticitet som tilsvarende den som er rapportert i Bowitz og Cappelen (1994) for Varehandel. Plottene fra den rekursive estimeringen indikerer at konstantleddet og koeffisientene til feiljusteringsleddet og trendvariabelen gjør et lite, midlertidig hopp i 1992 (jf. vedlegg E). Utover disse til dels små ustabilitetene, synes stabilitetsegenskapene til modellen for Varehandel å være gode på 1990-tallet.

Resultatene for de øvrige næringene gir støtte til en hypotese om at  $\alpha=1$  og  $\alpha_k=0$ . Modellene, som ikke inneholder realkapital, bryter dermed med den generelle Cobb-Douglas produktfunksjonen  $X=F(K,L,M,U)$ . Relasjonene kan imidlertid ses som spesialtilfeller der kapitalen er en separat faktor, slik at  $X=F(L,M,U)$  og  $X=k \cdot K$ , hvor  $k$  er en konstant. De langsiktige elasticitetene i tabell 5.6 for Bank og forsikring, Utenriks sjøfart og Annen privat tjenesteproduksjon er identiske med de som er rapportert i Bowitz og Cappelen (1994). For Innenlands samferdsel pålegger Bowitz og Cappelen (1994)  $\alpha_k=0,5$ , men relasjonen for denne næringen må tolkes med varsomhet siden den inneholder tydelige tegn til seriekorrelasjon i residualene.

Begrunnelsen for å utelate realkapitalen i relasjonen for Bank og forsikring, er at  $\alpha_k$  ved fri estimering blir på rundt -0,1. Elasticiteten blir ikke signifikant når trendvariabelen inkluderes, men den blir signifikant når trenden utelates. Dette kan skyldes en høy korrelasjon mellom disse to variablene i estimeringsperioden siden realkapitalen øker trendmessig over tid. Trendvariabelen utelates imidlertid med den begrunnelse at den får en koeffisient med positivt fortegn. Over estimeringsperioden har timeverk per produsert enhet avtatt, slik at det ikke kan være tale om en reell teknisk tilbakegang over tid (jf. tabell 4.1). Den rekursive estimeringen avdekker ustabiliteter i enkelte av estimatene på 1980-tallet og deler av 1990-tallet (jf. vedlegg E). I første rekke gjelder dette koeffisienten til  $\Delta x_t$ , som ikke blir signifikant før på 1990-tallet. Dette kan ha sammenheng med at vi ikke har funnet gode nok instrumenter for denne variabelen. Riktignok viser  $\chi^2$ -verdien til Sargans (1964) test at instrumentvariablene er gyldige, men verdien er relativt høy. Selv om feiljusteringskoeffisienten endres gradvis over hele estimeringsperioden, er ikke endringene statistisk signifikante. Dette gjelder også konstantleddet.

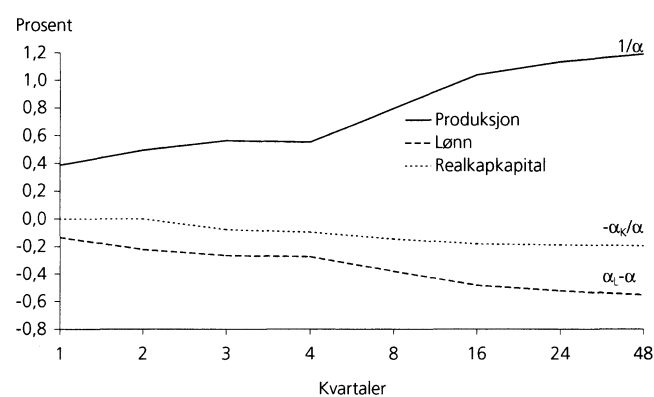
Fri estimering av skalaelasticitetene i modellen for Utenriks sjøfart gir lignende resultater som de vi oppnår i modellen for Bank og forsikring. Elasticiteten med hensyn på realkapital blir signifikant negativ, men nær null, også her. Dette resultatet er dog uavhengig av om trendvariabelen utelates eller ikke. Trendvariabelen

inngår derimot signifikant med forventet fortegn. Det er få tegn til ustabilitet i estimatene når vi ser bort i fra skiftet i enkelte koeffisienter i perioden fra 1985 til 1990. Modellen for Innenlands samferdsel gir også negative elasticiteter med hensyn på realkapital, om enn insignifikante. Trendvariabelen inngår derimot med signifikant negativ effekt på arbeidskraftterspørselen. De fleste rekursive estimatene i modellen for Innenlands samferdsel viser antydninger til ustabiliteter (jf. vedlegg E). I tillegg til variasjoner på 1980-tallet, skifter alle tallverdi rundt 1993-1994. Feiljusteringskoeffisienten får et skift fra -0,25 i 1986 til insignifikante verdier rundt -0,10 i perioden frem til 1993. Etter 1993 skifter den imidlertid tilbake til en signifikant verdi rundt -0,15. For de øvrige koeffisientene er ikke skiftet i 1993 signifikant.

Modellen for Annen privat tjenesteproduksjon får ved fri estimering en insignifikant  $\alpha_k=-0,2$ , og et estimat på  $\alpha$  som ikke avviker signifikant fra én. Når trendleddet inkluderes endres  $\alpha_k$  til 0,3, men den er fortsatt insignifikant. En restriksjon om pari passu i variable produksjonsfaktorer gir en signifikant  $\alpha_k=-0,1$  uten trend og en insignifikant  $\alpha_k=0,38$  med trend. Dette tyder på at modellen, som for Bank og forsikring, ikke er i stand til å skille mellom virkninger av realkapitalen og trendleddet på grunn av høy korrelasjon mellom disse variablene. Med mulige unntak for konstantleddet og feiljusteringskoeffisienten, er samtlige rekursive estimater stabile over tid (jf. vedlegg E). Konstantleddet og feiljusteringskoeffisienten skifter noe i tallverdi på 1990-tallet, men skiftene er langt fra å være signifikante.

Figur 5.3 viser dynamiske egenskaper ved modellene i tabell 5.4. Som i forrige avsnitt ser vi på samlet respons i arbeidskraftterspørselen i tjenesteytende næringer ved eksogene skift i produksjon, lønn og realkapital. Det henvises til vedlegg F for detaljert informasjon om interimmultiplikatorene for hver enkelt ligning.

Figur 5.3. Dynamisk tilpasning av samlet arbeidskraft i tjenesteytende næringer ved én prosents økning i produksjon, lønn og realkapital



En sammenligning med figur 5.2 viser at tilpasningen av arbeidskraftetterspørselen i tjenesteytende næringer er svært lik tilpasningen i industrien. Om lag 2/3 av langtidseffekten av skift i produksjonen er utspilt etter 2 år. Den totale effekten på arbeidskraften er uttømt etter rundt 5 år. Om lag samme respons er simulert ved skift i lønnskostnader per time. Tilpasningen til langtidsløsningen er noe tregere ved skift i realkapital enn ved skift i produksjon og lønn. Ett år etter et skift er om lag halvparten av langtidsvirkningen utspilt, mens 95 prosent av effekten av endret realkapital er uttømt etter 6 år. Tilpasningen av arbeidskraftetterspørselen er noe mer tidsutstrakt ved skift i realkapital siden denne variabelen ikke inngår på endringsform.



## 6. Estimeringsresultater for produktinnsats og energiinnsats

Modelleringen av etterspørsmål etter produktinnsats og energiinnsats har vært langt mindre omfattende enn modelleringen av arbeidskraftetterspørsmål. Dette har sammenheng med at langtidsløsningene fra arbeidskraftrelasjonene er pålagt i relasjonene for produktinnsats og energiinnsats, i henhold til kravet om teorikonsistent behandling av faktoreterspørsmål (jf. kapittel 2). Vi fokuserer på hovedtrekkene ved estimeringsresultatene for produktinnsats og energiinnsats i dette kapitlet. De foretrukne modellene presenteres i vedlegg G.

Generelt viste resultater fra innledende estimeringsrunder at residualene i modellene for produktinnsats og energiinnsats oppførte seg mindre pent enn i modellene for arbeidskraft. Spesielt viste residualene klare tegn til seriekorrelasjon, heteroskedastisitet og avvik fra normalitet for en del næringer. Disse problemene kan tyde på at Cobb-Douglas forutsetningen ikke holder for disse næringene. Vi har tilnærmet problemet med avvik fra normalitet ved bruk av dummyvariable, og seriekorrelasjon er forsøkt eliminert ved tilstrekkelig antall lag på endogen variabel. Likevel er det problemer med seriekorrelasjon og heteroskedastisitet i enkelte av relasjonene for produktinnsats. Dette gjelder næringene Vareinnsats og investeringsprodukter, Skip og oljeplattformer, Bygg og anlegg samt Annen privat tjenesteproduksjon. Det er verdt å nevne i denne sammenheng at rekursiv estimering avdekker relativt stabile estimater i disse relasjonene, spesielt i perioden etter 1990.<sup>28</sup> Dette øker tiltroen til at relasjonene for de tre nevnte næringene er egnet til prognoseformål.

For alle næringene ble det foretatt betydelige forenklinger i korttidsdynamikken i forhold til (3.2) og (3.3). Det er estimert signifikante effekter av veksten i produktinnsats og energiinnsats i tidligere kvartaler samt produksjonsveksten i inneværende kvartal i de fleste modellene. Derimot inneholder få av modellene signifikante effekter av nåværende og tidligere verdier

av veksten i relative faktorpriser. I majoriteten av relasjonene kan en restriksjon om at koeffisienten til  $\Delta x_t$  er lik én pålegges uten at føyningen blir svekket. Restriksjonen innebærer at det er unødvendig å estimere modellene med instrumentvariable siden MKM-estimering gir konsistente estimater. MKM gir også konsistente estimater for parametrene i energiinnsatsrelasjonen for Bygg og Anlegg og Bank og forsikring siden  $\Delta x_t$  er lagget som høyresidevariabel. MKM ga tilnærmet identiske estimater som IV i produktinnsatsrelasjonen for Utenriks sjøfart.

I motsetning til arbeidskraft tilpasses produktinnsats og energiinnsats momentant, i samme kvartal som en produksjonsendring, i majoriteten av næringene. Denne egenskapen er et resultat av restriksjonen om kortsiktig homogenitet. Tilpasningen til endringer i relative faktorpriser er relativt treg. Hovedforklaringen bak treghetene kan være at en del av næringenes energiforbruk går med til oppvarming av bygninger og drift av maskiner, som antagelig er faste produksjonsfaktorer på kort sikt. Rent økonometrisk skyldes den langsomme tilpasningen at relativ lønn i forhold til prisen på produktinnsats og energiinnsats ikke inngår på endringsform i de fleste modellene.

Langtidsløsningen fra arbeidskraftrelasjonene har i sin helhet blitt forsøkt pålagt for samtlige næringer ved estimeringen. Forutsetningen om Cobb-Douglas produksjonsteknologi innebærer strengt tatt at også den estimerte trenden fra arbeidskraftrelasjonene skal gjelde i relasjonene for produktinnsats og energiinnsats. Estimeringsresultater avdekker imidlertid at en slik forutsetning gir insignifikante feiljusteringsledd i modellene for enkelte næringer. I disse tilfellene løsnes det noe på kravet om teorikonsistent behandling av faktoreterspørselen i det lineære trender estimeres fritt eller pålegges en nullrestriksjon. Trendvirkninger som er estimert fritt i enkelte av energirelasjonene tolkes som at faktorproduktivitet har ført til redusert energiinnsats over tid. Det er verdt å merke seg at relasjonen for energiinnsats for Bank og forsikring inneholder signifikante og positive effekter av trendvariabelen. Et blikk på dataene viser at energiinnsats per produsert enhet i Bank og forsikring har økt

<sup>28</sup> Av plasshensyn rapporteres ikke resultater fra rekursiv estimering av modellene for produktinnsats og energiinnsats. Disse kan imidlertid fåes ved forespørsmål.

betydelig over estimeringsperioden (jf. tabell 4.1). Perioden vi estimerer på er preget av at elektrisitetsforbruket har økt sterkt til tross for at elektrisitetsprisen også har økt betraktelig. En forklaring på den positive trendeffekten kan være at bruk av elektrisitet til elektrisitetsspesifikke formål (EDB-utstyr og kontor-maskiner) har økt uavhengig av elektrisitetsprisen siden det ikke eksisterer noen oljebaserte alternativer. Trendleddet i modellen for Bank og forsikring vil således kunne fange opp slike effekter av utstyrsavhengighet i valg av energibærer.

Tabell 6.1 oppsummerer hovedresultater for produktinnsats og energiinnsats. Vi ser at feiljusteringskoeffisientene i de estimerte modellene gjennomgående er lave i tallverdi. Dette kan tyde på at feiljusteringsleddene ikke er stasjonære variable, og at langtidsløsningen fra arbeidskraftrelasjonene ikke får støtte i data. For hver av modellene er det testet formelt for kointegrasjon ved bruk av testen til Kremers m.fl. (1992).

Med unntak for produktinnsatsmodellene for Treforedling, Kjemiske råvarer samt Skip og oljeplattformer har alle modellene feiljusteringsledd som er signifikante på minst 10 prosent når kritiske verdier fra normalfordelingen legges til grunn. Ensidige tester forsterker en konklusjon om at modellene har feil-

justeringsledd som er stasjonære variable. Dersom kritiske verdier fra Dickey-Fuller fordelingen benyttes, blir derimot nullhypotesen om at nivådelen ikke kointegrerer kun forkastet på minst 10 prosent nivå i fem tilfeller; modellene for produktinnsats for Verkstedsprodukter og Varehandel og modellene for energiinnsats for Vareinnsats og investeringsprodukter, Kjemiske råvarer og Annen privat tjenesteproduksjon. Med unntak for produktinnsatsmodellene for Treforedling, Kjemiske råvarer samt Skip og oljeplattformer ligger  $t_{ecm}$  mellom de kritiske verdiene fra Dickey-Fuller fordelingen og normalfordelingen. Det er derfor usikkert om disse testverdiene er signifikante. Siden etterspørselen etter produktinnsats og energiinnsats tilpasses meget tregt ved endringer i relative faktorpriser og realkapital, er det trolig at de korrekte kritiske verdiene ligger nærmere de kritiske verdiene fra normalfordelingen enn Dickey-Fuller fordelingen. Vi konkluderer derfor med at en hypotese om kointegrasjon i nivådelen av modellene for produktinnsats og energiinnsats ikke forkastes av data. Selv om nivådelen ikke kointegrerer i produktinnsatsmodellene for Treforedling, Kjemiske råvarer og Skip og oljeplattformer, beholdes modellene likevel av hensynet til kravet om teorikonsistent behandling av faktoretterspørsel.

Tabell 6.1. Hovedresultater produktinnsats og energiinnsats

Næring	$\phi_0$	$\lambda_0$	Test for kointegrasjon <sup>1</sup>			
			Produktinnsats		Energiinnsats	
			$H_0: \phi_0=0$ vs. $H_1: \phi_0<0$	K.verdi	$H_0: \lambda_0=0$ vs. $H_1: \lambda_0<0$	K.verdi
Konsumvarer	-0,033	-0,055	$t_{ecm}$ -1,72	-3,93	$t_{ecm}$ -2,09	-3,93
Vareinnsats og inv. prod.	-0,050	-0,193	$t_{ecm}$ -2,00	-3,93	$t_{ecm}$ -5,82	-4,30
Treforedling	-0,015	-0,055	$t_{ecm}$ -1,63	-3,93	$t_{ecm}$ -3,14	-3,93
Kjemiske råvarer	-0,012	-0,071	$t_{ecm}$ -1,33	-3,93	$t_{ecm}$ -5,31	-4,30
Metaller	-0,061	-0,031	$t_{ecm}$ -3,33	-3,93	$t_{ecm}$ -2,14	-3,93
Verkstedsprodukter	-0,046	-0,053	$t_{ecm}$ -5,06	-4,30	$t_{ecm}$ -3,97	-4,30
Skip og oljeplattformer	-0,022	-0,027	$t_{ecm}$ -1,27	-4,62	$t_{ecm}$ -1,88	-4,62
Bygg og anlegg	-0,041	-0,129	$t_{ecm}$ -1,86	-3,93	$t_{ecm}$ -2,89	-4,30
Bank og forsikring	-0,155	-0,204	$t_{ecm}$ -1,83	-3,54	$t_{ecm}$ -2,89	-3,97
Utenriks sjøfart	-0,070	-0,062	$t_{ecm}$ -1,95	-3,54	$t_{ecm}$ -2,14	-3,96
Innenlands samferdsel	-0,045	-0,049	$t_{ecm}$ -2,37	-3,96	$t_{ecm}$ -2,17	-3,96
Varehandel	-0,055	-0,051	$t_{ecm}$ -5,18	-4,30	$t_{ecm}$ -3,45	-4,30
Annen privat tjenesteprod.	-0,062	-0,220	$t_{ecm}$ -1,89	-3,54	$t_{ecm}$ -4,22	-3,54

<sup>1</sup>  $t_{ecm}$  er t-verdien til  $\phi_0$  og  $\lambda_0$  i modellene for henholdsvis produktinnsats og energiinnsats (se vedlegg G). De kritiske verdiene (K.verdi) fra Dickey-Fuller fordelingen ved test på 10 prosent nivå er beregnet etter metoden til MacKinnon (1991).

## 7. Avslutning

Denne artikkelen har presentert økonometriske relasjoner for faktoreterspørsmål i norske næringer. Analysen er basert på neoklassisk teori for produsentadferd, og produksjonsteknologien er tilnærmet med Cobb-Douglas produktfunksjoner. Siden energikostnadene utgjør en vesentlig del av de totale produksjonskostnadene i enkelte næringer, har vi modellert energiinnsats i tillegg til arbeidskraft og produktinnsats. I tråd med relaterte studier på norske og utenlandske data, er studien av de variable faktorene betinget med hensyn på realkapital, som anses som en fast faktor på kort sikt. Dette rammerverket har ledet frem til modeller for arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats med produksjon, realkapital, relative faktorpriser og faktorproduktivitet som forklaringsvariable.

Disse modellene er estimert for tretten næringer. Modellen for arbeidskraft er også estimert for industrien i alt. Estimeringsresultatene for industrien tyder på at arbeidskraft kointegrerer med produksjon, realkapital, relative faktorpriser og faktorproduktivitet. Etterspørselen etter arbeidskraft synes i mindre grad å stå i et substitusjonsforhold til realkapital i de tjenesteytende næringene. Nivådelen i modellene for produktinnsats og energiinnsats synes også å bestå av kointegrerte variable. De fleste estimerte modellene passerer ulike økonometriske tester for misspesifikasjon og parameterstabilitet. Likeledes viser resultatene at de teoribaserte restriksjonene fra Cobb-Douglas antagelsen for støtte i data for de fleste næringene. Modellene for Metaller, Innenlands samferdsel og Varehandel må imidlertid tolkes med forsiktighet i det Cobb-Douglas forutsetningen bryter med data-materialet. Det må også understrekes at modellene for Konsumvarer, Bank og forsikring og Annen privat tjenesteproduksjon er beheftet med noe usikkerhet siden de ikke er i stand til å skille Hicks-nøytral teknisk endring fra skalaegenskaper i produksjonen.

Med disse potensielle svakhetene i minne, antyder de estimerte skalaelastisitetene stordriftsfordeler eller konstant skalautbytte i produksjonen. Den aggregerte industrirelasjonen for arbeidskraft synes å under-vurdere skalautbytte med hensyn på variable faktorer

og overvurdere skalautbytte med hensyn på faste faktorer sammenlignet med skalaegenskapene fra den dissagregerte analysen av industrinæringene. Vi tolker dette dithen at det er mulig å estimere mer korrekte langsiktige elastisiteter for industrien i alt med den ekstra informasjonen som er tilgjengelig på et dis-aggregert næringsnivå. Den estimerte kortids-dynamikken indikerer at produktinnsats og energiinnsats tilpasses meget raskt, mens tilpasningen av arbeidskraft skjer vesentlig langsommere, ved en økning i produksjonen. Tilpasningstregghetene i sysselsettingen kan forklares med tilpasningskostnader og/eller den institusjonelle strukturen som preger det norske arbeidsmarkedet. Arbeidsmiljøloven og andre lovbestemmelser kan gjøre det vanskeligere for bedrifter å endre sysselsettingen i takt med sjokk i faktorene som bestemmer arbeidskraftetterspørselen. De variable faktorene tilpasses tregere ved endringer i relative faktorpriser og realkapital enn ved produksjons-endringer.

Våre resultater er stort sett i tråd med analysen i Bowitz og Cappelen (1994), og synes å korrespondere bra med hva Johansen (1974) understreker: "....., *once a neoclassical framework is accepted, researchers on production functions find it hard to defeat the Cobb-Douglas function*". Enkelte resultater kan imidlertid bære preg av å presse til dels forskjellige næringer inn i samme modell. Dette gjelder i første rekke modellene for Kjemiske råvarer og Metaller, som viser relativt svak føyning. En løsning på dette problemet kunne være å tillate en mer fleksibel trend. For eksempel kunne modellene estimeres med stokastiske trender som foreslått av Harvey (1986). Stokastiske trender vil trolig også løse problemene med å skille faktorproduktivitet fra skalaegenskaper i modellene for Konsumvarer, Bank og forsikring og Annen privat tjenesteproduksjon. I denne sammenhengen kunne en også splitte opp den aggregerte realkapitalen i maskinkapital og bygningskapital. En kunne da åpne for at arbeidskraften er komplementær med bygningskapital, men står i et substitusjonsforhold til maskinkapital. Cappelen m. fl. (1992) fant støtte for en slik hypotese for privat sektor i fastlands-Norge. Det kunne også være interessant for senere arbeid å analysere

faktoretterspørselen med utgangspunkt i CES-funksjoner i næringene for Metaller, Innenlands samferdsel og Varehandel. Som nevnt over fikk ikke Cobb-Douglas modellen støtte i data for disse næringene. I lys av resultatene i Moene og Nymoen (1991) er det også nærliggende at nye studier av arbeidskraftetterspørselen på norske data tester for effekter av arbeidsledighet. Betydningen av forventninger bør også testes eksplisitt i hver enkelt næring, ved bruk av testene i Hendry (1988) og Engle og Hendry (1993).

# Referanser

- Ball, R.J. og E.B.A. St Cyr (1966): Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry, *Review of Economic Studies* **33**, ss. 179-207.
- Barrell, R., N. Pain og G. Young (1996): A Cross-Country Comparison of the Demand for Labour in Europe, *Weltwirtschaftliches Archiv* **132**, ss. 638-650.
- Biørn, E., K.G. Lindquist og T. Skjerpen (1998): Random Coefficients and Unbalanced Panels: An Application on Data from Norwegian Chemical Plants, Discussion Paper **235**, Statistics Norway, Oslo.
- Boswijk, P. (1993): On the Formulation of Wald Tests on Long-Run Parameters, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **55**, ss. 137-144.
- Boug, P. (1999): Substitusjon mellom olje og elektrisitet i norske næringer, kommer i serien Rapporter, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Bowitz, E. og Å. Cappelen (1994): Prisdannelse og faktoreterspørse i norske næringer, Sosiale og økonomiske studier **85**, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Brechling, F. (1965): The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries, *Review of Economic Studies* **32**, ss. 187-216.
- Bresson, G., F. Kramarz og P. Sevestre (1992): Heterogenous Labour and the Dynamics of Aggregate Labour Demand, *Empirical Economics*.
- Bårdsen, G. (1989): Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **51**, ss. 345-350.
- Cappelen, Å., K.O. Moene og R. Nymoen (1992): Fra full sysselsetting til varig ledighet?, *Nordisk Tidsskrift För Politisk Ekonomi* **27/28**, ss. 17-37.
- Clark, D.P., R. Hofler og H. Thomson (1988): Separability of Capital and Labor in US Manufacturing, *Economic Letters* **26**, ss. 197-201.
- Craine, R. (1973): On the Service Flow from Labour, *Review of Economic Studies* **40**, ss. 39-46.
- Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba og S. Yeo (1978): Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationships Between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom, *Economic Journal* **88**, ss. 661-692.
- Doornik, J.A. og H. Hansen (1994): A Practical Test for Univariate and Multivariate Normality, Discussion Paper, Nuffield College, University of Oxford.
- Doornik, J.A. og D.F. Hendry (1996): *Give Win: An Interface to Empirical Modelling*, International Thomson Business Press, London.
- Engle, R.F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedastisity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* **50**, ss. 987-1007.
- Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica* **55**, ss. 251-276.
- Engle, R.F. og D.F. Hendry (1993): Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models, *Journal of Econometrics* **56**, ss. 119-139.
- Engle, R.F., D.F. Hendry og J.P. Richard (1983): Exogeneity, *Econometrica* **51**, ss. 277-304.
- Fallon, P. og D. Verry (1988): *The Economics of Labour Markets*, Philip Allan, Oxford.
- Favero, C. og D.F. Hendry (1992): Testing the Lucas Critique: A Review, *Econometric Reviews* **11**, ss. 265-306.
- Feldstein, M.S. (1967): Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function, *Review of Economic Studies* **34**, ss. 375-386.

- Flaig, G. og V. Steiner (1989): Stability and Dynamic Properties of Labour Demand in West-german Manufacturing, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **51**, ss. 395-412.
- Hamermesh, D.S. (1986): The Demand for Labour in the Long Run. Kapittel 8 i O. Ashenfelter og P.R.G. Layard (red.) *Handbook of Labour Economics*, Amsterdam, North-Holland.
- Hamermesh, D.S. (1993): *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton.
- Harvey, A.C. (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan, Oxford.
- Harvey, A.C., S.G.B. Henry, S. Peters og s. Wren-Lewis: (1986): Stochastic Trends in Dynamic Regression Models: An Application to the Employment-Output Equation, *The Economic Journal* **96**, ss. 975-985.
- Hausmann, J. (1978): Specification Tests in Econometrics, *Econometrica* **46**, ss. 1251-1271.
- Hendry, D.F. (1988): The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics, *Oxford Economic Papers* **40**, ss. 132-149.
- Hendry, D.F. (1995a): *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- Hendry, D.F. (1995b): On the Interactions of Unit Roots and Exogeneity, *Econometric Reviews* **14**, ss. 383-419.
- Hendry, D.f. og J.A. Doornik (1996): *Empirical Econometric Modelling Using PcGive 9.0 for Windows*, International Thomson Business Press, London.
- Hoel, M. og K.O. Moene (1987): *Produksjonsteori*, Universitetsforlaget, Oslo.
- Jenkinson, T.J. (1986): Testing Neoclassical Theories of Labour Demand: An Application of Cointegration Techniques, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **48**, ss. 231-251.
- Johansen, L. (1974): *A Multi-Sectoral Study of Economic Growth*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, North-Holland.
- Johansen, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**, ss. 231-254.
- Johansen, S. (1992): Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis, *Journal of Econometrics* **52**, ss. 389-402.
- Johansen, S. og K. Juselius (1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **52**, ss. 169-210.
- King, R., C. Plosser, J. Stock og M. Watson (1987): Stochastic Trends and Economic Fluctuations, NBER Working Papers 2229.
- Kremers, J.J.M., Ericsson, N.R. og J.J Dolado (1992): The Power of Cointegration Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **54**, ss. 325-348.
- Leslie, D.G. og J. Wise (1980): The Productivity og Hours in UK Manufacturing and Production Industries, *Economic Journal* **90**, ss. 74-84.
- Lichtenberg, F.R. (1990): Aggregation of Variables in Least-Squares Regression, *American Statistical Association* **44**, ss. 169-171.
- Lindquist, K.G. (1993): *Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987*, Rapport nr. 18, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- MacKinnon, J.G. (1991): Critical Values for Cointegration Tests, i Engle, R.F. og G.W.J. Granger (red.), *Long-Run Economic Relationships*, ss. 267-276, Oxford University Press, Oxford.
- Moene, K.O. og R. Nymoen (1991): *The Dependency of Labour Demand on Unemployment: Norwegian Industry 1966(1)-1989(4)*, Arbeidsnotat nr. 3, Norges Bank, Oslo.
- Nickell, S.J. (1986): Dynamic Models of Labour Demand. Kapittel 9 i O. Ashenfelter og P.R.G. Layard (red.) *Handbook of Labour Economics*, Amsterdam, North-Holland
- Nickell, S.J. og M. Andrews (1983): Unions, Real Wages and Employment in Britain 1951-79, *Oxford Economic papers* **35**, ss. 507-530.
- Nymoen, R. (1990): Empirical Modelling of Wage-Price Inflation and Employment using Norwegian Quarterly Data, Økonomisk doktorgradsavhandling nr. 3, Universitetet i Oslo.
- Sargan, J.D. (1964): *Wages and Prices in United Kingdom: A Study in Econometric Methodology*, i P.E. Hart, G.Mills og J.K. Whitaker (red.): *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths, London, ss. 25-63.
- Stock, J.H. (1987): Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors, *Econometrica* **55**, ss. 1035-1056.

- Stølen, N.M. (1983): Etterspørsel etter arbeidskraft i norske industrinæringer, Rapporter **83/29**, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Symons, J.S.V. (1985): Relative Prices and the Demand for Labour in British Manufacturing, *Economica* **52**, ss. 37-49.
- Symons, J.S.V. og P.R.G. Layard (1984): Neoclassical Demand for Labour Functions for six Major Economies, *The Economic Journal* **94**, ss. 788-799.
- Todsén, S. (1997): Realkapitalbeholdninger og kapitalslit i nasjonalregnskapet, Økonomiske analyser **6/97**, Statistisk sentralbyrå, Oslo.
- Urbain, J.-P. (1992): On Weak Exogeneity in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **54**, ss. 187-207.
- Varian, H.R. (1992): *Microeconomic Analysis*, W.W. Norton & Company, Inc., New York.
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, **48**, ss. 817-838.

## Datadefinisjoner

- L Utførte timeverk lønnstakere (i 1000)
- M Produktinnsats eksklusiv energiinnsats
- U Energiinnsats
- E Innsats av elektrisitet
- F Innsats av fyringsolje
  
- W Lønnskostnad per time
- PM Prisindeks produktinnsats
- PU Prisindeks energiinnsats
- PE Prisindeks elektrisitet
- PF Prisindeks fyringsolje
  
- K Realkapital (maksin- og bygningskapital samt transportmidler) ved utgangen av perioden
- X Bruttoproduksjon
- MII Volumindikator for eksportetterterspørsel

Dataene er, med unntak for MII, hentet fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR), og dekker perioden 1978:1 til 1996:4. Dataene for MII er beskrevet i Lindquist (1993). Alle volumstørrelser er målt i 1993-priser og prisindeksene er normert til én i gjennomsnitt i basisåret.



## Vedlegg B

## Oversikt over dummyvariable

I tabell B1 gis en oversikt over dummyvariable som er benyttet i modellene for arbeidskraft, produktinnsats og energiinnsats. Disse variablene er lik én i det (de) indikerte kvartal (ene) og null ellers. For eksempel antar dummyvariabelen d791 verdien én i første kvartal 1979 og null ellers, mens d794931 antar

verdien én i både fjerde kvartal 1979 og første kvartal 1993 og null ellers. De estimerte koeffisientene for dummyvariablene er alle signifikante på minst 5 prosent nivå. Disse koeffisientene er ikke gjengitt i tabellen av plasshensyn.

Tabell B1. Dummyvariable

Næring	Modell for		
	Arbeidskraft	Produktinnsats	Energiinnsats
Konsumvarer	d862, d963	d821, d901	d941
Vareinnsats og inv. prod.	d874, d924	d842, d851	d821, d834
Treforedling	d964	d821, d891, d941	d861, d921
Kjemiske råvarer		d854	d792, d862, d872, d941, d951, d952
Metaller	d893	d901, d921	d862, d891, d941, d951
Verkstedsprodukter	d862881	d821, d941	d902, d941, d952, d961
Skip og oljeplattformer	d894	d821, d851	d791, d821, d931
Bygg og anlegg	d794931	d791, d831, d921	d801842, d951
Bank og forsikring	d861	d934	d934, d962, d963
Utenriks sjøfart	d871894	d803, d871, d892, d893	d791, d871
Innenlands samferdsel	d862	d824	d792944, d941, d951
Varehandel	d911	d792, d801, d851, d941	d861, d941, d951, d952
Annen privat tjenesteprod.	d862	d801, d802, d812, d822	d831, d871, d941, d951

## Spesifikasjon av $ecm_{t-1}$

**Tabell C1.  $ecm_{t-1}$  i modellene for arbeidskraft i tabell 5.1 og 5.4**

Næring	$ecm_{t-1}$
Konsumvarer	$l_{t-1} \cdot k_{t-2} + 0,82 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,02 \cdot (w-pu)_{t-1}$
Vareinnsats og inv. prod.	$l_{t-1} \cdot k_{t-2} + 0,67 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,03 \cdot (w-pu)_{t-1}$
Treforedling	$(l-x)_{t-1} + 0,76 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,06 \cdot (w-pu)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Kjemiske råvarer	$(l-x)_{t-1} + 0,76 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,06 \cdot (w-pu)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Metaller	$(l-x)_{t-1} + 0,72 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,09 \cdot (w-pu)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Verkstedsprodukter	$(l-x)_{t-1} + 0,64 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,01 \cdot (w-pu)_{t-1}$
Skip og oljeplattformer	$l_{t-1} + 0,68 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,01 \cdot (w-pu)_{t-1}$
Bygg og anlegg	$l_{t-1} \cdot k_{t-2} + 0,71 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,01 \cdot (w-pu)_{t-1}$
Bank og forsikring	$(l-x)_{t-1} + 0,47 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,01 \cdot (w-pe)_{t-1}$
Utenriks sjøfart	$(l-x)_{t-1} + 0,67 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,13 \cdot (w-pf)_{t-1}$
Innenlands samferdsel	$(l-x)_{t-1} + 0,52 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,06 \cdot (w-pu)_{t-1}$
Varehandel	$l_{t-1} \cdot k_{t-2} + 0,47 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,02 \cdot (w-pu)_{t-1}$
Annen privat tjenesteprod.	$(l-x)_{t-1} + 0,52 \cdot (w-pm)_{t-1} + 0,02 \cdot (w-pu)_{t-1}$

**Tabell C2.  $ecm_{t-1}$  i modellene for produktinnsats i tabell G1**

Næring	$ecm_{t-1}$
Konsumvarer	$m_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,16 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,02 \cdot (pu-pm)_{t-1} - 1,43 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2})$
Vareinnsats og inv. prod.	$m_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,30 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,03 \cdot (pu-pm)_{t-1} - 1,34 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2})$
Treforedling	$(m-x)_{t-1} - 0,18 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,06 \cdot (pu-pm)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Kjemiske råvarer	$(m-x)_{t-1} - 0,18 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,06 \cdot (pu-pm)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Metaller	$(m-x)_{t-1} - 0,19 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,09 \cdot (pu-pm)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Verkstedsprodukter	$(m-x)_{t-1} - 0,35 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,01 \cdot (pu-pm)_{t-1} + 0,41 \cdot k_{t-2} + 0,003 \cdot t$
Skip og oljeplattformer	$m_{t-1} - 0,31 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,01 \cdot (pu-pm)_{t-1} - 1,70 \cdot x_{t-1} + 0,93 \cdot k_{t-2} + 0,003 \cdot t$
Bygg og anlegg	$m_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,28 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,01 \cdot (pu-pm)_{t-1} - 1,30 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2})$
Bank og forsikring	$(m-x)_{t-1} - 0,52 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,01 \cdot (pe-pm)_{t-1}$
Utenriks sjøfart	$(m-x)_{t-1} - 0,20 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,13 \cdot (pf-pm)_{t-1}$
Innenlands samferdsel	$(m-x)_{t-1} - 0,42 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,06 \cdot (pu-pm)_{t-1} + 0,008 \cdot t$
Varehandel	$m_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,51 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,02 \cdot (pu-pm)_{t-1} - 1,56 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2}) + 0,004 \cdot t$
Annen privat tjenesteprod.	$(m-x)_{t-1} - 0,46 \cdot (w-pm)_{t-1} - 0,02 \cdot (pu-pm)_{t-1}$

**Tabell C3.  $ecm_{t-1}$  i modellene for energiinnsats i tabell G2**

Næring	$ecm_{t-1}$
Konsumvarer	$u_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,16 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,82 \cdot (pm-pu)_{t-1} - 1,43 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2})$
Vareinnsats og inv. prod.	$u_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,30 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,67 \cdot (pm-pu)_{t-1} - 1,34 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2})$
Treforedling	$(u-x)_{t-1} - 0,18 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,76 \cdot (pm-pu)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Kjemiske råvarer	$(u-x)_{t-1} - 0,18 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,76 \cdot (pm-pu)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Metaller	$(u-x)_{t-1} - 0,19 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,72 \cdot (pm-pu)_{t-1} + 0,3 \cdot k_{t-2}$
Verkstedsprodukter	$(u-x)_{t-1} - 0,35 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,64 \cdot (pm-pu)_{t-1} + 0,41 \cdot k_{t-2} + 0,003 \cdot t$
Skip og oljeplattformer	$u_{t-1} - 0,31 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,68 \cdot (pm-pu)_{t-1} - 1,70 \cdot x_{t-1} + 0,93 \cdot k_{t-2} + 0,003 \cdot t$
Bygg og anlegg	$u_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,28 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,71 \cdot (pm-pu)_{t-1} - 1,30 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2})$
Bank og forsikring	$(e-x)_{t-1} - 0,52 \cdot (w-pe)_{t-1} - 0,47 \cdot (pm-pe)_{t-1}$
Utenriks sjøfart	$(f-x)_{t-1} - 0,20 \cdot (w-pf)_{t-1} - 0,67 \cdot (pm-pf)_{t-1}$
Innenlands samferdsel	$(u-x)_{t-1} - 0,42 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,52 \cdot (pm-pu)_{t-1}$
Varehandel	$u_{t-1} \cdot k_{t-2} - 0,51 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,47 \cdot (pm-pu)_{t-1} - 1,56 \cdot (x_{t-1} \cdot k_{t-2}) + 0,004 \cdot t$
Annen privat tjenesteprod.	$(u-x)_{t-1} - 0,46 \cdot (w-pu)_{t-1} - 0,52 \cdot (pm-pu)_{t-1}$

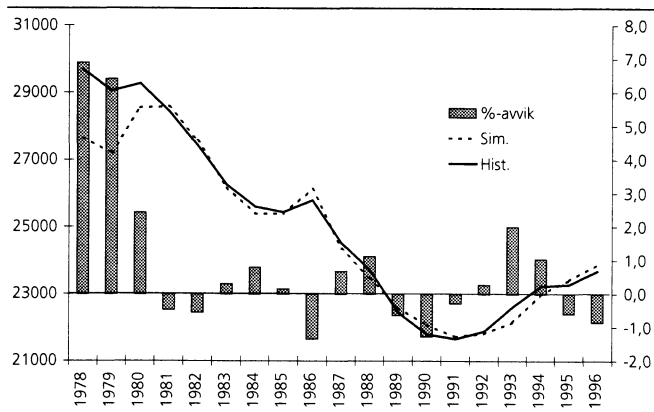
## Vedlegg D

## Historisk føyning for arbeidskraftrelasjonene

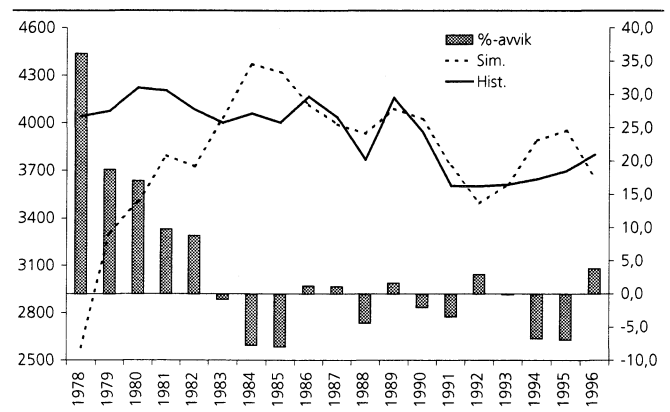
Figurene i dette vedlegget sammenligner historiske og simulerte timeverk (i 1000) for perioden 1978:1 til 1996:4. De simulerte verdiene er fremkommet ved dynamisk simulering av modellene for arbeidskraft i tabell 5.1 og 5.4. Den vertikale aksen til høyre måler det prosentvise avviket mellom historisk og simulert

verdi. I figurene vises gjennomsnittlige verdier over fire kvartaler for å glatte ut sesongmessige variasjoner. Uten denne glattingen er det vanskelig å danne seg et visuelt inntrykk av den historiske føyningsevnen til modellene.

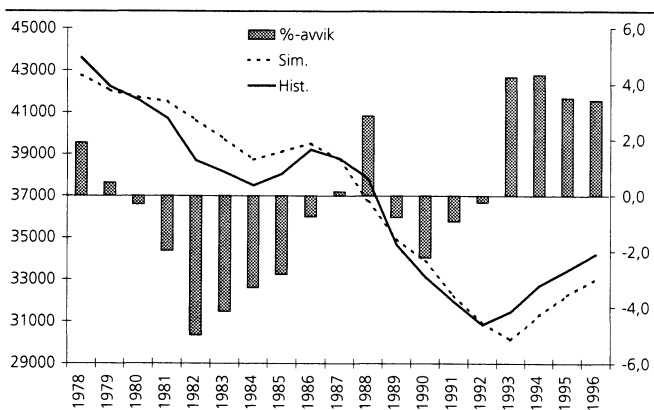
Figur D1. Konsumvarer



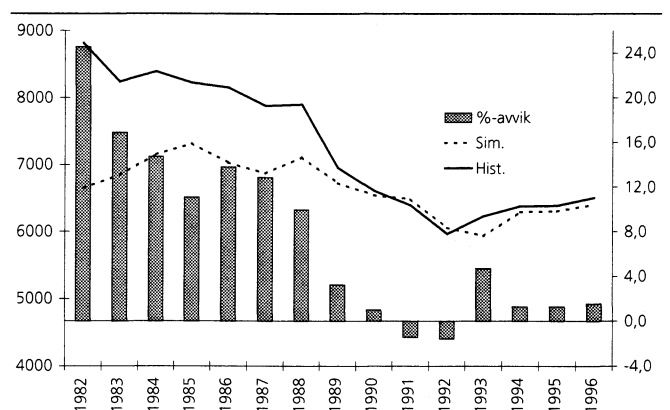
Figur D4. Kjemiske råvarer



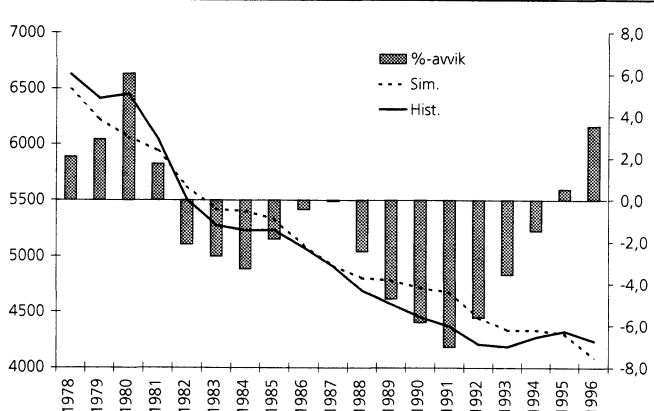
Figur D2. Vareinnsats og inv.prod.



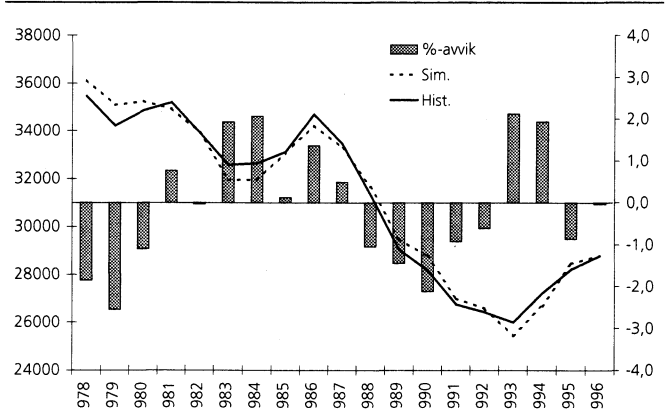
Figur D5. Metaller



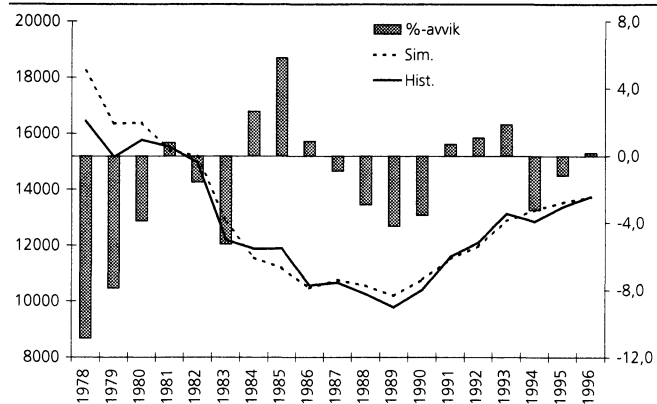
Figur D3. Treforedling



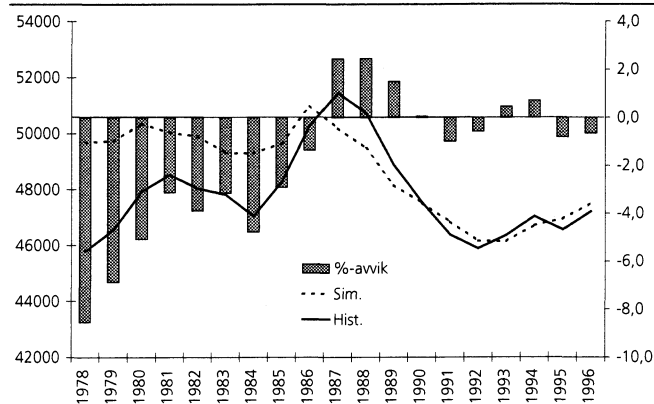
Figur D6. Verkstedsprodukter



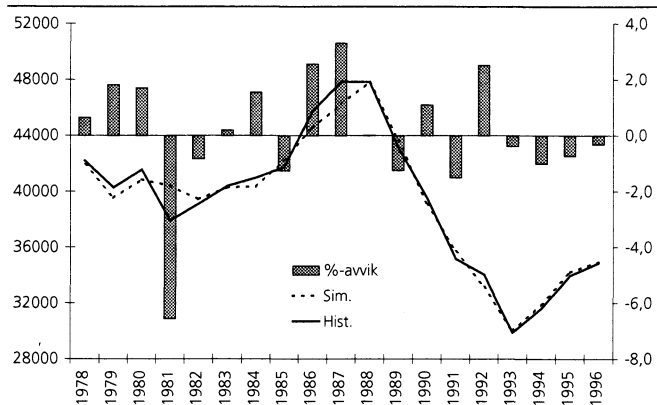
Figur D7. Skip og oljeplattformer



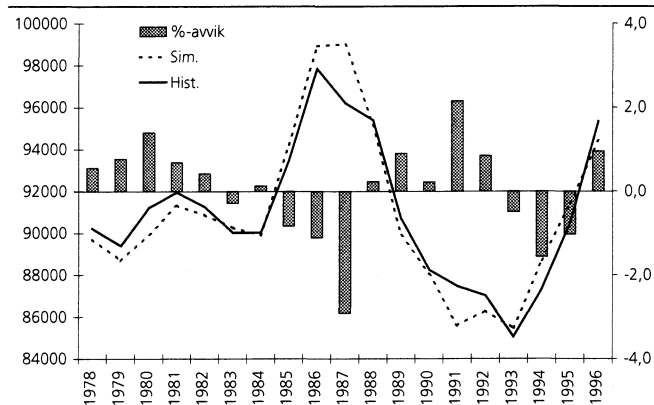
Figur D11. Innenlands samferdsel



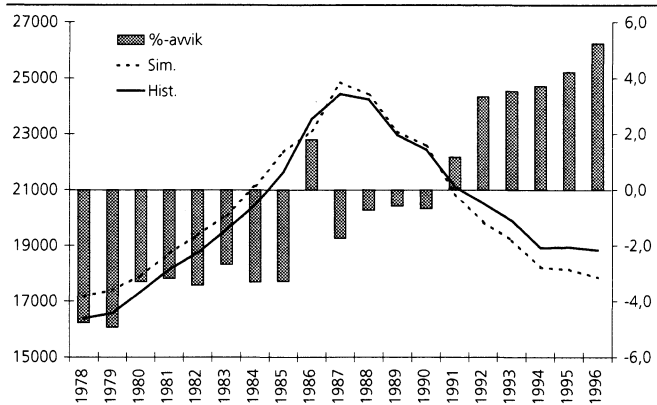
Figur D8. Bygg og anlegg



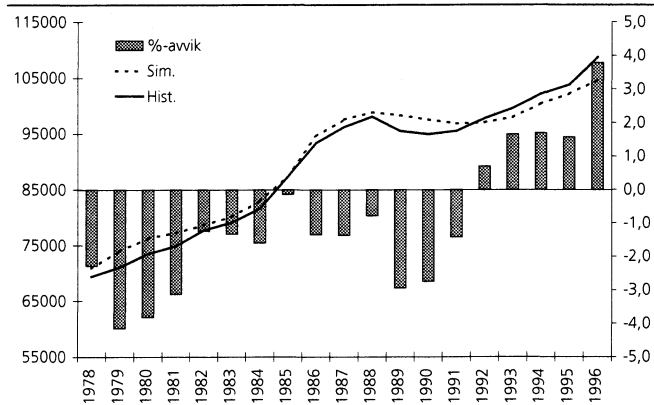
Figur D12. Varehandel



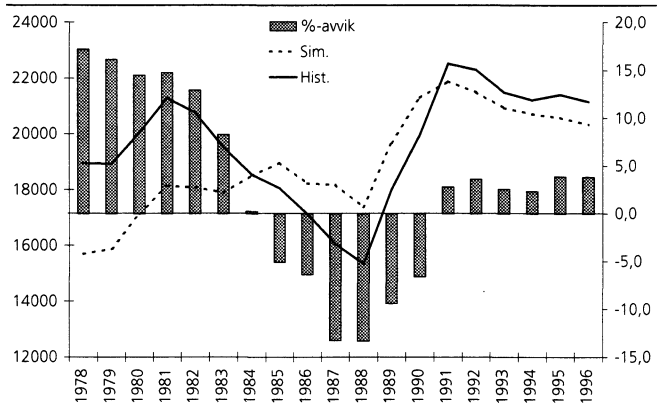
Figur D9. Bank og forsikring



Figur D13. Annen privat tjenesteprod.



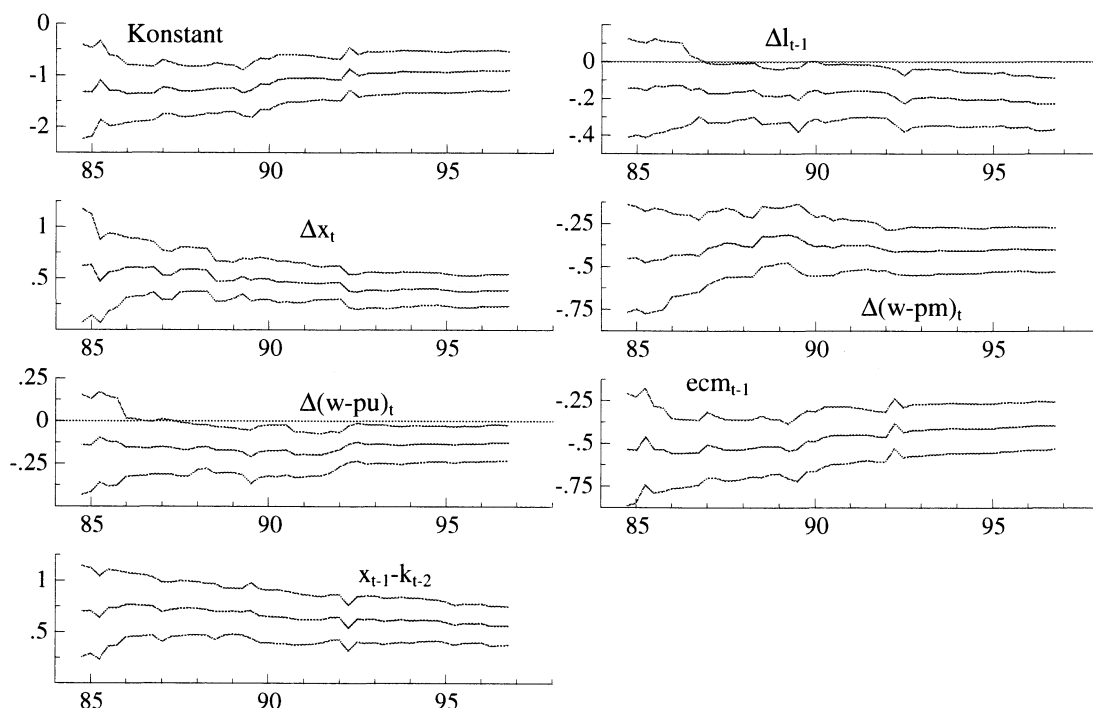
Figur D10. Utenriks sjøfart



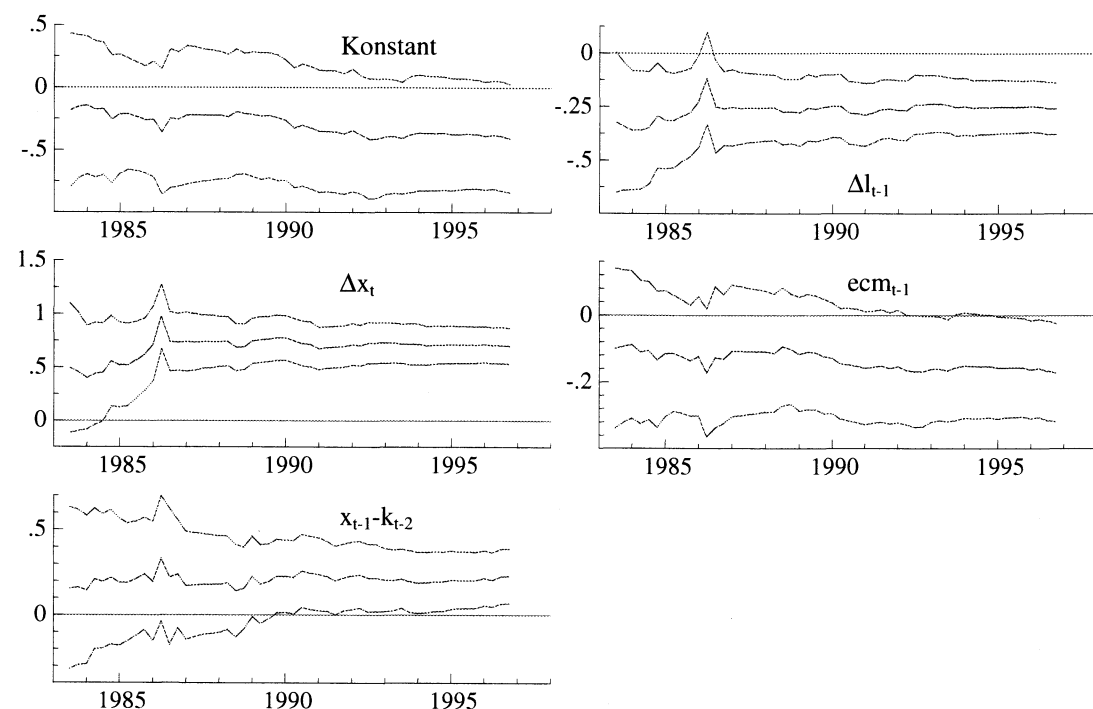
## Rekursiv estimering av arbeidskraftrelasjonene

I det følgende vises plott fra den rekursive estimeringen av de foretrukne modellene for arbeidskraft. De rekursive estimatene er vist med  $\pm 2$  standardavvik over perioden 1985-1996.

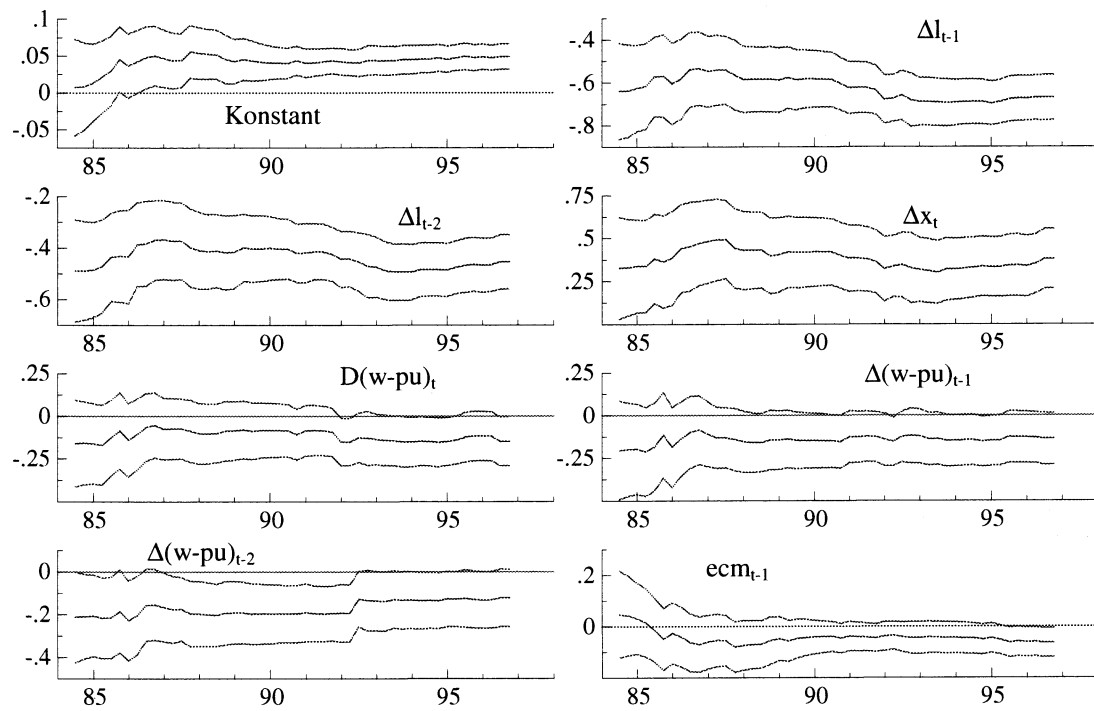
Figur E1. Konsumvarer



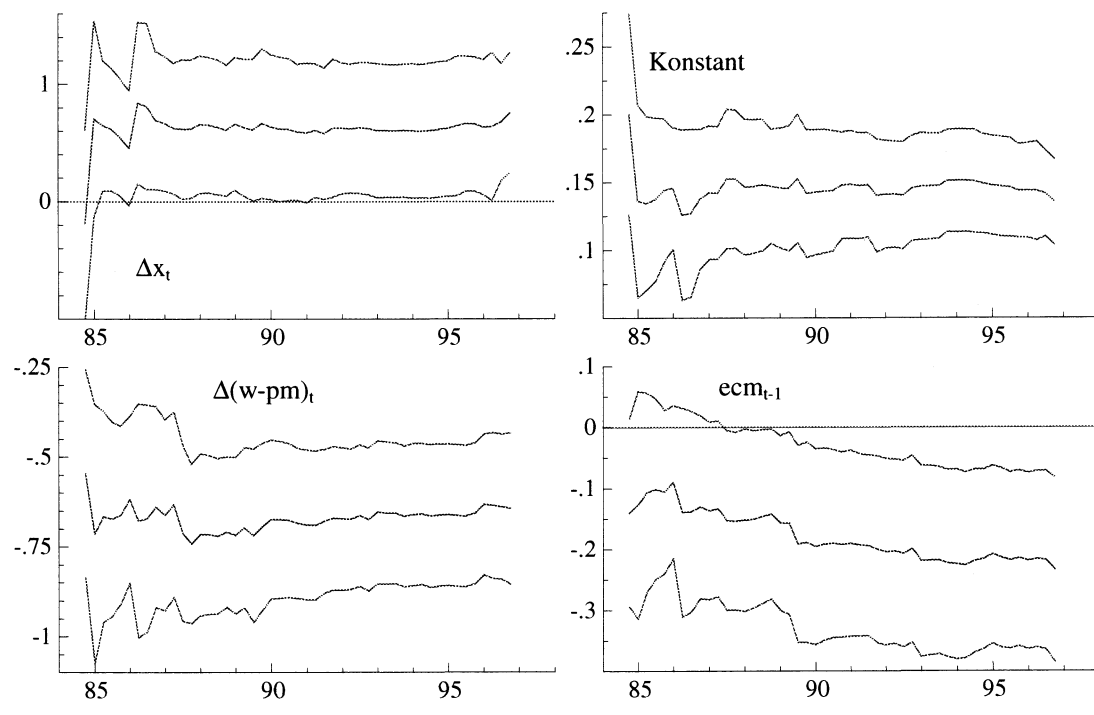
Figur E2. Vareinnsats og investeringsprod.



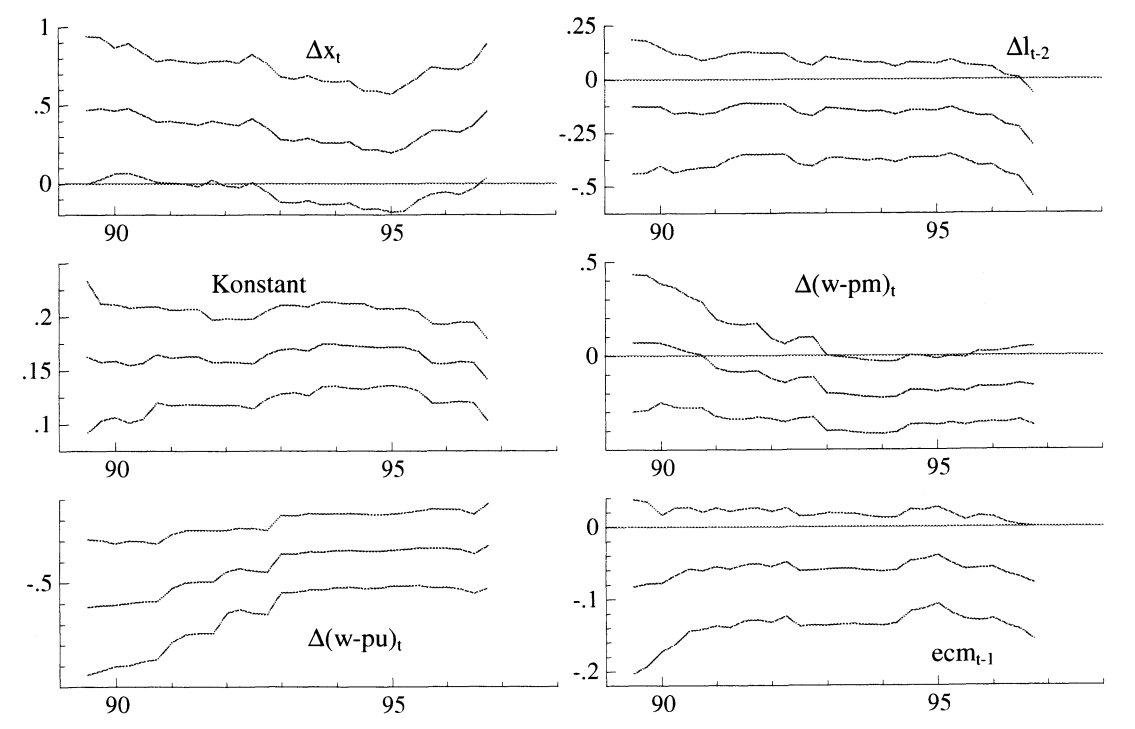
Figur E3. Treforedling



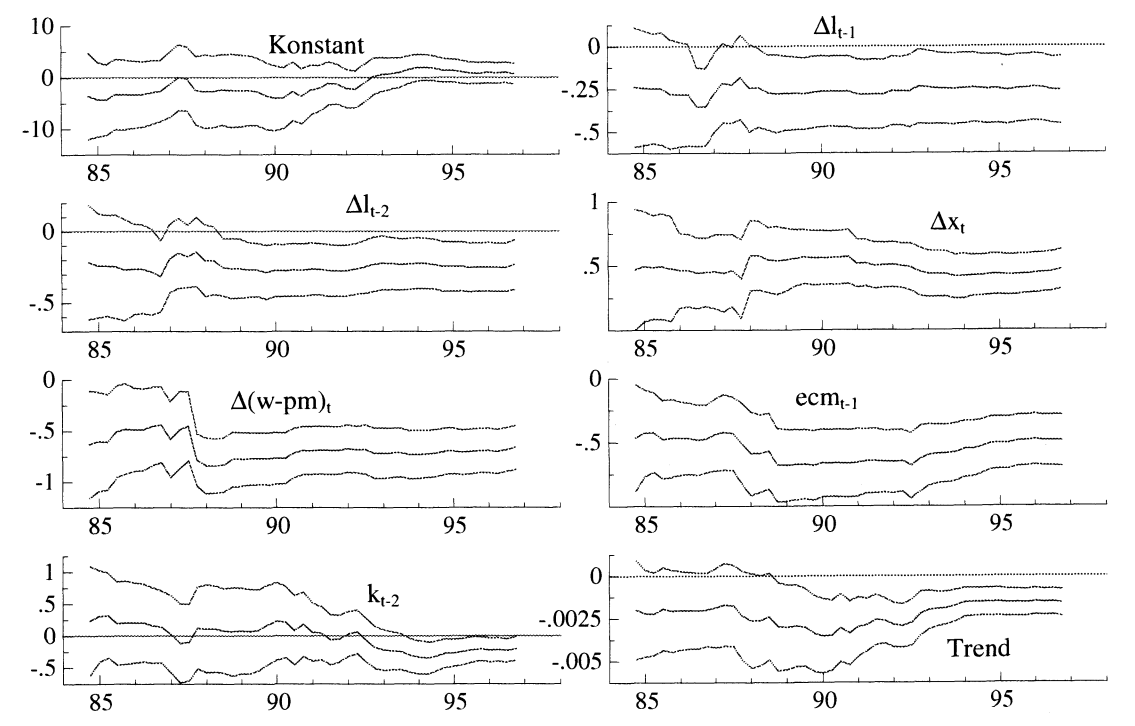
Figur E4. Kjemiske råvarer



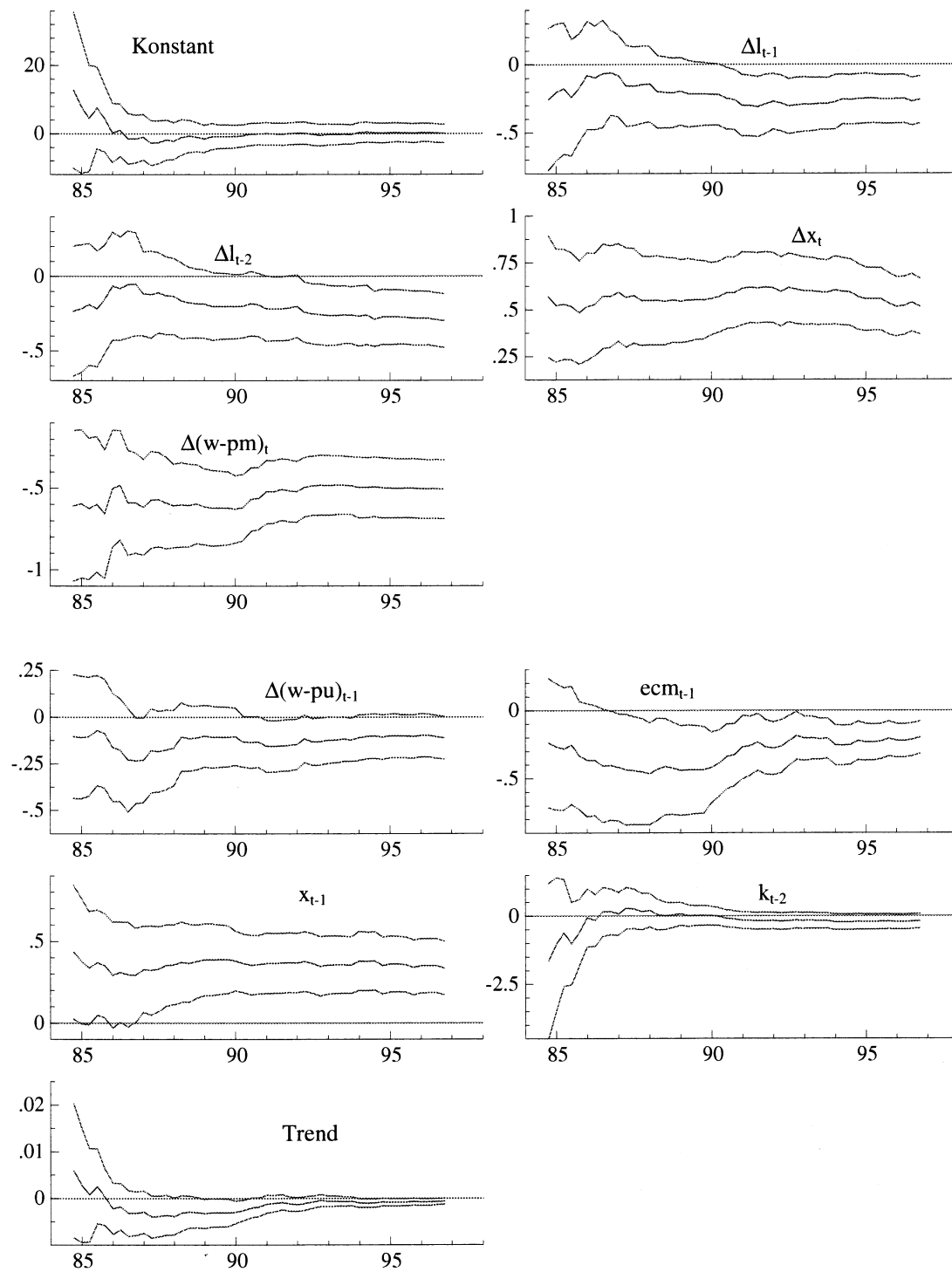
Figur E5. Metaller



Figur E6. Verkstedsprodukter

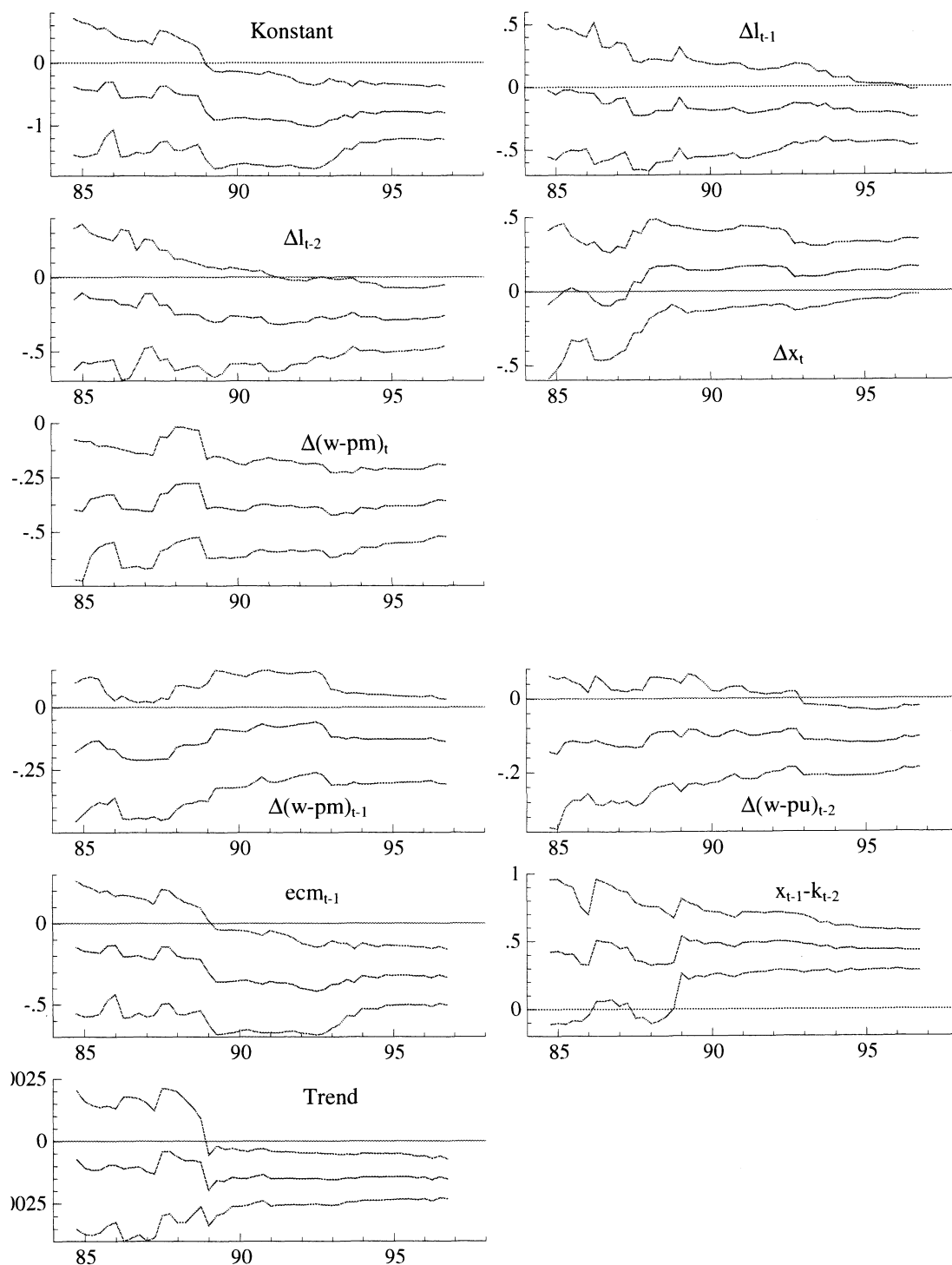


Figur E7. Skip og oljeplattformer

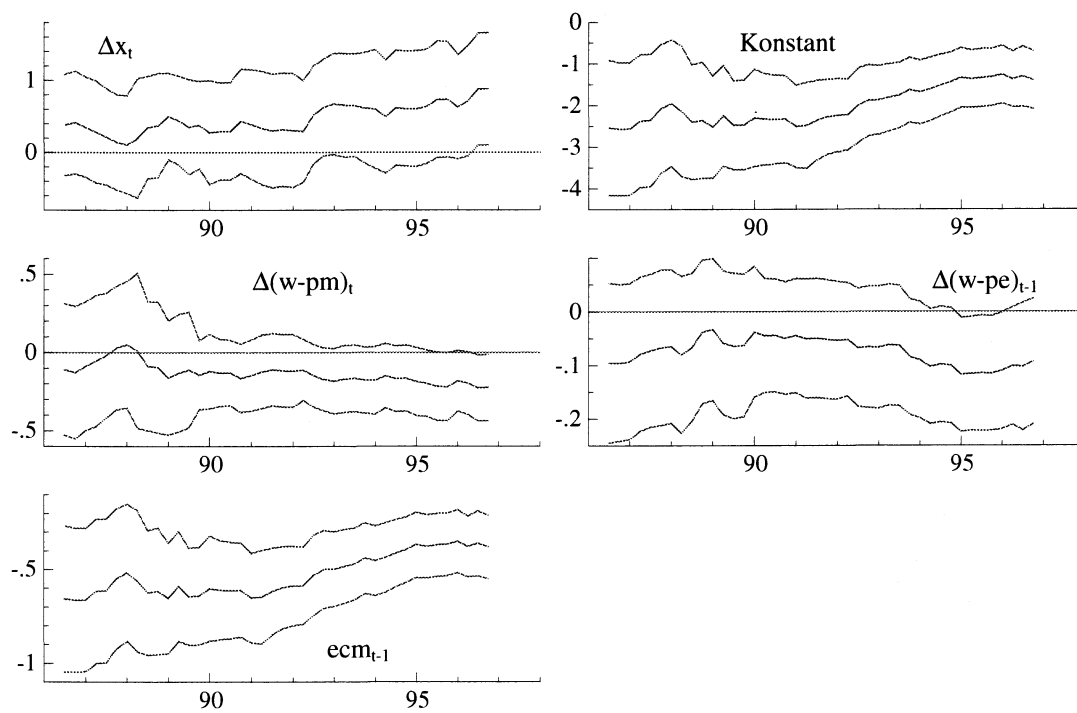




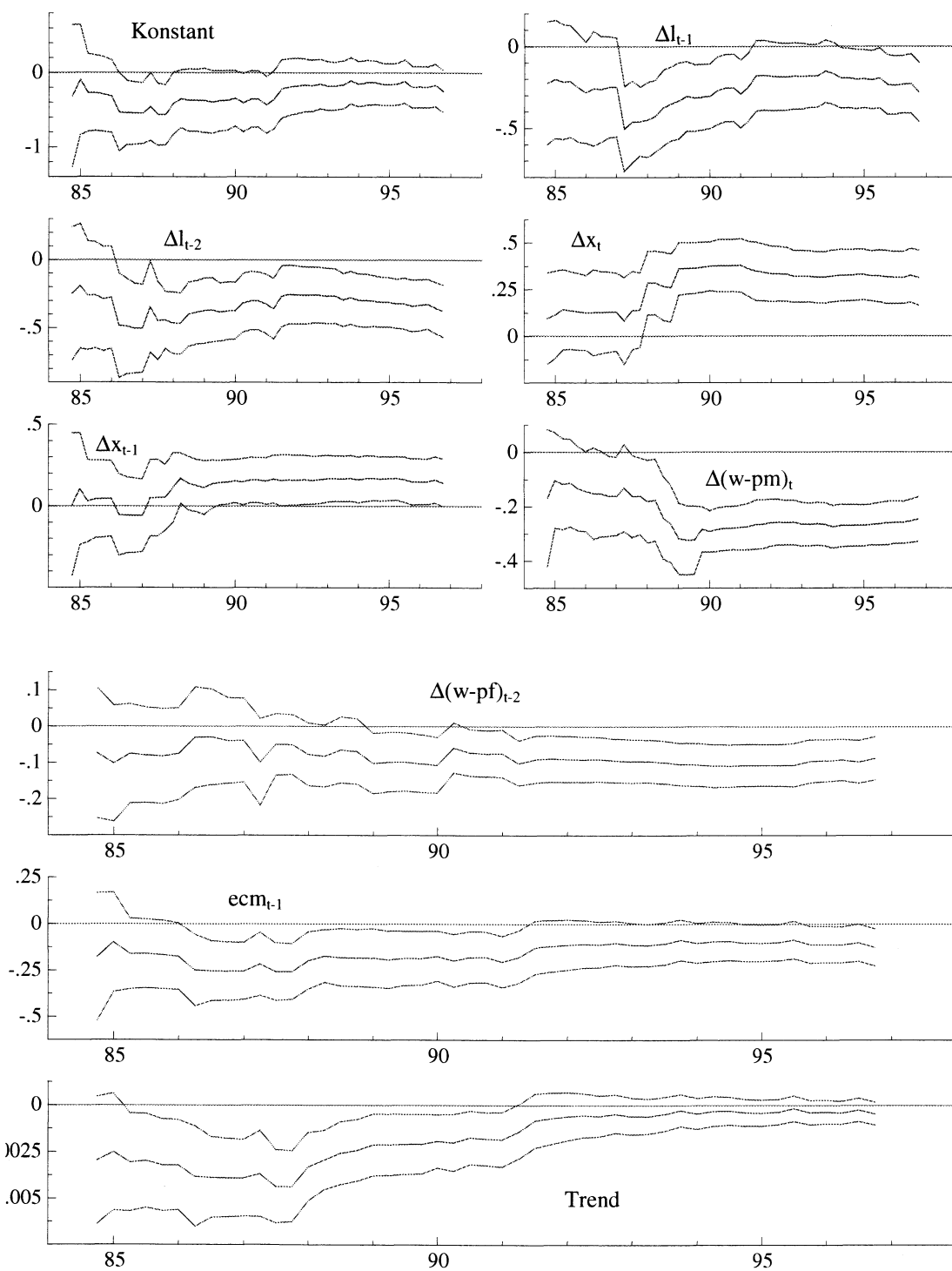
Figur E8. Bygg og anlegg



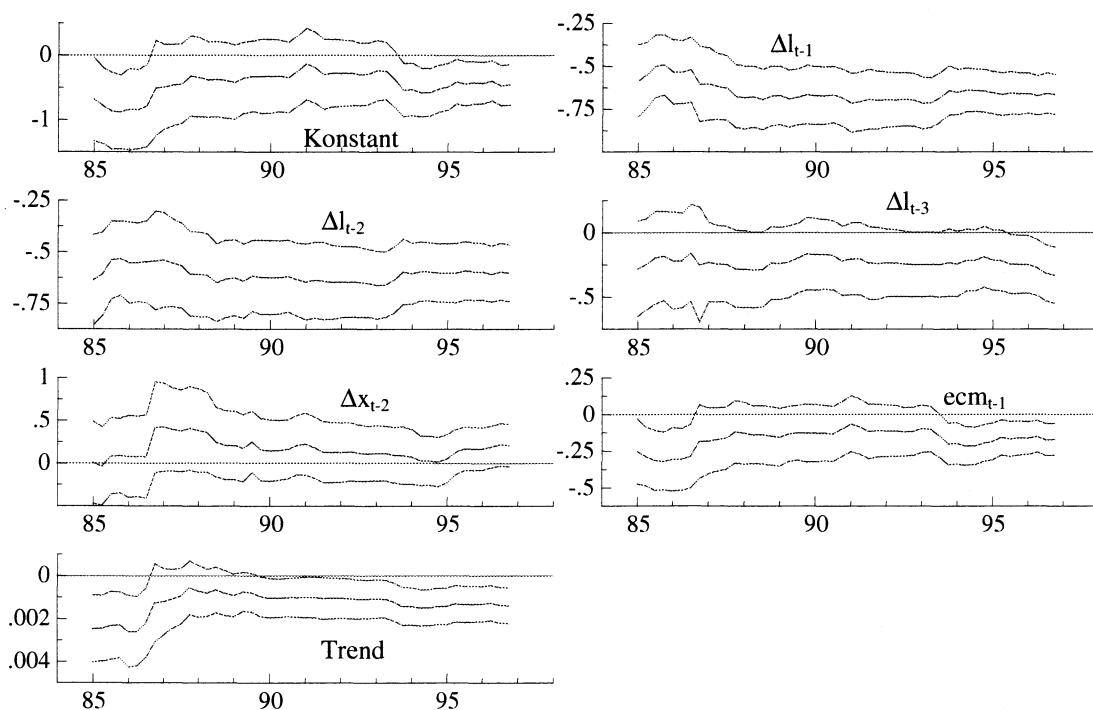
Figur E9. Bank og forsikring



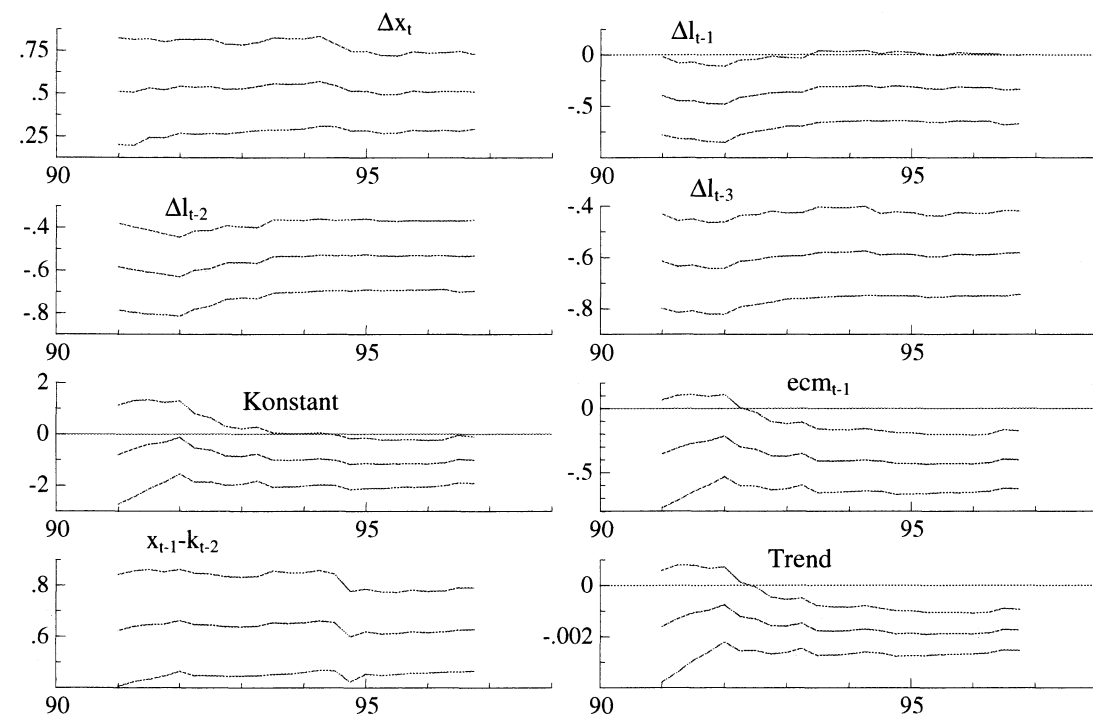
Figur E10. Utenriks sjøfart



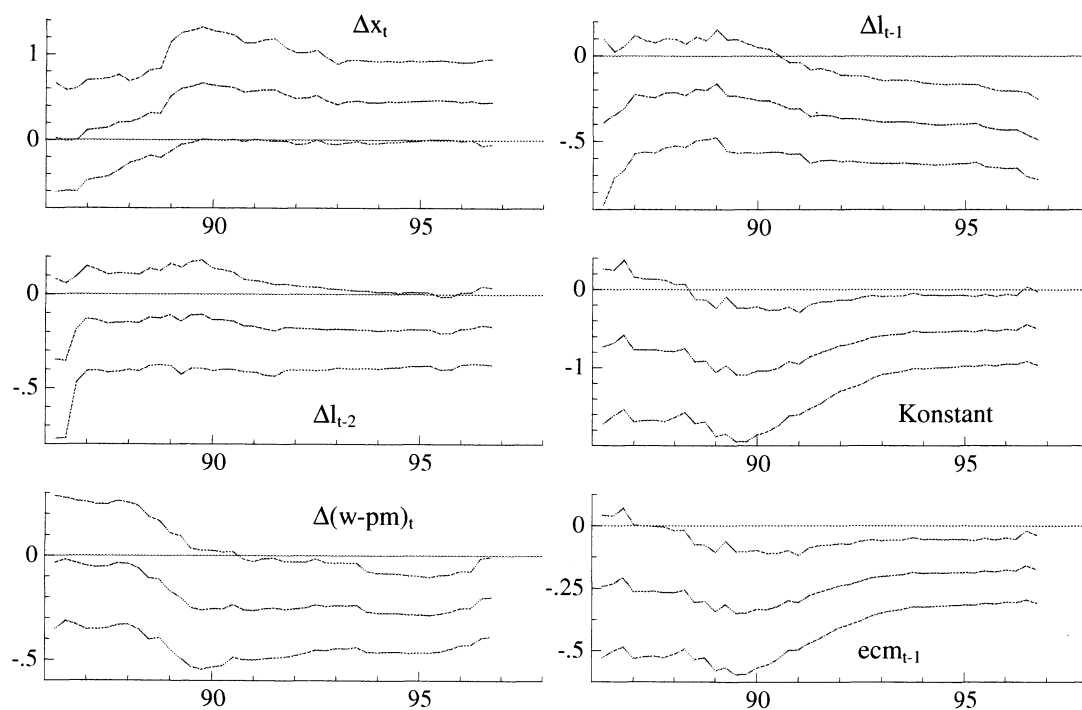
Figur E11. Innenlands samferdsel



Figur E12. Varehandel



Figur E13. Annen privat tjenesteprod.



## Skiftanalyser for arbeidskraft

Tabellene under viser de avledede interimmultiplikatorene for arbeidskraft ved permanente skift i henholdsvis produksjon, lønnskostnad per time og realkapital. Multiplikatorene er beregnet som den

prosentvise forskjellen mellom simulert verdi når høyresidevariablene utsettes for skift og simulert verdi uten skift.

**Tabell F1. Skiftanalyse arbeidskraft. Én prosent økning i produksjonen. Prosent**

Næring	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Konsumvarer	0,38	0,72	0,93	1,08	1,35	1,42	1,43	1,43
Vareinnsats og inv. prod.	0,70	0,72	0,87	0,91	1,10	1,26	1,31	1,34
Treforedling	0,38	0,16	0,19	0,32	0,33	0,48	0,58	0,80
Kjemiske råvarer	0,75	0,81	0,86	0,89	0,96	1,00	1,00	1,00
Metaller	0,46	0,51	0,40	0,44	0,58	0,74	0,84	0,96
Verkstedsprodukter	0,47	0,60	0,65	0,78	0,94	1,00	1,00	1,00
Skip og oljeplattformer	0,52	0,62	0,66	0,82	1,18	1,51	1,63	1,70
Bygg og anlegg	0,16	0,50	0,64	0,73	1,07	1,26	1,29	1,30
Bank og forsikring	0,88	0,93	0,96	0,97	1,00	1,00	1,00	1,00
Utenriks sjøfart	0,31	0,46	0,37	0,42	0,59	0,77	0,88	0,98
Innenlands samferdsel	0,00	0,17	0,41	0,25	0,43	0,67	0,81	0,96
Varehandel	0,51	0,76	0,73	0,64	1,03	1,41	1,54	1,56
Annen privat tjenesteprod.	0,45	0,33	0,43	0,50	0,66	0,86	0,94	1,00
Sum næringer	0,42	0,54	0,61	0,63	0,86	1,06	1,14	1,18

**Tabell F2. Skiftanalyse arbeidskraft. Én prosent økning i lønnskostnad per time. Prosent**

Næring	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Konsumvarer	-0,53	-0,53	-0,65	-0,70	-0,80	-0,83	-0,83	-0,83
Vareinnsats og inv. prod.	0,00	-0,12	-0,30	-0,32	-0,49	-0,63	-0,67	-0,69
Treforedling	-0,15	-0,21	-0,24	-0,22	-0,30	-0,40	-0,49	-0,65
Kjemiske råvarer	-0,64	-0,68	-0,71	-0,73	-0,78	-0,81	-0,81	-0,81
Metaller	-0,48	-0,51	-0,38	-0,41	-0,52	-0,63	-0,69	-0,78
Verkstedsprodukter	-0,66	-0,48	-0,45	-0,60	-0,63	-0,65	-0,65	-0,65
Skip og oljeplattformer	-0,50	-0,51	-0,39	-0,48	-0,57	-0,64	-0,67	-0,69
Bygg og anlegg	-0,36	-0,53	-0,56	-0,56	-0,66	-0,70	-0,71	-0,71
Bank og forsikring	-0,22	-0,41	-0,44	-0,45	-0,48	-0,48	-0,48	-0,48
Utenriks sjøfart	-0,25	-0,25	-0,31	-0,35	-0,46	-0,61	-0,69	-0,77
Innenlands samferdsel	0,00	-0,10	-0,12	-0,13	-0,23	-0,37	-0,45	-0,55
Varehandel	0,00	-0,20	-0,25	-0,22	-0,35	-0,47	-0,49	-0,49
Annen privat tjenesteprod.	-0,20	-0,16	-0,21	-0,25	-0,35	-0,45	-0,50	-0,53
Sum næringer	-0,21	-0,28	-0,33	-0,35	-0,46	-0,55	-0,58	-0,60

Tabell F3. Skiftanalyse arbeidskraft. Én prosents økning i realkapitalen. Prosent

Næring	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Konsumvarer	0,00	0,00	-0,17	-0,23	-0,38	-0,42	-0,42	-0,43
Vareinnsats og inv. prod.	0,00	0,00	-0,06	-0,09	-0,20	-0,29	-0,33	-0,34
Treforedling	0,00	0,00	-0,02	-0,02	-0,05	-0,10	-0,14	-0,22
Kjemiske råvarer	0,00	0,00	-0,07	-0,12	-0,24	-0,29	-0,30	-0,30
Metaller	0,00	0,00	-0,02	-0,04	-0,10	-0,17	-0,22	-0,28
Verkstedprodukter	0,00	0,00	-0,20	-0,25	-0,36	-0,41	-0,41	-0,41
Skip og oljeplattformer	0,00	0,00	-0,19	-0,29	-0,54	-0,79	-0,89	-0,93
Bygg og anlegg	0,00	0,00	-0,10	-0,14	-0,22	-0,28	-0,29	-0,30
Bank og forsikring	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Utenriks sjøfart	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Innenlands samferdsel	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Varehandel	0,00	0,00	-0,23	-0,28	-0,42	-0,52	-0,54	-0,56
Annen privat tjenesteprod.	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sum næringer	0,00	0,00	-0,10	-0,13	-0,21	-0,25	-0,25	-0,25

## Modeller for produktinnsats og energiinnsats

Tabell G1. Estimeringsresultater produktinnsats. Venstresidevariabel:  $\Delta(m-x)_t$ <sup>1</sup>

Variabel <sup>2</sup>	Næring						
	Konsumvarer	Vareinns., inv. prod.	Treforedling	Kjemiske råvarer	Metaller	Verkstedsprodukter	Skip og oljeplatt.
$\delta_0$	-0,027 † (0,017)	-0,085 (0,044)	0,025 (0,015)	0,020 † (0,015)	0,103 (0,031)	0,094 (0,018)	0,020 (0,012)
$\Delta(m-x)_{t-1}$	-	-	0,574 (0,082)	0,899 (0,065)	0,452 (0,095)	-	-
$\Delta(m-x)_{t-2}$	-	-0,205 (0,096)	-	-	0,196 (0,097)	-	-
$\Delta(m-x)_{t-3}$	-	-	-	-0,410 (0,065)	-	-	-
$\Delta(m-x)_{t-4}$	0,356 (0,084)	-	-0,189 (0,083)	-	-	-0,227 (0,089)	0,179 (0,092)
$\Delta(m-x)_{t-5}$	0,244 (0,063)	-	-	-	-	-	-
$\Delta(w-pm)_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	0,062
+ $\Delta(w-pm)_{t-2}$	-	-	-	-	-	-	(0,025)
$\Delta(w-pm)_{t-2}$	0,059 (0,014)	0,068 (0,025)	-	-	-	0,062 (0,025)	-
$\Delta(pu-pm)_{t-3}$	-	-	-	-	-	-	0,050 (0,029)
$\Delta(pu-pm)_{t-4}$	-	-	0,015 (0,008)	-	-	-	-
$ecm_{t-1}$	-0,033 (0,019)	-0,050 (0,025)	-0,015 (0,009)	-0,012 † (0,009)	-0,061 (0,018)	-0,046 (0,009)	-0,022 † (0,017)
sd1	-0,008 (0,002)	-0,006 (0,002)	-	-	-	-0,007 (0,002)	-0,014 (0,005)
sd2	-	-	-0,004 (0,001)	-0,004 (0,002)	-	0,004 (0,002)	-
Periode	79:3–96:4	78:4–96:4	79:2–96:4	79:1–96:4	78:4–96:4	79:2–96:4	79:2–96:4
Metode	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM
R <sup>2</sup>	0,796	0,435	0,633	0,770	0,574	0,580	0,508
SER	0,005	0,006	0,003	0,006	0,006	0,006	0,013
AR <sub>1-5</sub>	0,535	0,426	1,177	1,481	0,941	2,042	2,484 †
ARCH <sub>1-4</sub>	0,450	2,215	0,666	0,616	1,310	0,699	0,643
NORM	1,074	1,115	1,626	2,178	1,853	1,351	2,921
HET	1,440	2,963 †	1,057	1,494	0,609	1,697	1,043

<sup>1</sup> Standardavvik er i parentes. † indikerer et estimat som ikke er signifikant på minst 10 prosent nivå, mens ‡ indikerer en feilspesifikasjonstest som er signifikant på minst 5 prosent. MKM er minste kvadraters metode. <sup>2</sup> sd1 og sd2 er additive sesongdummier, R<sup>2</sup> er den multiple korrelasjonskoeffisienten, SER er regresjonens standardavvik, AR<sub>1-5</sub> er F-verdien til Harveys (1981) test for autokorrelasjon inntil femte orden i restleddet, ARCH<sub>1-4</sub> er F-verdien til Engles (1982) test for fjerde ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet, NORM er  $\chi^2$ -verdien til Doornik og Hansens (1994) test for normalfordelte restledd og HET er F-verdien til Whites (1980) test for heteroskedastisitet i restleddet. Se vedlegg B for informasjon om hvilke dummyvariable for "outliere" som er brukt i hver modell og vedlegg C for spesifikasjonen av  $ecm_{t-1}$ .



Tabell G1 (forts.). Estimeringsresultater produktinnsats<sup>1</sup>

Variabel <sup>2</sup>	Venstresidevariabel: $\Delta(m-x)_t$		Venstresidevariabel: $\Delta m_t$	Venstresidevariabel: $\Delta(m-x)_t$		
	Bygg og anlegg	Bank og forsikring <sup>3</sup>	Utenriks sjøfart <sup>3</sup>	Innenlands samferdsel	Varehandel	Annen priv. tjenesteprod.
$\delta_0$	-0,081 (0,044)	-0,524 † (0,347)	-0,074 † (0,059)	-0,125 (0,050)	-0,141 (0,027)	-0,193 (0,106)
$\Delta m_{t-4}$	–	–	-0,127 (0,073)	–	–	–
$\Delta x_t$	–	–	0,475 (0,074)	–	–	–
$\Delta(m-x)_{t-1}$	0,136 (0,057)	-0,428 (0,116)	–	-0,497 (0,095)	0,571 (0,072)	–
$\Delta(m-x)_{t-2}$	–	-0,294 (0,121)	–	-0,345 (0,097)	–	0,316 (0,073)
$\Delta(m-x)_{t-3}$	–	-0,208 (0,116)	–	–	–	-0,343 (0,073)
$\Delta(w-pm)_t$	–	–	0,094 (0,039)	–	–	–
$ecm_{t-1}$	-0,041 (0,022)	-0,155 (0,085)	-0,070 (0,036)	-0,045 (0,019)	-0,055 (0,011)	-0,062 (0,033)
sd1	–	-0,124 (0,037)	-0,071 (0,014)	–	–	-0,011 (0,003)
sd2	–	-0,050 (0,024)	–	0,023 (0,008)	–	–
sd3	–	-0,172 (0,036)	-0,057 (0,014)	0,018 (0,008)	–	–
Periode	79:1–96:4	79:1–96:4	79:2–96:4	78:4–96:4	78:3–96:4	79:1–96:4
Metode	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM
R <sup>2</sup>	0,791	0,806	0,758	0,560	0,693	0,752
SER	0,006	0,062	0,041	0,026	0,005	0,010
AR <sub>1-5</sub>	15,815 †	1,384	1,580	1,828	1,941	2,471 †
ARCH <sub>1-4</sub>	1,553	0,946	0,627	0,650	0,377	0,174
NORM	0,650	2,148	1,255	1,316	5,388	5,831
HET	2,904 †	1,137	0,583	0,777	1,239	1,075

<sup>1</sup> Standardavvik er i parentes. † indikerer et estimat som ikke er signifikant på minst 10 prosent nivå, mens ‡ indikerer en feilspesifikasjonstest som er signifikant på minst 5 prosent. MKM er minste kvadraters metode. <sup>2</sup> sd1, sd2 og sd3 er additive sesongdummyer, R<sup>2</sup> er den multiple korrelasjonskoeffisienten, SER er regresjonens standardavvik, AR<sub>1-5</sub> er F-verdien til Harveys (1981) test for autokorrelasjon inntil femte orden i restleddet, ARCH<sub>1-4</sub> er F-verdien til Engles (1982) test for fjerde ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet, NORM er  $\chi^2$ -verdien til Doornik og Hansens (1994) test for normalfordelte restledd og HET er F-verdien til Whites (1980) test for heteroskedastisitet i restleddet. Se vedlegg B for informasjon om hvilke dummyvariable for "outliere" som er brukt i hver modell og vedlegg C for spesifikasjonen av  $ecm_{t-1}$ . <sup>3</sup> Olje benyttes som eneste energiinnsats (pu=pf). <sup>4</sup> Elektrisitet benyttes som eneste energiinnsats (pu=pe).

Tabell G2. Estimeringsresultater energiinnsats. Venstresidevariabel:  $\Delta(u-x)_t^1$

Variabel <sup>2</sup>	Næring						
	Konsumvarer	Vareinns., inv. prod.	Treforedling	Kjemiske råvarer	Metaller	Verkstedsprodukter	Skip og oljeplatt.
$\mu_0$	-0,287 (0,127)	-0,983 (0,168)	-0,045 (0,015)	-0,047 (0,009)	-0,009 (0,005)	-0,092 (0,027)	-0,099 (0,055)
$\Delta(u-x)_{t-1}$	0,232 (0,086)	0,474 (0,081)	0,923 (0,098)	0,557 (0,056)	0,303 (0,077)	-	0,278 (0,097)
$\Delta(u-x)_{t-2}$	-0,218 (0,101)	0,189 (0,091)	-0,230 (0,099)	-	-	-	-
$\Delta(u-x)_{t-3}$	-	-	-	-	-0,136 (0,077)	-	-0,230 (0,098)
$\Delta(u-x)_{t-4}$	-	-	-	-	0,170 (0,086)	-	-
$\Delta(u-x)_{t-1} - \Delta(u-x)_{t-4}$	-	-	-	-	-	0,619 (0,041)	-
$\Delta(w-pu)_{t-1}$	-	-	0,040 (0,024)	-	-	-	-
$\Delta(pm-pu)_t$	-	-	-	-	0,072 (0,034)	0,066 (0,032)	0,195 (0,069)
$ecm_{t-1}$	-0,055 (0,026)	-0,193 (0,033)	-0,055 (0,018)	-0,071 (0,015)	-0,031 (0,014)	-0,053 (0,013)	-0,027 (0,014)
Trend	-	-0,0008 (0,0002)	-	-0,0004 (0,0001)	-	-	-
sd1	0,071 (0,011)	-	-	-	-0,014 (0,005)	-	-
sd2	0,034 (0,012)	0,036 (0,006)	-	-	-	-	-
Periode	78:4-96:4	78:4-96:4	78:4-96:4	78:3-96:4	79:2-96:4	79:2-96:4	79:1-96:4
Metode	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM
R <sup>2</sup>	0,709	0,660	0,775	0,861	0,666	0,850	0,414
SER	0,027	0,022	0,013	0,011	0,015	0,012	0,026
AR <sub>1,5</sub>	1,042	1,074	2,008	1,319	0,596	2,155	0,111
ARCH <sub>1,4</sub>	0,812	0,825	0,396	0,840	0,655	0,196	0,847
NORM	0,487	4,633	3,540	4,120	4,048	2,252	0,479
HET	1,202	0,566	1,467	1,254	1,395	0,728	1,665

<sup>1</sup> Standardavvik er i parentes. MKM er minste kvadraters metode. <sup>2</sup> sd1 og sd2 er additive sesongdummyer, R<sup>2</sup> er den multiple korrelasjonskoeffisienten, SER er regresjonens standardavvik, AR<sub>1,5</sub> er F-verdien til Harveys (1981) test for autokorrelasjon inntil femte orden i restleddet, ARCH<sub>1,4</sub> er F-verdien til Engles (1982) test for fjerde ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet, NORM er  $\chi^2$ -verdien til Doornik og Hansens (1994) test for normalfordelte restledd og HET er F-verdien til Whites (1980) test for heteroskedastisitet i restleddet. Se vedlegg B for informasjon om hvilke dummyvariable for "outliere" som er brukt i hver modell og vedlegg C for spesifikasjonen av  $ecm_{t-1}$ .

Tabell G2 (forts.). Estimeringsresultater energiinnsats<sup>1</sup>

Variabel <sup>2</sup>	Venstresidevariabel: $\Delta u_t$		Venstresidevariabel: $\Delta(u-x)_t$			
	Bygg og anlegg	Bank og forsikring <sup>3</sup>	Utenriks sjøfart <sup>3</sup>	Innenlands samferdsel	Varehandel	Annen priv. tjenesteprod.
$\mu_0$	-0,687 (0,322)	-1,662 (0,656)	-0,183 (0,083)	-0,242 (0,119)	-0,285 (0,084)	-1,548 (0,349)
$\Delta u_{t-4}$	0,570 (0,075)	-	-	-	-	-
$\Delta x_{t-4}$	0,647 (0,151)	-	-	-	-	-
$\Delta x_{t-7}$	-	0,532 (0,203)	-	-	-	-
$\Delta(u-x)_{t-1}$	-	-	-	0,192 (0,050)	0,430 (0,055)	0,224 (0,079)
$\Delta(u-x)_{t-3}$	-	-	-	-	-0,168 (0,044)	-
$\Delta(w-pu)_t$	-	-	-	-	0,045 (0,027)	-
$\Delta(pm-pu)_t$	-	-	-	0,288 (0,042)	-	0,319 (0,082)
$ecm_{t-1}$	-0,129 (0,057)	-0,204 (0,073)	-0,062 (0,029)	-0,049 (0,025)	-0,051 (0,015)	-0,220 (0,052)
Trend	-0,003 (0,001)	0,004 (0,001)	-0,0009 (0,0004)	-0,0007 (0,0003)	-	-
sd1	-	-0,245 (0,022)	-	0,045 (0,010)	-	0,042 (0,017)
sd2	-	-0,063 (0,022)	-	-	-	0,082 (0,015)
sd3	-	-0,270 (0,023)	-	-	-	0,151 (0,013)
Periode	79:2–96:4	80:1–96:4	78:3–96:4	78:3–96:4	79:1–96:4	78:3–96:4
Metode	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM	MKM
R <sup>2</sup>	0,805	0,854	0,413	0,847	0,890	0,841
SER	0,101	0,059	0,033	0,034	0,013	0,034
AR <sub>1,5</sub>	1,828	0,694	0,758	0,879	1,923	1,078
ARCH <sub>1,4</sub>	1,536	0,799	0,524	0,269	1,960	0,600
NORM	2,057	4,178	1,939	0,071	1,143	2,563
HET	1,723	0,785	1,805	0,510	1,145	0,349

<sup>1</sup> Standardavvik er i parentes. MKM er minste kvadraters metode. <sup>2</sup> sd1, sd2 og sd3 er additive sesongdummier, R<sup>2</sup> er den multiple korrelasjonskoeffisienten, SER er regresjonens standardavvik, AR<sub>1,5</sub> er F-verdien til Harveys (1981) test for autokorrelasjon inntil femte orden i restleddet, ARCH<sub>1,4</sub> er F-verdien til Engles (1982) test for fjerde ordens autoregressiv betinget heteroskedastisitet, NORM er  $\chi^2$ -verdien til Doornik og Hansens (1994) test for normalfordelte restledd og HET er F-verdien til Whites (1980) test for heteroskedastisitet i restleddet. Se vedlegg B for informasjon om hvilke dummyvariable for "outliere" som er brukt i hver modell og vedlegg C for spesifikasjonen av  $ecm_{t-1}$ . <sup>3</sup> Olje benyttes som eneste energiinnsats (pu=pf). <sup>4</sup> Elektrisitet benyttes som eneste energiinnsats (pu=pe).

## **Tidligere utgitt på emneområdet**

*Previously issued on the subject*

### **Notater**

95/31 Naug, B.E. (1995): Etterspørsel etter arbeidskraft – en litteraturoversikt.

### **Rapporter (RAPP)**

83/29 Stølen, N.M. (1983): Etterspørsel etter arbeidskraft i norske industrinæringer.

### **Sosiale og økonomiske studier (SØS)**

85 Bowitz, E. og Å. Cappelen (1994): Prisdannelse og faktoretterspørsel i norske næringer.

**De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter***Recent publications in the series Reports*

Merverdiavgift på 23 prosent kommer i tillegg til prisene i denne oversikten hvis ikke annet er oppgitt

- 98/4 S. Mjelve: Økonomisk vekst og fordeling av inntekt i byene i Vest-Agder og Østfold, 1840-1990. 1998. 37s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4526-5
- 98/5 A.S. Bye og K. Mork: Resultatkontroll jordbruk 1998: Gjennomføring av tiltak mot forurensninger. 1998. 89s. 95 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4397-1
- 98/6 K.R. Gerdrup: Skattesystem og skattestatistikk i et historisk perspektiv. 1998. 59s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4531-1
- 98/7 E. Lofthus og Å. Osmunddalen: Innvandrere og sosialhjelp: Får mer fordi de trenger mer?. 1998. 32s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4533-8
- 98/8 A. Langørgen og R. Aaberge: Gruppering av kommuner etter folkemengde og økonomiske rammebetingelser. 1998. 60s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4535-4
- 98/9 A. Thomassen og R. Jensen: Kvadratmeterpriser for skolebygg. 1998. 24s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4539-7
- 98/10 K. Ibenholt og H. Wiig: Massebalanse i den makroøkonomiske modellen MSG-EE. 1998. 49s. 110 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4541-9
- 98/11 H. Bild, J.E. Finnvold, K.K. Lie, R. Nordhagen og A. Schjalm: Hvordan møter småbarnsfamiliene helsetjenesten? 1998. 99s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4550-8
- 98/12 D. Roll-Hansen: Informasjonsteknologi i lærerutdanninga. 1998. 56s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4554-0
- 98/13 A. Langørgen: Virkninger av lokalt bosettingsmønster på kostnader i kommunal tjenesteyting. 1998. 32s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4555-9
- 98/14 Ø. Landfald og M. Bråthen: Evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak: Dokumentasjon og analyse. 1998. 53s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4561-3
- 98/15 T.I. Tysse og N. Keilman: Utvandring blant innvandrere 1975-1995. 1998. 160s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4581-8
- 98/16 S. Blom: Levekår blant ikke-vestlige innvandrere i Norge. 1998. 81s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4582-6
- 98/17 J. Epland: Endringer i fordelingen av husholdningsinntekt 1986-1996. 1998. 65s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4584-2
- 98/18 K. Lund: Inntektsfordelinga i den norske landbruksbefolkninga og fordelingseffektar av direkte støtteordningar. 1998. 46s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4585-0
- 98/19 H.K. Reppen: Bruk av folkebibliotek 1998. 1998. 46s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4586-9
- 98/20 Ø. Landfald og M. Bråthen: Registerbasert evaluering av ordinære arbeidsmarkedstiltak 1996: Overgang til jobb og utdanning. 1998. 48s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4596-6
- 98/21 J. Møen: Produktivitetsutviklingen i norsk industri 1980-1990 - en analyse av dynamikken basert på mikrodata. 1998. 85s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4597-4
- 98/22 K. Flugsrud og G. Haakonsen: Utslipp til luft fra utenlandske skip i norske farvann 1996 og 1997. 1998. 37s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4599-0
- 98/23 E. Nørgaard: The Norwegian Balance of Payments: Sources and methods. 1998. 72s. 115 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4600-8
- 98/24 H. Hungnes: Imperfeksjoner i kapital-markedet. 1998. 37s. 100 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4602-4
- 98/25 T. Løwe: Levekår i landbruket: En studie av landbruksbefolkningens levekår. 1998. 181s. 220 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4603-2
- 99/1 A.C. Hansen: Fremskrivning av støybelastning for veitrafikk. 1999. 31s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4659-8
- 99/2 T.W. Bersvendsen, J.L. Hass, K. Mork og B.H. Strand: Ressursinnsats, utslipp og rensing i den kommunale avløpssektoren, 1997. 1999. 71s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4663-6

**B**

Returadresse:  
Statistisk sentralbyrå  
Postboks 8131 Dep.  
N-0033 Oslo

Publikasjonen kan bestilles fra:

Statistisk sentralbyrå  
Salg-og abonnementservice  
N-2225 Kongsvinger

Telefon: 62 88 55 00  
Telefaks: 62 88 55 95  
E-post: salg-abonnement@ssb.no

*eller:*  
Akademika – avdeling for  
offentlige publikasjoner  
Møllergt. 17  
Postboks 8134 Dep.  
N-0033 Oslo

Telefon: 22 11 67 70  
Telefaks: 22 42 05 51

ISBN 82-537-4665-2  
ISSN 0806-2056

Pris kr 140,00 inkl. mva.



**Statistisk sentralbyrå**  
Statistics Norway