

Bjørn E. Naug

**Importandelene for industri-
varer: En økonometrisk analyse
på norske data**

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.

Reports

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 2000
Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen,
vennligst oppgi Statistisk sentralbyrå som kilde.

ISBN 82-537- 4786-1
ISSN 0806-2056

Emnegruppe
09.05 Utenrikshandel

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Statistisk sentralbyrå

Standardtegn i tabeller	Symbols in tables	Symbol
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Tall kan ikke offentliggjøres	Not for publication	: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

Bjørn E. Naug

Importandelene for industrivarer: En økonometrisk analyse på norske data

Rapporter 2000/6 • Statistisk sentralbyrå 2000

I denne rapporten estimeres importandelsfunksjoner for fem industrivarer: Verkstedprodukter, Drikkevarer og tobakk, Tekstil- og bekledningsvarer, Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og samlevaren Diverse industriprodukter (øvrige industrivarer med norsk produksjon, eksklusive skip, råvarer og oljeplattformer). Importandelene for disse varene økte sterkt over estimeringsperioden 1969-1994. Vi finner at økningen primært avspeiler økt internasjonal spesialisering og at norsk industri har tapt prismessig konkurransevne på hjemmemarkedet. En svekkelse av norske bedrifters ikke-prismessige konkurransevne (NBIPK), modellert med stokastiske trender, kan forklare en mindre del av veksten i importandelene. Analysen indikerer likevel at endringer i NBIPK har gitt markert importandelsvariasjon for Verkstedprodukter og Tekstil- og bekledningsvarer. For Verkstedprodukter ser det ut til at NBIPK avhenger positivt av bedriftenes kostnadmessige konkurransevne. Importandelene for alle varene øker med norske bedrifters kapasitetsutnyttelse (*ceteris paribus*). For Tekstil- og bekledningsvarer øker dessuten importandelen med den innenlandske anvendelsen av varen.

Innhold

1. Innledning.....	7
2. Økonomiske og økonometriske betraktninger	9
2.1. Teoretisk bakgrunn og operasjonalisering av forklaringsfaktorer	9
2.2. Økonometrisk spesifisering og modelleringsprosedyre.....	11
3. Data	13
4. Hovedtrekk ved estimeringsresultatene	17
4.1. Relative priser	17
4.2. Innenlandsk anvendelse og internasjonal spesialisering	18
4.3. Ikke-prismessig konkurranseevne.....	19
5. Dokumentasjon av estimerte likninger.....	23
5.1. Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	24
5.2. Drikkevarer og tobakk	24
5.3. Tekstil- og bekledningsvarer	28
5.4. Diverse industriprodukter.....	29
5.5. Verkstedprodukter.....	31
6. Avslutning	33
Referanser.....	34
Vedlegg: Konstruksjon av indikatorer for kapasitetsutnyttning	38
Tidligere utgitt på emneområdet	39
De sist utgitte publikasjonene i serien Rapporter	40

1. Innledning*

Importandelene for industrivarer har økt betydelig de siste 30-40 årene. Denne studien analyserer årsaker til økningen og om/hvordan importandelene avhenger av faktorer som:

- relative priser mellom importerte og norske produkter
- den internasjonale spesialiseringen i produksjon av industrivarer
- innenlandsk etterspørsel
- norske bedrifters ikke-prismessige konkurransevne (NBIPK), dvs. bedriftenes evne til å konkurrere på produktkvalitet, leveringssikkerhet og andre ikke-prismessige forhold

Faktorene a)-d) inkorporeres i importandelslikninger som estimeres over perioden 1969-1994.¹ Med utgangspunkt i de estimerte likningene, evaluerer vi effektene av a)-d) og deres bidrag til importandelsutviklingen.

En rekke studier har estimert disaggregerte importandelsmodeller på norske data; se Frenger (1980), Stølen (1983), Reymert (1984), Svendsen (1990) og Naug (1994). I tillegg har Naug (1999) modellert den samlede importandelen for industrivarer eksklusive skip, råvarer, oljeplattformer og ikke-konkurrerende import. Vår motivasjon for å forske ytterligere på dette feltet, er at de nevnte studiene har svakheter eller begrensninger:

- Frenger (1980) og Reymert (1984) tester ikke for effekter av b)-d).
- Stølen (1983) og Svendsen (1990) tester ikke for effekter av c), og tilnærmer (implisitt) virkninger av b) og d) med en deterministisk trend. Denne

tilnærmingen er restriktiv, og gir ikke mulighet til å diskriminere mellom de to faktorene. Dessuten kan trenden fange opp etterspørselseffekter.

- Naug (1994) benytter også en lineær trend til å fange opp virkninger av b) og d). Studien tester imidlertid for effekter av etterspørsel og *syklisk* variasjon i NBIPK. Denne variasjonen modelleres med kapasitetsutnyttelsen i norsk produksjon.
- Naug (1999) modellerer ikke trendmessige endringer i NBIPK. Studien benytter imidlertid en tolkbar spesialiseringsproxy (forholdet mellom industrieksport og industriproduksjon i OECD-land), og tester for effekter av priser, etterspørsel og kapasitetsutnyttelse.
- Analysen i Naug (1999) gir ikke informasjon om forskjeller mellom varer, informasjon som er viktig for en del politikkanalyser. Dessuten kan aggregeringen føre til at prisfølsomheten blir undervurdert. Dette har sammenheng med at den estimerte prisfølsomheten avhenger av utviklingen i relative priser for alle varene i det modellerte aggregatet: Det er sannsynlig at den relative prisvariasjonen er svakere desto sterkere prisfølsomheten er, slik varene med svakest prisfølsomhet får sterkest innflytelse på den samlede utviklingen i relative priser (og dermed på den estimerte prisfølsomheten). (Se Orcutt 1950, side 125.)

I denne studien søker vi å utvide og forbedre analysen i Naug (1999) på to punkter. For det første modellerer vi trendmessig variasjon i NBIPK med *stokastiske* trender (jf. Harvey 1989; Anderton 1992). Dermed åpner vi for at NBIPK kan ha blitt trendmessig svekket i enkelte perioder og trendmessig styrket i andre perioder. For det andre er varen som ble modellert i Naug (1999) splittet opp i fem delvarer: Verkstedprodukter, Drikkevarer og tobakk, Tekstil- og bekledningsvarer, Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og samlevaren Diverse industriprodukter.

Vi finner at importandelsøkningen primært avspeiler økt internasjonal spesialisering og at norske bedrifter har tapt prismessig konkurransevne på hjemmemarkedet. En svekkelse av NBIPK kan forklare en mindre del av veksten i importandelene. Resultatene

* Forfatteren takker spesielt Knut Moum og Ragnar Nymoen for kommentarer til tidligere versjoner av rapporten. Arvid Raknerud, Terje Skjerpen og Anderes R. Swensen takkes for nyttige innspill og kommentarer til avsnitt 2.2. I tillegg takkes Tom A. Johansson, Finansdepartementet, som har tilrettelagt data benyttet i avsnitt 4.3. Forfatteren er ansvarlig for gjenstående feil og svakheter. Analysen er utført ved bruk av STAMP 5.0 (jf. Koopman mfl. 1995).

¹ Dataseriene hentes fra det gamle nasjonalregnskapet, som gir tall t.o.m. 1994. Det nye nasjonalregnskapet inneholdt ikke lange tidsserier da estimeringen ble utført.

tilsier likevel at trendmessige endringer i NBIPK har gitt markert importandelsvariasjon for Verkstedprodukter og Tekstil- og bekledningsvarer. For Verkstedprodukter ser det ut til at NBIPK avhenger positivt av bedriftenes kostnadmessige konkurransevne. Importandelene for alle varene øker med norske bedrifters kapasitetsutnyttelse (*ceteris paribus*). For Tekstil- og bekledningsvarer øker dessuten importandelen med den innenlandske anvendelsen av varen. Vi rapporterer svakere priseffekter enn Naug (1994), men de samlede pris-, spesialiserings- og etterspørsels-effektene avviker lite fra hva som ble funnet i Naug (1999).

2. Økonomiske og økonometriske betraktninger

Dette avsnittet gjør rede for analysens teorigrunnlag (avsnitt 2.1), operasjonaliseringen av forklaringsfaktorer (avsnitt 2.1) og økonometriske problemstillinger (avsnitt 2.2).

2.1. Teoretisk bakgrunn og operasjonalisering av forklaringsfaktorer

I tråd med tidligere studier, antar vi at det er imperfekt substitusjon mellom importerte og konkurrerende norske produkter. Videre antar vi at norske og importerte varianter av en vare utgjør en separabel gruppe i aktørenes nytte- og produktfunksjoner, at denne gruppen kan representeres ved en ikke-homotetisk CES-funksjon (Sato 1975, 1977), og at aktørene maksimerer sin nytte/profitt. Disse antakelsene, sammen med betraktninger i avsnitt 1, leder fram til en langsiktig etterspørselsrelasjon av typen:

$$(2.1) \quad \log(HI) = \mu + \sigma \log(RP) + \delta_1 \log(Z) + \delta_2 \log(S) + \delta_3 f(NBIPK^*),$$

hvor:

- \log = den naturlige logaritmen;
 HI = H/I , hvor H er norske produsenters hjemmeleveranser og I er konkurrerende import (inklusive toll) av en vare, begge målt i faste priser;
 RP = PI/PH , hvor PI og PH er prisene på henholdsvis I og H ;
 Z = $H+I$ = samlet innenlandsk anvendelse av varen;
 S = proxy for internasjonal spesialisering, gitt ved forholdet mellom industrieksport og industriproduksjon i OECD land (jf. van Bergeijk og Mensink 1997);
 $NBIPK^*$ = indikatorer for NBIPK;
 μ, σ og δ_i = konstante parametre, $i = 1, 2, 3$.

Definisjonene av HI og Z gir følgende sammenheng mellom HI og importandelen IMP :

$$(2.2) \quad IMP \equiv \left(\frac{I}{I+H} \right) \equiv \left(\frac{1}{1+HI} \right).$$

Den siste delen av (2.2) viser at (2.1) oppfylder data-restriksjonen $0 \leq IMP \leq 1$ automatisk (jf. også Wallis 1987).² Dette er ikke tilfelle for modeller med IMP eller $\log(IMP)$ som venstresidevariabel.³ Siden IMP er nær null eller én for flere av de modellerte varene, pålegger vi at $0 \leq IMP \leq 1$ skal gjelde globalt.

I (2.1) har σ , δ_1 og δ_2 tolkning som elastisiteter. Spesielt er σ substitusjonselastisiteten mellom H og I , dvs. σ angir den prosentvise endringen i HI når RP øker partielt og permanent med én prosent. Elastisiteten er differensen mellom de partielle elastisitetene av H og I med hensyn på RP . Disse elastisitetene er henholdsvis $\sigma \cdot IMP$ og $-\sigma \cdot (1 - IMP)$, jf. Aurikko (1985a).

Fortegnet på anvendelsesparameteren δ_1 er ubestemt fra standard konsumentteori. Parameteren er imidlertid negativ under "variety"-hypotesen til Barker (1977). Hypotesen bygger på at (i) konsumentene etterspør flere varianter av et produkt når de får økt inntekt; (ii) innenlandske bedrifter tilbyr et begrenset antall produktvarianter; og (iii) disse variantene utgjør en betydelig del av konsumentenes "minsteforbruk". Med mindre importen er regulert, vil da importandelene øke med inntekten/konsumet.⁴ "Variety"-hypotesen får støtte i en rekke økonometriske studier.⁵ Den støttes imidlertid ikke av aggregerte importstudier som åpner for spesialiseringseffekter: De fleste av disse studiene finner at importen øker proporsjonalt med innenlandsk etterspørsel på lang sikt.⁶ Dersom et slikt resultat holder

² IMP påvirkes mindre av regressorskift desto høyere $|IMP - 0,5|$ er; og effekten går mot null når IMP går mot null eller én.

³ AIDS-modellen (Deaton og Muellbauer 1980) er en slik modell. Denne modellen er benyttet i enkelte importstudier, se Anderton mfl. (1992), Sedgley og Smith (1994) og Marquez (1999). Gregory (1971), Barker (1977, 1979), Aurikko (1985a) og Lächler (1985) estimerer varianter av (2.1).

⁴ En alternativ hypotese impliserer at IMP øker hvis antallet utenlandske produktvarianter øker relativt til antall varianter produsert innenlands (se Dixit og Stiglitz 1977). Økninger i dette forholdet kan tolkes som at NBIPK svekkes, se nedenfor.

⁵ Se f.eks. studiene av G5-landenes import i Thursby og Thursby (1984) og Asseery og Peel (1991).

⁶ Se Beenstock og Warburton (1982), Anderton mfl. (1992), Sedgley og Smith (1994), Temple og Urga (1997) og Neudorfer mfl. (1990).

tilnærmedesvis for de fleste viktige land, noe vi antar, er S lite influert av etterspørselsforhold. Hvis derimot "variety"-hypotesen gjelder internasjonalt, øker S med etterspørselen i utlandet.

S er altså ment å forklare økning i IMP som reflekterer en *tilbudsdrivet* vekst i internasjonal handel. Denne veksten kan henføres til flere forhold. For det første har handelsliberaliseringer og bedret transportteknologi gitt lavere reelle handelskostnader over tid.⁷ Dette har redusert rp og derigjennom hi , men også S kan fange opp handelskostnadseffekter i (2.1): Dersom en vare ikke importeres i utgangspunktet, kan reduserte handelskostnader gi import av varen uten at rp endres. For det andre har reduksjoner i en del ikke-tariffære handelshindringer ført til økt handel for gitte handelskostnader. Endelig er naturlige handelsbarrierer redusert som følge av utviklingen innen informasjons- og kommunikasjonsteknologi. Spesielt har denne utviklingen, kombinert med de øvrige tilbudsfaktorene, bidratt til at varer i økende grad produseres i flere trinn i ulike land; se f.eks. Krugman (1995) og bilaget om internasjonal økonomi i *The Economist* 28. september 1996.

Spesialiseringprosessen medfører at norsk industri får bedre konkurransevne på eksportmarkedet og svakere konkurransevne på hjemmemarkedet. NBIPK avhenger imidlertid også av forhold som i begrenset/ingen grad reflekteres i S : kvalitet, design, teknisk spesifisering, produktspekter, omstillingsevne, markedsføring, kundeoppfølging, leveringstider og -sikkerhet samt særnorske/varespesifikke handelshindringer. Vi prøver å fange opp slike forhold med en stokastisk trend (Harvey 1989; Harvey og Shepard 1993) og industriens kapasitetsutnyttelse CU . Flere importstudier har benyttet kapasitetsutnyttingsvariable;⁸ men, såvidt vi vet, har ingen studier estimert importlikninger med stokastiske trender.⁹ Dersom trendformuleringen er adekvat, innebærer den at estimatene kan bli skjeve dersom trenden utelates eller spesifiseres deterministisk; jf. resultatene i Harvey mfl. (1986) og Anderton (1992).

CU approksimerer de elementene av NBIPK som avhenger av innenlandske kapasitetsskranker. Slike skranker virker kun gjennom RP under nyklassisk teori, men i praksis har prissetterere ufullstendig informasjon om produktmarkedet og virkningene av prisendringer.

De kan da velge å justere prisene tregt ved ulike sjokk,¹⁰ slik at markedet delvis klarer ved endringer i NBIPK (jf. Carlton 1989). Spesielt kan økt omfang av flaskehals fører til lengre leveringstider, redusert markedsføringsaktivitet, mindre søking etter nye ordre og svekket evne til å møte kompliserte kundekrav. Dette må igjen antas å gi redusert etterspørsel etter hjemmeproduerte varer og økt etterspørsel etter konkurrerende import (se spesielt Gregory 1971).¹¹ For å ta hensyn til at CU -endringer virker sterkere på NBIPK desto høyere CU er, benytter vi spesifiseringen $\log(1 - CU)$. Denne variabelen måler graden av ledig kapasitet.¹²

Som et alternativ til å benytte en trend, kunne vi modellert den produktrelaterede variasjonen i NBIPK med variable for patentering og utgifter til FoU.¹³ Slike variable har vært benyttet i handelsstudier på paneldata.¹⁴ For en del sektorer er det imidlertid vanskelig å knytte produktutviklingen til patenter og FoU-utlegg (Fagerberg 1988, side 364; 1996, side 45). Dessuten resulterer ikke alle FoU-investeringer i nye, konkurransedyktige, produkter/produktvarianter. Patenterings-tall er bedre enn FoU-tall i så måte, men de gir kun informasjon om *antallet* patenter (dvs. alle patenter teller likt i statistikken).

Et ytterligere alternativ ville være å la regresjonsparametrene variere, da disse også reflekterer NBIPK.¹⁵ Spesielt er det nærliggende å la reduserte handels-

¹⁰ Se Greenwald og Stiglitz (1989) og Andersen (1994, kapittel 6). Eventuelle menykostnader kan forsterke prisrigiditeten.

¹¹ Vi ser bort fra flaskehals i utenlandsk produksjon.

¹² Såvidt vi vet, har ingen importstudier benyttet utnyttingsvariable på formen $\log(1 - CU)$. Hoel og Nymo (1988) inkluderer imidlertid slike variable i prisligninger.

¹³ I tillegg kunne vi benyttet dummyvariable til å modellere endringer i særnorske/varespesifikke handelshindringer. Slike endringer kan imidlertid påvirke HI gjennom en lang og komplisert prosess; jf. Melchior (1993, side 62).

¹⁴ Se Fagerberg (1988), Amendola mfl. (1993), Buxton mfl. (1994), Magnier og Toujas-Bernate (1994), Amable og Verspagen (1995), Greenhalgh mfl. (1996), Moreno (1997), Carlin mfl. (1997) og Anderton (1999a). Tre av disse studiene estimerer importmodeller: Fagerberg (1988) finner signifikante effekter av patentering og FoU-utgifter i en importandelslikning for 15 OECD land (estimert over perioden 1960-1983); Anderton (1999a) estimerer tilsvarende effekter for den tyske og britiske importen av industrivarer; og Buxton mfl. (1994) finner signifikante FoU-effekter på industriimporten i Storbritannia. I tillegg rapporterer Swann mfl. (1996) og Temple og Urga (1997) effekter av industrielle standarder på britisk industriimport. Greenhalgh (1990), Greenhalgh mfl. (1994) og Anderton (1999b) inkluderer teknologivariable i likninger estimert på rene (britiske) tidsrekke-data. Den sistnevnte studien finner signifikante effekter av FoU og patentering i disaggregerte importrelasjoner; Greenhalgh (1990) benytter survey-data for innovasjoner i nettoeksportlikninger; og Greenhalgh mfl. (1994) inkluderer innovasjons- og patenteringsvariable i modeller for eksport, nettoeksport og importandeler. Survey-data for innovasjoner er hverken tilgjengelige for norsk eller utenlandsk industri over en lang periode.

¹⁵ I prinsippet kunne vi benyttet *både* stokastiske regresjonsparametre og en stokastisk trend. Dette ville imidlertid gitt få frihetsgrader ved estimeringen og (sannsynligvis) problemer med å identifisere de ulike effektene av NBIPK. Det er ikke mulig å spesifisere stokastiske regresjonsparametre i STAMP 5.0.

⁷ Nedgangen i reelle transportkostnader er dokumentert av van Bergeijk og Mensink (1997); se også *The Economist* 15. november 1997 (sidene 89-90) og kommentarene til Cooper og Srinivasan i Krugman (1995).

⁸ Se Whitley (1979), Aurikko (1985a, 1985b), Cuthbertson (1985), Goldstein and Khan (1985), Carone (1996), Anderton mfl. (1992), Sedgley og Smith (1994), Temple og Urga (1997) og artiklene i Drèze og Bean (1990).

⁹ Anderton (1992) inkluderer imidlertid stokastiske trender i likninger for britisk industrieksport. Vår trendtolkning er inspirert av Andertons studie.

barrierer føre til økt substitusjon (høyere σ) og mer inntektselastisk importterspørsel (lavere δ_i). Det er imidlertid sannsynlig at norsk industri møter dette ved å øke markedsføringen og produktutviklingen, noe som forventes å gi lavere σ og høyere δ_i ; se Normann (1986, side 235), Krugman (1989) og vår omtale av "variety"-hypotesen. Vi antar at de motstridende effektene er like sterke, men tester for parameterstabilitet i avsnitt 5. De foretrukne likningene har, med ett unntak som diskuteres nedenfor, rimelig stabile koeffisienter.

2.2. Økonometrisk spesifisering og modelleringsprosedyre

Vi venter at hi justeres med tilpasningstreggheter, særlig ved prisendringer, som følge av vanedannelse, tilpasningskostnader, leverings-"lag", inngåtte kontrakter og ufullstendig informasjon. Likningene gis derfor en dynamisk utforming. Videre åpner vi for at det kan være separate korttidseffekter av pi og ph . Hovedbegrunnelsen for dette er at aktørene (som følge av informasjonskostnader) ikke følger alle relevante priser kontinuerlig, og at de derfor kan ha ulik informasjon om ulike priser. I så fall venter vi at hi tilpasses raskest til endringer i de prisene som er best kjent.

For hver vare tar vi utgangspunkt i en generalisert feiljusteringsmodell:

$$(2.3a) \quad \begin{aligned} \Delta hi_t &= \pi_1 \Delta pi_t + \pi_2 \Delta pi_{t-1} + \pi_3 \Delta ph_t + \pi_4 \Delta ph_{t-1} \\ &+ \pi_5 \Delta z_t + \pi_6 \Delta s_t + \pi_7 \Delta \log(1-CU)_t \\ &+ \gamma(hi_{t-1} - \sigma rp_{t-1} - \delta_1 z_{t-1} - \delta_2 s_{t-1} \\ &- \delta_3 \log(1-CU)_{t-1} - \frac{\alpha_t}{\gamma}) + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t &\sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad t = 1, \dots, T, \end{aligned}$$

$$(2.3b) \quad \alpha_t = \alpha_{t-1} + \beta + \eta_t, \quad \eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2),$$

hvor små bokstaver markerer log-transformerte variable, Δ betegner førstedifferensen av en variabel, fotskriften t står for år t , $\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_7, \gamma, \gamma\sigma, \gamma\delta_1, \gamma\delta_2$ og $\gamma\delta_3$ er regresjonsparametre, komponentene α_t og β er henholdsvis nivået og helningen på trenden, ε_t og η_t er stokastisk uavhengige restledd, og $NID(0, \sigma_i^2)$ betegner at restleddet i_t er uavhengig normalfordelt med forventning null og varians σ_i^2 ($i = \varepsilon, \eta$). Desto høyere σ_η^2 er, desto sterkere er den stokastiske trendvariasjonen. Trenden er en tilfeldig gang med drift så lenge $\sigma_\eta^2 > 0$.¹⁶

¹⁶ Vi kunne også spesifisert helningsparameteren β som en tilfeldig gang. Da ville imidlertid α_t vært I(2), og (2.3) ville vært ubalansert med mindre variable i (2.3) også var I(2) og kointegrerte med α_t . En slik forutsetning er neppe oppfylt, idet Dickey-Fuller tester indikerer at variablene i (2.3) er I(1) eller I(0) for alle varene. Alternativt kunne vi spesifisert helningsparameteren som en AR(1) prosess, men dette kunne lett gitt overparametriserte modeller. (For to av varene bryter STAMP sammen dersom vi utvider de foretrukne likningene med en

Hvis derimot $\sigma_\eta^2 = 0$, reduseres 2.3) til en vanlig (lineær) regresjonsmodell med en deterministisk trend ($\alpha_t = \alpha + \beta t$).

Uttrykket i parentesen i (2.3a) kan tolkes som et feiljusteringsledd selv om det inneholder en stokastisk trend (jf. Harvey 1989, side 373). Dette leddet består trolig av tre (uavhengige) stasjonære sammenhenger dersom $\sigma_\eta^2 > 0$. For det første er det rimelig å betrakte $\log(1 - CU)$ som en stasjonær variabel. For det andre antar vi, på bakgrunn av resultatene i Naug (1999), at hi_t kointegrerer med (rp_t, s_t, z_t) . I så fall må også α_t kointegrere med hi_t for at (2.3) skal være balansert med $\sigma_\eta^2 > 0$. Dette impliserer igjen at α_t kointegrerer med (rp_t, s_t, z_t) .¹⁷ En slik sammenheng er rimelig siden NBIPK kan avhenge av forhold som også reflekteres i høyresidevariablene. Spesielt kan både rp og NBIPK avhenge av bedriftenes kostnadsmessige konkurransevne; se avsnitt 4.3.2 for nærmere diskusjon. Dessuten kan både s og α_t reflektere antallet produktvarianter på verdensmarkedet (jf. Anderton 1999b, fotnote 12).

Som omtalt over, benytter vi programmet STAMP 5.0. Estimeringsmetoden i dette programmet er asymptotisk effisient dersom de benyttede regressorene er svakt eksogene. Metoden er *inkonsistent* dersom ikke alle regressorene er predeterminerte,¹⁸ dvs. dersom ε_t og/eller η_t er korrelert(e) med minst én av høyresidevariablene.¹⁹ Det er grunn til å tro at flere av regressorene i (2.3) er korrelerte med restleddene. Spesielt bestemmes hi_t, z_t og $\log(1 - CU)_t$ simultant. For å korrigere for denne simultaniteten, erstatter vi z_t og $\log(1 - CU)_t$ i (2.3) med redusert-form prediksjoner for disse variablene. Derne estimerer vi (2.3) som beskrevet nedenfor. En slik to-trinns metode gir, under visse betingelser, konsistente β - og regresjonsestimater dersom vi korrekt pålegger $\sigma_\eta^2 = 0$ (dvs. dersom vi

AR(1) helningsparameter. De tre øvrige likningene blir ikke forbedret hvis de generaliseres på denne måten.) Det er ikke mulig å modellere α_t som en stasjonær (autoregressiv) prosess i STAMP 5.0.

¹⁷ Harvey (1989, side 390) og Streibel og Harvey (1993) ser bort fra slik kointegrasjon, dvs. de antar at $\sigma_\eta^2 = 0$ dersom den modellerte nivåvariablen er I(1) og kointegrerer med regressorene. Flere publiserte likninger inneholder imidlertid en estimert stokastisk trend til tross for at de inkluderte nivåvariablene (høyst sannsynlig) er I(1) og kointegrerte. Spesielt gjelder dette feiljusteringsmodellene i Morana (2000) og eksportlikningen på side 26 i Anderton (1992). Basert på egne analyser av datasett i STAMP 5.0, finner vi også at det gjelder likningene estimert i Harvey og Durbin (1986, avsnitt 4.3), Harvey (1989, kapittel 7.5.1) og Koopman mfl. (1995, kapitlene 5.2 og 12.1).

¹⁸ Selv om en variabel er predeterminert, trenger den ikke være svakt eksogen for langtidsparemetrene (jf. Urbain 1992; Hendry 1995; Boswijk og Urbain 1997).

¹⁹ Det er utviklet konsistente estimeringsmetoder for modeller med endogene regressorer og stokastiske komponenter (jf. Harvey 1989, kapittel 7.8; Streibel og Harvey 1993; Harvey og Shepard 1993, avsnitt 5). Disse metodene er imidlertid, såvidt vi vet, ikke implementert i kommersielt tilgjengelig programvare.

estimerer en ordinær, velspesifisert, regresjonsmodell og pi_t , ph_t og s_t er predeterminerte.²⁰ I det generelle tilfellet derimot, får vi inkonsistente estimater for α_t , β og regresjonsparametrene. De avledede innovasjonene er gale enten $\sigma_\eta^2 = 0$ pålegges eller ikke, noe som gir skjeve testverdier og inkonsistente variansestimater.²¹ Disse forholdene taler imot å benytte to-trinns prosedyren. Vi formoder imidlertid at skjevheten er liten i de foretrukne likningene. For det første er z_t (etter testing) utelatt fra disse likningene. For det andre er det sterk korrelasjon mellom faktisk og predikert verdi av $\log(1 - CU)_t$ for de fleste varene.²² Dessuten er det sannsynlig at skjevheten blir større om vi enten pålegger $\sigma_\eta^2 = 0$ feilaktig, feilaktig utelater z_t og $\log(1 - CU)_t$, eller lar være å instrumenterer disse variablene.

Siden $\log(1 - CU)_t$ er korrelert med ε_t og η_t , er også pi_t og ph_t korrelerte med restleddene dersom variablene endres ved endringer i $\log(1 - CU)_t$. Dette er trolig tilfelle for flertallet av varene som modelleres her; jf. de aggregerte prislikningene i Bowitz og Cappelen (1994), Naug og Nymoen (1996) og Naug (1999). Vi må også anta at η_t er korrelert med s_t , pi_t og ph_t dersom α_t kointegrerer med (rp_t, s_t, z_t) .^{23 24} Til tross for disse simultanitetsproblemene, instrumenterer vi ikke s_t , pi_t og ph_t : Vi har ikke gode instrumenter for s_t , og vi finner at koeffisientene i de foretrukne spesifikasjonene ikke endres signifikant dersom prisvariablene instrumenteres.²⁵ Også her er det sannsynlig at simultanitets-skjevheten er mindre enn den utelatt-variabel skjevheten som oppstår hvis vi feilaktig pålegger $\sigma_\eta^2 = 0$.

I det følgende ser vi bort fra problemene beskrevet over, og behandler alle regressorene som om de var svakt eksogene. Modellen (2.3) estimeres i følgende trinn:²⁶

- Først anvendes Kalman-filteret på modellens tilstandsform. Betinget på σ_ε^2 og σ_η^2 , gir filteret estimater for $\alpha_3, \dots, \alpha_T, \beta$ og regresjonsparametrene, samt innovasjoner (ett-steg-*fram* prediksjonsfeil) med korresponderende varianser. Regresjons-estimaterne er generaliserte minste kvadraters (GLS) estimater.
- Innovasjonene og innovasjonsvariansene benyttes til å formulere prediksjonsfeil-dekomponeringen av sannsynlighetsfunksjonen. Sannsynlighetsmaksimerings- og GLS estimatorene for regresjonsparametrene er identiske når vi betinger på (estimater for) σ_ε^2 og σ_η^2 . GLS estimatorene fra a) benyttes derfor til å konsentrere ut regresjonsparametrene fra sannsynlighetsfunksjonen. Funksjonen konsentreres også med hensyn på den av σ_ε^2 og σ_η^2 som får høyest estimat.
- Dernest maksimeres funksjonen med hensyn på forholdet mellom den gjenværende variansen og den utkonsentrerte variansen. Under optimeringen kan imidlertid den relative variansen gå mot null, noe som kan gi treg konvergens. Programmet setter da den korresponderende teoretiske variansen lik null og fortsetter optimeringen med hensyn på den gjenværende variansen. Estimeringsprosedyren er ekvivalent med rekursiv minste kvadraters metode dersom $\sigma_\eta^2 = 0$ pålegges (Harvey 1989, side 386).
- Betinget på variansestimaterne, produserer Kalman-filteret GLS estimater for regresjonsparametrene og filtrerte estimater for $\alpha_3, \dots, \alpha_T$. Det filtrerte estimatet for α_t er det optimale α_t -estimatet basert på observasjonene t.o.m. år t .
- Til slutt benyttes en glattingsalgoritme til å beregne glattede komponentestimater. Det glattede estimatet for α_t er det optimale α_t -estimatet basert på *alle* observasjonene.

For hver av varene reduserer vi så (2.3) ved å pålegge forenkling restriksjoner som ikke forkastes på passende signifikansnivåer. Vi tester imidlertid ikke hypoteser om σ_ε^2 og σ_η^2 ut over det som følger av c), siden slik testing er komplisert (Harvey 1989, sidene 248-249). Avsnitt 4 rapporterer hovedresultatene fra analysen, og avsnitt 5 dokumenterer de foretrukne likningene.

²⁰ Estimaterne er inkonsistente dersom redusert-form likningene utelater variable som (a) påvirker de endogene regressorene, og (b) korrekt er inkludert som predeterminerte variable i importlikningen; se Cuthbertson mfl. (1992, sidene 44-45).

²¹ Se for eksempel Cuthbertson mfl. (1992, sidene 43-44 og 166). Vi kan i prinsippet beregne de korrekte innovasjonene, men dette er komplisert dersom σ_η^2 har et positivt estimat.

²² En regresjon mellom faktisk og predikert verdi av $\log(1 - CU)_t$ gir en R^2 på minst 0,80 for alle varene unntatt Tekstil- og bekledningsvarer (hvor R^2 er på 0,59).

²³ Selv om α_t ikke skulle kointegrere med (rp_t, s_t, z_t) , virker det restriktivt å anta at regressorene er ukorrelerte med (faktorene bak) trenden.

²⁴ Dessuten er ε_t korrelert med Δpi_t og Δph_t dersom aktørene handler ut fra modellbaserte forventninger om disse variablene (Hendry og Neale 1988). Naug (1999) finner imidlertid ikke støtte for at importandelene påvirkes av slike forventninger.

²⁵ Denne konklusjonen er basert på Hausman-tester i avsnitt 5. Forutsetningene for Hausman-testen er strengt tatt ikke oppfylt her.

²⁶ Prosedyren er beskrevet i Koopman mfl. (1995); se også Harvey (1989, kapitlene 3 og 7) og Cuthbertson mfl. (1992, kapittel 7).

3. Data

Den empiriske analysen benytter vareinndelingen i MODAG²⁷ og årstall for perioden 1967–1994. Siden (2.3a) inkluderer to "lag", er estimeringsperioden 1969–1994. Vi estimerer likninger for følgende MODAG-varer:²⁸

- Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter (0,24)
- Drikkevarer og tobakk (0,02)
- Tekstil- og bekledningsvarer (0,07)
- Diverse industriprodukter (trevarer, bergverksprodukter, grafiske produkter og kjemiske og mineralske produkter) (0,37)
- Verkstedprodukter (eksklusive skip og oljeplattformer) (0,30)

Tallene i parentes er de enkelte varenes andeler av den innenlandske anvendelsen av varene i 1994. Hvis ikke annet nevnes, er omtalte dataserier hentet fra nasjonalregnskapet.

Importen I og hjemmelieferansene H , definert som avviket mellom produksjon og eksport, måles i faste basispriser med 1991 som basisår.²⁹ De korresponderende deflatorene måler prisutviklingen for I og H , mens Z er summen av import og hjemmelieferanser. S er et veiet gjennomsnitt av forholdet mellom volumindekser for industrieksport og industriproduksjon i OECD-land (unntatt Norge, nye OECD-medlemmer og to land med begrenset datatilgjengelighet).³⁰ Denne variabelen økte med 157 prosent fra 1967 til 1994.

²⁷ MODAG er en makroøkonometrisk årmodell for norsk økonomi, se Cappelen (1992).

²⁸ Vi modellerer ikke importandelene for Metaller, Treforedlingsprodukter og Kjemiske råvarer, da (2.3) antakelig er en dårlig modell for disse varene (jf. Naug 1994, 1995).

²⁹ Fra et teoretisk synspunkt burde vi korrigert HI for reeksport og produksjon for lager. Dette er imidlertid ikke mulig med de data som er tilgjengelige.

³⁰ Hvert lands indekser inngår i S med en vekt lik landets verdiandel av vareeksporten fra landene (målt i dollar) over sampelet. Indeksen inkluderer serier for følgende land, med vekt i parentes: Kanada (0,063), USA (0,183), Japan (0,124), Østerrike (0,015), Belgia og Luxembourg (0,052), Finland (0,011), Frankrike (0,091), Tyskland (0,166), Hellas (0,004), Irland (0,008), Italia (0,067), Nederland (0,059), Portugal (0,005), Spania (0,019), Sverige (0,027), Sveits

Vi benytter to sett med kapasitetsutnyttingsvariable: MODAG-modellens modifiserte Wharton-indikatorer, betegnet CW ,³¹ og indikatorer basert på konjunkturbarometertall, CUK . For hver vare anvendes den av CW og CUK som, etter vanlige kriterier, gir den beste importandelsmodellen. Etersom varene Drikkevarer og tobakk, Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og Tekstil- og bekledningsvarer inngår i én produksjonssektor i MODAG, benyttes en felles Wharton-indikator for disse varene. Konstruksjonen av CUK -variablene er beskrevet i vedlegg A.

Figurene 3.1–3.5 gir et førsteinntrykk av hva som drev importandelsutviklingen over estimeringsperioden. I figurene plottes (hi, rp) , $(hi, -z)$, $(hi, -s)$ og (importandelen, eksportandelen i norsk produksjon) for de fem varene.³² Utviklingen i eksportandelen indikerer om økt spesialisering har bidratt mye eller lite til utviklingen i importandelen.

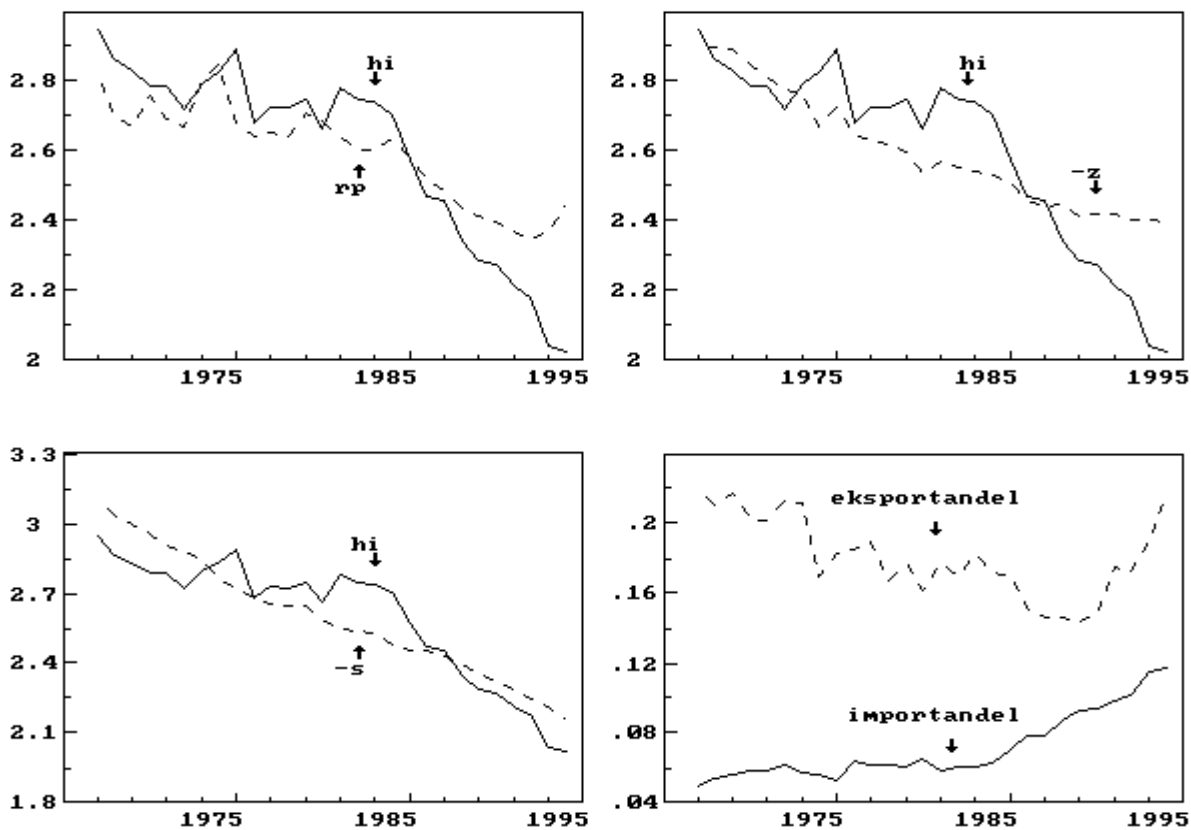
Som figurene 3.1–3.2 viser, økte importandelene for Drikkevarer og tobakk og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter fra 1967 til 1994. Importandelene var imidlertid lave over hele perioden, noe som reflekterer at importen var (sterkt) begrenset av tariffære og ikke-tariffære handelshindringer; se Steen (1991) og Fæhn mfl. (1995, sidene 25-30). Dette faktum, kombinert med den observerte eksportandelsutviklingen, tilsier at koeffisientene for s og rp blir lave i absoluttverdi. Plottene av (hi, rp) og $(hi, -s)$ indikerer likevel at hi har falt som følge av økt spesialisering og sterk nedgang i rp . Det virker også som økt z har gitt lavere hi for Drikkevarer og tobakk.

(0,025), Storbritannia (0,081). Dataseriene hentes fra OECD-databasen Main Economic Indicators.

³¹ Indikatorene impliserer full kapasitetsutnyttelse ved lokale toppunkter i forholdet mellom produksjon og realkapital; se Cappelen og von der Fehr (1986).

³² Nivåene til rp , $-z$ og $-s$ er her justert slik at variablene får samme gjennomsnittsverdi som hi .

Figur 3.1. Dataserier for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter



Importandelen for Tekstil- og bekleddingsvarer økte fra 0,44 i 1967 til 0,87 i 1994. Selv om *rp* varierte lite over sampelet, avspeiler økningen et tap av konkurransevne for norske produsenter: Deres produksjon gikk ned med 40 prosent fra 1967 til 1994.³³ Vi venter derfor å finne signifikante trendeffekter i likningen for Tekstil- og bekleddingsvarer. Trendeffektene trenger imidlertid ikke representere endringer i NBIPK alene. Det stabile *rp*-nivået kan nemlig reflektere at norske bedrifter har falt ut av markedet – og dermed fra beregningsgrunnlaget for *PH* – i takt med at de har vellet økte kostnader over i prisene. I tillegg kan kostnadsøkninger ha ført til bedriftsnedleggelse uten at prisene ble satt opp, på grunn av sterk konkurranse fra utlandet.³⁴ Av faktorene omtalt i avsnitt 2.1, er det særlig handelspolitiske inngrep som kan ha påvirket utviklingen i *hi*; se Melchior (1993, 1994).

Figurene 3.4-3.5 viser at importandelene for Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter også økte sterkt over sampelet. Plottene indikerer at importandelsøkningen kan forklares med økt spesialisering og betydelig nedgang i *rp*. Importen av varene var, med

unntak for enkelte undervarer, lite begrenset av handelspolitiske tiltak i sampeelperioden (Fæhn mfl. 1995, sidene 32-36). Dette tilsier isolert sett at *s* og *rp* får sterke effekter i varenes importlikninger.

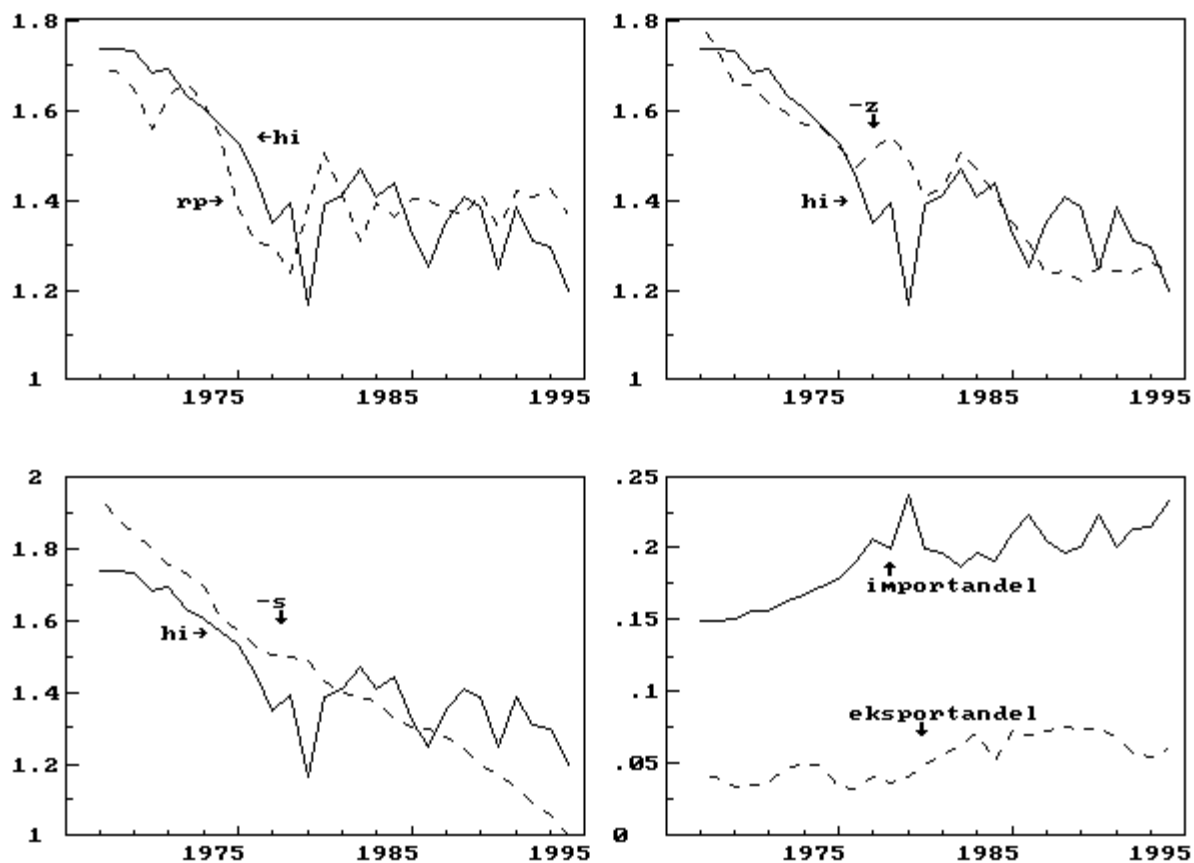
Vår studie analyserer ikke årsakene til at norske industrienæringer, med det unntaket som er omtalt over, tapte prismessig konkurransevne på hjemmemarkedet fra 1967 til 1994. En del av tapet kan imidlertid henføres til nedgangen i reelle handelskostnader (jf. avsnitt 2.1). I tillegg indikerer prisutviklingen at norsk industri tapte kostnadmessig konkurransevne over sampelet. Tall for relative lønnskostnader pr. produsert enhet (RLPE) tyder også på at denne evnen ble sterkt svekket fra 1970 til 1994.³⁵ Hele den målte svekkelsen avspeiler imidlertid en beregnet nedgang i relativ produktivitet – en nedgang som delvis kan reflektere målefeil i de benyttede produktivitetstallene; se NOU (1996: 4, vedlegg 4) og Naug (1996a). Dessuten er det ikke publisert tilbakegående tall for andre relative kostnader enn lønn. Vi har altså ikke gode data som kan bekrefte eller avkrefte at industrien tapte kostnadmessig konkurransevne over sampelet. Ved vurderingen av dataseriene for Tekstil- og bekleddingsvarer, må en i tillegg huske på at norske bedrifter møter sterkest konkurranse fra land som ikke inngår i RLPE-indikatoren.

³³ For de øvrige varene økte produksjonen med 50-90 prosent selv om *RP* sank med 25-50 prosent.

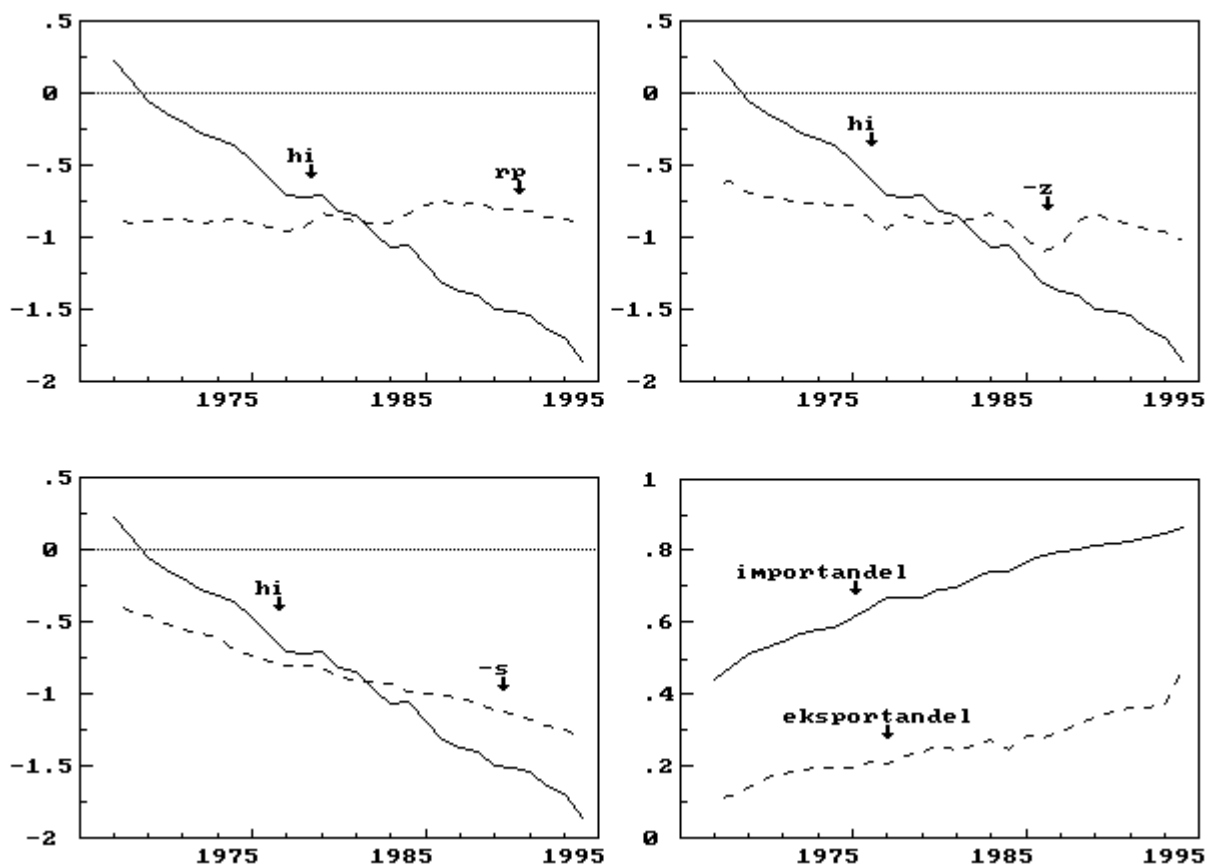
³⁴ Vi kunne derfor (som Naug 1994) benyttet forholdet mellom *pi* og norske enhetskostnader som konkurransevneproxy. Denne variabelen blir imidlertid insignifikant hvis den inkluderes i modellen for Tekstil- og bekleddingsvarer.

³⁵ Se NOU (1996: 4, vedlegg 4) og figur 2.37 i revidert nasjonalbudsjett for 1997.

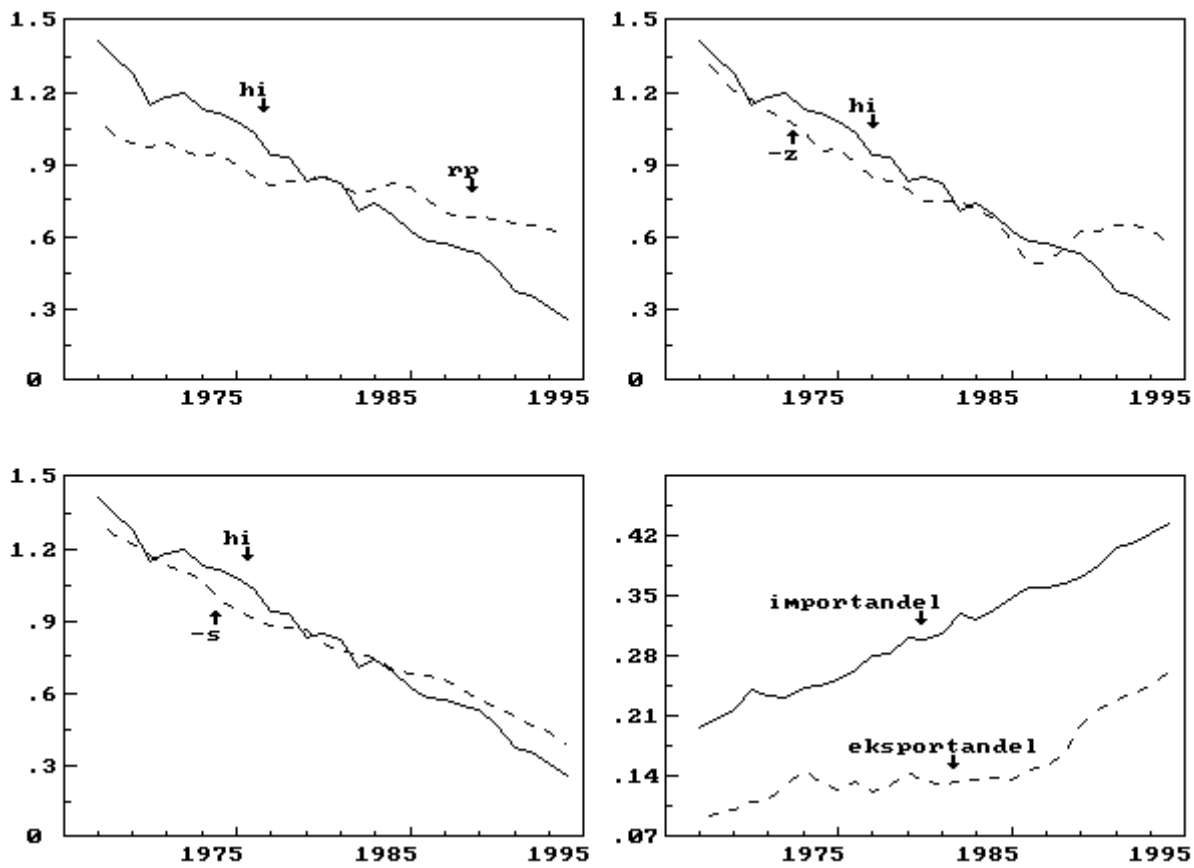
Figur 3.2. Dataserier for Drikkevarer og tobakk



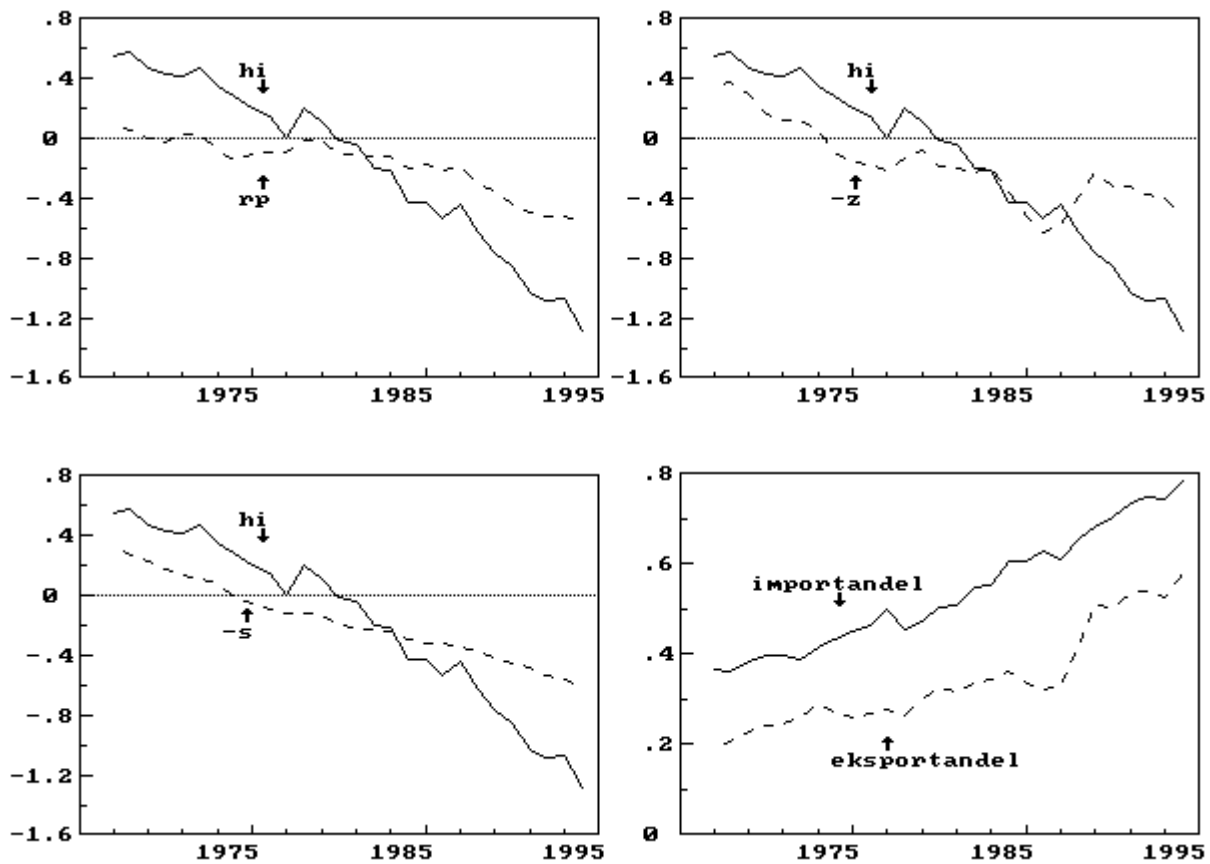
Figur 3.3. Dataserier for Tekstil- og beklædningsvarer



Figur 3.4. Dataserier for Diverse industriprodukter



Figur 3.5. Dataserier for Verkstedprodukter



4. Hovedtrekk ved estimeringsresultatene

De følgende underavsnittene rapporterer og diskuterer hovedresultatene fra analysen. Vi viser den estimerte betydningen av relative priser (avsnitt 4.1), innenlandsk anvendelse (avsnitt 4.2), internasjonal spesialisering (avsnitt 4.2) og ikke-prismessig konkurransevne (avsnitt 4.3). Diskusjonen baseres på importandelsmodellene i avsnitt 5. Tabell 4.1 gjengir langtids-estimatene for disse modellene, og tabell 4.2 dekomponerer importandelsøkningen fra 1969 til 1994.

4.1. Relative priser

Substitusjonselastisitetene i tabell 4.1 har et veiet gjennomsnitt på 1,22. Dette estimatet er lavere enn den langsiktige substitusjonselastisiteten i Naug (1999) (1,48), men avviket er på langt nær statistisk signifikant.

(Begge estimatene er upresise som følge av sterk korrelasjonen mellom s og rp for Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter.) Resultatene impliserer videre at $100 \cdot IMP$ faller med 0,22 prosentpoeng i gjennomsnitt hvis RP øker partielt og permanent med én prosent i 1994; importen (hjemmeleveransene) går ned (opp) med 0,61 prosent. Disse estimatene samsvarer godt med funn i nyere utenlandske studier av industriimport eller -andeler; jf. Anderton mfl. (1992), Sedgley og Smith (1994), Temple og Urga (1997), Menon (1995), Athukorala og Menon (1995) samt likningene for 14 OECD-land i Haas og Turner (1990, tabell 10). Den sistnevnte studien finner en priselastisitet på -0,62 for norsk industriimport.

Tabell 4.1. Estimerte langtidskoeffisienter¹

	Importpris/ hjemmepris, rp	Innenlandsk anvendelse, z	Internasjonal spesialisering, s	Ledig kapasitet, $\log(1 - CU)$	$100 \cdot (\text{Estimat for } \beta / \gamma)$
Varene i alt ²	1,22 (-0,22)	-0,02 (0,00)	-0,61 (0,12)	0,01 (-0,00)	-0,46 (0,05)
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	1,18 (-0,12)	-	-0,28 (0,03)	-	-
Drikkevarer og tobakk	0,59 (-0,11)	-	-0,41 (0,07)	-0,44 (-0,08)	-
Tekstil- og bekledningsvarer	0,48 (-0,06)	-0,28 (0,03)	-	-	-6,54 (0,76)
Diverse industriprodukter	1,25 (-0,31)	-	-0,64 (0,16)	-	-
Verkstedprodukter	1,43 (-0,24)	-	-0,99 (0,17)	-	-

¹ Tallene i parentes er de absolutte endringene i $100 \cdot IMP$ hvis regressorene øker partielt og permanent med én prosent i 1994.

² Langtidsestimatene for hver vare er veiet sammen med varevektene fra avsnitt 3.

Tabell 4.2. Forklaringsfaktorenes prosentvise bidrag til importandelsøkningen over sampelet¹

	Importpris/ hjemmepris, RP_t	Innenlandsk anvendelse, Z_t	Internasjonal spesialisering, S_t	Trend- komponent, α_t	Nivå på import- andel i prosent, 1969 / 1994
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	70 (-38)	-	30 (131)	-	6 / 12
Drikkevarer og tobakk	30 (-23)	-	70 (131)	-	15 / 23
Tekstil- og bekledningsvarer	0 (-1)	6 (40)	-	94	51 / 87
Diverse industriprodukter	48 (-32)	-	51 (131)	1	22 / 44
Verkstedprodukter	48 (-43)	-	48 (131)	4	39 / 78

¹ Estimaten er basert på langtidskoeffisientene i tabell 4.1, de estimerte trendeffektene og gjennomsnittsverdier for Δrp , Δz og Δs . Gjennomsnittsverdiene er, med to unntak, målt over perioden 1969–1994; for Drikkevarer og tobakk og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter er Δrp -gjennomsnittene målt over henholdsvis 1968–1993 og 1968–1992. Tallene i parentes er, med tilsvarende unntak, de prosentvise endringene i forklaringsfaktorene fra 1969 til 1994.

Vi estimerer langsiktige substitusjonselastisiteter på henholdsvis 0,59 og 1,18 for Drikkevarer og tobakk og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter. Som påpekt over, trekkes disse estimatene ned som følge av at importen var regulert i sampelperioden. Kombinert med den historiske prisutviklingen, impliserer de at fall i rp forklarer henholdsvis 30 og 70 prosent av varenes IMP -økninger fra 1969 til 1994. De resterende 70/30 prosentene henføres til den økende internasjonale spesialiseringen; se avsnitt 4.2.

For Tekstil- og bekledningsvarer er den langsiktige substitusjonselastisiteten estimert til 0,48. Også dette estimatet er påvirket av at importreguleringer har begrenset substitusjonen mellom norske og utenlandske varer. Dessuten kan substitusjonen være undervurdert ved at rp ikke reflekterer et sannsynlig tap av kostnadsmessig konkurransevne for norske bedrifter (jf. avsnitt 3). Endelig kan estimatet på 0,48 være trukket ned av handelspolitiske endringer i 1979 og 1984. I 1979 gikk Norge over fra å regulere (deler av) klesimporten ved bilaterale eksportkvoter til å benytte globale importkvoter. Systemet med importkvoter ble derest erstattet av nye eksportbegrensningsavtaler i midten av 1984. Sannsynligvis fikk de utenlandske eksportørene en langt større del av kvoterenten i årene med eksportkvoter enn i årene med importkvoter (Melchior 1993, avsnitt 7). I så fall førte omlegningene til skift i pi uten at $kjøpsprisene$, og dermed hi , ble endret (for gitt knapphetsrente og varesammensetning). Dermed undervurderes substitusjonen mellom importerte og norskproduserte varer. Denne hypotesen støttes av at den estimerte substitusjonen skifter etter endringene i handelspolitikken i 1979 og 1984: Den langsiktige substitusjonselastisiteten skifter (a) fra 1,6 til 1,1 hvis sampelet endres fra 1969-1978 til 1969-1979, og (b) fra 1,0 når 1984 er siste observasjon til 0,5 når sampelet ender i 1985.

Ikke uventet har likningene for Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter de sterkeste priseffektene, med langsiktige substitusjonselastisiteter på 1,43 og 1,25; $100 \cdot IMP$ faller med 0,2-0,3 prosentpoeng hvis RP øker permanent med én prosent i 1994. Estimaten impliserer at fall i rp forklarer 48 prosent av varenes importandelsøkninger over estimeringsperioden.

Sammenliknet med resultatene i Naug (1994, tabell 5.1), finner vi svake langsiktige priseffekter for Diverse industriprodukter, Drikkevarer og tobakk og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter.³⁶ Forklaringen på dette avviket er at vi her utvider de tidligere modellene med s og at s tar forklaringskraft fra rp . For Verkstedprodukter og Tekstil- og bekledningsvarer er priseffektene i tabell 4.1 *sterkere* enn tilsvarende effekter i Naug (1994) (der har varene langsiktige substitusjonselastisiteter på henholdsvis 1,0 og 0,0). Estimatavviket for Verksted-

produkter er imidlertid langt fra å være statistisk signifikant; jf. omtalen av den aggregerte substitusjonselastisiteten. For Tekstil- og bekledningsvarer skyldes avviket at vi benytter en mer generell trendformulering enn Naug (1994). I den studien har de fem varene en aggregert, langsiktig, substitusjonselastisitet på 1,7. (Beregningen benytter varevektene fra avsnitt 3 over).

Tabell 4.3 gjengir det estimerte tilpasningsforløpet for relative prisendringer. Tabellen viser at de foretrukne likningene, med ett unntak, er homogene av grad null i PI og PH . For Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter er 63 (86) prosent av effekten av endret pi utspilt etter ett (to) år, mens skift i ph ikke påvirker hi før etter to år. En mulig forklaring på asymmetrien er at aktørene kan ha hatt bedre informasjon om pi enn om ph (jf. avsnitt 2.1). Denne forklaringen virker imidlertid urimelig, siden IMP var lav over hele sampelet. Alternativt kan resultatene reflektere at det, som følge av handelshindringer, har vært enklere å substituere seg bort fra I enn fra H når pi eller ph har økt. I så fall har likningen lav autonomigrad. For det første vil et annet tilpasningsforløp gjelde hvis pi eller ph går ned; det estimerte forløpet vil være påvirket av at pi og ph økte i 24 av 26 år i sampelet. For det andre kan ikke hypotesen forklare at hi øker på 5 års sikt hvis pi og ph øker proporsjonalt.

Modellen for Drikkevarer og tobakk inneholder ingen førstearseffekter av skift i rp , men hele langtidseffekten er oppnådd etter to år. De manglende førstearseffektene kan ha sammenheng med vanedannelse i konsumet. Slike vaner ser imidlertid ikke ut til å gi tilpasningstreggheter (ved skift i rp) for Tekstil- og bekledningsvarer. I likningen for Diverse industriprodukter gir endringer i rp en førstearseffekt på hi lik 55 prosent av langtidseffekten, mens 79 (90) prosent av langtidsvirkningen er utspilt etter 2 (3) år. For Verkstedprodukter er hele effekten av relative prisendringer uttømt etter 3 år; effekten etter 1-2 år er på 69 prosent av langtidsvirkningen.

Estimatene i tabell 4.3 impliserer langt tregere tilpasning enn den aggregerte kvartalsmodellen i Naug (1999). Dette tilsier at Naug (1999) benytter for restriktiv dynamikk, men nærmere undersøkelser gir ikke signifikant støtte til denne hypotesen. Det er ikke uvanlig at årsmodeller impliserer tregere tilpasning enn tilsvarende kvartalsmodeller; jf. de ulike konsumpriseffektene i lønnsrelasjonene til Nymoen (1989) og Johansen (1995). (Nymoen (1989) benytter kvartalstall, mens Johansen (1995) estimerer på årsdata.)

4.2. Innenlandsk anvendelse og internasjonal spesialisering

Langtidskoeffisientene for z og s har veide gjennomsnitt på -0,02 og -0,61, som avviker lite fra tilsvarende estimater i Naug (1999) (0,00 og -0,71).³⁷ Videre er Δz_t ,

³⁶ De langsiktige substitusjonselastisitetene er henholdsvis 50, 59 og 70 prosent av tilsvarende estimater i Naug (1994).

³⁷ Anvendelseeffektene samsvarer dessuten rimelig godt med resultater i Naug (1994).

Tabell 4.3. Interim-multiplikatorer for relative priser¹

Vare	År etter skift					Langtids- estimat
	1	2	3	4	5	
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	0,74 / 0,00	1,01 / 0,00	1,12 / -0,74	1,15 / -1,01	1,17 / -1,12	1,18 / -1,18
Drikkevarer og tobakk	0,00	0,59	0,59	0,59	0,59	0,59
Tekstil- og bekledningsvarer	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48	0,48
Diverse industriprodukter	0,68	0,99	1,13	1,20	1,23	1,25
Verkstedprodukter	0,99	0,99	1,43	1,43	1,43	1,43

¹ Multiplikatoren for år k angir den prosentvise endringen i HI etter k år når RP øker partielt og permanent med én prosent (jf. Harvey 1990, avsnitt 7.2). For Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter gjengis separate multiplikatorer for PI og PH .

Tabell 4.4. Interim-multiplikatorer for ledig kapasitet¹

Vare	År etter skift					Langtids- estimat
	1	2	3	4	5	
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	0,98 (-0,10)	0,36 (-0,04)	0,13 (-0,01)	0,05 (-0,01)	0,02 (-0,00)	-
Drikkevarer og tobakk	1,07 (-0,19)	0,44 (-0,08)	0,44 (-0,08)	0,44 (-0,08)	0,44 (-0,08)	0,44 (-0,08)
Tekstil- og bekledningsvarer	0,86 (-0,10)	-	-	-	-	-
Diverse industriprodukter	1,19 (-0,29)	0,55 (-0,14)	0,25 (-0,06)	0,12 (-0,03)	0,05 (-0,01)	-
Verkstedprodukter	1,07 (-0,18)	-	-	-	-	-

¹ Multiplikatoren for år k angir den prosentvise HI -endringen etter k år hvis $(1 - CUW)$ eller $(1 - CUK)$ øker partielt og permanent med én prosent. Tallene i parentes er de korresponderende endringene i $100 \cdot IMP$ hvis skiftet finner sted i 1994.

også i tråd med Naug (1999), utelatt fra de foretrukne likningene. Det ser altså ut til at endringer i z har liten eller ingen effekt på hi så lenge rp , CU og $NBIPK$ ligger fast. Derimot har vi signifikant belegg for at hi avtar ved økt internasjonal spesialisering. Den aggregerte S -elastisiteten på $-0,61$ impliserer at $100 \cdot IMP$ faller med $0,12$ prosentpoeng i gjennomsnitt hvis S øker permanent med én prosent i 1994 og rp ligger fast (S økte med $5,6$ prosent fra 1993 til 1994). Dette estimatet er om lag en tredjedel av tilsvarende estimater på britiske industri-data; se Anderton mfl. (1992) og Sedgley og Smith (1994). Forskjellen kan forklares med at Norge har hatt mer omfattende handelsrestriksjoner enn Storbritannia. De svake anvendelseeffektene i vår studie er konsistent med utenlandske importstudier som benytter spesialiseringsvariable (jf. omtalen av S i avsnitt 2.1).

Innenlandsk anvendelse (z) inngår kun i likningen for Tekstil- og bekledningsvarer. Langtidskoeffisienten for z er der negativ og statistisk signifikant, et resultat som støtter "variety"-hypotesen. Utviklingen i z forklarer imidlertid (ifølge våre resultater) lite av den sterke importandelsøkningen for Tekstil- og bekledningsvarer. Modellen impliserer at endret z først påvirker hi etter ett år, mens langtidseffekten oppnås etter to år.

Med unntak for denne modellen, inngår s i alle de foretrukne spesifikasjonene. Som ventet ut fra omtalen av handelshindringer i avsnitt 3, har variabelen sterkest effekt i likningene for Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter: I disse likningene faller HI med henholdsvis $0,99$ og $0,64$ prosent på lang sikt når S øker partielt og permanent med én prosent; $100 \cdot IMP$ øker med $0,16$ - $0,17$ prosentpoeng hvis skiftet finner sted i 1994. Begge likningene forklarer rundt halvparten av hi -nedgangen med økningen i s . I tillegg har spesi-

seringsprosessen senket hi gjennom rp (jf. avsnittene 2.1 og 3). De langsiktige spesialiseringselastisitetene er på henholdsvis $-0,41$ og $-0,28$ for Drikkevarer og tobakk og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter.

Siden eksportandelen for Tekstil- og bekledningsvarer økte sterkt over sampelet (jf. figur 3.3), er det noe overraskende at s ikke får signifikant effekt for denne varen. Den foretrukne modellen inneholder imidlertid en trend som er sterkt korrelert med s (korrelasjonskoeffisienten er på $-0,99$). Det er derfor sannsynlig at trenden fanger opp spesialiseringseffekter. Dersom vi pålegger $\beta = 0$ a-priori, blir den langsiktige spesialiseringselastisiteten på $-1,7$. Samtidig blir imidlertid rp insignifikant og føyning-en klart svakere enn for den foretrukne spesifikasjonen.

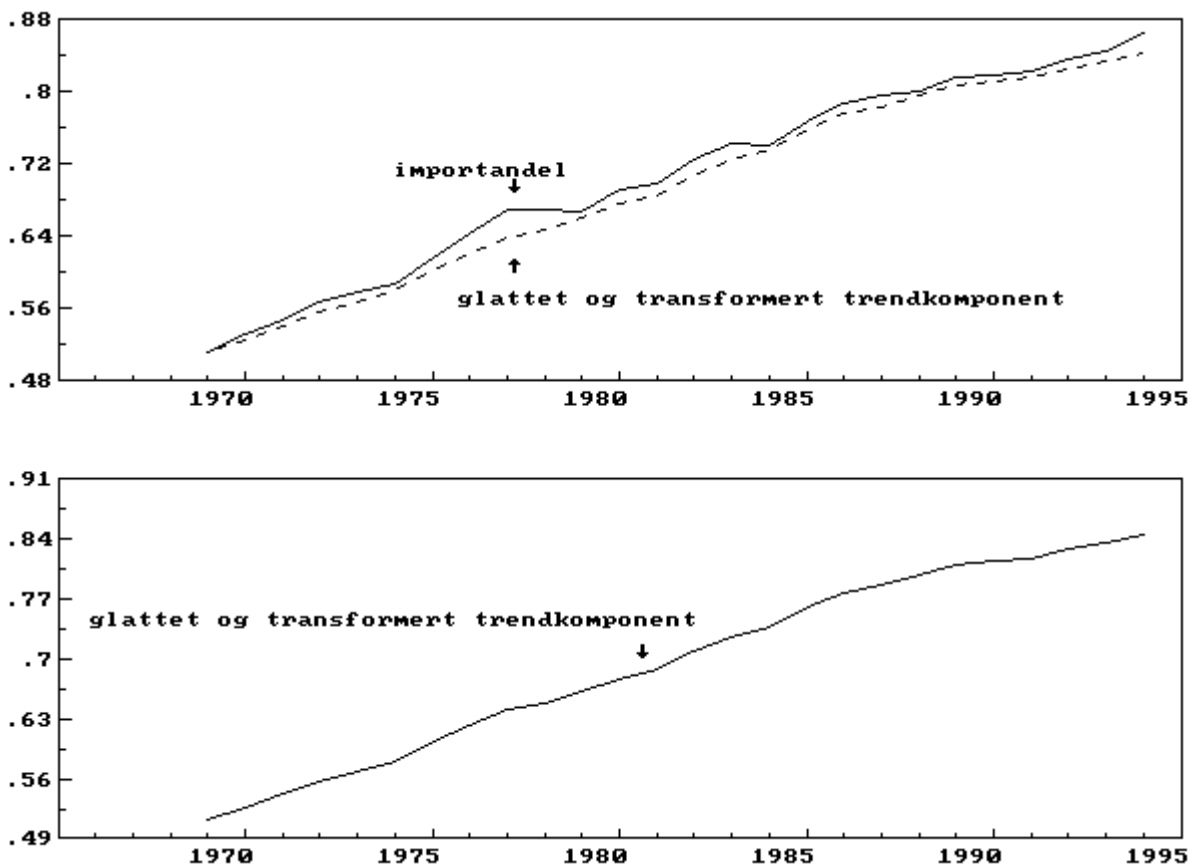
4.3. Ikke-prismessig konkurranseevne

Avsnittene 4.3.1 og 4.3.2 diskuterer de estimerte utnyttelses- og trendeffektene.

4.3.1. Ledig kapasitet

Alle de foretrukne likningene inneholder en proxy for ledig kapasitet. Variabelen $\log(1 - CUK)$ inngår i likningene for Drikkevarer og tobakk og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, mens de øvrige likningene inkluderer $\log(1 - CUW)$. Tabell 4.4 viser den beregnede tilpasningen av hi ved partielle endringer i disse variablene. Som tabellen viser, impliserer alle likningene at HI øker med rundt én prosent på kort sikt hvis $(1 - CUK)$ eller $(1 - CUW)$ øker partielt og permanent med én prosent. Et slikt skift i 1994 gir kortsiktig nedgang i $100 \cdot IMP$ på $0,3$ prosentpoeng for Diverse industriprodukter, $0,2$ prosentpoeng for Verkstedprodukter og Drikkevarer og tobakk, og $0,1$ prosentpoeng for Tekstil- og bekledningsvarer og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter. Hele korttidseffekten av endret CUW er

Figur 4.1. Importandel og transformert trendkomponent for Tekstil- og beklæringsvarer



reversert etter to år i modellene for Verkstedprodukter og Tekstil- og beklæringsvarer. For Diverse industriprodukter og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter er over halvparten av korttidseffekten reversert etter to år, og hele effekten reverseres på lang sikt. I likningen for Drikkevarer og tobakk har $(1 - CUK)$ en langtidselastisitet på 0,44.

Langtidsestimatene i tabell 4.4 er svært lave vurdert mot resultatene i Naug (1999); der har $C UW$ en langtidskoeffisient som er sterkt signifikant og numerisk betydelig. Avviket skyldes trolig at den sykliske hi -variasjonen dempes når hi transformeres fra en kvartalsserie til en årsserie, jf. Rosanna og Seater (1999). Vi har derfor mindre tillit til langtidsestimatene i tabell 4.4 enn til de langsiktige utnyttelses-effektene i Naug (1999).

4.3.2. Trendeffekter

Vi inkluderer trender i likningene for Verkstedprodukter, Diverse industriprodukter og Tekstil- og beklæringsvarer.³⁸ Disse trendene plottes hver for seg og mot de respektive importandelene i figurene 4.1-4.3. I hvert av plottene er trenden (i) glattet som omtalt i avsnitt

2.2, (ii) transformert slik at trendendringer måler "trendforklarte" endringer i IMP og (iii) skalert slik at den får samme nivå som IMP i 1969.

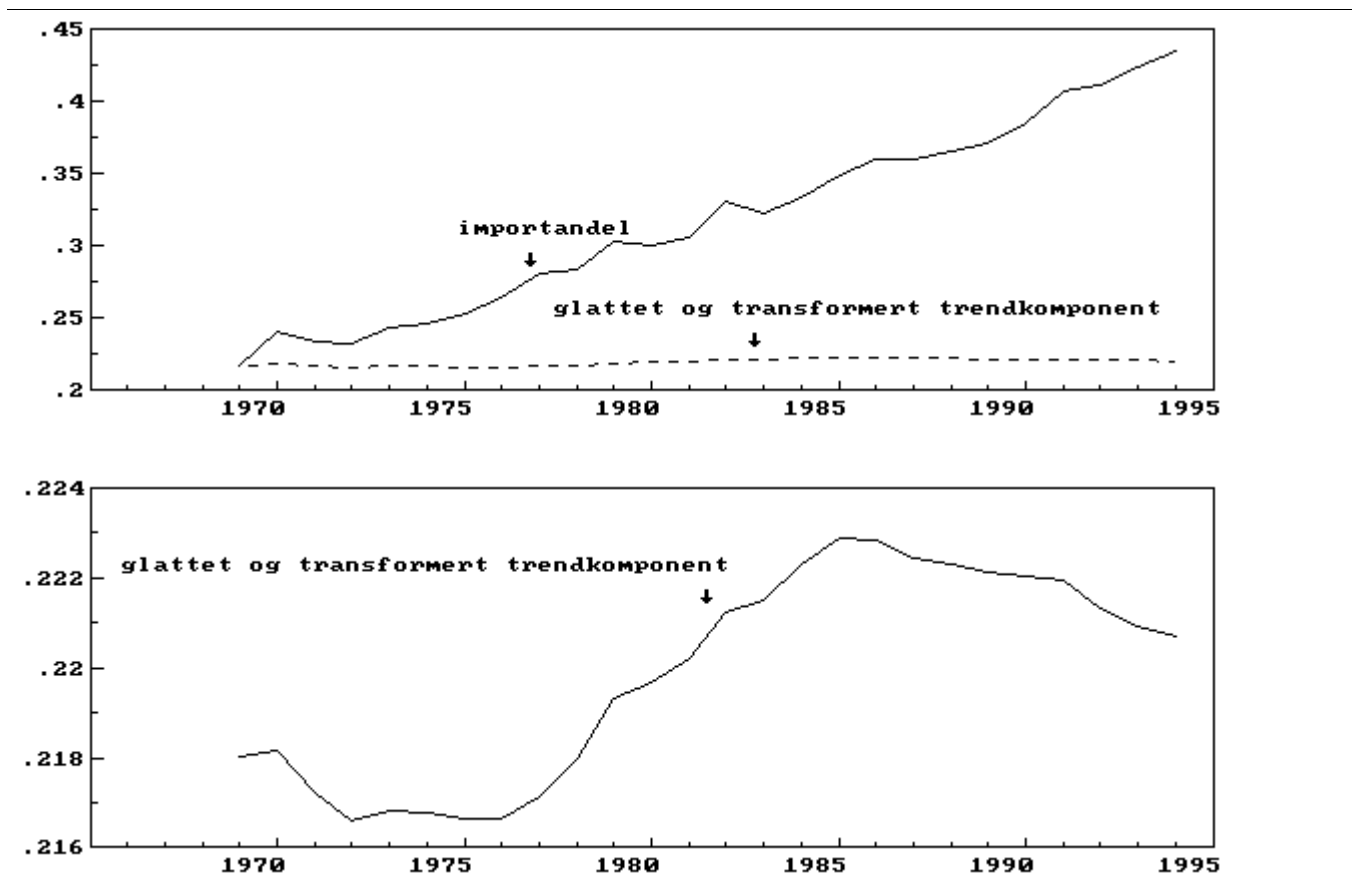
Trenden for Tekstil- og beklæringsvarer har en langsiktig helningskoeffisient på -0,065, som impliserer at trendfaktorene gir en årlig HI -nedgang på 6,5 prosent i gjennomsnitt. Trendfaktorene forklarer dermed det meste av importandelsøkningen over sampelet; se tabell 4.2 og figur 4.1. Som diskutert over, antas trenden her å reflektere økende spesialisering og at norske bedrifter har tapt kostnadmessig konkurransevne. Den kan også fange opp virkninger av at kvotesystemet ble sterkt liberalisert etter 1986.³⁹ Endelig er trenden forenlig med at importerte klesvarer har fått relativt bedre design og kvalitet over tid; jf. Melchior (1993, side 17 og 1994, side 23).

Helningskoeffisientene er satt lik null i likningene for Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter. Dermed forklarer trendfaktorene lite, henholdsvis 4 og 1 prosent, av varenes importandelsøkninger fra 1969 til 1994. I tillegg er det liten trendvariasjon over sampelet for Diverse industriprodukter. Trenden for

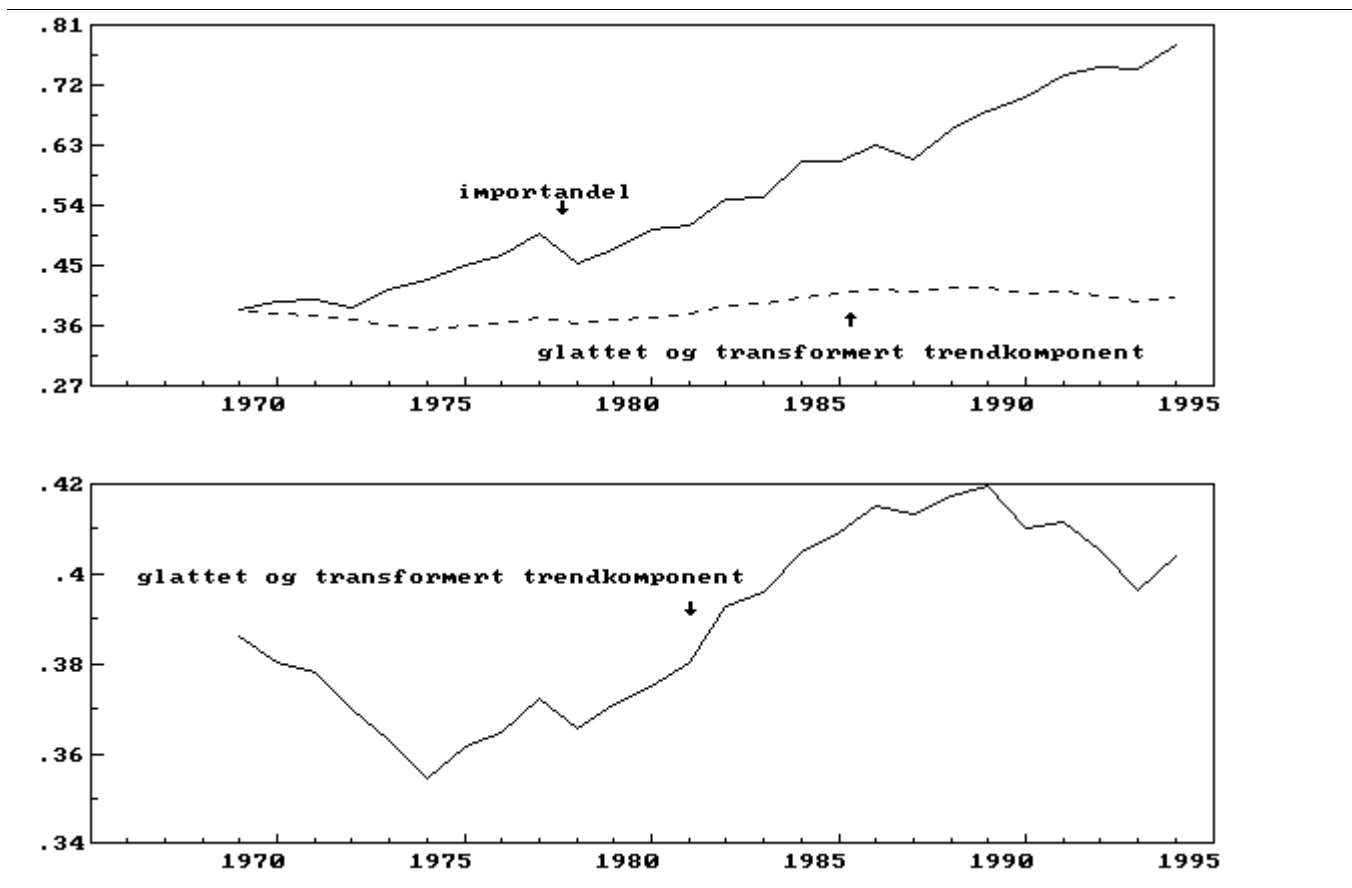
³⁸ Trenden ble redusert til et konstantledd for Drikkevarer og tobakk og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter. De manglende trendeffektene for disse varene kan reflektere at importen var regulert i estimeringsperioden.

³⁹ Hovedeffekten av liberaliseringen var imidlertid at importens landsammensetning ble endret (Melchior 1993, tabell 10); kun "lavprisimport" var kvotebelagt.

Figur 4.2. Importandel og transformert trendkomponent for Diverse industriprodukter



Figur 4.3. Importandel og transformert trendkomponent for Verkstedprodukter



Verkstedprodukter varierer imidlertid sterkt, noe som kan ha sammenheng med at produksjonen er FoU-intensiv (Fagerberg 1997, tabell 3.2; Klette 1994, side 12). Isolert sett gir trendfaktorene en nedgang i $100 \cdot IMP$ (for Verkstedprodukter) med 2,8 prosentpoeng fra 1969 til 1974, en økning i $100 \cdot IMP$ på 6,1 poeng fra 1974 til 1989, og en 2,3 poengs reduksjon i $100 \cdot IMP$ fra 1989 til 1993.

S har en langsiktig semi-elastisitet på 0,06 i (4.1). Dermed øker $100 \cdot IMP$ med $0,06 + 0,17 = 0,23$ prosentpoeng dersom S øker permanent med én prosent i 1994 og RP ligger fast; HI synker med 1,3 prosent. Vi finner en tilsvarende spesialiseringseffekt på hi dersom trenden utelates fra importandelsmodellen.

I tråd med diskusjonen av (2.3), modellerer vi trenden for Verkstedprodukter som en funksjon av s , rp og norske bedrifters kostnadmessige konkurransevne. Den sistnevnte størrelsen approksimeres med RLPE⁴⁰ - på tross av måleproblemene omtalt over og at RLPE måler kostnadsutviklingen for *hele* industrien. Vår foretrukne modell er gitt ved:

$$(4.1) \\ \Delta IMP.TR_t = -0,141 + 0,119 \Delta rlp_{e,t} + 0,068 rlp_{e,t-1} \\ (0,119) (0,033) (0,025) \\ + 0,027 s_t - 0,477 (IMP.TR_{t-1} - \Delta_2 IMP.TR_{t-3}), \\ (0,013) (0,135)$$

hvor estimerte standardavvik er i parentes, $rlpe = \log(\text{RLPE})$ og $IMP.TR$ er den glattede og transformerte trenden for Verkstedprodukter.⁴¹ Modellen har en R^2 på 0,56, er rimelig stabil, og passerer standard tester for feilspesifikasjon. Den inneholder signifikante effekter av s og $rlpe$, mens rp er utelatt (koeffisientene for prisvariablene hadde t -verdier under 0,3 i den initiale spesifikasjonen omtalt i fotnote 41).

Likning (4.1) indikerer at NBIPK avhenger positivt av bedriftenes kostnadmessige konkurransevne. Vi begrunner en slik sammenheng med at (a) bedriftenes faktiske og forventede lønnsomhet går ned når kostnadene øker (*ceteris paribus*), (b) bedriftene da reduserer sine utgifter til markedsføring og produktutvikling,⁴² spesielt utgiftene til FoU, og c) dette svekker NBIPK.⁴³ Den langsiktige $rlpe$ -koeffisienten er på 0,14, dvs. $100 \cdot IMP$ øker med 0,14 prosentpoeng på lang sikt hvis RLPE øker permanent med én prosent og rp ligger fast; HI faller med 0,85 prosent dersom RLPE-økningen finner sted i 1994.

⁴⁰ For perioden før 1981 benytter vi de samme RLPE-tallene som NOU (1996: 4, vedlegg 4). Disse tallene er skjøtet med den siste RLPE-serien benyttet av Finansdepartementet.

⁴¹ Likning (4.1) er en forenkling av en reparametrisert ADL-modell med fem "lag" av $IMP.TR_t$ og ett "lag" av variablene s_t , rp_t og $rlpe_t$. Likningen er estimert over perioden 1974-1994.

⁴² Resonnementet bygger på (men forutsetter ikke) at kapitalmarkedene er imperfekte, slik at bedriftene i stor grad må/vil finansiere slike utgifter med egne ressurser.

⁴³ Se Boltho (1996, side 9) og Buxton mfl. (1994, sidene 147-148) for tilsvarende resonnementer.

5. Dokumentasjon av estimerte likninger

Dette avsnittet dokumenterer de foretrukne import-andelslikningene. For hver likning vises en tabell med estimater, signifikanstester og diagnostikk-observatorer. I tillegg vises figurer med informasjon om likningenes føynings- og stabilitetsegenskaper. Variabelsymbolene er definert i avsnittene 2 og 3.

Modellevalueringen baseres i stor grad på GLS residualer og generaliserte rekursive residualer; se Harvey (1989, sidene 386-387) og Koopman mfl. (1995, side 204). De sistnevnte residualene er standardiserte verdier av innovasjonene omtalt i avsnitt 2.2, og anvendes i tester for parameterstabilitet.⁴⁴ GLS residualene er standardiserte innovasjoner fra en Kalman-filterestimering som betinger på regressorene og deres koeffisientestimater. Disse residualene benyttes i tester for normalitet, autokorrelasjon og heteroskedastisitet. I det følgende omtales GLS residualene som residualer og de generaliserte rekursive residualene som rekursive residualer. Begge typene residualer er tilnærmet *NID* (0, 1) for korrekt spesifiserte modeller.

Hver tabell rapporterer følgende observatorer med signifikanssannsynligheter i parentes:⁴⁵

- $\tilde{\sigma}_\varepsilon$ og $\tilde{\sigma}_\eta$ = Estimatorene for henholdsvis σ_ε og σ_η .
- $\tilde{\sigma}$ = Standardavviket til de ikke-standardiserte GLS innovasjonene. Observatoren er en voksende funksjon av $\tilde{\sigma}_\varepsilon$ og $\tilde{\sigma}_\eta$, og er et mål på likningens føyning. Kilde: Harvey (1989, avsnitt 7.4.3).
- NORM* = Test for normalitet. Testobservatoren er tilnærmet χ^2 fordelt med frihetsgrader under nullhypotesen (H_0) om at modellen er korrekt spesifisert. Kilde: Doornik og Hansen (1994).
- NORM_i* = Tilsvarende normalitetstest for $i_t = \varepsilon_t$ og η_t . Testen baseres på glattede estimater for i_t .

⁴⁴ De generaliserte rekursive residualene er ordinære rekursive residualer hvis $\sigma_\eta = 0$ pålegges (Harvey 1989, side 386). Se Harvey (1990, sidene 54-55) for beskrivelse av rekursive residualer.

⁴⁵ Omtalen av observatorene ser bort fra at innovasjonene ikke er beregnet korrekt (jf. avsnitt 2.2).

- Kilde: Harvey og Koopman (1992) og Doornik og Hansen (1994).
- HET* = Test for heteroskedastisitet. Testobservatoren er summen av de siste åtte kvadrerte residualene dividert på summen av de åtte første kvadrerte residualene. Observatoren er lik én under H_0 om korrekt spesifisering, og er da tilnærmet *F* fordelt med (8, 8) frihetsgrader. En høy (lav) verdi reflekterer at innovasjonsvariansen har økt (avtatt) over tid. Kilde: Harvey (1989, sidene 259-260).
- HAUS(x_t)* = Hausman-test for simultanitet. Nullhypotesen for testen er at regressoren x_t er predeterminert i den relevante likningen, mens alternativhypotesen (H_1) er at h_{i_t} og x_t bestemmes simultant. Først beregnes en variabel \hat{x}_t , som er den predikerte verdien av x_t fra en redusert form for denne variabelen. Dernest reestimeres importmodellen med \hat{x}_t som ny regressor. *T*-observatoren for koeffisienten til \hat{x}_t er *HAUS*-observatoren. Testen kan ha lav styrke hvis relevante instrumenter er ekskludert fra den reduserte formen for x_t (jf. Urbain 1992, avsnitt 5.1). *HAUS*-testen rapporteres også for likninger som utelater x_t , siden x_t kan bli insignifikant som følge av ugyldig betingning. Kilde: Hausman (1978) og Engle (1982).
- DW* = Durbin Watson testen for 1. ordens autokorrelasjon. Testen har lavere styrke enn nominelt nivå når den anvendes på likninger som inkluderer $h_{i_{t-1}}$.
- BL* = Box-Ljung test basert på de fire første autokorrelasjonskoeffisientene. Testverdien vurderes mot den kritiske verdien fra χ^2 fordelingen med $4 - q - m$ frihetsgrader; $q = 1$ hvis $\tilde{\sigma}_\varepsilon = 0$ eller $\tilde{\sigma}_\eta = 0$, null ellers; $m = 1$ hvis $h_{i_{t-1}}$ inngår i modellen, null ellers. Observatoren er strengt tatt ikke χ^2 fordelt dersom $m = 1$ (Godfrey 1988, sidene 120-121). Kilde: Ljung og Box (1978).

Dernest vises estimatene for α_{1994} , β og regresjonsparametrene, med tilhørende *RMSE*-estimer ("root mean square errors"), *t*-verdier og signifikanssannsynligheter (*p*-verdier) for tosidige *t*-tester. *RMSE*-estimatene for β og regresjonskoeffisientene har tolkning som standardavvik. *T*-verdiene har ukjent fordeling i små sampl, men er asymptotisk normalfordelte (Koopman mfl. 1995, sidene 55 og 226).⁴⁶ *P*-verdiene er derfor hentet fra den standardiserte normalfordelingen. Vi benyttet énsidige *t*-tester under forenklingsprosessen, siden regresjonsparametrene har "kjent" fortegn.

Tabellene rapporterer til slutt de identifiserende instrumentene for endogene og potensielt endogene høyresidevariable. De benyttede instrumentene er regressorer i redusert-form likninger for de respektive variablene. Disse likningene er igjen databaserte forenklinger av modeller med identifiserende instrumenter og de predeterminerte variablene fra den relevante importlikningen. I tillegg til variable definert over, benyttes en indikator for utenlandsk importterspørsel (*mii*), importveide indekser for valutakurs og utenlandske eksportpriser (*e* og *pu*), realkapitalbeholdningen og variable enhetskostnader i norsk produksjon (*k* og *pv*) samt dummyvariable for 1973 og 1979 (*i1973* og *i1979*) i enkelte likninger.⁴⁷

For hver vare vises et plott over den faktiske importandelen og en simulert importandel basert på den foretrukne importandelsmodellen. Residualene i disse plottene reflekterer $\tilde{\sigma}_\varepsilon$, men ikke $\tilde{\sigma}_\eta$. Plottene illustrerer derfor likningenes føyning når vi betinger på de filtrerte komponentestimatene. Med mindre $\tilde{\sigma}_\eta = 0$, er denne føyningen bedre enn føyningen målt ved $\tilde{\sigma}$.

Hypotesen om parameterstabilitet evalueres med plott av rekursivt beregnede *CUSUM*- og *CUSUMSQ*-observatorer (jf. Brown mfl. 1975; Harvey 1990, sidene 153-155). Nullhypotesen for *CUSUM*-testen er at de ikke-stokastiske parametrene er konstante, mens H_1 er at minst én av parametrene varierer. Testen forutsetter at ε_t og η_t har konstant varians (jf. Spanos 1986, side 477), og er vanskelig å tolke dersom restleddene er heteroskedastiske. Forutsetningen om homoskedastisitet undersøkes med *HET*-testen og *CUSUMSQ*-plott (se nedenfor).

CUSUM(t) er summen av de rekursive residualene til og med år *t*, normalisert mot standardavviket til de rekursive residualene for hele sampelet. De rekursive residualene varierer tilfeldig rundt null under H_0 , og *CUSUM(t)* ligger da nær null. Under H_1 fører skift i parametre(ne) til at påfølgende observasjoner får

rekursive residualer med samme fortegn. Dette fører igjen til at *CUSUM(t)* avviker systematisk fra null.⁴⁸ *CUSUM*-plottene inkluderer to linjer som (asymptotisk) krysses med 10 prosents sannsynlighet under H_0 . Plottene benyttes imidlertid som uformelle diagnostikk-hjelpemidler (jf. Harvey 1989, side 392; Cuthbertson mfl. 1992, side 117), idet *CUSUM*-testen har lav styrke for enkelte typer parameterskift (Krämer mfl. 1988).

CUSUMSQ(t) er summen av de kvadrerte rekursive residualene til og med år *t*, normalisert mot summen av de kvadrerte rekursive residualene for hele sampelet. Observatoren øker langs en 45 graders linje dersom (de rekursive) residualene har konstant varians. Systematiske avvik fra denne linjen indikerer at restleddene er heteroskedastiske. *CUSUMSQ*-plottene inneholder ikke signifikanslinjer.

5.1. Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter

Modellen i tabell 5.1 er en feiljusteringsmodell uten trendeffekter. Korttidsdelen av modellen inkluderer kun $\Delta \log(1 - CUK)_t$, mens langtidsløsningen består av s_t , hi_{t-1} og $pi_t - ph_{t-2}$.⁴⁹ Alle estimatene har *p*-verdier under 0,10 til tross for at residualene er negativt autokorrelerte. Testene for normalitet, simultanitet og heteroskedastisitet er insignifikante, og figur 5.2 indikerer at koeffisientene er stabile. Figur 5.1 viser at modellen føyer relativt godt, men importandelen overpredikeres i 1993 og 1994.

5.2. Drikkevarer og tobakk

For Drikkevarer og tobakk rapporteres en "distribuert-lag" modell, dvs. vi pålegger $\gamma = -1$ og benytter hi_t som venstresidevariabel. En tilpasningskoeffisient på -1 tilsier at hi justeres raskt ved skift i forklaringsfaktorene. Modellen impliserer imidlertid at endringer i *rp* først påvirker hi etter ett år. I motsetning til de øvrige likningene, inneholder modellen i tabell 5.2 både korttids- og langtidseffekter av endret kapasitetsutnyttelse. Alle estimatene er signifikante på 10 prosents nivå, og koeffisientene for s_t og rp_{t-1} har *p*-verdier under 0,001. Signifikanstestene bør imidlertid tolkes med forsiktighet, idet *HET*-testen og *CUSUMSQ*-plottet viser at residualene er sterkt heteroskedastiske. De øvrige diagnostikk-testene er langt fra å være signifikante.

Den høye verdien for *HET*-testen reflekteres i figur 5.3, som viser at modellen føyer godt i årene 1970-1978 og svakt etter 1985. I tillegg er det et betydelig avvik mellom faktisk og simulert importandel i 1979. Årene med store residualer preges av markerte, kortsiktige endringer i importandelen.

⁴⁶ *T*-verdiene for β -estimatet og regresjonsestimaten ville vært *t*-fordelte dersom σ_ε og σ_η var kjente (se Koopman mfl. 1995, sidene 55 og 226).

⁴⁷ Variabelen *mii* er konstruert av Lindquist (1993); *e* og *pu* er hentet fra Naug (1996b) (se også Naug 1990; Naug og Nymoene 1996); og *k* og *pv* er hentet fra databasen til MODAG. Seriene *mii* og *pu* er basert på tall fra IMF.

⁴⁸ De rekursive residualene summerer seg (normalt) ikke til null.

⁴⁹ Avsnitt 4.1 diskuterer de asymmetriske korttidseffektene av *pi* og *ph*.

Tabell 5.1. Dynamisk modell for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter

Venstresidevariabel: Δh_i

$$\tilde{\sigma}_\varepsilon = 0,0498 \quad \tilde{\sigma}_\eta = 0,0000 \quad \tilde{\sigma} = 0,0449$$

$T = 26$ Estimeringsperiode: 1969 – 1994

$NORM: \chi^2(2) = 3,28 (0,19)$

$HET: F(8, 8) = 0,56 (0,43)$

$HAUS(\rho_i): t = 1,53 (0,14)$

$HAUS(\rho_h): t = 0,38 (0,71)$

$NORM_\varepsilon: \chi^2(2) = 2,63 (0,27)$

$DW: 2,79$

$BL: \chi^2(3) = 10,48 (0,02)$

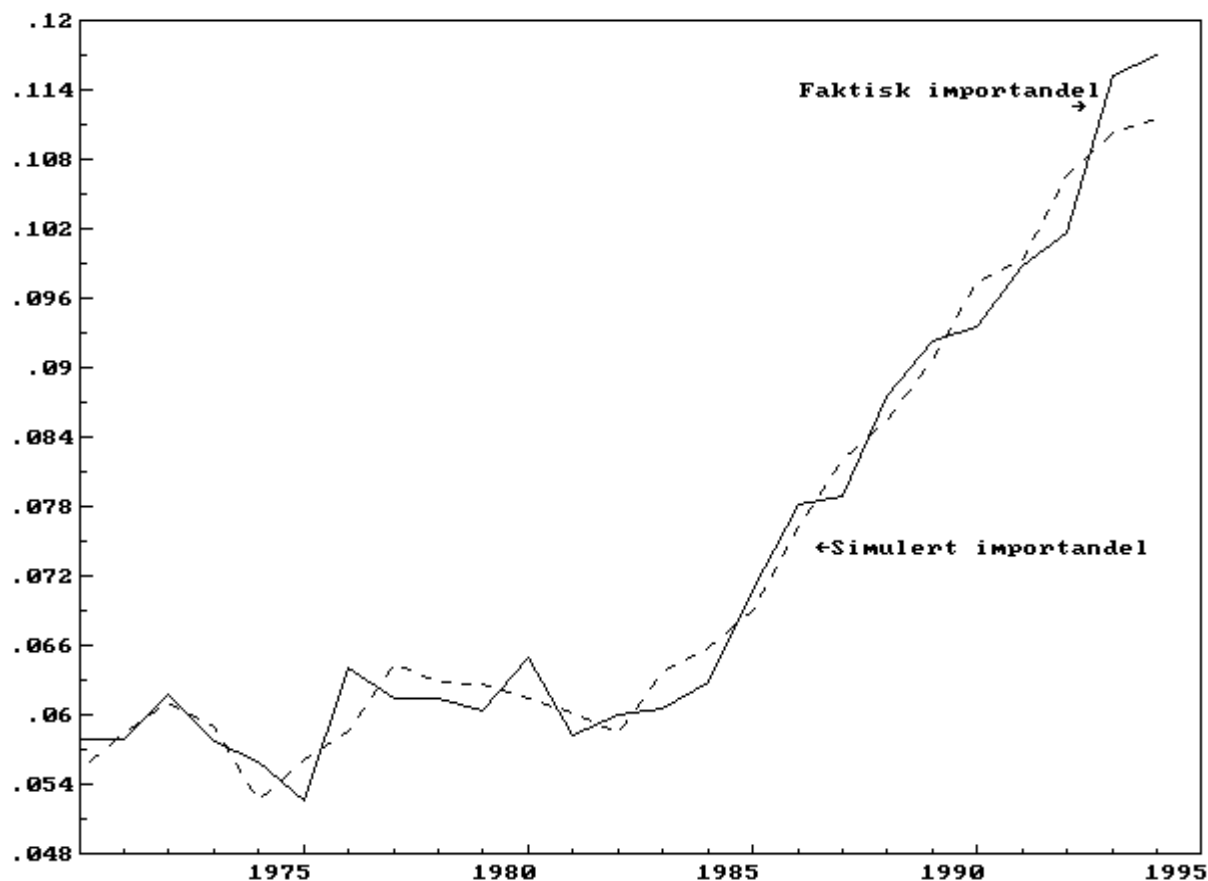
Komponent/Variabel	Estimat	RMSE	t-verdi	ρ -verdi
α_{1994}	1,311	0,295	4,450	0,000
β	-	-	-	-
$\Delta \log(1 - CUK)_t$	0,978	0,397	2,465	0,021
$h_{i,t-1}$	-0,629	0,132	-4,772	0,000
$\rho_i - \rho_{i,t-2}$	0,740	0,150	4,934	0,000
s_i	-0,175	0,090	-1,935	0,064

Instrumenter for $\Delta \log(1 - CUK)_t$: $m_{i,t}, k_{i,t}, z_{i,t}, \log(1 - CUK)_{i,t}$

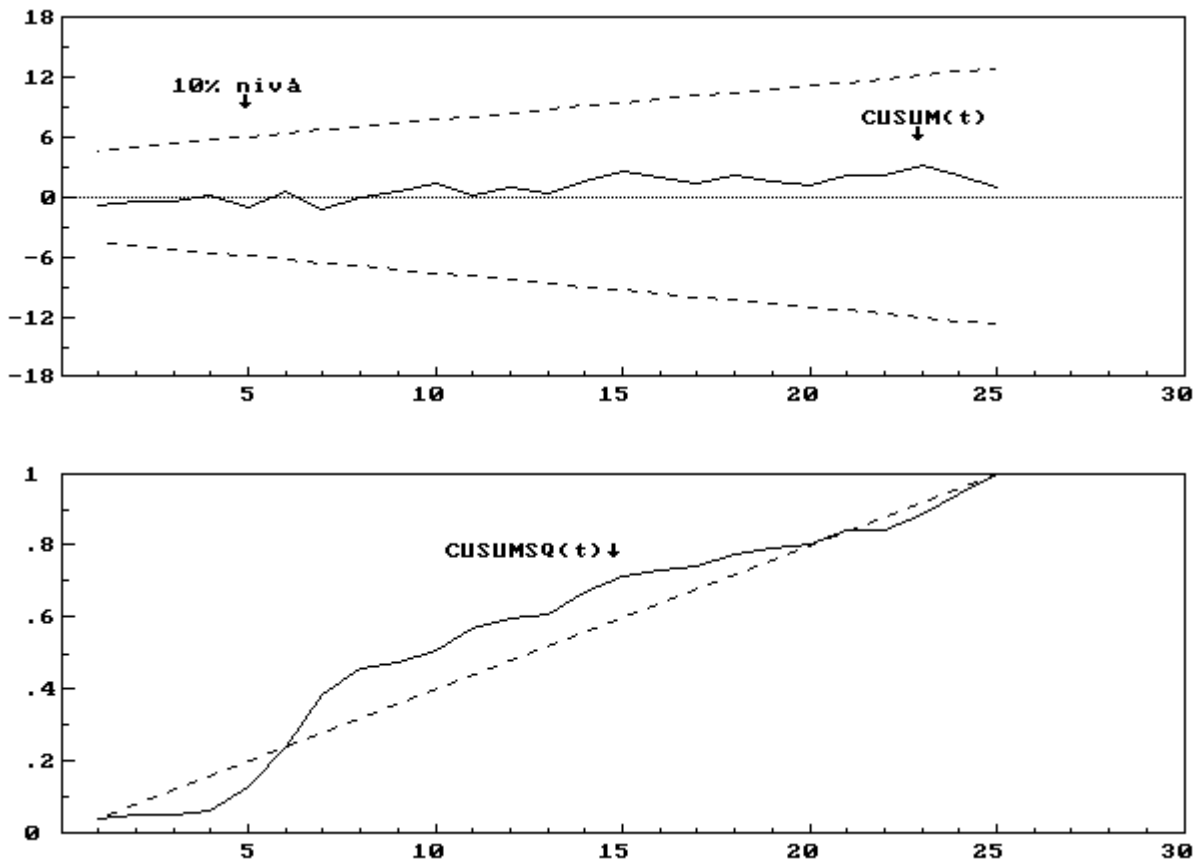
Instrumenter benyttet ved Hausman-test for ρ_i : $\Delta e_{i,t}, \Delta \rho_{i,t}, \rho_{i,t-1}, e_{i,t-1}, \rho_{i,t-1}$ i 1973.

Instrumenter benyttet ved Hausman-test for ρ_h : $\rho_{i,t-1}, \rho_{i,t-2}, \rho_{i,t-3}$ i 1979.

Figur 5.1. Faktisk og simulert importandel for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter



Figur 5.2. Stabilitetstester for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter



Tabell 5.2. Dynamisk modell for Drikkevarer og tobakk

Venstresidevariabel: h_t

$$\tilde{\sigma}_\varepsilon = 0,0620 \quad \tilde{\sigma}_\eta = 0,0000 \quad \tilde{\sigma} = 0,0559$$

$T = 26$ Estimeringsperiode: 1969 – 1994

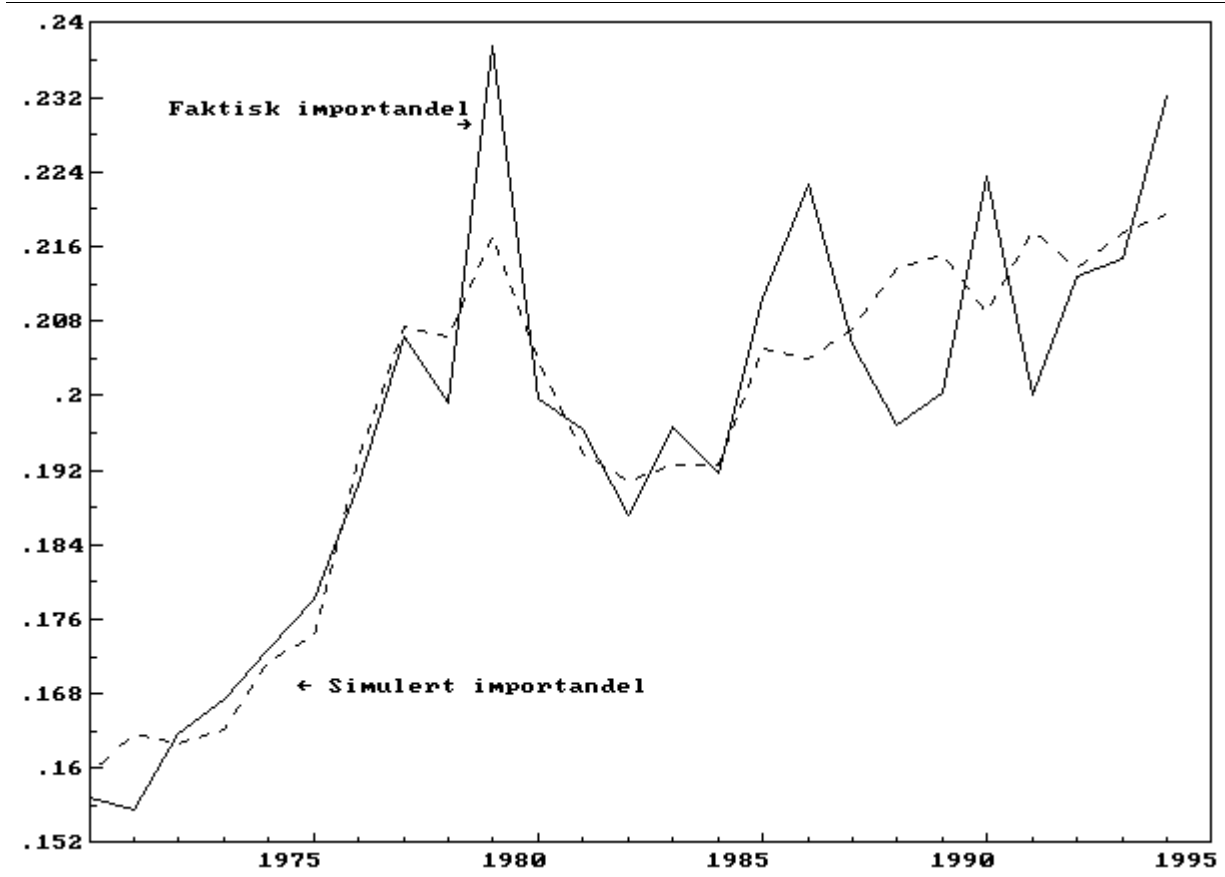
$NORM: \chi^2(2) = 0,81 (0,67)$ $HET: F(8, 8) = 7,79 (0,01)$ $HAUS(\Delta rp_t): t = -0,57 (0,57)$
 $NORM_b: \chi^2(2) = 1,64 (0,44)$ $DW: 2,24$ $BL: \chi^2(4) = 4,30 (0,37)$

Komponent/Variabel	Estimat	RMSE	t-verdi	p-verdi
α_{1994}	1,382	0,033	42,083	0,000
β	-	-	-	-
$\Delta \log(1 - CUK)_t$	1,071	0,447	2,397	0,024
rp_{t-1}	0,592	0,142	4,158	0,000
s_t	-0,413	0,087	-4,746	0,000
$\log(1 - CUK)_{t-1}$	0,441	0,233	1,887	0,071

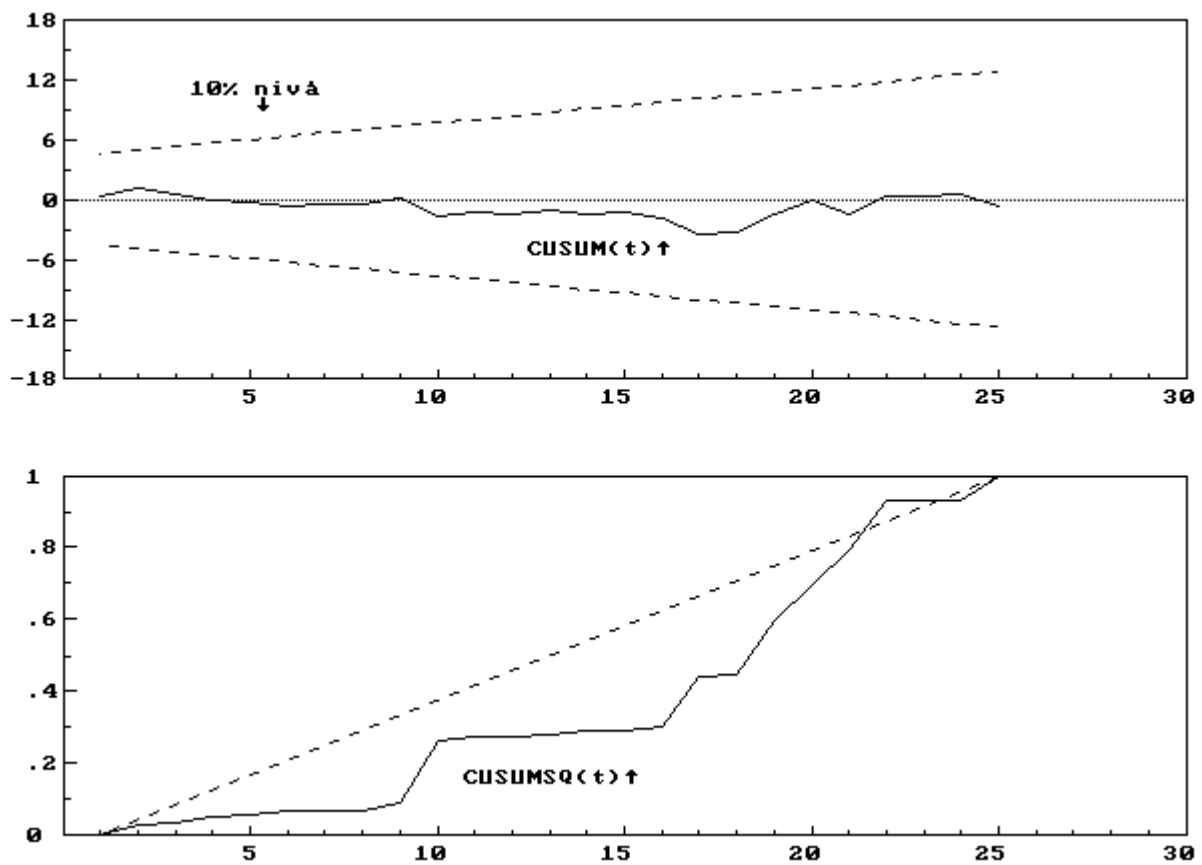
Instrumenter for $\Delta \log(1 - CUK)_t$: $mij_t, k_{t-1}, \Delta z_{t-1}, \Delta \log(1 - CUK)_{t-1}, \log(1 - CUK)_{t-1}$

Instrumenter benyttet ved Hausman-test for Δrp_t : $pj_{t-1}, e_{t-1}, pu_{t-1}, ph_{t-1}, pv_{t-1}$

Figur 5.3. Faktisk og simulert importandel for Drikkevarer og tobakk



Figur 5.4. Stabilitetstester for Drikkevarer og tobakk



Tabell 5.3. Dynamisk modell for Tekstil- og beklædningsvarer

Venstresidevariabel: h_t

$$\tilde{\sigma}_\varepsilon = 0,0177 \quad \tilde{\sigma}_\eta = 0,0306 \quad \tilde{\sigma} = 0,0340$$

$T = 26$ Estimeringsperiode: 1969 – 1994

$$NORM: \chi^2(2) = 0,28 (0,87)$$

$$NORM_\varepsilon: \chi^2(2) = 1,71 (0,43)$$

$$HET: F(8, 8) = 1,66 (0,49)$$

$$NORM_\eta: \chi^2(2) = 1,95 (0,38)$$

$$HAUS(rp): t = 0,73 (0,47)$$

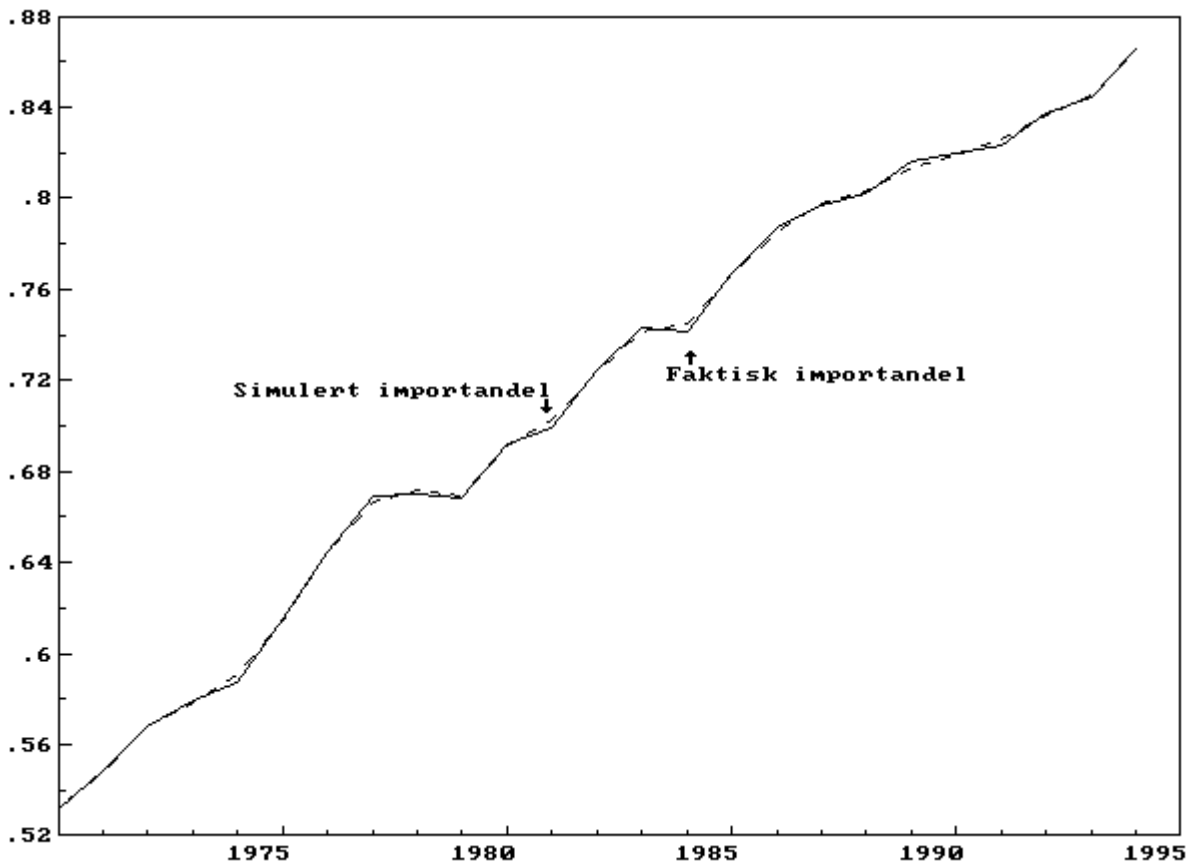
$$DW: 2,08 \quad BL: \chi^2(3) = 3,52 (0,32)$$

Komponent/Variabel	Estimat	RMSE	t-verdi	p-verdi
α_{1994}	1,602	1,549	1,034	0,311
β	-0,065	0,007	-10,015	0,000
$\Delta \log(1 - CUW)_t$	0,865	0,537	1,611	0,120
rp_t	0,476	0,204	2,335	0,028
z_{t-1}	-0,277	0,128	-2,162	0,041
$i1994_t$	-0,081	0,040	-2,007	0,056

Instrumenter for $\Delta \log(1 - CUW)_t$: $m_{i,t}, k_{t,y}, \Delta z_{t-1}, \log(1 - CUW)_{t-1}$

Instrumenter benyttet ved Hausman-test for rp_t : $\Delta pu_t, \Delta e_t, ph_{t,y}, pi_{t,y}, pv_{t,y}, i1979$.

Figur 5.5. Faktisk og simulert importandel for Tekstil- og beklædningsvarer



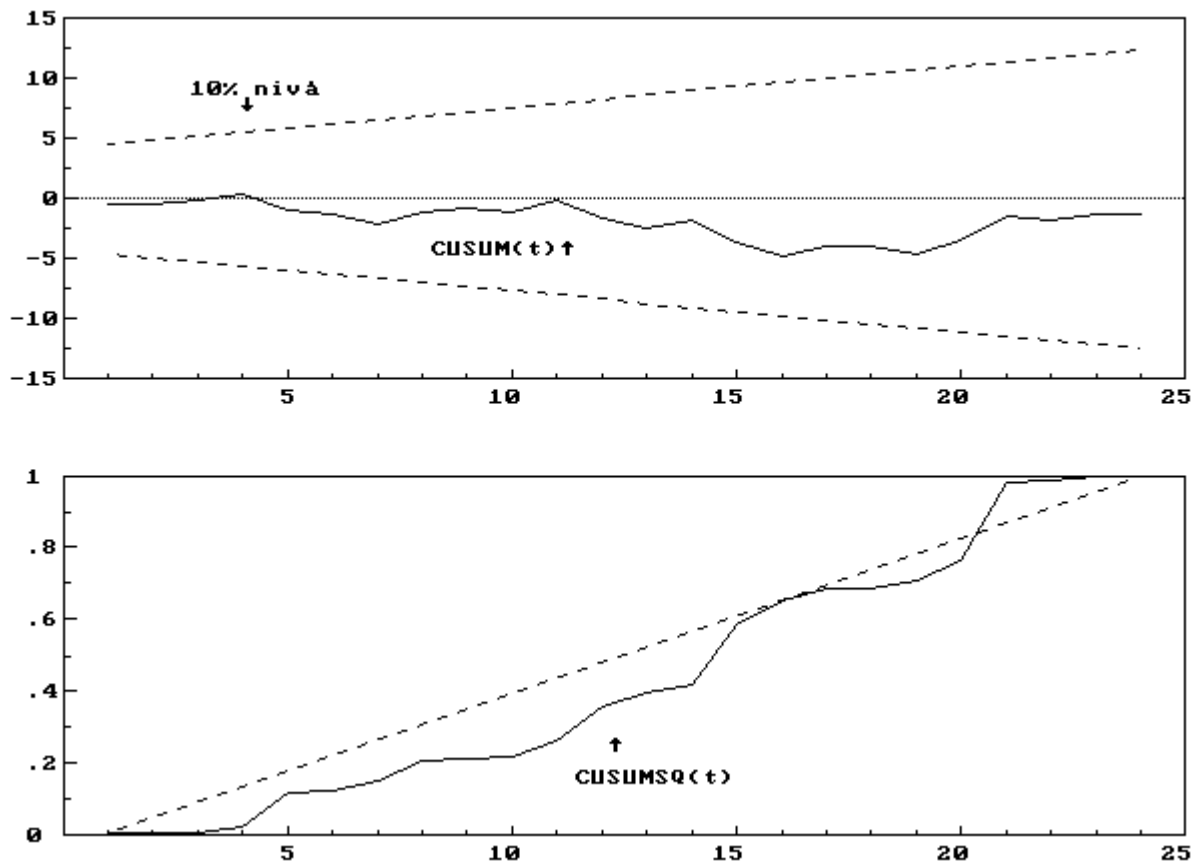
5.3. Tekstil- og beklædningsvarer

Likningen i Tabell 5.3 er en "distribuert-lag" modell med $\Delta \log(1 - CUW)_t, rp_t,$ og z_{t-1} som regressorer.⁵⁰ Modellen domineres imidlertid av en trend med negativ helnings-

koeffisient (jf. avsnitt 4.3). Denne koeffisienten har en t-verdi på -10, mens regresjonsestimatene har p-verdier mellom 0,02 og 0,13. Diagnostikk-testene er insignifikante, men innovasjonsvariansen øker markert fra 1984 til 1985 (jf. Figur 5.6). Dette skiftet kan ha sammenheng med omleggingen av handelspolitikken i 1984 (se avsnitt 4.1).

⁵⁰ En dummy for 1994 ($i1994_t$) fanger opp virkninger av at reeksporten var ekstraordinært høy dette året (se Økonomiske analyser 1996, 1, side 45): Økt reeksport endrer ikke konkurransesituasjonen på hjemmemarkedet, men påvirker normalt IMP slik IMP måles her.

Figur 5.6. Stabilitetstester for Tekstil- og beklenningsvarer



5.4. Diverse industriprodukter

Modellen for Diverse industriprodukter inkluderer en trend med $\beta = 0$ pålagt og en lav verdi for $\tilde{\sigma}_\eta$. Likningen impliserer derfor at trendfaktorene bidro lite til hi -variasjonen over sampelet (jf. figur 4.2). Korttidsdelen av modellen inneholder $\Delta \log(1 - CUW)_t$, og lang-

tidsløsningen består av hi_{t-1} , rp_t og s_t . Koeffisientene for $\Delta \log(1 - CUW)_t$, hi_{t-1} og rp_t er klart signifikante på 5 prosentens nivå, mens s_t er signifikant på 12 prosentens nivå. Ingen av diagnostikk-testene har p -verdier under 0,05, men HET-testen og CUSUMSQ-plottet indikerer at restleddene er heteroskedastiske.

Tabell 5.4. Dynamisk modell for Diverse industriprodukter

Venstresidevariabel: Δhi_t

$\tilde{\sigma}_\varepsilon = 0,0328$ $\tilde{\sigma}_\eta = 0,0075$ $\tilde{\sigma} = 0,0330$

$T = 26$ Estimeringsperiode: 1969 – 1994

$NORM: \chi^2(2) = 2,06 (0,36)$

$HET: F(8, 8) = 0,24 (0,06)$

$HAUS(rp): t = 1,12 (0,27)$

$NORM_\varepsilon: \chi^2(2) = 3,44 (0,18)$

$NORM_\eta: \chi^2(2) = 1,00 (0,61)$

$DW: 2,13$

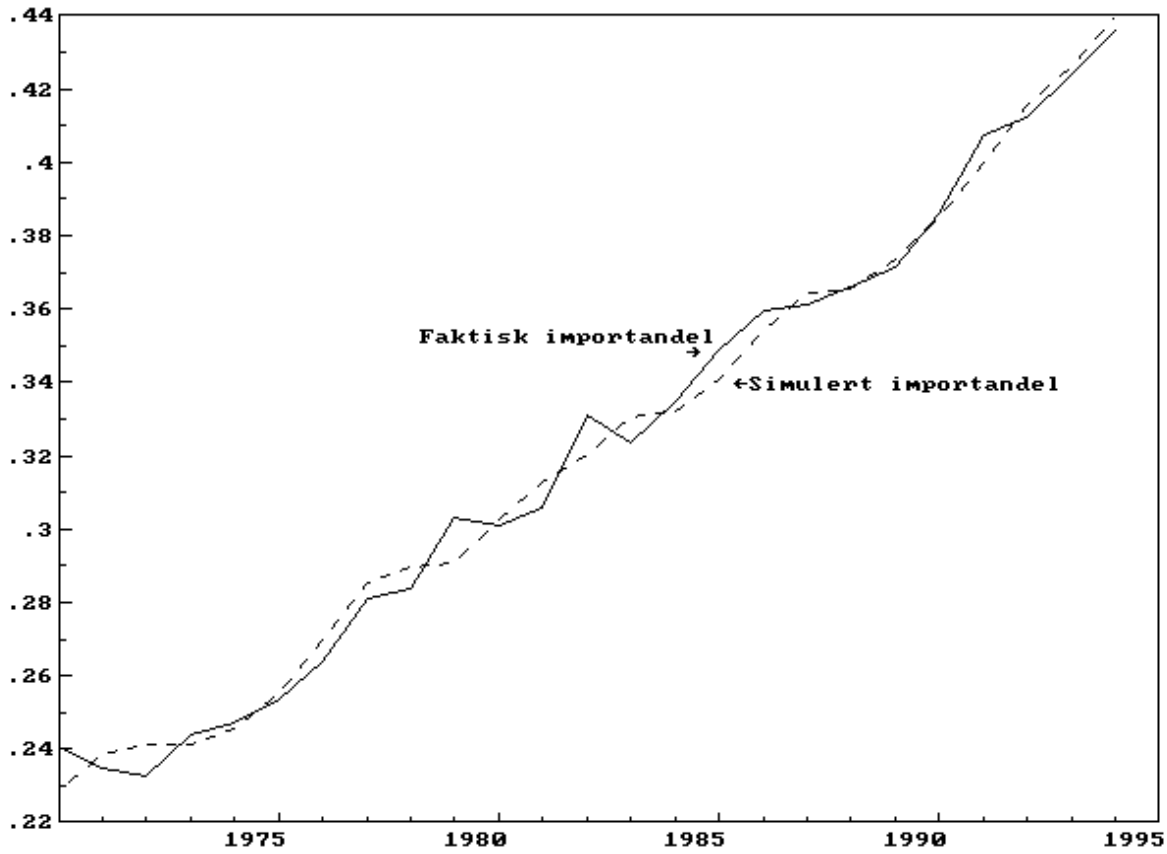
$BL: \chi^2(2) = 3,18 (0,20)$

Komponent/Variabel	Estimat	RMSE	t-verdi	p-verdi
α_{1994}	0,210	0,077	2,738	0,011
β	–	–	–	–
$\Delta \log(1 - CUW)_t$	1,193	0,501	2,380	0,025
hi_{t-1}	-0,540	0,152	-3,563	0,002
rp_t	0,676	0,254	2,662	0,013
s_t	-0,347	0,214	-1,621	0,118

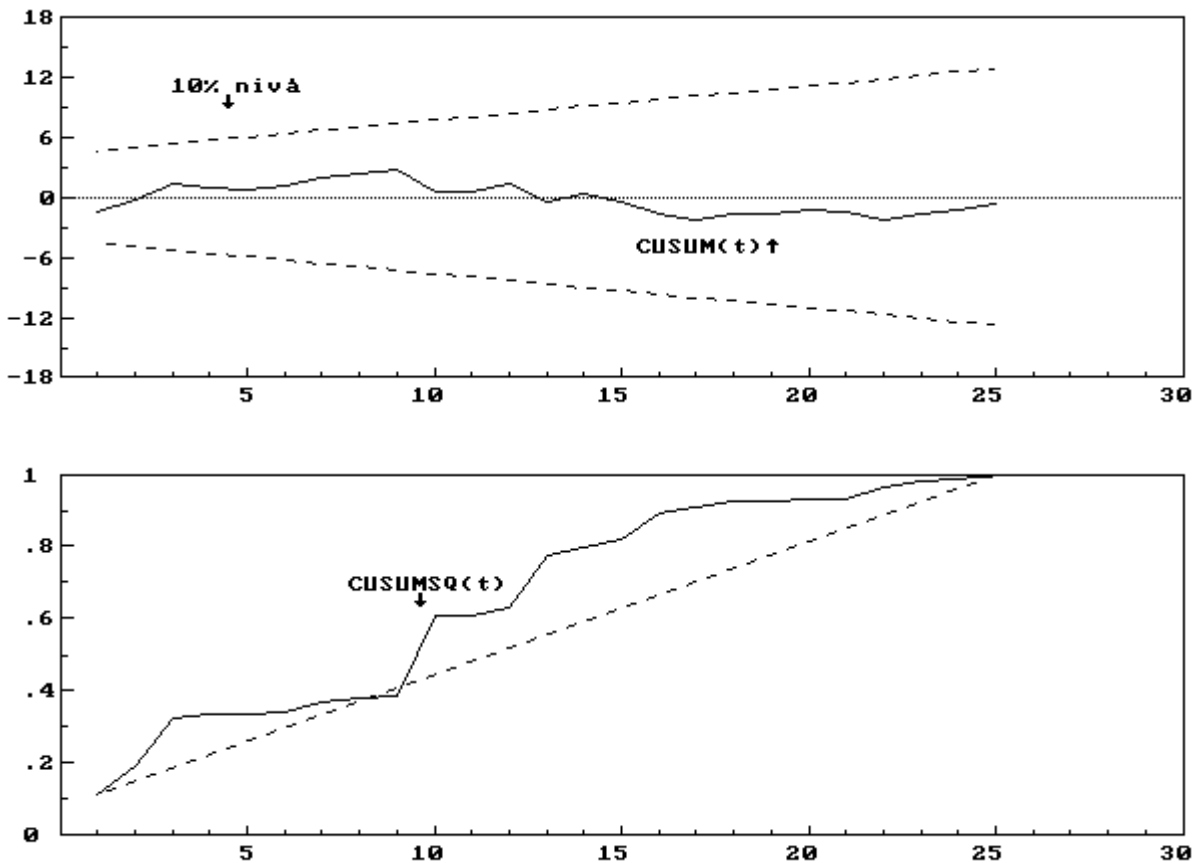
Instrumenter for $\Delta \log(1 - CUW)_t$: $k_{t,\nu}$, $z_{t,\nu}$, $\Delta \log(1 - CUW)_{t-1}$, $\log(1 - CUW)_{t-1}$

Instrumenter benyttet ved Hausman-test for rp_t : Δpu_ν , Δe_ν , $pi_{t,\nu}$, $e_{t,\nu}$, $pu_{t,\nu}$, ph_{t-1}

Figur 5.7. Faktisk og simulert importandel for Diverse industriprodukter



Figur 5.8. Stabilitetstester for Diverse industriprodukter



5.5. Verkstedprodukter

Likningen for Verkstedprodukter inneholder også en trend med helningskoeffisient lik null. Her tilsier imidlertid $\tilde{\sigma}_\eta$ at variasjon i NBIPK ga merkbare importandelsendringer i sampelperioden (jf. diskusjonen av figur 4.3). Likningen er en distribuert-lag modell hvor priseffektene er parametrisert som Δ_2rp_t og rp_{t-2} . Den

inkluderer i tillegg $\Delta\log(1 - CUW)_t$ og spesialiseringsvariabelen s_t . Prisleddene og s_t har klart signifikante parameterestimater, mens $\Delta\log(1 - CUW)_t$ er marginalt signifikant på 10 prosents nivå. Alle diagnostikk-testene har p -verdier over 0,15, og figur 5.10 indikerer at regresjonskoeffisientene er stabile.

Tabell 5.5. Dynamisk modell for Verkstedprodukter

Venstresidevariabel: h_i

$$\tilde{\sigma}_\varepsilon = 0,0362 \quad \tilde{\sigma}_\eta = 0,0431 \quad \tilde{\sigma} = 0,0573$$

$T = 26$ Estimeringsperiode: 1969 – 1994

$NORM: \chi^2(2) = 1,22 (0,54)$

$HET: F(8, 8) = 0,98 (0,97)$

$HAUS(\Delta rp): t = -0,55 (0,59)$

$NORM_\varepsilon: \chi^2(2) = 1,05 (0,59)$

$NORM_\eta: \chi^2(2) = 3,55 (0,17)$

$DW: 2,28$

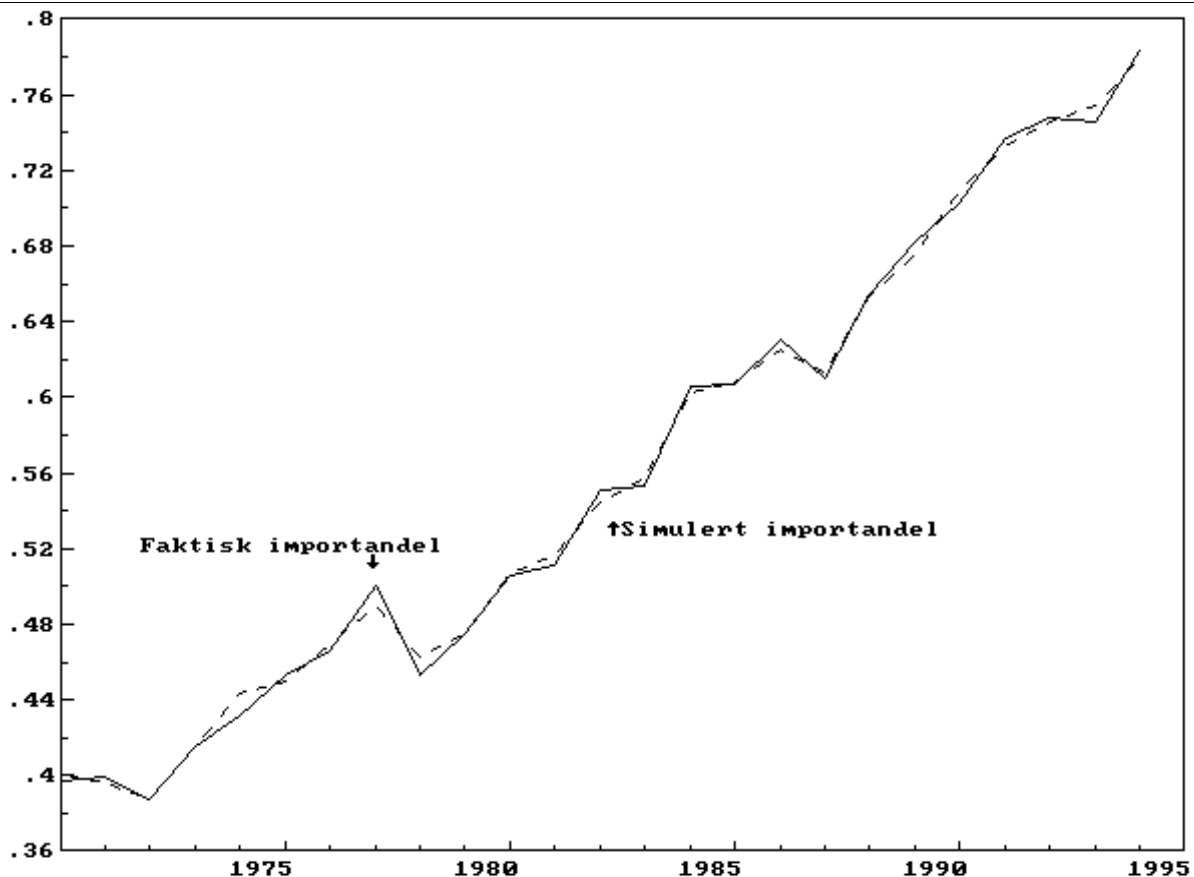
$BL: \chi^2(3) = 3,03 (0,39)$

Komponent/Variabel	Estimat	RMSE	t-verdi	p-verdi
α_{1994}	-0,995	0,054	-18,373	0,000
β	-	-	-	-
Δ_2rp_t	0,985	0,284	3,464	0,002
$\Delta\log(1 - CUW)_t$	1,069	0,620	1,726	0,097
rp_{t-2}	1,429	0,382	3,741	0,001
s_t	-0,990	0,360	-2,749	0,011

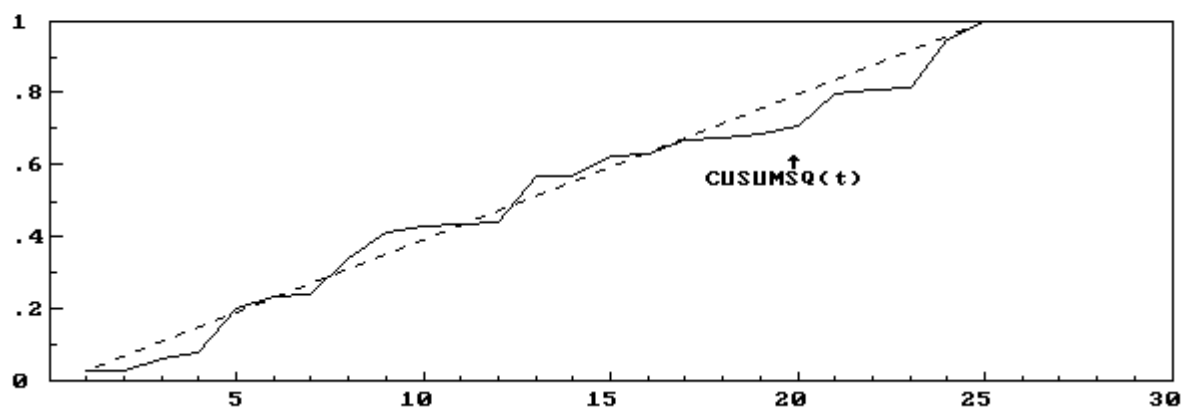
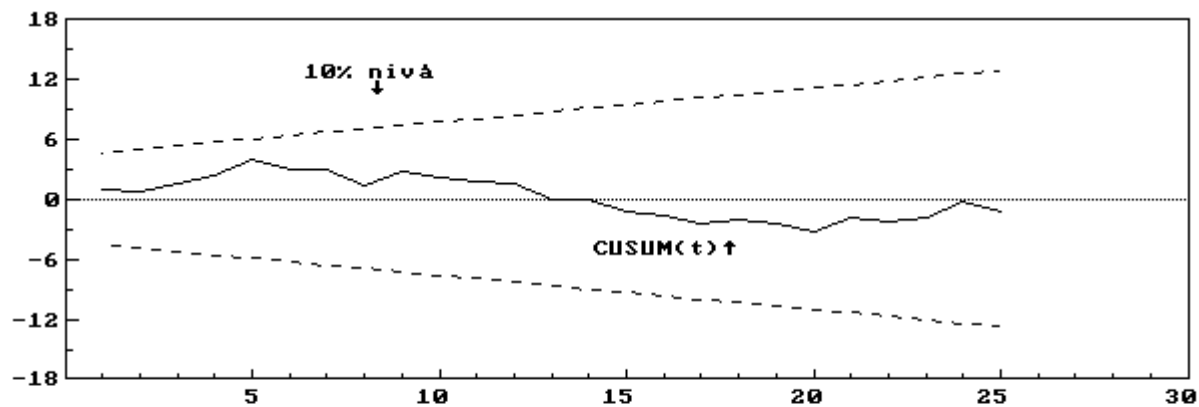
Instrumenter for $\Delta\log(1 - CUW)_t$: $\Delta mii_t, \Delta mii_{t-1}, \Delta\log(1 - CUW)_{t-1}, \log(1 - CUW)_{t-1}$.

Instrumenter benyttet ved Hausman-test for Δrp_t : $\Delta pi_{t-1}, \Delta e_{t-1}, pi_{t-1}, e_{t-1}, pu_{t-1}, ph_{t-1}, pv_{t-1}$.

Figur 5.9. Faktisk og simulert importandel for Verkstedprodukter



Figur 5.10. Stabilitetstester for Verkstedprodukter



6. Avslutning

Rapporten har presentert importandelsmodeller for fem industrivarer, estimert over perioden 1969-1994. I forhold til tidligere studier, er det nye i vår analyse at vi (i) har benyttet en tolkbar proxy for internasjonal spesialisering og (ii) har modellert norske bedrifters ikke-prismessige konkurranseevne (NBIPK) med stokastiske trender. Disse forholdene har vært tilnærmet med *lineære* trender i tidligere, disaggregerte, importstudier på norske data. Analysen har gitt følgende hovedresultater:

- Den observerte importandelsøkningen reflekterer primært at spesialiseringen har økt og at norske bedrifter har tapt prismessig konkurranseevne på hjemmemarkedet. Det har imidlertid vært liten relativ prisvariasjon for Tekstil- og bekledningsvarer.
- En estimert trend "forklarer" det meste av importandelsøkningen for denne varen. Denne trenden antas å fange opp virkninger av økt spesialisering og av at norske bedrifter har tapt kostnadmessig- og ikke-prismessig konkurranseevne. Innenlandsk etterspørselsvekst har også bidratt til å øke importandelen for Tekstil- og bekledningsvarer.
- En svekkelse av NBIPK forklarer en liten del av importandelsøkningen for Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter. For Verkstedprodukter kan likevel en betydelig importandelsvariasjon henføres til endringer i NBIPK. Disse endringene i NBIPK ser ut til å avhenge positivt av endringer i bedriftenes kostnadmessige konkurranseevne. Resonnementet er at (a) bedriftenes faktiske og forventede lønnsomhet går ned når kostnadene øker (*ceteris paribus*), (b) bedriftene da (delvis som følge av imperfeksjoner i kapitalmarkedene) reduserer sine utgifter til markedsføring og produktutvikling, spesielt utgiftene til FoU, og c) dette svekker NBIPK. Importandelen i prosent øker med 0,14 poeng hvis den kostnadmessige konkurranseevnen svekkes med én prosent og relative priser ligger fast; forholdet mellom hjemmeveransers og import går ned med 0,8 prosent.
- Varenes langsiktige substitusjonselastisiteter har et veiet gjennomsnitt på 1,2. Dette estimatet er forholdsvis lavt vurdert mot estimater i tidligere dis-aggregerte studier, noe som avspeiler at spesi-

seringsproxyn tar forklaringskraft fra relative priser. Substitusjonselastisitetene er høyest for Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter (1,4 og 1,3) og lavest for Drikkevarer og tobakk og Tekstil- og bekledningsvarer (0,6 og 0,5).

- For alle varene øker importandelene med norske produsenters kapasitetsutnyttelse (*ceteris paribus*).

Analysen har imidlertid flere begrensninger. For det første har vi ikke estimert virkningene av gitte endringer i de faktorene som påvirker NBIPK: Trendene avspeiler kun utfallet av endringer i bedriftenes totale ikke-prismessige konkurranseevne. For det andre har vi sett bort fra variasjon i NBIPK som er stasjonær uten å være syklisk. Dersom det er sterk konkurranse på ikke-prismessige forhold, noe som er rimelig når produktene er differensierte, kan f.eks. den relative markedsføringen utvikle seg stasjonært. For det tredje kan trendene fange opp andre forhold enn de som er diskutert her. På den annen side kan enhver økning (reduksjon) i importandelene tolkes som at norske bedrifter får svekket (bedret) konkurranseevne på hjemmemarkedet.

Til tross for disse begrensningene, har resultatene implikasjoner for norsk industri og norsk økonomisk politikk:

- I den grad spesialiseringstrenden fortsetter, vil industrien bli stadig mindre påvirket av endringer i innenlandsk etterspørsel.⁵¹ (Som vist i Økonomiske analyser 2000, 1, har importandelene fortsatt å øke etter 1994.)
- Importandelene er følsomme overfor relative prisendringer. Kostnadsforhold har derfor stor betydning for industriens konkurranseevne på hjemmemarkedet.
- Denne konklusjonen svekkes ikke av at endringer i NBIPK kan ha sterk effekt på importandelen for Verkstedprodukter. Snarere tilsier trenden for denne varen at kostnader har større betydning enn hva som ofte legges til grunn.

⁵¹ Denne utviklingen forsterkes av at industrivarer utgjør synkende andel av innenlandsk anvendelse.

Referanser

- Amable, B. og Verspagen, B. (1995): The Role of Technology in Market Shares Dynamics, *Applied Economics* **27**, 197-204.
- Amendola, G., Dosi, G. og Papagni, E. (1993): The Dynamics of International Competitiveness, *Weltwirtschaftliches Archiv* **129**, 451-471.
- Andersen, T. (1994): *Price Rigidity*, Oxford: Clarendon Press.
- Anderton, R. (1992): U.K. Exports of Manufactures: Testing for the Effects of Non-Price Competitiveness Using Stochastic Trends and Profitability Measures, *Manchester School* **60**, 23-40.
- Anderton, R. (1999a): Innovation, Product Quality, Variety, and Trade Performance: An Empirical Analysis of Germany and the UK, *Oxford Economic Papers* **51**, 152-167.
- Anderton, B. (1999b): UK Trade Performance and the Role of Product Quality, Innovation and Hysteresis: Some Preliminary Results, *Scottish Journal of Political Economy* **46**, 570-595.
- Anderton, B., Pesaran, B. og Wren-Lewis, S. (1992): Imports, Output and the Demand for Manufactures, *Oxford Economic Papers* **44**, 175-186.
- Asseery, A. og Peel, D. A. (1991): Estimates of a Traditional Aggregate Import Demand Model for Five Countries, *Economics Letters* **35**, 435-439.
- Athukorala, P. og Menon, J. (1995): Modelling Manufactured Imports: Methodological Issues With Evidence From Australia, *Journal of Policy Modeling* **17**, 667-675.
- Aurikko, E. (1985a): Testing the Functional Form of Finnish Aggregate Imports, *Economics Letters* **18**, 223-228.
- Aurikko, E. (1985b): A Dynamic Disaggregated Model of Finnish Imports of Goods, *Empirical Economics* **10**, 103-120.
- Barker, T. (1977): International Trade and Economic Growth: An Alternative to the Neoclassical Approach, *Cambridge Journal of Economics* **1**, 153-172.
- Barker, T. (1979): Identification of Activity Effects, Trends and Cycles in Import Demand, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **41**, 63-68.
- Beenstock, M. og Warburton, P. (1982): UK Imports and the International Trading Order, *Weltwirtschaftliches Archiv* **118**, 707-725.
- Boltho, A. (1996): The Assessment: International Competitiveness, *Oxford Review of Economic Policy* **12**, 3, 1-16.
- Boswijk, H. P. og Urbain, J.-P. (1997): Lagrange Multiplier Tests for Weak Exogeneity: A Synthesis, *Econometric Reviews* **16**, 21-38.
- Bowitz, E. og Cappelen, Å. (1994): *Prisdannelse og faktoreterspørsel i norske næringer*, Sosiale og økonomiske studier 85, Statistisk sentralbyrå.
- Brown, R. L., Durbin, J. og Evans, J. M. (1975): Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, *Journal of the Royal Statistical Society* **37**, Serie B, 149-192.
- Buxton, T., Mayes, D. og Murfin, A. (1994): "Research and Development and Trading Performance" i Buxton, T., Chapman, P. og Temple, P. (red.): *Britain's Economic Performance*, London og New York: Routledge.
- Cappelen, Å. (1992): "MODAG – A Medium Term Macroeconometric Model of the Norwegian Economy" i Bergman, L. og Olsen, Ø. (red.): *Nordic Macroeconomic Models*, Amsterdam: North Holland.

- Cappelen, Å. og von der Fehr, N. H. M. (1986): *Kapasitetsutnyttelse i norske næringer*, Rapporter 86/26, Statistisk sentralbyrå.
- Carlin, W., Glyn, A. og Van Reenen, J. (1997): Quantifying a Dangerous Obsession? Competitiveness and Export Performance in an OECD Panel of Industries. CEPR Discussion Paper No. 1628.
- Carlton, D. (1989): "The Theory and Facts of How Markets Clear: Is Industrial Organization Valuable for Understanding Macroeconomics?" i Schmalensee, R. og Willig, R. D. (red.): *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 1, Amsterdam: North-Holland.
- Carone, G. (1996): Modeling the U.S. Demand for Imports Through Cointegration and Error Correction, *Journal of Policy Modeling* **18**, 1-48.
- Cuthbertson, K. (1985): The Behaviour of UK Imports of Manufactured Goods, *National Institute Economic Review* **113**, August, 31-38.
- Cuthbertson, K., Hall, S. G. og Taylor, M. P. (1992): *Applied Econometric Techniques*, New York: Philip Allan.
- Deaton, A. og Muellbauer, J. (1980): An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review* **70**, 312-326.
- Dixit, A. og Stiglitz, J. E. (1977): Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *American Economic Review* **67**, 297-308.
- Doornik, J. A. og Hansen, H. (1994): A Practical Test for Univariate and Multivariate Normality, Discussion Paper, Nuffield College, University of Oxford.
- Drèze, J. H. og Bean, C. R. (red.) (1990): *Europe's Unemployment Problem*, Cambridge MA: MIT Press.
- Engle, R. F. (1982): A General Approach to Lagrange Multiplier Model Diagnostics, *Journal of Econometrics* **20**, 83-104.
- Fagerberg, J. (1988): International Competitiveness, *Economic Journal* **98**, 355-374.
- Fagerberg, J. (1996): Technology and Competitiveness, *Oxford Review of Economic Policy* **12**, 3, 39-51.
- Fagerberg, J. (1997): "Competitiveness, Scale and R&D" i Fagerberg, J., Hansson, P., Lundberg, L. og Melchior, A. (red.): *Technology and International Trade*, Aldershot: Edward Elgar.
- Frenger, P. (1980): *Import-Share Functions in Input-Output Analysis*, Rapporter 80/14, Statistisk sentralbyrå.
- Fæhn, T., Grünfeld, L. A., Holmøy, E., Hægeland, T. Strøm, B. (1995): *Sammensetningen av den effektive støtten til norske næringer i 1989 og 1991*, Rapporter 95/9, Statistisk sentralbyrå.
- Godfrey, L. G. (1988): *Misspecification Tests in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Goldstein, M. og Khan, M. S. (1985): "Income and Price Effects in Foreign Trade" i Jones, R. W. og Kenen, P. B. (red.): *Handbook of International Economics*, Vol. 2, Amsterdam: North-Holland.
- Greenhalgh, C. (1990): Innovation and Trade Performance in the United Kingdom, *Economic Journal* **100**, 105-118.
- Greenhalgh, C., Mavrotas, G. og Wilson, R. (1996): Intellectual Property, Technological Advantage and Trade Performance of UK Manufacturing Industries, *Applied Economics* **28**, 509-519
- Greenhalgh, C., Taylor, P. og Wilson, R. (1994): Innovation and Export Volumes and Prices – A Disaggregated Study, *Oxford Economic Papers* **46**, 102-134.
- Greenwald, B. og Stiglitz, J. E. (1989): Toward a Theory of Rigidities, *American Economic Review* **79**, 364-369.
- Gregory, R. G. (1971): United States Imports and Internal Pressure of Demand: 1948-68, *American Economic Review* **61**, 28-47.
- Haas, R. D. og Turner, G. (1990): The World Trade Model: Revised Estimates, *Journal of Policy Modeling* **12**, 93-128.
- Harvey, A. C. (1989): *Forecasting, Structural Times Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Harvey, A. C. (1990): *The Econometric Analysis of Time Series*, New York: Philip Allan.
- Harvey, A. C. og Durbin, J. (1986): The Effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: A Case Study in Structural Time Series Modelling, *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B*, **149**, 187-227.
- Harvey, A. C., Henry, S. G. B., Peters, S. og Wren-Lewis, S. (1986): Stochastic Trends in Dynamic Regression Models: An Application to the Employment-Output Equation, *Economic Journal* **96**, 975-985.
- Harvey, A. C. og Koopman, J. S. (1992): Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series

- Models, *Journal of Business & Economic Statistics* **10**, 377-389.
- Harvey, A. C. og Shepard, N. (1993): "Structural Time Series Models" i Maddala, G. S., Rao, C. R. og Vinod, H. D. (red.): *Handbook of Statistics*, Vol. 11, Amsterdam: Elsevier Science Publishers B. V.
- Hausman, J. (1978): Specification Tests in Econometrics, *Econometrica* **46**, 1251-1271.
- Hendry, D. F. (1995): On the Interactions of Unit Roots and Exogeneity, *Econometric Reviews* **14**, 383-419.
- Hendry, D. F. og Neale, A. J. (1988): Interpreting Long-Run Equilibrium Solutions in Conventional Macro Models: A Comment, *Economic Journal* **98**, 808-817.
- Hoel, M. og Nymoen, R. (1988): The Supply Side of RIKMOD: Short-Run Producer Behaviour in a Model of Monopolistic Competition, *Economic Modelling* **5**, 58-70.
- Johansen, K. (1995): Norwegian Wage Curves, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **57**, 229-247.
- Klette, T. J. (1994): R&D, Spillovers and Performance among Heterogenous Firms. An Empirical Study Using Microdata, Discussion Paper No. 133, Statistisk sentralbyrå.
- Koopman, S. J., Harvey, A. C., Doornik, J. A. og Shepard, N. (1995): *Stamp 5.0: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*, London: Chapman & Hall.
- Krämer, W., Ploberger, W. og Alt, R. (1988): Testing for Structural Change in Dynamic Models, *Econometrica* **56**, 1355-1369.
- Krugman, P. (1989): Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates, *European Economic Review* **33**, 1031-1054.
- Krugman, P. (1995): Growing World Trade: Causes and Consequences, *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1: 1995, 327-377 (med diskusjon).
- Lächler, U. (1985): The Elasticity of Substitution between Imported and Domestically Produced Goods in Germany, *Weltwirtschaftliches Archiv* **121**, 74-96.
- Lindquist, K. G. (1993): *Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987*, Rapporter 93/18, Statistisk sentralbyrå.
- Ljung, G. M. og Box, G. E. P. (1978): On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika* **66**, 67-72.
- Magnier, A. og Toujas-Bernate J. (1994): Technology and Trade: Empirical Evidence for the Major Five Industrial Countries, *Weltwirtschaftliches Archiv* **130**, 494-520.
- Marquez, J. (1999): Long-Period Trade Elasticities for Canada, Japan, and the United States, *Review of International Economics* **7**, 102-116.
- Melchior, A. (1993): Helping Your Industry at the Greatest Cost. The Story of Norwegian Textile Quotas, Research report No. 171, NUPI.
- Melchior, A. (1994): U-landshandelen med tekstilvarer. Virkninger av Uruguay-runden og norsk EU-medlemskap, NUPI-rapport (foreløpig versjon).
- Menon, J. (1995): Price and Activity Effects in International Trade: Cointegration, Aggregation and Prices, *Hitotsubashi Journal of Economics* **36**, 47-60.
- Morana, C. (2000): Modelling Evolving Long-Run Relationships: An Application to the Italian Energy Market, *Scottish Journal of Political Economy* **47**, 72-93.
- Moreno, L. (1997): The Determinants of Spanish Industrial Exports to the European Union, *Applied Economics* **29**, 723-732.
- Naug, B. (1990): *Importvolum og importpriser*, Arbeidsnotat 90/8, Norges Bank.
- Naug, B. E. (1994): *En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer 1968-1990*, Sosiale og økonomiske studier 84, Statistisk sentralbyrå.
- Naug, B. E. (1995): *En økonometrisk modell for norsk eksport av industrielle råvarer*, Rapporter 95/2, Statistisk sentralbyrå.
- Naug, B. E. (1996a): Om konkurransevneindikatorer, *Økonomiske analyser* 1996, 2, Statistisk sentralbyrå, 13-21.
- Naug, B. E. (1996b): Hva bestemmer utviklingen i importprisene?, *Sosialøkonomen* **50**, 1, 32-40.
- Naug, B. E. (1999): Modelling the Demand for Imports and Domestic Output, Discussion Paper No. 243, Statistisk sentralbyrå.
- Naug, B. E. og Nymoen, R. (1996): Pricing to Market in a Small Open Economy, *Scandinavian Journal of Economics* **98**, 329-350.

- Neudorfer, P., Pichelmann, K. og Wagner, M. (1990): "Unfavorable Shifts in Rationing Equilibria: Austrian Unemployment" i Drèze og Bean (1990), *op.cit.*
- Norman, V. D. (1986): *En liten, åpen økonomi*, Oslo: Universitetsforlaget.
- Nymoen, R. (1989): Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-Correction Model of Norwegian Manufacturing Wages, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **51**, 239-258.
- Orcutt, G. (1950): Measurement of Price Elasticities in International Trade, *Review of Economics and Statistics* **32**, 117-132.
- Reymert, M. (1984): *Import- og eksportlikninger i KVARTS*, Rapporter 84/18, Statistisk sentralbyrå.
- Rosanna, R. J. og Seater, J. J. (1995): Temporal Aggregation and Economic Time Series, *Journal of Business & Economic Statistics* **13**, 441-451.
- Sato, R. (1975): The Most General Class of CES Functions, *Econometrica* **43**, 999-1003.
- Sato, R. (1977): Homothetic and Non-Homothetic CES Production Functions, *American Economic Review* **67**, 559-569.
- Sedgley, N. og Smith, J. (1994): An Analysis of UK Imports Using Multivariate Cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **56**, 135-150.
- Spanos, A. (1986): *Statistical Foundations of Econometric Modeling*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Steen, A. H. (1991): Ingen over - Ingen ved siden? Konkurransmuligheter for norsk nærings- og nytelsesmiddelindustri, *FAFO-rapport* nr. 126.
- Streibel, M. og Harvey, A. C. (1993): Estimation of Simultaneous Equation Models with Stochastic Trend Components, *Journal of Economic Dynamics and Control* **17**, 263-287.
- Stølen, N. M. (1983): *Importandeler og relative priser*, Rapporter 83/33, Statistisk sentralbyrå.
- Svendsen, I. (1990): *Importmodellen i MODAG og KVARTS*, Rapporter 90/20, Statistisk sentralbyrå.
- Swann, P., Temple, P. og Shurmer, M. (1996): Standards and Trade Performance: The UK Experience, *Economic Journal* **106**, 1297-1313.
- Temple, P. og Urga, G. (1997): The Competitiveness of UK Manufacturing: Evidence from Imports, *Oxford Economic Papers* **49**, 207-227.
- Thursby, J. og Thursby, M. (1984): How Reliable are Simple, Single Equation Specifications of Import Demand?, *Review of Economics and Statistics* **66**, 120-128.
- Urbain, J.-P. (1992): On Weak Exogeneity in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **54**, 187-207.
- van Bergeijk, P. A. G. og Mensink, N. W. (1997): Measuring Globalization, *Journal of World Trade* **31**, 159-168.
- Wallis, K. F. (1987): Time Series Analysis of Bounded Economic Variables, *Journal of Time Series Analysis* **8**, 115-123.
- Whitley, J. D. (1979): Imports of Finished Manufactures: The Effects of Prices, Demand and Capacity, *Manchester School* **47**, 325-348.

Konstruksjon av indikatorer for kapasitetsutnyttning

CUK-variablene er konstruert i flere trinn:

- Konjunkturbarometeret (*KB*) gir tall for andelen foretak med utnyttingsgrad på minst 95 prosent, 80-95 prosent, 65-80 prosent osv. Siden sammenhengen mellom *NBIPK* og kapasitetsutnyttelse primært gjelder ved høye utnyttelsesnivåer, er *CUK* andelen foretak med minst 95 prosent kapasitetsutnyttelse.
- Med unntak for varen Tekstil- og bekledningsvarer, er det ikke direkte samsvar mellom varegruppene i *KB* og *MODAG*. *KB*-tallene for "Næringsmidler, drikkevarer og tobakk" benyttes som kapasitetsutnyttingsproxy for Drikkevarer og tobakk og For-edlede jordbruks- og fiskeprodukter. For Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter er *CUK*-seriene konstruert med utgangspunkt i tall for flere næringer. Næringstallene er veiet sammen med vektorer som reflekterer næringenes betydning for produksjonen av Verkstedprodukter og Diverse industriprodukter.
- *KB* måler utnyttelsesgraden ved *utgangen* av hvert kvartal. Vi glatter *KB*-tallene ved å definere kapasitetsutnyttningen i et kvartal som gjennomsnittet av *KB*s utnyttelsestall ved utgangen av kvartalene t og $t-1$. CUK_t er gjennomsnittet av de glattede kvartals-tallene for år t .
- *KB*-tallene starter i 1974, og er derfor skjøtet med de respektive *CUW*-indikatorene. Ved denne skjøtingen er *CUW* multiplisert med en konstant slik at *CUW* får samme nivå som *CUK* i 1974.

Wharton-indikatorerne i *MODAG* er definisjonsmessig lik 100 i år med (beregnet) full kapasitetsutnyttelse. For at $\log(1 - CUW)$ skal være veldefinert, er *CUW* normert slik at *CUW* og *CUK* får identisk nivå i det året (etter 1973) hvor *CUK* har sitt toppnivå.

Tidligere utgitt på emneområdet*Previously issued on the subject***Rapporter (RAPP)**

80/14: Frenger P.: Import-Share Functions in Input-Output Analysis.

84/18: Reymert, M.: Import- og eksportlikninger i KVARTS.

83/33: Stølen, N.M.: Importandeler og relative priser.

90/20: Svendsen I.: Importmodellen i MODAG og KVARTS.

Sosiale og økonomiske studier (SØS)

84: Naug, B.E. (1994): En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer 1968-1990.

Økonomiske analyser (ØA)

7/95: Naug, B.E.: Importandeler, relative priser og konkurransevne. En analyse basert på importandelsmodellen i MODAG, 29-37.

Discussion Papers (DP)

243: Naug, B.E. (1999): Modelling the Demand for Imports and Domestic Output.

Notater

95/29: Naug, B.E.: Eksport- og importlikninger i KVARTS.

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

- 99/17 A. Benedictow: Norsk eksport av metaller. 1999. 47s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4701-2
- 99/18 F. Gundersen: Produksjon av svalbardstatistikk: Begrensninger og muligheter. 1999. 34s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4702-0
- 99/19 P. Rees, L. Østby, H. Durham og M. Kupiszewski: Internal Migration and Regional Population Dynamics in Europe: Norway Case Study. 1999. 60s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4703-9
- 99/20 B.K. Wold og J. Grave: Poverty Alleviation Policy in Angola, Pursuing Equity and Efficiency. 1999. 94s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4704-7
- 99/21 T.N. Evensen: Turismens betydning for norsk økonomi: Satellittregnskap for turisme 1988-1995. 1999. 64s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4707-1
- 99/22 A.C. Bøeng og R. Nesbakken: Energibruk til stasjonære og mobile formål per husholdning 1993, 1994 og 1995: Gjennomsnittstall basert på forbruksundersøkelsen. 1999. 59s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4710-1
- 99/23 T. Eika og K. Moum: Aktivitetsregulering eller stabil valutakurs: Om pengepolitikens rolle i den norske oljeøkonomien. 1999. 42s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4709-8
- 99/24 T. Bye, J. Larsson og Ø. Døhl: Klimagasskvoter i kraftintensive næringer: Konsekvenser for utslipp av klimagasser, produksjon og sysselsetting. 1999. 34s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4719-5
- 99/25 S. Todsen: Kvartalsvis nasjonalregnskap - dokumentasjon av beregningsopplegget. 1999. 81s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4720-9
- 99/26 B. Bye, E. Holmøy og B. Strøm: Virkninger på samfunnsøkonomisk effektivitet av en flat skattereform: Betydningen av generelle likevektseffekter. 1999. 40s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4721-7
- 1999/27 H.K. Reppen og E. Rønning: Barnefamiliers tilsynsordninger, yrkesdeltakelse og bruk av kontantstøtte våren 1999: Kommentert tabellrapport. 1999. 132s. 165 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4726-8
- 1999/28 A.K. Enge: Kvalitetsendring i byggearealstatistikken - årsaker og konsekvenser. 1999. 31s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4727-6
- 1999/29 M.V. Dysterud, E. Engeli og P. Schøning: Tettstedsavgrensning og arealdekke innen tettsteder: Metode og resultater. 1999. 81s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4734-9
- 1999/30 M. Takle, A. Bjørsvik, R. Jensen, A. Kløvstad og K. Mork: Kontroll av kvaliteten på to kjennemerker i GAB-registeret: Bruk av GIS for analyse og presentasjon. 1999. 46s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4736-5
- 1999/32 A. Bruvoll og K. Ibenholt: Framskrivning av avfallsmengder og miljøbelastninger knyttet til sluttbehandling av avfall. 1999. 34s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4740-3
- 1999/33 J.-E. Lystad: Nordmenns ferievaner 1998. 1999. 62s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4741-1
- 1999/34 Ø. Andresen: Organisasjonsdeltakelse i Norge fra 1983 til 1997. 1999. 52s. ISBN 82-537-4743-8
- 1999/35 J. Lyngstad: Studenters inntekt og økonomiske levekår. 1999. 37s. 125 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4746-2
- 1999/36 T.W. Bersvendsen, J.L. Hass, K. Mork og R.O. Solberg: Ressursinnsats, utslipp og rensing i den kommunale avløpssektoren, 1998. 1999. 77s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4747-0
- 1999/37 T. Martinsen: Avanseundersøkelse for detaljhandel. 1999. 55s. 155 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4751-9
- 2000/2 Ø. Skullerud: Avfallsregnskap for Norge - Metoder og foreløpige resultater for metaller. 2000. 28s. 140 kr inkl. mva. ISBN 82-537-4771-3