

Bjørn E. Naug

**En økonometrisk analyse
av utviklingen i
importandelene for
industrivarer 1968-1990**



Bjørn E. Naug

**En økonometrisk analyse
av utviklingen i
importandelene for
industrivarer 1968-1990**

Sosiale og økonomiske studier

Serien *Sosiale og økonomiske studier* omfatter nye forskningsbidrag – monografier og redigerte arbeider – på de områder Statistisk sentralbyrå har forskningsvirksomhet. Analysemetoder og temavalg vil variere, men hovedsakelig vil arbeidene være av anvendt og kvantitativ natur med vekt på utnytting av SSBs data i analyser for samfunnsplanleggingsformål og til allmenn forståelse av sosial og økonomisk utvikling.

Social and Economic Studies

The series *Social and Economic Studies* consists of hitherto unpublished studies in economics, demography and other areas of research in Statistics Norway. Although the studies will vary in analytical methods and in subject matter, they tend to be applied studies based on quantitative analysis of the data sources of Statistics Norway. The research programmes from which the studies originate typically emphasize the development of tools for social and economic planning.

ISBN 82-537-3955-9

ISSN 0801-3845

Emnegruppe

59Andre samfunnsøkonomiske studier

Emneord

Feiljusteringsmodeller

Importandeler

Konkurransesevne

Priseffekter

Økonometri

Design: Enzo Finger Design

Trykk: Falch Hurigtrykk

Sammendrag

Bjørn E. Naug

En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer 1968-1990

Sosiale og økonomiske studier 84 • Statistisk sentralbyrå 1994

Dette arbeidet presenterer resultater fra en økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer. Det er estimert importandelsfunksjoner for åtte vareaggregater på norske årsdata med relative priser og et trendledd som de viktigste forklaringsvariablene. Importandelene for varene som analyseres har økt betydelig over estimeringsperioden 1968-1990. Resultatene tyder på at vekst i forholdet mellom hjemmepriser og importpriser er hovedfaktoren bak dette for fire av varene. Økt internasjonal arbeidsdeling, representert ved trendleddet, ser ut til å ha bidratt mer enn relative priser til veksten i importandelene for tre av varene som modelleres. Det er testet for effekter av innenlandsk etterspørsel, kapasitetsutnyttning og variable enhetskostnader i norsk produksjon, men disse variablene ser ut til å forklare lite av variasjonen i importandelene. I likningene for flere av varene er det betydelige tregheter i tilpasningen ved endringer i hjemmepriser og importpriser. En restriksjon om pris-homogenitet på lang sikt blir ikke forkastet, men for fem av varene er det signifikante forskjeller i tilpasningsforløpet ved endringer i hjemmepriser og importpriser. De estimerte importandelsfunksjonene inngår i Statistisk sentralbyrås makroøkonometriske modell MODAG.

Emneord: Feiljusteringsmodeller, Importandeler, Konkurransesevne, Priseffekter, Økonometri

Abstract

Bjørn E. Naug

An Econometric Analysis of the Development of Manufacturing Import Shares 1968-1990

Social and Economic Studies 84 • Statistics Norway 1994

This report presents results from an econometric analysis of the development of manufacturing import shares. Using Norwegian annual data, import share functions for eight commodity aggregates are estimated. The import shares for the commodities analysed increased considerably over the sample period 1968-1990. The results indicate that, for four of the commodities analysed, growth in domestic prices relative to import prices is the main factor behind the growth in import shares. For three of the commodities, increased international specialisation, proxied by a trend variable, seems to have contributed more than relative prices to the growth in import shares. Effects of domestic demand, capacity utilization and variable unit costs in Norwegian production are also investigated, but these variables seem to explain little of the variation in import shares. Significant adjustment lags are present in most of the equations. Long run price homogeneity is not rejected, but the speed of adjustment from changes in import prices and domestic prices differs significantly in five of the equations. The estimated import share functions are implemented in the macroeconometric model MODAG of Statistics Norway.

Keywords: Error correction models, Import shares, Competitiveness, Price effects, Econometrics

Innhold

1. Innledning	7
2. Teoretisk grunnlag	9
3. Databeskrivelse	15
4. Økonometrisk spesifikasjon	23
5. Hovedtrekk ved estimeringsresultatene	33
6. Dokumentasjon av estimerte likninger	41
6.1. Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	44
6.2. Drikkevarer og tobakk	46
6.3. Tekstil- og bekledningsvarer	48
6.4. Diverse industriprodukter	50
6.5. Treforedlingsprodukter	53
6.6. Kjemiske råvarer	55
6.7. Metaller	58
6.8. Verkstedprodukter	60
7. En vurdering av indikatorer for utviklingen i konkurransevnen overfor utlandet	63
8. Avslutning	67
Vedlegg	
Tester for kointegrasjon og svak eksogenitet	69
Referanser	73
Utkommet i serien Sosiale og økonomiske studier	77

1. Innledning*

Siden midten av 1960-tallet har hjemmemarkedsandelene for norske produsenter av industrivarer blitt redusert betydelig. Denne utviklingen føres vanligvis tilbake til to forhold:

- Prisene på norskproduserte industrivarer levert til hjemmemarkedet har økt markert i forhold til prisene på konkurrerende importvarer de siste 20-25 årene.
- En økning i den internasjonale arbeidsdelingen har ført til økte importandeler¹ i de fleste land.

I denne studien benyttes økonomiske metoder til å analysere bidraget fra de to forklaringene på utviklingen i importandelene. Det estimeres importandelsfunksjoner for aggregater av industrivarer på årsdata med 1968-1990 som estimeringsperiode. Fra de estimerte likningene er det beregnet hvor mye av variasjonen i importandelene som kan tilskrives endringer i relative priser og hvor mye som kan "forklares" av en deterministisk trend. Trendvariabelen antas å ivareta virkninger på importandelene av økt internasjonal spesialisering.

I tidligere økonomiske studier på norske data har importandelene for industrivarer vært modellert ved CES-funksjoner med relative priser og et trendledd som forklaringsvariable. Her utvides denne modellspesifikasjonen i følgende retninger, rangert etter den betydning estimeringsresultatene indikerer at de har:

- a) Som i tidligere analyser pålegges prishomogenitet å gjelde på lang sikt, men jeg åpner for at det kan være ulike tilpasningsforløp ved endringer i hjemmepriser og importpriser.
- b) For enkelte varer testes det om variable enhetskostnader i norsk produksjon, i tillegg til hjemmepriser og importpriser, bidrar til å forklare utviklingen i importandelene.

* Forfatteren takker Einar Bowitz, Ådne Cappelen, og Audun Langørgen for nyttige kommentarer til et tidligere utkast, samt Kari Anne Lysell og Marit Vågdal som har redigert rapporten.

1 Importandelen for en vare er definert som forholdet mellom import og samlet innenlandsk anvendelse av varen. Importandelen og hjemmemarkedsandelen for en vare vil definisjonsmessig summere seg til én.

- c) Det testes for effekter av innenlandsk etterspørsel og kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon på importandelene.

I kapittel 2 diskuteres det teoretiske grunnlaget for importandelsfunksjonene. I den foretrukne teorispesifikasjonen avhenger importandelen for en vare av forholdet mellom hjemmeprisen og importprisen på varen, samlet anvendelse av varen og et trendledd. Det argumenteres også for at kapasitetsutnyttningen blant innenlandske produsenter kan være en relevant forklaringsvariabel for importandelen. For varer hvor det er tilnærmet perfekt substitusjon mellom hjemmeveranser og import, vil i tillegg produksjonskostnadene og kapasitetsnivået påvirke importandelen direkte.

Dataseriene som benyttes i den empiriske analysen drøftes i kapittel 3. Det estimeres likninger for åtte industrivarer som både importeres og produseres i Norge. Importandelene for disse varene har økt betydelig over perioden 1968-1990. For seks av varene har samtidig hjemmeprisene økt mer enn importprisene.

I kapittel 4 diskuteres den økonometriske spesifikasjonen som anvendes ved estimeringen og enkelte potensielle økonometriske problemer. For hver vare tas det utgangspunkt i en feiljusteringsmodell med fleksibel lag-struktur. På bakgrunn av estimeringsresultatene blir så denne likningen forenklet til en modell med "færrest mulig" parametre.

I kapittel 5 kommenteres hovedtrekkene ved estimeringsresultatene. Beregningene tyder på at økning i forholdet mellom hjemmepriser og importpriser er hovedforklaringen på veksten i importandelene for fire av varene som modelleres.² I likningene for tre av varene er bidraget fra faktorene bak trendleddet klart sterkere enn bidraget fra relative priser til økningen i importandelene. Med ett unntak ligger de estimerte langsiktige substitusjonselastisitetene for forholdet mellom hjemmeveranser og import i intervallet 1-2,5. Innenlandsk etterspørsel, kapasitetsutnyttning og variable enhetskostnader forklarer lite av variasjonen i importandelene, gitt nivåene på relative priser, i likningene som er estimert. I flere av relasjonene er det betydelige tilpasningstreggheter ved prisendringer. I gjennomsnitt er om lag halvparten av virkningen på importandelene av partielle skift i hjemmepriser og importpriser utspilt etter ett år. En restriksjon om prishomogenitet på lang sikt blir ikke forkastet, men i likningene for fem av varene er det signifikante forskjeller i tilpasningsforløpet ved endringer i hjemmepriser og importpriser. For industrivarene som helhet er tilpasningen noe raskere ved skift i importpriser enn ved endringer i hjemmepriser.

De foretrukne importandelslikningene er dokumentert i kapittel 6. For hver av relasjonene rapporteres estimeringsresultater med feilspesifikasjonstester, føyningsplott og rekursive estimater. De rapporterte likningene inngår i Statistisk sentralbyrås makro-økonometriske modell MODAG. Med utgangspunkt i estimeringsresultatene diskuteres i kapittel 7 i hvilken grad endringer i importandelene og forholdet mellom hjemmepriser og importpriser sier noe om utviklingen i industriens konkurranseevne. Dette kapitlet kan leses uavhengig av kapittel 6. Analysen oppsummeres i kapittel 8.

2 Dette er imidlertid en ufullstendig forklaring på veksten i importandelene så lenge det ikke sies noe om hvorfor hjemmeprisene har økt mer enn importprisene.

2. Teoretisk grunnlag

Det teoretiske utgangspunktet for den empiriske analysen svarer i hovedtrekk til det som er benyttet i tidligere studier av importandeler på norske data.³ I likhet med hva som er vanlig i litteraturen⁴, fokuseres det på *etterspørselen* etter import og varer levert av innenlandske produsenter. Av varene som skal modelleres er det konsumvarer, investeringsvarer og varer som benyttes som innsatsvarer i produksjon. En trenger derfor både konsumentteori og teori for produsentatferd for å utlede relasjonene som skal legges til grunn for det økonometriske arbeidet. Her diskuteres etterspørselen etter innsatsvarer fra en produsent.

En representativ produsent har en produktfunksjon gitt ved:

$$(2.1) \quad X = F(H_1, \dots, H_n, B_1, \dots, B_n, K, N)$$

hvor X er produksjonen, K er beholdningen av realkapital og N er bruk av arbeidskraft. H_i (hjemmeleveranser) og B_i (import) er bruk av innsatsvare i levert fra henholdsvis innenlandske og utenlandske produsenter. Alle variablene er målt i volum. Det forutsettes at H_i og B_i har de samme anvendelsene, men at de er imperfekte substitutter. Under disse forutsetningene er det rimelig å anta at H_i og B_i utgjør en svakt separabel gruppe i produksjonen. Produktfunksjonen blir da:

$$(2.2) \quad X = F(v_1(H_1, B_1), \dots, v_n(H_n, B_n), K, N)$$

Det forutsettes videre at produsenten driver kostnadsminimering til gitte priser. Dette gir de betingede etterspørselsfunksjonene for hjemmeleveranser og import av vare i :

$$(2.3) \quad H_i = \mu_i(PH_i, PB_i, Y_i), \quad B_i = \pi_i(PH_i, PB_i, Y_i)$$

Her er PH_i prisen på én enhet av vare i levert fra innenlandske produsenter og PB_i prisen på en importert enhet av varen. Y_i er samlet nominelt utlegg til bruk av vare i .

3 Se Frenger (1980), Stølen (1983), Reymert (1984) og Svendsen (1990).

4 Se for eksempel oversiktsartikkelen til Goldstein og Khan (1985).

Det antas nå i tillegg at funksjonene v_1, v_2, \dots, v_n er homotetiske. Etterspørselsrelasjonene i (2.3) forenkles da til:

$$(2.4) \quad H_i = \mu_i(PH_i, PB_i)Y_i, \quad B_i = \pi_i(PH_i, PB_i)Y_i$$

Under vanlige forutsetninger vil etterspørselsfunksjonene i (2.3) og (2.4) være homogene av grad null i PH_i, PB_i og Y_i . (2.4) reduseres derfor til følgende enkle sammenheng mellom hjemmeleveranser, import og relative priser:

$$(2.5) \quad \left(\frac{H_i}{B_i}\right) = \theta_i \left(\frac{PH_i}{PB_i}\right)$$

I (2.5) er forholdet mellom hjemmeleveranser og import av vare i en funksjon av den relative prisen for denne varen alene. Uten forutsetninger om separabilitet og homotetisitet, vil (H_i/B_i) avhenge av prisene på *alle* innsatsfaktorene og av produksjonsnivået. Det er også sett bort fra at teknisk fremgang kan påvirke det optimale forholdet mellom hjemmeleveranser og import.

I studiene på norske data referert ovenfor er $v_i(H_i, B_i)$ spesifisert som en CES-funksjon:

$$(2.6) \quad v_i(H_i, B_i) = A[\gamma H_i^{-\rho} + (1-\gamma)B_i^{-\rho}]^{-\frac{\alpha}{\rho}}$$

Her er α skalaelastisiteten, A en positiv konstant og γ en distribusjonsparameter som ligger mellom null og én. Parameteren ρ er definert ved:⁵

$$(2.7) \quad \sigma = \frac{1}{1+\rho}$$

hvor σ er substitusjonselastisiteten mellom H_i og B_i . Ved kostnadsminimering eller profittmaksimering angir substitusjonselastisiteten tilnærmet hvor mange prosent (H_i/B_i) endres når (PB_i/PH_i) øker med én prosent, gitt nivået på produksjonen. I spesialtilfellet hvor substitusjonselastisiteten er lik én, reduseres CES-funksjonen til en Cobb-Douglas-funksjon. Fra 1. ordens-betingelsene får vi en sammenheng mellom (H_i/B_i) og relative priser:

$$(2.8) \quad \ln\left(\frac{H_i}{B_i}\right) = \sigma \ln\left(\frac{1-\gamma}{\gamma}\right) - \sigma \ln\left(\frac{PH_i}{PB_i}\right)$$

Substitusjonselastisiteten inngår altså som en egen, konstant, parameter i en likning som (når vi føyer til et restledd) er estimerbar med lineære estimeringsmetoder. Det kan vises at 1. ordensbetingelsene impliserer (2.8) også når produsenten maksimerer profitten til gitte priser på produktet og innsatsfaktorene.

5 Det forutsettes at $\rho > -1$

Det er en entydig sammenheng mellom importandelen for vare i , IMP_i , og forholdet mellom hjemmeleveranser og import av varen gitt ved:

$$(2.9) \quad IMP_i \equiv \left(\frac{B_i}{H_i + B_i} \right) = \left(\frac{1}{1 + H_i/B_i} \right) \Rightarrow \left(\frac{H_i}{B_i} \right) = \left(\frac{1 - IMP_i}{IMP_i} \right)$$

(2.8) er derfor en *importandelsfunksjon* for vare i .

De antakelsene som er gjort til nå kan synes forholdsvis restriktive. I kapittel 3 vises det at variasjon i relative priser alene logisk sett ikke kan forklare utviklingen i importandelene for enkelte av varene som skal modelleres. I det empiriske arbeidet benyttes derfor en generalisert versjon av CES-funksjonsformen foreslått av Sato (1977).

Antakelsen om svak separabilitet opprettholdes, men det gjøres ingen forutsetning om at $v_i(H_i, B_i)$ er homotetisk. Det åpnes også for at det kostnadsminimerende forholdet mellom hjemmeleveranser og import kan endres som følge av teknisk fremgang. Sato (1977) kommer frem til følgende generalisering av (2.8):

$$(2.10) \quad \ln \left(\frac{H_i}{B_i} \right) = \text{konstant} - \alpha \ln \left(\frac{PH_i}{PB_i} \right) + \delta_1 \ln X + \delta_2 \ln T$$

Også her er substitusjonselastisiteten en konstant parameter, men forholdet mellom hjemmeleveranser og import avhenger i tillegg av produksjonsnivået og en variabel, T , som representerer det teknologiske nivået. Sato (1977) approksimerer logaritmen til den tekniske fremgangen med en deterministisk trend i en analyse av forholdet mellom arbeidskraft og kapital i amerikanske industrisektorer. Alternativt til produksjon kan en benytte samlet innenlandsk anvendelse av vare i , $H_i + B_i$, for å ta hensyn til mulig ikke-homotetisitet. Det er inkludert trendledd i enkelte av importandelsrelasjonene i Stølen (1983) og Svendsen (1990), men det er ikke testet for effekter av produksjon eller etter-spørsel i tidligere analyser av importandeler på norske data. Lächler (1985) estimerer (2.10) for 23 industrivarer på tyske data med BNP som produksjonsvariabel og $\delta_2 = 0$ pålagt. For 13 av de 23 varene finner han signifikante effekter av BNP på forholdet mellom hjemmeleveranser og import. Til sammenlikning er virkningen av relative priser signifikant kun i 11 av likningene. Dette tyder på at (2.10) er en relevant utvidelse av (2.8).

Teorirelasjonene (2.8) og (2.10) kan også anvendes når varene som analyseres er konsumvarer eller investeringsvarer.⁶ Trendleddet i (2.10) kan da ivareta mulige virkninger på importandelen av økt internasjonal spesialisering i produksjon av industri-

⁶ Det kan vises at en konsument vil tilpasse forholdet mellom hjemmeleveranser og import av en vare ved (2.8) dersom nytten maksimeres og nyttefunksjonen oppfyller tilsvarende forutsetninger som produktfunksjonen ovenfor. For investeringsvarer blir det noe mer komplisert siden det er en optimal sammen-setning av *beholdningen* av realkapital som følger av 1. ordensbetingelsene, mens import og hjemmeleveranser er *strømningsvariable*. Under en antakelse om at replaseringsinvesteringene er en tilnærmet konstant andel av kapitalbeholdningen, vil imidlertid *dynamiske* modeller av den typen som presenteres i kapittel 4 kunne være en fornuftig tilnærming både for konsumvarer, vareinnsats og investeringsvarer.

varer over tid.⁷ For konsumvarer kan en alternativt til (2.8) eller (2.10) ta utgangspunkt i "taste for variety" teorien til Dixit og Stiglitz (1977). Fra en utvidet CES-nyttefunksjon, hvor nyttenivået øker med antall varianter av en vare som konsumeres, utleder Dixit og Stiglitz en etterspørselsfunksjon gitt ved:⁸

$$(2.11) \quad \ln\left(\frac{H_i}{B_i}\right) = c + \ln\left(\frac{N_d}{N_f}\right) - \sigma \ln\left(\frac{PH_i}{PB_i}\right)$$

hvor N_d og N_f er antall varianter av vare i produsert av henholdsvis innenlandske og utenlandske produsenter. Økt internasjonal spesialisering har trolig ført til reduksjon i N_d/N_f over tid for industrivarer. Under "taste for variety" teorien fører dette til en vridning av etterspørselen fra hjemmelieferanser mot import. I den opprinnelige teoretiske tilnærmingen er det bare to varianter av hver vare, import og hjemmelieferanser. Det andre leddet i (2.11) vil da være konstant, og vil følgelig ikke kunne forklare variasjon i importandelen. Data for antall produktvarianter produsert i Norge og i utlandet er ikke tilgjengelige. (2.11) er derfor ikke anvendbar i empiriske analyser på tidsrekke-data. Dersom N_d/N_f utvikler seg tilnærmet trendmessig, vil et trendledd kunne fange opp effekten av endringer i dette forholdet.

I flere empiriske studier er det funnet effekter av kapasitetsutnyttningen blant innenlandske produsenter i importlikninger eller importandelsfunksjoner.⁹ Så lenge innenlandske produsenter av en vare lar prisen alene klarere markedet for denne varen, vil kapasitetsutnyttningen, for gitte nivåer på de andre variablene i (2.8), (2.10) eller (2.11), ikke ha betydning for importandelen. Variasjon i kapasitetsutnyttningen påvirker da produktprisen, og det er *prisendringen* som fører til økning eller reduksjon i importandelen. Det kan imidlertid være kostnader for produsentene forbundet med å endre produktprisen (såkalte menykostnader).¹⁰ Når kapasitetsutnyttningen øker til et høyt nivå, kan deler av produksjonen bli begrenset av kapasitetsskranke. Det kan da være optimalt for produsentene å la markedet klarere ved å øke leveringstidene fremfor å sette opp prisen. Økt leveringstid fra innenlandske produsenter vil, alle andre forhold likt, gi redusert etterspørsel etter hjemmelieferanser og økt etterspørsel etter konkurrerende importvarer. Med en slik markedsatferd vil kapasitetsutnyttningen i innenlandsk produksjon være en relevant forklaringsvariabel for importandelen. Når samlet anvendelse av varen og et trendledd inngår samtidig i en økonometrisk importandelsfunksjon, vil også et kapasitetsutnyttingsmål være inkludert implisitt, siden den samlede anvendelsen da er korrigeret for trend.

Så langt er det forutsatt at importvarer ikke substituerer perfekt med konkurrerende hjemmeproduserte varer. Dersom det er perfekt substitusjon mellom H_i og B_i , er

7 Trendleddet vil kunne fange opp slike effekter også for innsatsvarer. Med denne tolkningen representerer trendleddet en *tilbudseffekt*, slik at (2.10) ikke lenger kan tolkes som en ren etterspørselsfunksjon.

8 Under de forutsetningene som gjøres i Dixit og Stiglitz (1977), vil en representativ konsument konsumere alle variantene av varen. Det blir derfor ingen effekt av inntekt på forholdet mellom hjemmelieferanser og import.

9 Se for eksempel Goldstein og Khan (1985) og referansene der.

10 Dette kan være kostnader forbundet med å endre prislister og liknende, men også kostnader ved at kundeforhold kan bli belastet dersom produktprisen varierer mye.

teorien beskrevet ovenfor uegnet som utgangspunkt for analyser av import eller importandeler. H_i og B_i vil da være én og samme vare, og det vil, i et marked med fullkommen konkurranse, bare kunne eksistere én pris på denne varen. I teorimodeller for små åpne økonomier antas det at prisen på en slik handelsvare er gitt på verdensmarkedet. Innenlandske produsenter vil da sette produktprisen lik importprisen på varen, som er lik verdensmarkedsprisen målt i norsk valuta. Innenlandsk produksjon av varen blir fullt ut bestemt fra tilbudssiden, og nettoeksporten blir residualen mellom innenlandsk etterspørsel og produksjon. Dersom etterspørselen overstiger tilbudet fra innenlandske produsenter, blir overskuddsetterspørselen dekket av import. Hvis derimot tilbudet fra hjemmemarkedet er større enn innenlandsk etterspørsel, blir tilbudsoverskuddet eksportert. Det blir da ingen import av varen. En *reduisert form* for forholdet mellom hjemmeleveranser og import av vare i er nå gitt ved:

$$(2.12) \quad \left(\frac{H_i}{B_i}\right) = f_i \left(Y_i, \frac{P_i}{PA}, K_i, \frac{P_i}{PV_i} \right)$$

hvor:

Y_i = Indikator for innenlandsk etterspørsel etter vare i

P_i = Prisen på vare i

K_i = Beholdning av realkapital i innenlandsk produksjon av vare i

PV_i = Variable enhetskostnader i innenlandsk produksjon av vare i

PA_i = Pris på andre konkurrerende varer

En kan i prinsippet estimere en parametrisert versjon av (2.12) for de varene hvor det kan være grunn til å tro at hjemmeleveranser og import er (tilnærmet) perfekte substitutter. Parametrene i en slik modell vil imidlertid neppe være stabile over tid. For eksempel vil økt innenlandsk etterspørsel etter varen slå ut utelukkende i økt import når det er positiv import av varen i utgangspunktet. Hvis det er eksport av varen, vil økt innenlandsk etterspørsel føre til økte hjemmeleveranser. I tilfellet med perfekt substitusjon bør det derfor heller estimeres en tilbudsrelasjon for innenlandsk produksjon med K_i og (P_i/PV_i) som argumenter og en etterspørselsrelasjon for $H_i + B_i$ med Y_i og (P_i/PA) som forklaringsvariable.

3. Databeskrivelse

Dataseriene som anvendes ved estimeringen er i hovedsak hentet fra det årlige nasjonalregnskapet og dekker perioden 1967-1991. De estimerte relasjonene skal inngå i MODAG, Statistisk sentralbyrås årsmodell for norsk økonomi. Derfor benyttes vareinndelingen i denne modellen. Det er estimert likninger for følgende MODAG-varer, med nasjonalregnskapskoden fra det kvartalsvise nasjonalregnskapet (KNR) oppgitt i parentes:

- Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter (16)
- Drikkevarer og tobakk (17)
- Tekstil- og bekledningsvarer (18)
- Diverse industriprodukter (26,27,28,31)
- Treforedlingsprodukter (34)
- Kjemiske råvarer (37)
- Metaller (43)
- Verkstedprodukter (46)

I 1990 utgjorde disse varene 53,3 prosent av samlet norsk import og 19,3 prosent av hjemmeveransene.¹¹ MODAG-varen Diverse industriprodukter består av KNR-varene Trevarer (26), Kjemiske og mineralske produkter (27), Grafiske produkter (28) og Bergverksprodukter (31).

I den teoretiske diskusjonen i kapittel 2 så vi på import og hjemmeveranser av én vare. I hver av de åtte vareaggregatene som modelleres inngår det imidlertid flere undervarer, som benyttes til ulike formål. Importandelen for et vareaggregat kan derfor variere som følge av endringer i sammensetningen av aggregatet; hvis etterspørselen vris fra undervarer med lav importandel mot undervarer med høy importandel, vil importandelen for *aggregatet* øke selv om importandelene for undervarene ligger fast. Trendleddet og etterspørselsvariabelen i (2.10) vil kunne fange opp slike forhold.

¹¹ I gjennomsnitt over perioden 1968-1990 utgjorde varene 44,8 prosent av importen og 24,5 prosent av hjemmeveransene, målt i volum.

Vareaggregatene Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk og Tekstil- og bekledningsvarer består i hovedsak av konsumvarer. Varene Diverse industriprodukter og Verkstedprodukter inneholder dels konsumvarer og dels varer som benyttes som innsatsvarer i produksjon. I aggregatet for Verkstedprodukter inngår det i tillegg flere investeringsvarer.

De utekoncurrerende varene Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Metaller benyttes som innsatsvarer. For flere av undervarene i disse aggregatene er norske og konkurrerende utenlandske produkter tilnærmet homogene. Dette indikerer at en modellformulering hvor det antas perfekt substitusjon mellom hjemmeleveranser og import kan være fornuftig for utekoncurrerende industrivarer. Det at vi modellerer vareaggregater er imidlertid et argument for å benytte tilnærmingen med imperfekt substitusjon. Anta at det er perfekt substitusjon mellom import og hjemmeleveranser for hver undervare i aggregatet for Metaller, og at det eksisterer én pris på hver undervare. Dersom verdensmarkedsprisen på de metalltypene som i hovedsak importeres øker i pris i forhold til metallene som produseres i Norge, vil etterspørselen vris fra import mot hjemmeleveranser. En antakelse om imperfekt substitusjon kan derfor være rimelig for vareaggregatet Metaller selv om det skulle være perfekt substitusjon mellom hjemmeleveranser og import for undervarene i aggregatet. Det faktum at det er betydelig import og eksport av de tre utekoncurrerende varene underbygger dette; i teori-modeller med perfekt substitusjon er det *enten* import *eller* eksport. I tillegg er det funnet klart signifikante effekter av relative priser i importandelslikningene for utekoncurrerende varer i Svendsen (1990), og de estimerte substitusjonselastisitetene er ikke høyere enn for de andre industrivarene. En annen indikasjon på at det ikke er spesielt sterk substitusjon på et aggregert nivå er at Bowitz og Cappelen (1994) ikke finner signifikante effekter av prisene på konkurrerende import i en hjemmeprislikning for de utekoncurrerende industrivarene som modelleres her.¹²

Ved modelleringen av utekoncurrerende varer tas derfor som utgangspunkt at importvarer og hjemmeleveranser er imperfekte substitutter. (2.10) utvides imidlertid med kapasitetsutnyttning og forholdet mellom variable enhetskostnader og importpris for å ta hensyn til mulige direkte tilbudseffekter på importandelene. Kapasitetsutnyttingsvariabelen vil i tillegg ivarta effekter på importandelene av endringer i innenlandsk etterspørsel, jf. likning (2.12).

Følgende dataserier og definisjonssammenhenger anvendes ved estimeringen:

IB_i	=	Importvolum av vare i eksklusive toll, regnet i 1990 basispriser
TB_i	=	Volum av toll på vare i
XVB_i	=	Innenlandsk produksjon av vare i regnet i 1990 basispriser
AB_i	=	Eksportvolum av vare i regnet i 1990 basispriser
B_i	=	$IB_i + TB_i$ = Import av vare i inklusive toll
H_i	=	$XVB_i - AB_i$ = Hjemmeleveranser av vare i
HI_i	=	(H_i/B_i) = Forholdet mellom hjemmeleveranser og import av vare i
IMP_i	=	$(B_i/(B_i + H_i)) = 1/(1 + HI_i)$ = Importandelen for vare i

¹² Det er heller ikke funnet signifikante effekter av importpriser i hjemmeprislikningene for Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Metaller i MODAG.

- ANV_i = $B_i + H_i$ = Samlet anvendelse av vare i
 PB_i = Importprisindeks for vare i
 PH_i = Hjemmeprisindeks for vare i
 KAP_i = Kapasitetsutnyttningen i norsk produksjonen av vare i
 PV_i = Variable enhetskostnader i norsk produksjonen av vare i
 TREND = En deterministisk trend

Hjemmeleveransene av vare i er altså definert som differensen mellom norsk produksjon og eksport av vare i. Trendleddet blir benyttet som mål på $\ln T$ i 2.10). Prisindeksene PB_i og PH_i er de implisitte deflatorene for henholdsvis B_i og H_i .

Et potensielt problem ved volumseriene for import og hjemmeleveranser er at de inneholder lagerbevegelser. En del varer blir kjøpt inn, lagt på lager og benyttet først på et senere tidspunkt. Deler av den innenlandske produksjonen legges også på lager og selges senere. Slik dataseriene for hjemmeleveranser er konstruert, blir en eksportvare som legges på lager regnet som levert til hjemmemarkedet. Når varen eksporteres, måles dette som en nedgang i hjemmeleveransene. Fra et teoretisk synspunkt burde seriene for import og hjemmeleveranser vært justert for lagerendringer. Da ville tallene vist hvordan den faktiske anvendelsen av en vare fordeler seg på import og hjemmeleveranser. En slik justering er imidlertid ikke mulig, siden nasjonalregnskapet bare gir tall for samlet lagerendring av hver vare. Dermed blir det *målefeil* i venstresidevariablene i likningene som estimeres. Den teoretiske restleddsvariansen blir da høyere enn når det ikke er målefeil, alle andre forhold likt. Det kan også bli målefeil i prisseriene som følge av at det ikke er korrigert for lagerbevegelser. Mulige konsekvenser av dette vil bli diskutert i kapittel 4.

Plott av seriene for lagerendring, hjemmeleveranser og import av hver vare tyder på at spesielt volumseriene for Metaller er påvirket av lagerbevegelser. For denne varen er det positiv korrelasjon mellom lagerendringer og hjemmeleveranser og mellom lagerendringer og import. For Treforedlingsprodukter ser det ut til å være en positiv sammenheng mellom lagerendringer og hjemmeleveranser. Positiv korrelasjon mellom lagerbevegelser og hjemmeleveranser indikerer at varer som eksporteres først ligger en tid på lager.

Det har ikke vært mulig å justere seriene for import og hjemmeleveranser for reeksport.¹³ Dette innebærer at det reelle nivået på importen blir overvurdert, mens størrelsen på hjemmeleveransene blir undervurdert. Dersom reeksporten som andel av hjemmeleveranser og import er (tilnærmet) konstant over tid, blir feilen absorbert i konstantleddet. Hvis derimot målefeilen varierer, vil dette bidra til å øke restleddsvariansen. I tillegg kan det bli målefeil i prisseriene når reeksport er inkludert i seriene for hjemmeleveranser og import. Ifølge Stølen (1983) er reeksporten ubetydelig for de fleste industrivarene, slik at det neppe skaper alvorlige problemer i praksis at det ikke er korrigert for reeksport.

Data for kjøperpriser på importerte og norskproduserte varer er ikke tilgjengelige. Ved estimeringen benyttes derfor basisprisindekser for import og hjemmeleveranser til

13 Reeksport er direkte eksport av importvarer.

tross for at det er *kjøperprisene* som må antas å påvirke etterspørselsatferden til konsumenter og bedrifter. Forholdet mellom basispriser og kjøperpriser er gitt ved moms, avgifter, subsidier og avanse. Det blir derfor målefeil i prisseriene når vi benytter basispriser isteden for kjøperpriser. Dersom forholdet mellom importprisen (hjemmeprisen) og kjøperprisen for en importvare (hjemmeleveranse) er konstant, vil denne målefeilen kun slå ut i konstantleddet. Hvis målefeilen varierer, men varierer proporsjonalt for importvarer og hjemmeleveranser, er målefeilen i *relative* priser konstant. Så lenge det er relative, og ikke absolutte, priser som inngår som høyresidevariabel, vil også denne målefeilen påvirke konstantleddet alene. Nivået på skatter og avgifter vil være likt for hjemmeleveranser og konkurrerende importvarer. Det er imidlertid ikke opplagt at utviklingen i avansen vil være identisk for de to varekategoriene. Det kan derfor bli en stokastisk målefeil i variabelen for relative priser som følge av at vi bruker basispriser isteden for kjøperpriser. Dette vil bli diskutert nærmere i kapittel 4.

I teorirelasjonen (2.8) er fordelingsparameteren γ identifiserbar. Det er imidlertid en konstant målefeil i prisene som følge av at jeg bruker *prisindekser* isteden for *prisnivåer*. Denne målefeilen slår ut i konstantleddet. Fordelingsparameteren er derfor ikke identifiserbar i de *økonometriske* likningene.

I teorispesifikasjonene (2.8) og (2.10) antas det at import og hjemmeleveranser blir produsert av to representative bedrifter. I forhold til dette vil det være målefeil i prisseriene fordi det vil være en tendens til at de bedriftene som har satt opp prisene i forhold til prisene på konkurrerende varer er de bedriftene som har falt ut av markedet og dermed fra beregningsgrunnlaget for prisindeksene. Dette vil bli diskutert nærmere nedenfor.

Dataseriene for kapasitetsutnyttning og variable enhetskostnader er hentet fra databasene til MODAG. Variablene er konstruert på bakgrunn av nasjonalregnskapstall. I MODAG er det én produksjonssektor som produserer Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk og Tekstil- og bekledningsvarer. For disse varene benyttes derfor én felles kapasitetsutnyttingsvariabel. Dette resulterer i målefeil, siden kapasitetsutnyttningen trolig ikke utvikler seg parallelt i produksjonen av de tre varene.

Det er vanlig å inkludere trendvariable i økonometriske relasjoner for import/importandeler. Som diskutert i kapittel 2, vil et trendledd kunne fange opp virkninger på importandelene av den økte internasjonale spesialiseringen i produksjon av industrivarer over tid. Det er imidlertid langt fra opplagt at slike effekter best modelleres med en deterministisk trend. En indikator for graden av internasjonal spesialisering i produksjon av industrivarer er omfanget av *verdenshandelen* med industrivarer som andel av *verdensproduksjonen* av industrivarer. Oliveira-Martins (1992) bruker forholdet mellom industriproduksjonen hjemme og ute som en indikator for N_d/N_f i (2.11) i en analyse av importetterspørselen i Frankrike, Vest-Tyskland, Italia og Storbritannia. Begge disse variablene vil imidlertid være følsomme overfor endringer i konjunkturelle forhold.¹⁴ Derfor benyttes et trendledd.

14 Anderton og Desai (1988) benytter et glidende gjennomsnitt over åtte kvartaler av verdenshandelen med industrivarer som andel av produksjonen av industrivarer. En slik transformasjon reduserer, men eliminerer ikke, effekten av konjunkturelle forhold.

Utviklingen i volumseriene og prisindeksene for Tekstil- og bekledningsvarer er påvirket av at deler av importen har vært begrenset av kvoter i den perioden som studeres, og at kvoteordningene er blitt endret over tid.¹⁵ I perioden 1974-1977 var Norge med i multifiberavtalen i GATT. Denne avtalen tillater importland å forhandle eksportbegrensningsavtaler med lavprisland.¹⁶ Norge hadde slike avtaler med flere lavprisland i årene 1974-1977. Eksportørenes eksportkvoter ble da fordelt av myndighetene i hvert enkelt eksportland. I 1978 forlot Norge MFA-avtalen og innførte et system med globale importkvoter. Under dette regimet ble kvoter fordelt av norske myndigheter til importørene. Importørene kunne så fritt velge hvilke land de skulle importere fra. Kvotene omfattet alle land utenfor EF og EFTA. I 1984 sluttet Norge seg igjen til MFA-avtalen og forhandlet eksportbegrensningsavtaler med om lag 20 land.

Når importen av en vare er begrenset av kvoter, vil kjøperprisen på varen inneholde en knapphetsrente. Fordelingen av knapphetsrenten mellom importører og eksportører vil avhenge av markedsmakten til disse aktørene. I årene 1974-1977 tilfalt trolig det meste av knapphetsrenten importørene, slik at importprisene i liten grad inneholdt knapphetsrente.¹⁷ I et system med bilaterale eksportkvoter vil markedsmakten til eksportørene være sterkere enn i et system med globale importkvoter. De to endringene i kvotesystemet for lavprisimport har derfor antakelig ført til skift i nivået på importprisene for denne typen import. Ut fra økonomisk teori er det liten grunn til å vente at *kjøperprisene* ble endret som følge av omlegningene av kvotesystemet. Dette er derfor et tilfelle hvor målefeilen ved å bruke basispriser isteden for kjøperpriser sannsynligvis ikke har vært konstant over tid. Melchior (1992) har imidlertid beregnet at de norske importørene av teko-varer kan ha beholdt mer enn halvparten av den totale knapphetsrenten ved overgangen fra importkvoter til eksportkvoter i 1984.

Etter 1986 har det vært en betydelig liberalisering av importrestriksjonene for teko-varer. Melchior (1992) viser (tabell 3) at volumet av lavprisimporten av klær økte markert i perioden 1986-1990. Samtidig ble "den frie" importen av klesvarene som var omfattet av kvoteordningene redusert sterkt.¹⁸ Denne vridningen i sammensetningen av importen har påvirket utviklingen i prisindeksen for import av teko-varer. I tillegg ble hjemmeleveransene trolig redusert som følge av dereguleringen av importrestriksjonene fra 1986. Disse forholdene kan føre til at estimatene i en tradisjonell importandelsfunksjon for Tekstil- og bekledningsvarer blir ustabile.

Tabell 3.1 viser enkelte egenskaper ved dataseriene for import, hjemmeleveranser og relative priser. I den første kolonnen gjengis 1990-tallene for importen av hver vare i prosent av importen som blir modellert. Den andre kolonnen viser tilsvarende tall for hjemmeleveransene. Dernest rapporteres nivåene på importandelene i 1990 og de

15 Omtalen av kvoteordninger for teko-varer bygger på Melchior (1992).

16 Med lavprisland menes her u-land og land i Øst-Europa samt Hellas, Spania og Portugal før disse landene ble medlemmer av EF.

17 Importprisen vil kunne inneholde knapphetsrente også i et system med importkvoter dersom de utenlandske eksportørene driver prisdiskriminering overfor importmarkedet. Under rimelige forutsetninger vil da eksportørene tilrive seg noe av knapphetsrenten ved å sette en høyere pris enn de ville ha gjort i en situasjon uten importkvoter.

18 Nedgangen i "den frie" importen hadde sammenheng med konjunkturedgangen i norsk økonomi og, antakelig, substitusjon fra "fri" import til lavprisimport.

absolutte endringene i importandelene over perioden 1968-1990. I den siste kolonnen vises den prosentvise endringen i forholdet mellom hjemmepriser og importpriser i det samme tidsrommet. I tillegg til tall for de åtte enkeltvarene, rapporteres tall for aggregatet av industrivarene og et aggregat for norsk økonomi totalt, eksklusive råolje, naturgass, skip og oljeplattformer.

Av varene som analyseres veier Diverse industriprodukter og Verkstedprodukter tyngst som andel av importen; i 1990 utgjorde disse varene 63,5 prosent av importen av de åtte varene. Vurdert ved størrelsen på hjemmeleveransene, er det Diverse industriprodukter og Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter som er viktigst, med en samlet andel av hjemmeleveransene på 71,3 prosent. De høyeste nivåene for importandelene finner vi for Tekstil- og bekledningsvarer og Metaller, hvor importandelene var på over 80 prosent i 1990. Med en importandel på rundt 10 prosent er Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter den av varene med det klart laveste importinnholdet. Dette har sammenheng med at importen av flere av undervarene i dette vareaggregatet er sterkt regulert (se for eksempel Steen (1992)). For aggregatet av industrivarene lå importandelen på 46,6 prosent i 1990.

Tallene i den fjerde kolonnen i tabell 3.1 viser at det har vært en betydelig økning i importandelene for de åtte industrivarene over perioden 1968-1990. For aggregatet av varene har importandelen økt med 19,7 prosentpoeng i dette tidsrommet. Samtidig har forholdet mellom de aggregerte indeksene for hjemmepriser og importpriser økt med 38,4 prosent. Dette, sammen med tidligere analyser på norske data, indikerer at variasjon i relative priser er en viktig faktor bak veksten i importandelene de siste 20-25 årene. Den absolutte økningen i importandelen har vært sterkest for Tekstil- og

Tabell 3.1. Utviklingen i importandeler og relative priser

	Prosentvis andel av import, 1990	Prosentvis andel av hjemmeleveranser, 1990	Importandel i prosent, 1990	Økning i importandel ¹⁾ , 1968-1990	Prosentvis endring i relativ pris ²⁾ , 1968-1990
Industri i alt ³⁾	100,0	100,0	46,6	19,7	38,4
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	4,4	35,1	9,9	4,3	36,0
Drikkevarer og tobakk	0,7	2,5	20,9	6,6	37,1
Tekstil- og bekledningsvarer	10,3	2,0	82,1	34,7	-7,8
Diverse industriprodukter	27,1	36,2	39,5	18,5	41,6
Treforedlingsprodukter	3,5	6,1	33,4	16,0	-19,4
Kjemiske råvarer	6,6	2,9	66,4	9,0	13,8
Metaller	10,9	2,2	81,2	26,8	86,5
Verkstedprodukter	36,4	12,9	71,0	33,5	63,3
Totalt, ekskl. råolje, naturgass, skip og oljeplattformer			23,4	3,0	13,9

1) Importandelen er målt i prosent.

2) Forholdet mellom hjemmepris og importpris.

3) Varer som modelleres.

bekledningsvarer og Verkstedprodukter. For disse varene økte importandelene med henholdsvis 34,7 og 33,5 prosentpoeng fra 1968 til 1990. For Tekstil- og bekledningsvarer har imidlertid importprisene økt mer enn hjemmeprisene, målt ved nasjonalregnskapets aggregerte prisindekser. Det er derfor ikke uventet at Svendsen (1990) får signifikant effekt av et trendledd, men ikke av relative priser, for denne varen. Samtidig synes det å være en utbredt oppfatning at norske produsenter av teko-varer tapte konkurransevne overfor utenlandske produsenter på 1970- og 1980-tallet.¹⁹ Det er således ikke helt tilfredsstillende å "forklare" den sterke veksten i importandelen for Tekstil- og bekledningsvarer med et trendledd. Dette kan være et eksempel på en av typene målefeil diskutert ovenfor. Den norske produksjonen av teko-varer har foregått i små bedrifter, og en stor andel av disse bedriftene er lagt ned i den perioden vi ser på.²⁰ En rekke av bedriftene som tapte salg fordi de satte opp hjemmeprisene relativt til prisene på konkurrerende importvarer har derfor falt ut av beregningsgrunnlaget for hjemmeprisindeksen. I tillegg har antakelig kostnadsøkninger i en del tilfeller ført til bedriftsnedleggelse uten at prisen er satt opp, på grunn av konkurranse fra utlandet. Dermed vil antakelig den observerte utviklingen i relative priser undervurdere tapet av konkurransevne for norske produsenter av Tekstil- og bekledningsvarer. Ved modelleringen av importandelen for denne varen inkluderes derfor forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser i tillegg til relative priser og trendleddet. Som diskutert ovenfor, inngår Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk og Tekstil- og bekledningsvarer i den samme produksjonssektoren i MODAG. Kostnadsvariabelen måler derfor utviklingen i variable enhetskostnader i produksjonen av de tre varene samlet. Det kan ikke utelukkes at kostnadsutviklingen i produksjon av Tekstil- og bekledningsvarer har vært en annen enn for de to andre varene. Dessuten har serien for variable enhetskostnader en tilsvarende målefeil som variabelen for relative priser; det vil være en tendens til at de minst effektive bedriftene er de som legges ned, og dette fører isolert sett til at de samlede variable enhetskostnadene for næringen reduseres. Forholdet mellom variabelen for variable enhetskostnader og importprisindeksen har økt med 35 prosent fra 1968 til 1990. Til tross for svakhetene ved kostnadsvariabelen, er det derfor sannsynlig at utviklingen (pv-pb) fanger opp tapet av konkurransevne bedre enn relative priser. Det at antall norske bedrifter har gått ned kan ifølge "taste for variety" teorien ha gitt et selvstendig bidrag til økningen i importandelen for Tekstil- og bekledningsvarer, siden forholdet mellom antall produktvarianter produsert i Norge og utlandet trolig er redusert over perioden 1968-1990.

Ut fra diskusjonen ovenfor, ville vi ventet at variasjonen i relative priser var mindre for Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Metaller enn for de andre varene. Det er derfor overraskende at Metaller er den av de åtte varene hvor det har vært sterkest vekst i forholdet mellom hjemmepriser og importpriser; fra 1968 til 1990 økte hjemmeprisene med 86,5 prosent i forhold til importprisene. For Treforedlingsprodukter og Kjemiske råvarer har derimot endringen i relative priser vært liten sammenliknet med de andre varene, med unntak for Tekstil- og bekledningsvarer. For Treforedlingsprodukter er forholdet mellom hjemmepriser og importpriser redusert med 19,4 pro-

19 Se for eksempel artikkelen "De som overlevde lønns eksplosjonen" i Dagens næringsliv 11. November 1991.

20 I artikkelen i Dagens Næringsliv referert ovenfor er det beregnet at antall teko-bedrifter i Norge ble redusert med om lag 25 prosent fra 1980 til 1989.

sent over perioden 1968-1990. Samtidig har importandelen økt med 16 prosentpoeng. En må derfor trekke inn andre faktorer enn relative priser for å forklare veksten i importandelen for denne varen. Plott av utviklingen i importandelen for Kjemiske råvarer tyder på at åpningen av Norsk Hydros polyvinylfabrikk på Rafsnes i 1979 bidro til en reduksjon i importandelen på om lag 20 prosentpoeng. Dette er en indikasjon på at en tilbudsbasert modell kan være relevant for denne varen. På bakgrunn av diskusjonen i innledningen av dette kapitlet, vil isteden effekten av produksjonsstarten bli modellert ved en dummyvariabel som er én i årene til og med 1978 og null fra og med 1979.

På den siste linjen i tabell 3.1 vises nivået på importandelen i 1990 samt endringen i importandelen og relative priser fra 1968 til 1990 for aggregatet for "fastlands"-Norge. Importandelen for dette vareaggregatet er om lag det halve av nivået på importandelen for industriaggregatet. Det mest interessante her er imidlertid at importandelen kun har økt med tre prosentpoeng fra 1968 til 1990. Dette er en betydelig svakere vekst i importandelen enn for industrivarene. Årsaken til denne forskjellen er at etterspørselen er vridd over tid fra etterspørselskomponenter med høy importandel til komponenter med lavt importinnhold. Spesielt har en økt andel av tjenester i den innenlandske etterspørselen bidratt til å redusere importandelen for norsk økonomi som helhet. Økte andeler av innenlandsk etterspørsel for Leiearbeid og Elektrisitet og reduserte andeler for Metaller og Tekstil- og bekledningsvarer har også bidratt til at importandelen for dette aggregatet har økt mindre enn for industrivarer. Redusert konsum av matvarer og økt konsum i utlandet som andel av innenlandsk etterspørsel trekker i motsatt retning.

4. Økonometrisk spesifikasjon

Den økonomiske bakgrunnen for den økonometriske analysen er at importandelen av et land er avhengig av den relative prisen på importerte varer og hjemmelagde varer. Den økonomiske bakgrunnen er at importandelen av et land er avhengig av den relative prisen på importerte varer og hjemmelagde varer. Den økonomiske bakgrunnen er at importandelen av et land er avhengig av den relative prisen på importerte varer og hjemmelagde varer.

Det teoretiske utgangspunktet for den økonometriske analysen er likning (2.10) utvidet med en kapasitetsutnyttingsvariabel. På bakgrunn av diskusjonen i kapittel 2 og 3, blir det i tillegg testet for effekter av forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser i likningene for Tekstil- og bekledningsvarer, Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Metaller. Ved å inkludere et restledd, v_t , får vi følgende stokastiske importandelsfunksjon:

$$(4.1) \quad hi_t = \alpha - \sigma(ph-pb)_t + \delta_1 anv_t + \delta_2 TREND + \delta_3 kap_t + \delta_4 (pv-pb)_t + v_t$$

Her og i det følgende markerer små bokstaver at variable er målt på logaritmisk skala. Variablene er definert på side 16-17.

I statiske relasjoner som (4.1) vil hele effekten på venstresidevariabelen av skift i en av høyresidevariablene være utspilt i det samme året som skiftet finner sted. I praksis vil det imidlertid ofte være tregheter i tilpasningen. For import/importandeler er det spesielt grunn til å tro at det kan være betydelige tilpasningstreggheter ved endringer i relative priser. Det er flere grunner til dette:

- 1) Det kan være kostnader forbundet med å endre tilpasning. Med slike kostnader vil det være optimalt for en konsument eller en bedrift å tilpasse seg gradvis til endringer i relative priser. Betydningen av tilpasningskostnader vil avhenge av hvor homogene norske og importerte varer er; kostnadene ved å endre tilpasning er mindre desto enklere importvarer og hjemmelagde varer lar seg substituere. For produsentenes valg av innsatsvarer vil også fleksibiliteten i produksjonsapparatet spille en rolle. Dersom produksjonsutstyret i en bedrift er konstruert for bruk av importert eller norskprodusert vareinnsats,²¹ vil kostnadene ved å endre tilpasning være større enn om både hjemmelagde varer og import kan benyttes i produksjonsprosessen. For konsumenter kan det være tilpasningskostnader dersom konsummønsteret er preget av kjøpervaner. Raske endringer i tilpasningen vil da gi nytte-tap for konsumentene.

21 Funksjonen $v_i(H_i, B_i)$ er da av Putty-clay typen, med substitusjonsmuligheter mellom H_i og B_i før, men ikke etter at, produksjonsteknologien er bestemt. Forutsetningen om svak separabilitet er da oppfylt ex ante, men ikke ex post.

- 2) For varer som benyttes som innsatsvarer i produksjon er det grunn til å tro at den optimale sammensetningen av hjemmelieferanser og import i noen grad avhenger av forventninger om fremtidige relative priser. Med bakoverskuende forventninger blir forventningene om utviklingen i priser dannet på bakgrunn av endringer i priser i inneværende og tidligere perioder. Når det settes inn for prisforventningene fra forventningsmekanismen(e), blir modellen dynamisk selv om den opprinnelige strukturrelasjonen skulle være statisk. Denne begrunnelsen for at det kan være tilpasningstreggheter er ikke uavhengig av den første; dersom det på kort sikt er mulig å endre tilpasningen kostnadsfritt ved skift i relative priser, vil det være optimalt å tilpasse seg til de *faktiske* prisene.
- 3) Det kan være kostnader ved å innhente informasjon om priser (eller andre forhold) som er relevante for tilpasningen. Produsenter og konsumenter vil da normalt ikke følge prisutviklingen på aktuelle varer kontinuerlig. Det kan derfor ta tid fra en endring i relative priser har funnet sted til aktørene oppfatter og tilpasser seg til dette.
- 4) For en del varer vil det ta tid fra en kontrakt er inngått til varen(e) blir levert. Det vil kunne være produksjons-lag og/eller transport-lag. Produksjons-lag er av størst betydning for varer som er produsert på spesiell bestilling, og hvor varespesifikasjonen ikke er forutsigbar for produsenten av varen. For standardiserte varer som produseres ut fra forventninger om ordre, vil produksjons-lag være av begrenset betydning. Dersom disse typene lag er av ulik lengde for import og hjemmelieferanser, kan dette i tillegg forklare at en restriksjon om homotetisitet blir oppfylt på lang sikt, men ikke på kort sikt.

Likning (4.1) kan tolkes som langtidsløsningen av en dynamisk modell. Teorirelasjonene presentert i kapittel 2 må også tolkes som sammenhenger som gjelder "på lang sikt", siden det er sett bort fra tilpasningstreggheter. I (2.10) og (4.1) er det kun de *relative* prisene som er av betydning for forholdet mellom hjemmelieferanser og import. På kort sikt kan det imidlertid være asymmetriske effekter av endringer i hjemmepriiser og importpriser. Begrunnelsene for dette henger nøye sammen med argumentene for at det kan være tilpasningstreggheter:

- 1b) I den teoretiske modellen så vi på en representativ produsent. Det var da rimelig å anta at både importerte og norskproduserte varer ble benyttet. I praksis vil imidlertid ofte den enkelte produsent og konsument benytte *enten* hjemmelieferanser *eller* import, jf. også punkt 1 ovenfor.²² De som anvender importvarer (norske varer) vil endre tilpasning ved skift i importprisen (hjemmepriisen), men ikke nødvendigvis ved endringer i hjemmepriisen (importprisen). Dersom de langsiktige priselastisitetene²³ for varen er identiske for brukerne av hjemmelieferanser og import, vil langsiktig prishomogenitet gjelde i en aggregert relasjon. Forskjeller i tilpasningskostnader for ulike produsenter og konsumenter kan imidlertid føre til at en restriksjon om prishomogenitet også på kort sikt ikke blir oppfylt.

22 Fordelingsparameteren γ i (2.6) vil da være lik null eller én, slik at substitusjonselastisiteten ikke er defisert for den enkelte produsent/konsument.

23 Med priselastisitet menes her priselastisiteten i forhold til andre varer.

2b) Forventningsmekanismene trenger ikke være identiske for hjemmepriser og importpriser.

3b) Det kan være forskjeller i kunnskap om utviklingen i importpriser og hjemmepriser.

I Naug (1990) estimertes en likning for samlet norsk import. En restriksjon om prishomogenitet på kort sikt ble der ikke forkastet av data, men det kan være grunn til å undersøke dette nærmere på et mer disaggregert nivå.

I den økonometriske analysen tas det utgangspunkt i følgende dynamiske modell, med $\beta_7 = \delta_4 = 0$ pålagt a-priori i likningene for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk, Diverse industriprodukter og Verkstedprodukter:

$$(4.2) \quad \begin{aligned} \Delta hi_t = & \beta_1 \Delta pb_t + \beta_2 \Delta pb_{t-1} + \beta_3 \Delta ph_t + \beta_4 \Delta ph_{t-1} + \beta_5 \Delta anv_t + \beta_6 \Delta kap_t + \beta_7 \Delta pv_t \\ & + \text{konstant} + \gamma (hi_{t-1} - \alpha + \alpha (ph - pb)_{t-1} - \delta_1 anv_{t-1} - \delta_2 TREND - \delta_3 kap_{t-1} \\ & - \delta_4 (pv - pb)_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Det nye ved (4.2) i forhold til likningene i Svendsen (1990) er at:

- Det er åpnet for at det kan være separate korttidseffekter av importpriser og hjemmepriser.
- Det testes for effekter av innenlandsk etterspørsel og kapasitetsutnyttning.
- Det undersøkes om variable enhetskostnader i produksjonen har selvstendig effekt på importandelene for utekonkurrerende varer og Tekstil- og bekledningsvarer.

(4.2) er en *feiljusteringsmodell* for (logaritmen til) forholdet mellom hjemmeleveranser og import. Endringen i hi_t er en funksjon av veksten i forklaringsfaktorene i inneværende år, tilbakedatert vekst i hjemmepriser og importpriser og et feiljusteringsledd. Feiljusteringsleddet er definert ved uttrykket i parentesene i den andre linjen i (4.2). Dette leddet måler forrige periodes avvik mellom hi og den langsiktige verdien av hi , gitt nivåene på relative priser, samlet anvendelse, trendleddet og kapasitetsutnyttningen.²⁴ Dersom hi lå over det langsiktige nivået i forrige periode, bidrar dette til å redusere Δhi_t . Motsatt; hvis hi lå "for lavt" i forhold til det langsiktige nivået i foregående periode, trekker dette Δhi_t opp. Feiljusteringsparameteren γ måler graden av feiljustering. Tolkningen av denne parameteren er at en andel γ av et avvik mellom faktisk og langsiktig verdi av hi i år $t-1$ blir korrigert i år t . For at (4.2) skal være dynamisk stabil, må $0 > \gamma > -2$ være oppfylt. Ofte vil $0 > \gamma > -1$ slik at noe, men ikke hele, avviket mellom faktisk og langsiktig verdi av hi i én periode blir korrigert i den påfølgende perioden. Dersom $-1 > \gamma > -2$, er det "overkorrigering" av dette avviket i år t .

Innledningsvis estimeres (4.2) for hver av varene. Variablene som ikke bidrar signifikant til forklaringen av Δhi_t blir så utelatt. For å spare frihetsgrader, pålegges i tillegg

²⁴ Merk at det i tillegg til konstantleddet fra (4.1) inngår et konstantledd i korttidodynamikken, jf. formelen for konstantleddet ved bruk av minste kvadraters metode. Det er derfor perfekt multikollinearitet i denne likningen. Ved estimeringen blir imidlertid de to konstantleddene slått sammen.

følgende restriksjoner for de varene hvor dette ikke fører til en økning av det estimerte standardavviket for likningen:

- Prishomogenitet på kort og mellomlang sikt: $\beta_1 = -\beta_3$, $\beta_2 = -\beta_4$
- Den langsiktige substitusjonselastisiteten lik én: $\sigma = 1$
- "Fullstendig" feiljustering: $\gamma = -1$

Med "kort sikt" skal vi i det følgende mene det samme året som skift i høyresidevariable finner sted. "Lang sikt" er det tidspunktet hvor effekten på venstresidevariabelen av et partielt skift i en høyresidevariabel er utspilt. "Mellomlang sikt" er perioden mellom "kort sikt" og "lang sikt".

I spesialtilfellet hvor $\sigma = 1$ reduseres CES-funksjonsformen til en Cobb-Douglas funksjon. Selv om dette er en veletablert funksjonsform, kan det synes uheldig å pålegge $\sigma = 1$ på bakgrunn av teori for monopolistisk konkurranse. Blanchard og Kiyotaki (1985)²⁵ presenterer en modell hvor produktmarkedet er karakterisert ved monopolistisk konkurranse og konsumentenes nyttefunksjoner er av CES-typen. Det antas i tillegg at substitusjonselastisiteten mellom ulike produktvarianter er identiske og konstante. Blanchard og Kiyotaki viser at substitusjonselastisiteten må være *større* enn én for at en likevekt skal eksistere i et slikt marked. Prisen er ubestemt dersom $\sigma = 1$. Hvis $\sigma < 1$, vil det være optimalt for en produsent å sette prisen uendelig høyt når σ er konstant. I modellen til Blanchard og Kiyotaki er imidlertid hver vare produsert av kun én produsent. I våre økonomiske likninger er det flere produsenter av hver vare, og det vil forekomme substitusjon mellom de norske varene og mellom importvarene i hvert vareaggregat. Den substitusjonselastisiteten som én produsent står overfor, vil derfor være større enn substitusjonselastisiteten mellom hjemmeleveranser og import i de aggregerte relasjonene som estimeres her. Estimater på σ mindre eller lik én er følgelig konsistent med økonomisk teori.

Når $\gamma = -1$, er (4.2) ekvivalent med en relasjon hvor h_{it} er venstresidevariabel og hvor det ikke inngår tilbakedaterte verdier av venstresidevariabelen.

Det vil kunne oppstå multikollinearitetsproblemer ved estimering av (4.2). For det første kan det være sterk korrelasjon mellom nivået på samlet anvendelse og trendleddet. For det andre vil alle variablene i (4.2), med unntak av trendleddet, implisitt være korrigerert for trend. Samlet anvendelse justert for trend vil kunne være sterkt korrelert med nivået på kapasitetsutnyttningen.²⁶ Koeffisientene for variable som er sterkt korrelerte vil ofte bli insignifikante selv om variablene samlet får signifikant effekt. Det er derfor eksperimentert med ulike kombinasjoner av trend, samlet anvendelse og kapasitetsutnyttning i likningene for de åtte varene.

Endringen i samlet anvendelse og kapasitetsutnyttningen vil nærmest definisjonsmessig være korrelerte med restleddet i (4.2). Det er derfor estimert med instrumenter for

25 Se også kapittel 8.1 i Blanchard og Fischer (1989) og Dixit og Stiglitz (1977).

26 Se Barker (1979) for en diskusjon av dette. Siden det ikke er trend i kapasitetsutnyttningen, vil ikke trendkorrigeringen spille noen praktisk rolle for denne variabelen.

disse variablene. Som instrumenter for Δanv_t benyttes tilbakedaterte verdier av denne variabelen, anv_{t-1} og en deterministisk trend. For Δkap_t brukes Δkap_{t-1} , kap_{t-1} , Δanv_{t-1} og veksten i en indeks for importetterspørsel blant Norges handelspartnere som instrumenter.²⁷

Både Δph_t og Δpb_t kan være korrelerte med restleddet i 4.2). Det er to årsaker til dette:

- a) En endring i innenlandsk etterspørsel rettet mot import eller hjemmeleveranser, representert ved sjokk i restleddet, kan påvirke hjemmeprisen og/eller importprisen i det samme året som etterspørselendringen finner sted.
- b) Det kan være stokastiske målefeil i seriene for hjemmepriser og importpriser, jf. om-talen av dataseriene i kapittel 3.

Når $\text{KOV}(\text{ph}_{t,\varepsilon_t}) \neq 0$ og/eller $\text{KOV}(\text{pb}_{t,\varepsilon_t}) \neq 0$, blir de fleste av modellens parametre inkonsistent estimert når det ikke benyttes instrumenter for den/disse variablene. Som følge av Stocks superkonvergensteorem (Stock (1987)), blir imidlertid estimatorene for lang-tidskoeffisientene og γ konsistente dersom h_t og $(\text{ph}-\text{pb})_t$ er $I(1)$, målefeilen i pb_t og ph_t er $I(0)$ og dersom relative priser inngår i en kointegrerende sammenheng for h_t .²⁸ Stasjonære målefeil i prisseriene fører til at koeffisientene for Δph_t og Δpb_t blir undervurderte (i absoluttverdi) dersom det ikke estimeres med instrumenter for disse variablene.²⁹ Hvis simultanitet av type a) gjør seg gjeldende, trekker dette antakelig i retning av at $\text{KOV}(\text{ph}_{t,\varepsilon_t}) > 0$ og $\text{KOV}(\text{pb}_{t,\varepsilon_t}) < 0$. I så fall fører også dette til at korttidsvirkningene av prisendringer undervurderes. Simultanitetsskjevhet kan altså føre til at betydningen av *tilpasningstreggheter* blir overvurdert. Det er videre klart at skjevheten ikke trenger å være identisk for importpriser og hjemmepriser. Ulike tilpasningsforløp ved skift i disse variablene i en estimert likning kan derfor være en indikasjon på at det er benyttet en inkonsistent estimeringsmetode.

Betydningen av punkt a) kan undersøkes ved å teste for effekter av etterspørsel i likninger for hjemmepriser og importpriser. Ved estimeringen av hjemmeprislikninger til MODAG er det gjennomgående funnet små effekter av etterspørselspress, målt ved kapasitetsutnyttningen.³⁰ Kun i prislikningen for Diverse industriprodukter er det signifikante effekter av kapasitetsutnyttning.³¹ Dette indikerer at feilen som begås ved ikke å

27 Som diskutert i kapittel 3, er det konstruert én felles kapasitetsutnyttingsvariabel for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk og Tekstil og bekledningsvarer. Det er imidlertid benyttet ulike instrumenter for denne variabelen i likningene for de tre varene. I relasjonen for Tekstil- og bekledningsvarer benyttes tilbakedaterte verdier av den samlede anvendelsen av denne varen som instrument. Tilsvarende for de to andre varene.

28 En variabel er integrert av orden n , $I(n)$, dersom variabelen er ikke-stasjonær, men blir stasjonær når serien differensieres én gang. Generelt er en variabel integrert av orden d , $I(d)$, dersom variabelen må differensieres d ganger for å bli stasjonær. En kointegrerende sammenheng er en lineær kombinasjon av $I(1)$ variable som er $I(0)$. Den parameterkombinasjonen, hvis den eksisterer, som gjør at $I(1)$ variable kointegrerer er en kointegrasjonsvektor. Se Engle og Granger (1987) for en innføring i disse begrepene.

29 Se for eksempel kapittel 5.8 i Stewart og Wallis (1981).

30 Se Cappelen (1992).

31 I likningene estimert på kvartalsdata i Bowitz og Cappelen (1994) blir det imidlertid også signifikante effekter av kapasitetsutnyttning i hjemmeprislikningen for Verkstedprodukter og leiearbeid. Dette kan ha sammenheng med at vareinndelingen er noe annerledes enn i MODAG, ved at Verkstedprodukter og Leiearbeid er aggregert sammen.

benytte instrumenter for hjemmepriser ikke er særlig stor. Naug og Nymoen (1993) estimerer en aggregert importprislikning for industrivarer med norsk konkurranse. De finner signifikante etterspørselseffekter når graden av etterspørselspress måles ved nivået på arbeidsledigheten og veksten i innenlandsk etterspørsel. Dette tyder på at det bør benyttes instrumenter for importprisene, men det ville være svært tidkrevende å lage gode instrumenter for alle de åtte importprisseriene.

En kan undersøkt om ph_t er korrelert med restleddet i (4.2) ved å estimere en redusert-form relasjon for hjemmeprisen og teste for effekten av residualen eller den simulerte verdien av Δph_t fra denne likningen i importandelsfunksjonen. En nullhypotese om at $KOV(ph_t, \varepsilon_t) = 0$ forkastes dersom residualen (eller den simulerte Δph_t) fra den reduserte formen for hjemmeprisen blir signifikant i importandelsfunksjonen.³² I de fleste av hjemmeprislikningene for industrivarer i MODAG er imidlertid effekten av variable enhetskostnader i år t sterkt signifikant. Variable enhetskostnader kan ikke antas å være gyldig som instrument for hjemmeprisene, men føyningen vil trolig bli svak dersom denne variabelen utelates fra prislikningene. Samtidig er det grunn til å tro at en høy andel av variasjonen i pv_t ikke er korrelert med restleddet i (4.2). Dermed vil antakelig korrelasjonen mellom den predikerte verdien for Δph_t fra den reduserte formen og den delen av variasjonen i Δph_t som ikke er korrelert med restleddet i (4.2) bli liten. Da vil Hausman-testen få lav styrke,³³ og det blir trolig ikke forkastning av nullhypotesen selv om $KOV(ph_t, \varepsilon_t) \neq 0$ skulle gjelde. Denne testen blir derfor ikke benyttet nedenfor.

Nymoen (1991) finner klart signifikante effekter av ledighet og et kapasitetsutnyttingsmål på norske konsumpriser i en konsumprislikning hvor det betinges på importpriser. Dette resultatet, sammen med de svake etterspørselseffektene i estimerte hjemmeprislikninger, tyder på at målefeilen i prisene på hjemmeleveranser og import som følge av at det benyttes basispriser isteden for kjøperpriser ikke er konstant over tid, jf. diskusjonen i kapittel 3. I praksis vil det imidlertid være svært vanskelig å konstruere instrumenter for kjøperprisene som er så sterkt korrelerte med de faktiske kjøperprisene at det vil være optimalt å bruke disse instrumentene framfor å estimere med minste kvadraters metode.

I nyere litteratur³⁴ benyttes ofte begrepet *svak eksogenitet* fremfor det tradisjonelle eksogenitetsbegrepet. Δph_t er svakt eksogen for parametrene i (4.2) hvis det ikke er tap av informasjon forbundet med å betinge med hensyn på Δph_t . Dersom høyresidevariablene i (4.2) er eksogene i en slik forstand, blir derfor minste-kvadraters estimatorene for parametrene i (4.2) konsistente og effisiente. Som påpekt ovenfor, blir, under visse betingelser, *langtids*parametrene i (4.2) konsistent estimert selv om det er korrelasjon mellom restleddet og én eller flere av høyresidevariablene. Forklaringsvariablene i periode t trenger likevel ikke være *svakt* eksogene for langtidsparametrene. Det kan nemlig tenkes at avviket fra den eller de kointegrerende sammenheng(e) i (4.2) bidrar til å forklare, for eksempel, Δph_t . I så fall har de datagenererende prosessene for Δhi_t og Δph_t minst én felles parameter. Dermed må likningene for de to

32 Dette er Hausman-testen for eksogenitet (Hausman (1978)).

33 Se avsnitt 5.1 i Urbain (1992) for et eksempel på dette.

34 Standardreferansen her er Engle et.al. (1983).

variablene estimeres simultant for at vi skal få *effisiente* estimater for kointegrasjonsparametrene. Det kan vises³⁵ at Δp_{ht} er svakt eksogene for γ og kointegrasjonsparametrene i (4.2) dersom avvik fra kointegrerende sammenhenger i (4.2) ikke bidrar til å forklare utviklingen i hjemmeprisene.³⁶ En kan derfor teste for svak eksogenitet av Δp_{ht} og Δp_{ht} for kointegrasjonsparametrene i (4.2) ved å teste for effekten av avvik fra estimerte kointegrasjonslikninger fra (4.2) i likninger for hjemmepriser og importpriser.³⁷ Slike tester vil bli utført for hjemmeprisen ved å inkludere avvik fra den/de estimerte kointegrasjonslikningen(e) fra importandelsfunksjonen i hjemmeprislikningen for den samme varen i MODAG. Tilsvarende likninger for importpriser eksisterer ikke. Det er imidlertid testet for effekter av avviket fra en estimert kointegrasjonslikning for importvolum i den aggregerte importprislikningen for industrivarer i Naug og Nymoen (1993). Resultatene fra denne testingen tyder på at importprisene kan betraktes som svakt eksogene for kointegrasjonsparametrene i volumlikningen.

Ovenfor ble det antatt at eventuelle målefeil i nivåvariable var $I(0)$. Det kan imidlertid være vel så sannsynlig at målefeilen i *endringen* i variablene er $I(0)$. Da må målefeilen i nivåvariablene være $I(1)$. I så fall blir også estimatorene for langtidskoeffisienten(e) inkonsistente og langtidseffektene undervurderes i absoluttverdi. I lys av dataproblemene diskutert ovenfor, kan det spesielt være grunn til å tro at det er $I(1)$ målefeil i (ph-pb) og (pv-pb) for Tekstil- og bekledningsvarer.

Dersom relevante forklaringsvariable utelates fra en økonometrisk likning, kan dette føre til skjevhet på parametrene for variablene som er inkludert i likningen. Det er ingen grunn til at denne skjevheten skal slå ut likt på koeffisientene for importpriser og hjemmepriser. Denne typen feilspesifikasjon kan derfor føre til at en restriksjon om prishomogenitet på lang sikt blir forkastet selv om det er langsiktig prishomogenitet i en korrekt spesifisert likning. I Lichtenberg (1990) er det vist at aggregering av to forklaringsvariable med ulike parametre kan føre til aggregeringskjevhet; i en likning hvor de to variablene aggregeres sammen, vil ikke parameteren for aggregatet nødvendigvis ligge mellom de sanne parametrene for de to høyresidevariablene. Overført til vår problemstilling impliserer dette følgende: å pålegge en restriksjon om langsiktig prishomogenitet selv om restriksjonen forkastes av data, kan føre til at skjevheten (som følge av utelatte variable) på langtidsestimatene forsterkes. På bakgrunn av dette, vil likningene bli konstruert slik at en restriksjon om langsiktig prishomogenitet blir oppfylt snarere enn å pålegge restriksjonen dersom den ikke får støtte i data.

Ovenfor blir det argumentert for at forventninger om utviklingen i priser kan være av betydning for tilpasningen av forholdet mellom hjemmeleveranser og import. I tradisjonelle modeller med bakoverskuende forventninger er forventningene om prisveksten i neste periode en parametrisert funksjon av prisveksten i inneværende og tidligere perioder. Dette er således en type *modell*-baserte forventninger.³⁸ Når forventningsmekanismen substitueres inn i importandelsfunksjonen, vil parametrene i den fram-

35 Se Johansen (1992) (teorem 1 og 2 samt korrolaret til teorem 2), Urbain (1992) og Boswijk (1991).

36 Det følger av dette at Hausman-testen som test for svak eksogenitet gjelder betinget av at variablene det testes for er svakt eksogene for kointegrasjonsparametrene (Urbain (1992)).

37 Denne testen er foreslått av Johansen (1992) (side 398), Urbain (1992) (side 198) og Boswijk (1991).

38 Rasjonelle forventninger er en annen type modell-baserte forventninger.

komne likningen være en kombinasjon av parametrene i den opprinnelige strukturrelasjonen og parametrene i forventningsprosessen. Bakoverskuende forventningsmekanismer kan være stabile i "normale tider", men det er grunn til å tro at aktørene vil ta hensyn til "spesielle hendelser" som (store) valutakursendringer, oljeprissjokk og moms- endringer når de danner prisforventninger. En importandelsfunksjon basert på bakover- skuende forventningsdannelse kan derfor bli sårbar overfor Lucas-kritikken (Lucas (1976)). På den annen side; dersom importandelsfunksjonen er stabil, og det samtidig er strukturelle brudd i marginale modeller for hjemmepriser og/eller importpriser, er dette en indikasjon på at aktørene ikke handler på bakgrunn av modell-baserte prisfor- ventninger.³⁹ Det følger imidlertid ikke av et slikt resultat at forventninger er uten be- tydning for tilpasningen. Aktørene kan nemlig benytte data-baserte prediktorer for ut- viklingen i ph_t og pb_t .⁴⁰ Dersom ph_t er $I(d)$, kan en få en enkel, og i mange tilfeller effektiv, prognose på ph_{t+1} ved å løse $\Delta^{d+1}ph_{t+1} \approx 0$. For $d=2$ gir dette $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ som prediktor for Δph_{t+1} . Hvis ph_t er $I(1)$, blir prediktoren for Δph_{t+1} lik Δph_t . Tilsvarende resultater vil selvsagt gjelde for pb_t . Signifikante og stabile koeffisienter for Δph_t og Δpb_t kan altså tolkes som at produsenter og konsumenter tilpasser seg til de faktiske prisene eller at de benytter disse variablene som prediktorer for veksten i prisene i neste periode. Dersom $2\beta_1 = -\beta_2$ og $2\beta_3 = -\beta_4$ i (4.2), inngår $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ og $\Delta pb_t + \Delta \Delta pb_t$ som egne variable. Dette kan være en indikasjon på at prisvariablene er $I(2)$. En data- baserte prediktor av denne typen har følgende egenskaper når den aktuelle variabelen er $I(d)$ (Hendry og Ericsson (1991) og Favero og Hendry (1992)):

- 1) Den er forventningsrett hvis $\Delta^d ph_t$ er en autoregressiv prosess med symmetrisk feil- ledd.
- 2) Prediktoren inneholder ingen andre parametre enn integrasjonsgraden.
- 3) $\Delta^{d+1}ph_{t+1} \approx 0$ impliserer at $\Delta^{d+2}ph_{t+1} \approx 0$, men ikke omvendt. Både $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ og Δph_t er derfor forventningsrette prediktorer for Δph_{t+1} dersom $ph_t \sim I(1)$. Δph_t er imidlertid ikke forventningsrett dersom ph_t er $I(2)$.
- 4) Slike data-baserte prediktorer kan være "rasjonelle" hvis det er kostbart å innhente og bearbeide informasjon.

Ved modelleringen vil jeg anta at aktørene benytter data-baserte prediktorer av den typen som er diskutert her dersom prisforventninger påvirker tilpasningen. Med andre ord vil jeg ikke undersøke betydningen av forventninger eksplisitt. Dette kan være en svakhet ved analysen dersom produsenter og/eller konsumenter handler ut fra frem- overskuende modell-baserte forventninger, siden de estimerte likningene da rammes av Lucas-kritikken. Imidlertid tyder Monte-Carlo simuleringene i Favero og Hendry (1992) på at betydningen av Lucas-kritikken ikke er stor i praksis; dersom det er *forventningen* om en variabel som bestemmer tilpasningen, skal skiftene i forventningsprosessen være svært store for at det skal bli skift av betydning i estimatene i en modell hvor det betin- ges på den *faktiske* verdien av variabelen. Konsekvensene av, feilaktig, å ikke ta hensyn til fremoverskuende forventninger vil forøvrig være de samme som av stokastiske måle- feil i høyresidevariable. Se side 815 i Hendry og Neale (1988).

39 Se Hendry (1988) og Favero og Hendry (1992) og Hendry og Ericsson (1991).

40 Se Hendry og Ericsson (1991) og Favero og Hendry (1992) for en diskusjon av slike prediktorer.

De siste 5-10 årene er det blitt vanlig å teste for integrasjon- og kointegrasjon før dynamiske modeller av typen (4.2) estimeres. Engle og Granger (1987) foreslo å teste for kointegrasjon ved å anvende Dickey-Fuller tester⁴¹ på residualene fra estimerte statiske likninger med $I(1)$ variable. På grunn av Stocks superkonvergensteorem vil minste kvadraters metode anvendt på statiske relasjoner gi konsistente estimater på kointegrasjonsparametrene dersom alle variablene som inngår i den statiske likningen er $I(1)$, og dersom det bare er én kointegrerende sammenheng mellom variablene. Som vist av Banerjee et.al. (1986) og Kremers et.al. (1992), kan imidlertid feilen som begås ved å utelate relevant dynamikk være betydelig i praksis. For det første kan utelatt-variabel skjevheten på de estimerte kointegrasjonsparametrene bli stor i endelige sampel. For det andre vil også residualene inneholde effekter av utelatte tilbakedaterede variable. Teststyrken til Dickey-Fuller testene kan derfor bli lav.⁴² På denne bakgrunn foreslår Banerjee et.al. (1986) og Kremers et.al. (1992) å teste for kointegrasjon i feiljusteringsmodeller. Dickey-Fuller tester og plott tyder på at nivåene på variablene som benyttes ved estimeringen er $I(1)$, slik at endringen i variablene er $I(0)$. Leddet i parentesene i (4.2) er $I(0)$ dersom variablene kointegrerer og $I(1)$ hvis variablene ikke kointegrerer. I det siste tilfellet prøver vi å forklare en variabel med endelig varians (Δh_{it}) med en variabel med uendelig varians (leddet i parentesene). Det eneste logisk mulige utfallet er da at $\gamma=0$, slik at nivåvariablene faller ut. Hvis imidlertid nivåvariablene kointegrerer, må avvik fra den kointegrerende sammenhengen bli korrigert av minst én av variablene i (4.2).⁴³ Dersom koeffisientene for nivåvariablene blir signifikante, er dette derfor en indikasjon på at variablene kointegrerer. Insignifikante nivåledd kan følgelig være en indikasjon på at variablene ikke er kointegrerte, men dette kan også skyldes at feiljusteringen finner sted i én eller flere av de andre likningene i systemet. Testen til Banerjee et.al. (1986) og Kremers et.al. (1992) går ut på å teste signifikansen til den estimerte feiljusteringsparameteren i en enrelasjons-feiljusteringsmodell. Kremers et.al. (1992) viser at den asymptotiske fordelingen til denne testobservatoren varierer mellom Dickey-Fuller fordelingen og den standardiserte normalfordelingen.⁴⁴ Det følger imidlertid av det ovenstående at denne testen bare er gyldig dersom høyresidevariablene er svakt eksogene for feiljusteringsparameteren og kointegrasjonsparametrene. Testen er da (et gyldig) spesialtilfelle av testprosedyren foreslått av Johansen (1988). Hvis derimot betingelsene for svak eksogenitet ikke er oppfylt, bør Johansen-metoden benyttes dersom det skal testes for kointegrasjon. En estimerer da et VAR-system på feiljusteringsform hvor $I(1)$ variablene som inngår er endogene. Alle $I(1)$ variablene tillates dermed å være "feilkorrigerende". På bakgrunn av den estimerte VAR-modellen testes det så for antall kointegrasjonsvektorer og det (kan) undersøkes hvilke vektorer dette er. I (4.2) er det relativt mange variable i nivådelen av modellen. Det kan derfor være flere kointegrerende sammenhenger mellom variablene. Ved modellering av (4.2) estimeres

41 Denne testen er en test av en nullhypotese om at en tidsserie er $I(1)$ mot alternativet at serien er $I(0)$.

42 Disse problemene blir mer alvorlige desto sterkere tilpasningstregghetene er og desto mer (den utelatte) korttidsdynamikken bidrar til forklaringen av venstresidevariablen. Se Kremers et.al. (1992).

43 Dette følger av Grangers representasjonsteorem (Engle og Granger (1987)): En feiljusteringsmodell genererer kointegrerte variable og variable som kointegrerer kan alltid representeres ved en (multivariat) feiljusteringsmodell hvor minst én av variablene er "error correcting".

44 Den vanlige t-fordelingen kan ikke benyttes siden nivådelen av feiljusteringsmodellen er $I(1)$ under nullhypotesen om at variablene ikke kointegrerer. Den "tilsvarende" testobservatoren for testen av svak eksogenitet diskutert ovenfor er imidlertid t-fordelt, siden denne testen er betinget av at nivåvariablene er kointegrerte.

da en lineær kombinasjon av de kointegrerende vektorene. Dette vanskeliggjør bruk av testen til Banerjee et.al. (1986) og Kremers et.al. (1992) med mindre en har forhåndsoppfatninger om hvilke vektorer dette er.⁴⁵ På tross av dette benyttes denne testen nedenfor, kombinert med testen for svak eksogenitet omtalt foran, isteden for Johansen-metoden. Årsaken til dette er at det i utgangspunktet virker rimelig å tro at høyresidevariablene i (4.2) er svakt eksogene for γ og kointegrasjonsparametrene og at (4.2) for flere av varene antakelig kan forenkles så mye at relasjonen kun inneholder én kointegrasjonssammenheng. Eventuelle brudd på forutsetningen om svak eksogenitet vil trolig bli fanget opp av testen for dette.

45 En kan da teste for effekten av én av kointegrasjonsvektorene i en feiljusteringsmodell hvor de andre vektorene er utelatt.

5. Hovedtrekk ved estimeringsresultatene

I dette kapitlet diskuteres hovedtrekkene ved estimeringsresultatene. Først gjøres det rede for hvilke variable som inngår i de foretrukne spesifikasjonene for hver av varene og de langsiktige priseffektene i disse likningene. Dernest analyseres bidraget fra de enkelte forklaringsvariablene til utviklingen i importandelene og det dynamiske forløpet ved skift i hjemmepriser og importpriser. Til slutt sammenliknes resultatene med estimater i andre analyser av import og importandeler. I kapittel 6 gis en mer fullstendig dokumentasjon av de estimerte relasjonene.

For alle varene ble det foretatt betydelige forenklinger i forhold til (4.2). Mens den generelle likningen inneholder 14 parametre, er det i gjennomsnitt 4 estimerte parametre i relasjonene som dokumenteres nedenfor. For hver av varene ble det testet for kointegrasjon ved bruk av testen til Kremers et.al. (1992). Resultatene fra disse testene er gjengitt i vedlegg A. Det konkluderes der med at nivådelen av feiljusteringsmodellene for alle de åtte varene består av kointegrerte variable. I vedlegg A er det også testet for svak eksogenitet av hjemmepriser med hensyn på de (estimerte) kointegrerende sammenhengene og feiljusteringsparameteren i importandelsrelasjonene. Nullhypotesen om svak eksogenitet blir ikke forkastet for noen av varene. Dette tyder på at det ikke er tap av effisiens forbundet med å estimere kointegrasjonsvektorene fra importandelsfunksjonene i forhold til å estimere disse vektorene ved bruk av Johansen-metoden.

Med unntak for Tekstil- og bekledningsvarer ble det estimert signifikante langsiktige effekter av relative priser for alle varene. Som vist i kapittel 3, har det vært en sterk økning i importandelen for Tekstil- og bekledningsvarer samtidig som importprisindeksen har økt mer enn indeksen for hjemmepriser over estimeringsperioden. Med det informasjonssettet som benyttes er det derfor ikke uventet at effekten av relative priser blir insignifikant i likningen for denne varen. Ut fra diskusjonen i kapittel 3 og 4 er det imidlertid klart at dette *ikke* kan tolkes som at det er liten eller ingen substitusjon mellom hjemmeveranser og import når relative priser endres. For det første har en stor del av importen av teko-varer vært begrenset av kvoter. Substitusjonselastisiteten i etterspørselen er ikke identifiserbar når importen er regulert ved kvoter. For det andre har trolig *endringene* i kvoteordningene beskrevet i kapittel 3 ført til målefeil i relative priser som kan ha bidratt til å redusere den *estimerte* substitusjonselastisiteten.

I tillegg argumenterte vi i kapittel 3 for at den *observerte* utviklingen i relative priser kan gi et misvisende bilde av den *reelle* utviklingen. Dette skyldes at en stor del av de norske bedriftene som tapte salg på 1970- og 1980-tallet fordi de økte hjemmeprisene i forhold til importprisene falt ut av beregningsgrunnlaget for hjemmeprisindeksen. Det er ikke usannsynlig at dette skaper en målefeil i relative priser som er I(1). Da blir estimatoren for den langsiktige substitusjonselastisiteten inkonsistent og priseffektene blir undervurderte.

Restriksjonen om langsiktig prishomogenitet ble ikke forkastet av data, men i likningene for fem av varene er det signifikante forskjeller i tilpasningsforløpet ved skift i hjemmepriser og importpriser. Dette vil bli diskutert nærmere nedenfor.

Forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser fikk signifikant effekt på mellomlang- og lang sikt i relasjonene for Metaller og Tekstil- og bekledningsvarer. For Metaller inngår relative priser og forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser med identiske langtidselastisiteter.

De langsiktige prisvirkningene i de foretrukne likningene er oppsummert i tabell 5.1. I den første kolonnen i tabellen vises de estimerte langsiktige substitusjonselastisitetene. Dernest gjengis de beregnede langsiktige endringene i importandelene når forholdet mellom hjemmepriser og importpriser økes med én prosent i 1990. I 3. og 4. kolonne i tabell 5.1 vises de avledede priselastisitetene for import og hjemmeleveranser. For Metaller og Tekstil- og bekledningsvarer er estimatene i de to første og den siste kolonnen beregnet som summen av estimatene for relative priser og forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser. I den siste linjen i tabellen er det beregnet veide gjennomsnitt av estimatene for enkeltvarene.

Tabell 5.1. Langtidsestimater

Vare	Substitusjons- elastisitet	Absolutt endring i importandelen ¹⁾ ved en økning i hjemme- prisen med en prosent (1990)	Priselastisiteter (1990)	
			$El_{PB}B=El_{PH}B$	$El_{PB}H=-El_{PH}H$
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	1,68	0,150	-1,52	0,17
Drikkevarer og tobakk	1,00	0,166	-0,79	0,21
Tekstil- og bekledningsvarer	0,26 ²⁾	0,038 ²⁾	-0,05	0,21 ²⁾
Diverse industriprodukter	2,52	0,603	-1,53	1,00
Treforedlingsprodukter	2,25	0,500	-1,50	0,75
Kjemiske råvarer	1,00	0,223	-0,34	0,66
Metaller	1,50 ³⁾	0,228 ³⁾	-0,28	1,22 ³⁾
Verkstedprodukter	1,00	0,206	-0,28	0,71
Industri i alt⁴⁾	1,66	0,326	-0,70	0,61

1) Importandelen er målt i prosent.

2) Hjemmeprisen er erstattet med variable enhetskostnader.

3) Tallene er summen av de estimerte koeffisientene for hjemmeprisen og variable enhetskostnader.

4) Tallene er veide gjennomsnitt av estimatene for enkeltvarene. Elastisitetene for import og hjemmeleveranser er veiet sammen med andelene i henholdsvis 1. og 2. kolonne i tabell 3.1. Substitusjonselastisitetene og virkningene på importandelene er veiet sammen med summen av andelene i 1. og 2. kolonne i tabell 3.1.

De estimerte langsiktige substitusjonselastisitetene er større eller lik én for alle varene unntatt Tekstil- og bekledningsvarer. Substitusjonsvirkningene er sterkest i likningene for Diverse industriprodukter og Treforedlingsprodukter. For disse varene er det estimert langsiktige substitusjonselastisiteter på henholdsvis 2,52 og 2,25. I likningene for Drikkevarer og tobakk, Kjemiske råvarer og Verkstedprodukter er det pålagt en restriksjon om at den langsiktige substitusjonselastisiteten er lik én. Føyningen, målt ved standardavviket, blir da noe bedre enn når den langsiktige substitusjonselastisiteten estimeres fritt. Den estimerte substitusjonselastisiteten for Tekstil- og bekledningsvarer er relativt lav. Dette har antakelig sammenheng med dataproblemene diskutert ovenfor. Den aggregerte substitusjonselastisiteten for industrivarene er estimert til 1,66. Det er interessant at de utekonkurrerende varene Metaller og Kjemiske råvarer har estimerte substitusjonselastisiteter som er lavere enn dette. En skulle i utgangspunktet vente at substitusjonen mellom hjemmeleveranser og import var sterkere for utekonkurrerende varer enn for de andre varene. Det at det blir signifikant effekt av variable enhetskostnader i modellen for Metaller, kan imidlertid tolkes som at det er sterk substitusjon.

Importandelen for industrivarene samlet er beregnet å øke med 0,33 prosentpoeng på lang sikt når forholdet mellom hjemmepriser og importpriser økes med én prosent i 1990. For fem av de åtte enkeltvarene ligger langtidsestimatene i intervallet 0,15-0,25. Estimater for aggregatet av industrivarene trekkes opp av de relativt sterke prisvirkningene på importandelene for Diverse industriprodukter (0,60) og Treforedlingsprodukter (0,50).

De langsiktige priselastisitetene for industrien totalt er estimert til 0,70 (import) og 0,61 (hjemmeleveranser) i absoluttverdi. Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Diverse industriprodukter og Treforedlingsprodukter har de høyeste estimerte priselastisitetene i importen, med elastisiteter rundt 1,5. Metaller er den av varene med høyest priselastisitet (1,22) for hjemmeleveransene.

Med unntak for Tekstil- og bekledningsvarer fikk ikke kapasitetsutnyttning og samlet anvendelse signifikant effekt i likningene som ble estimert. I modellen for Tekstil- og bekledningsvarer inngår kapasitetsutnyttningen med signifikant korttidseffekt, mens samlet anvendelse av varen har effekt også på lang sikt. Relasjonen for denne varen inneholder også et trendledd med signifikant effekt. Den samlede anvendelsen av varen er derfor implisitt korrigeret for trend. Den trendkorrigerede samlede anvendelsen kan være en indikator for graden av kapasitetsutnyttning i produksjonen av Tekstil- og bekledningsvarer. Under de sterke svingningene i innenlandsk etterspørsel i periodene 1975-78 og 1985-89 viste importen av Tekstil- og bekledningsvarer langt sterkere variasjon enn hjemmeleveransene. Det er derfor ikke overraskende at det blir signifikante kapasitetsutnyttningseffekter i likningen for denne varen.

I likningen for Kjemiske råvarer ble dummyvariabelen for produksjon på Rafsnes klart signifikant.

Trendvariabelen fikk signifikant negativ effekt på forholdet mellom hjemmeleveranser og import for Tekstil- og bekledningsvarer, Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer

og Verkstedprodukter.⁴⁶ I kapittel 2 og 3 ble det argumentert for at trendleddet kan fange opp virkninger på importandelen av teknisk fremgang i produksjonen, økt internasjonal spesialisering og vridning i sammensetningen av vareaggregatene. Det virker sannsynlig at økt internasjonal spesialisering er den av disse tre forklaringene på trendeffekten som har vært viktigst. Ut fra "taste for variety" teorien er det i tillegg grunn til å tro at den sterke nedgangen i antall norske produsenter av Tekstil- og bekledningsvarer har ført til en vridning av etterspørselen fra hjemmeleveranser mot import for denne varen.

For likningene som inneholder trendledd er det beregnet hvor mye de enkelte høyresidevariablene har bidratt med til økningen i importandelene fra 1968 til 1990. Dette er gjort med utgangspunkt i de estimerte langtidsløsningene og endringen i forklaringsvariablene over estimeringsperioden. I disse beregningene er det altså sett bort fra tilpasningstregheter. Som vi skal se nedenfor, er imidlertid tilpasningen relativt rask i likningene som inneholder trendledd, med unntak for Treforedlingsprodukter.

I relasjonen for Tekstil- og bekledningsvarer "forklares" 85-90 prosent av økningen i importandelen av trendvariabelen. Veksten i samlet anvendelse av varen bidrar med 5-10 prosent, mens det økte forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser forklarer om lag 5 prosent av veksten i importandelen fra 1968 til 1990. Som følge av dataproblemene diskutert tidligere, er det imidlertid sannsynlig at trendleddet ivaretar virkninger på importandelen av at norske produsenter har tapt konkurransevne. Det er beregnet at endring i relative priser har bidratt til å *redusere* importandelen for Treforedlingsprodukter med 10-12 prosentpoeng fra 1968 til 1990. Importandelen er anslått å ha økt med 25-26 prosentpoeng som følge av trendeffekten i denne perioden. I likningen for Kjemiske råvarer er koeffisienten for trendvariabelen ustabil, og blir først signifikant etter 1984. Det er derfor vanskelig å beregne bidraget fra trendleddet for denne varen. Dummyvariabelen for produksjon på Rafsnes bidrar isolert sett til en reduksjon i importandelen på i underkant av 20 prosentenheter. I relasjonen for Verkstedprodukter forklarer faktorene bak trendleddet om lag 2/3 av økningen i importandelen fra 1968 til 1990, mens 1/3 forklares ved at hjemmeprisene har økt mer enn importprisene.

I tabell 5.2 vises årlig vekst i importandelene "forklart" av trendleddet for Tekstil- og bekledningsvarer, Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Verkstedprodukter. Med utgangspunkt i nivået på importandelen i 1990, er den beregnede trendvirkningen på importandelen sterkest for Treforedlingsprodukter. For denne varen er importandelen anslått å øke med 1,33 prosentpoeng fra 1990 til 1991 som følge av trendeffekten alene. I likningene for Tekstil- og bekledningsvarer og Verkstedprodukter er effekten av trendleddet på importandelen beregnet til i underkant av ett prosentpoeng per år med den importandelen som var i 1990. Betydningen av trendleddet for variasjon i importandelen er lavere jo høyere importandelen er i utgangspunktet. Av tabell 5.2 framgår det at importandelene for de fire varene anslås å øke med 0,25-0,6 prosentpoeng pr. år når importandelene er på 90 prosent og med 0,1-0,3 prosentpoeng pr. år når importandelene i utgangspunktet er på 95 prosent. For industrivarene totalt er det

46 Det blir dermed en positiv virkning av trendvariabelen på importandelen.

Tabell 5.2. Beregnet årlig økning i importandelen "forklart" av trendleddet

Vare	Nivå på importandelen i prosent i utgangspunktet					
	1990-nivå	70,0	80,0	85,0	90,0	95,0
Tekstil- og bekleddingsvarer	0,91	1,32	1,00	0,80	0,56	0,30
Treforedlingsprodukter	1,33	1,28	0,97	0,77	0,54	0,29
Kjemiske råvarer	0,67	0,63	0,49	0,39	0,27	0,14
Verkstedprodukter	0,96	0,99	0,75	0,60	0,42	0,22

anslått at faktorene bak trendleddet bidrar til å øke importandelen med om lag 0,4 prosentpoeng fra 1990 til 1991.⁴⁷

Ut fra de estimerte relasjonene er det beregnet kumulerte dynamiske multiplikatorer⁴⁸ for virkningene på importandelene av partielle endringer i hjemmepriser og importpriser. I tabell 5.3 vises den beregnede endringen i importandelen når hjemmeprisene økes med én prosent i 1990. Tabell 5.4 viser tilsvarende multiplikatorer for en økning i importprisene med én prosent i 1990.

I likningene for Drikkevarer og tobakk, Metaller og Verkstedprodukter fikk en restriksjon om prishomogenitet på kort, mellomlang og lang sikt støtte i data. For Drikkevarer og tobakk og Metaller er det ingen korttidseffekter av endringer i relative priser. Etter to år er 64 prosent av den totale effekten oppnådd i likningen for Drikkevarer og tobakk, mens hele virkningen av skift i $(ph-pb)_t$ og $(pv-pb)_t$ er utspilt etter to år for Metaller. I den estimerte relasjonen for Verkstedprodukter er effekten av skift i forholdet mellom hjemmepriser og importpriser på importandelen svakt sterkere på kort- og mellomlang sikt enn på lang sikt.

For Diverse industriprodukter og Treforedlingsprodukter er det små forskjeller i korttidseffektene av endringer i hjemmepriser og importpriser, men tilpasningen til langtidsløsningen er raskere for importpriser enn hjemmepriser. Etter fire år er 69 prosent av langtidsvirkningen av skift i hjemmepriser utspilt for Diverse industriprodukter. Ved endringer i importprisene er 79 prosent av effekten uttømt etter fire år. I relasjonen for Treforedlingsprodukter er tilpasningen raskere; etter fire år er 95 og 89 prosent av effekten på importandelen av endringer i henholdsvis importpris og hjemmepris oppnådd.

I modellene for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og Tekstil- og bekleddingsvarer er det førsteårseffekter av importpriser, men ikke av hjemmepriser. Tilpasningen er relativt treg for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter; om lag 1/3 av effekten av et skift i importprisen er uttømt etter ett år. Etter tre år er 81 prosent av langtidsvirkningen av skift i importpriser og 72 prosent av effekten av endret hjemmepris utspilt.

47 Dette estimatet er beregnet på tilsvarende måte som den aggregerte substitusjonselastisiteten i tabell 5.1.

48 Se for eksempel Intriligator (1978) eller Harvey (1981).

Tabell 5.3. Beregnet absolutt endring i importandelen¹⁾ ved en økning i hjemmeprisen med en prosent i 1990

Vare	År etter skift					Langtids- effekt
	1	2	3	4	5	
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	-	0,070	0,108	0,127	0,138	0,150
Drikkevarer og tobakk	-	0,104	0,143	0,157	0,163	0,166
Tekstil- og bekledningsvarer ²⁾	-	0,038	0,038	0,038	0,038	0,038
Diverse industriprodukter	0,287	0,234	0,340	0,415	0,469	0,603
Treforedlingsprodukter	0,251	0,251	0,377	0,439	0,470	0,500
Kjemiske råvarer	0,227	0,230	0,224	0,223	0,223	0,223
Metaller ³⁾	-	0,228	0,228	0,228	0,228	0,228
Verkstedprodukter	0,221	0,212	0,208	0,207	0,206	0,206
Samlet industri	0,168	0,182	0,229	0,259	0,280	0,326

1) Importandelen er målt i prosent.

2) Variable enhetskostnader økes med en prosent.

3) Hjemmeprisen og variable enhetskostnader økes med en prosent.

Tabell 5.4. Beregnet absolutt endring i importandelen¹⁾ ved en økning i importprisen med en prosent i 1990

Vare	År etter skift					Langtids- effekt
	1	2	3	4	5	
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	-0,049	-0,096	-0,121	-0,135	-0,142	-0,150
Drikkevarer og tobakk	-	-0,104	-0,143	-0,157	-0,163	-0,166
Tekstil- og bekledningsvarer	-0,120	-0,038	-0,038	-0,038	-0,038	-0,038
Diverse industriprodukter	-0,251	-0,352	-0,424	-0,475	-0,512	-0,603
Treforedlingsprodukter	-0,296	-0,399	-0,450	-0,475	-0,488	-0,500
Kjemiske råvarer	-	-0,195	-0,219	-0,223	-0,223	-0,223
Metaller	-	-0,228	-0,228	-0,228	-0,228	-0,228
Verkstedprodukter	-0,221	-0,212	-0,208	-0,207	-0,206	-0,206
Samlet industri	-0,165	-0,230	-0,261	-0,281	-0,295	-0,326

1) Importandelen er målt i prosent.

For Tekstil og bekledningsvarer er korttidseffekten av endret importpris over tre ganger så sterk som langtids-effekten. Denne egenskapen ved modellen er klart urimelig, og indikerer at dataproblemene diskutert foran fører til at de langsiktige substitusjons-effektene undervurderes. Virkningen av endret importpris og variable enhetskostnader er utspilt etter to år.

For Kjemiske råvarer er det effekt av hjemmepris det første året etter skift, og hele effekten er utspilt etter ett år. 87 prosent av effekten av endret importpris er uttømt etter to år.

I de siste linjene i tabell 5.3 og 5.4 gjengis kumulerte multiplikatorer for aggregatet av industrivarene. Om lag halvparten av langtidseffekten av skift i hjemmepriser og importpriser er utspilt etter ett år. Tilpasningen til langtidsløsningen er noe raskere ved skift i importpriser enn ved skift i hjemmepriser; to år etter et skift i hjemmeprisene er 70 prosent av langtidsvirkningen utspilt, mens 80 prosent av effekten av endret importpris er uttømt etter to år.

Til slutt i dette kapittelet foretas en sammenlikning mellom de langsiktige priselastisitetene gjengitt i tabell 5.1 og langtidsestimater i tidligere analyser av import på norske og utenlandske data.

Med unntak for Metaller og Verkstedprodukter er det liten forskjell mellom de langsiktige substitusjonselastisitetene i tabell 5.1 og de som er rapportert i tabell 7.1 i Svendsen (1990). For Verkstedprodukter er substitusjonselastisiteten 4,12 i Svendsen (1990) mot 1,0 i tabell 5.1. Årsaken til dette er trolig at likningen for Verkstedprodukter her, i motsetning til den tilsvarende relasjonen i Svendsen (1990), inneholder et trendledd med sterkt signifikant effekt. Dersom trendleddet utelates fra den foretrukne spesifikasjonen, øker den estimerte langsiktige substitusjonselastisiteten til 4,07. Samtidig blir koeffisientene for de tilbakedaterte nivåvariablene insignifikante.⁴⁹ Det ser derfor ut til at substitusjonselastisiteter på over fire i relasjoner for Verkstedprodukter uten trendledd er en ren konsekvens av at elastisiteten er beregnet fra en feilspesifisert modell. For Metaller er den langsiktige substitusjonselastisiteten i tabell 5.1 om lag det dobbelte av substitusjonselastisiteten for Metaller i Svendsen (1990). Dette har sammenheng med at relasjonen for Metaller inneholder forholdet mellom variable enhetskostnader og importpris er i tillegg til relative priser. Den langsiktige elastisiteten av forholdet mellom hjemmeleveranser og import med hensyn på relative priser er tilnærmet den samme som i Svendsen (1990).

Ovenfor ble det argumentert for at prisfølsomheten er undervurdert i relasjonen for Tekstil- og bekledningsvarer. Det har derfor spesiell interesse å sammenlikne den estimerte substitusjonselastisiteten for denne varen med estimater fra andre studier.

Med data for perioden 1962-1981 estimerer Stølen (1983) en langsiktig substitusjonselastisitet på 1,05 i en likning for Tekstil- og bekledningsvarer som inneholder trendledd. Andelen av år uten importrestriksjoner er klart høyere i estimeringsperioden som benyttes av Stølen (1983) enn den perioden som anvendes her. Den store forskjellen i de estimerte substitusjonselastisitetene indikerer derfor at forekomsten av kvoteordningene bidrar til å redusere de *estimerte* substitusjonsvirkningene. Dette kan altså ikke tolkes som at den *faktiske* substitusjonselastisiteten er blitt redusert, jf. diskusjonen i innledningen av dette kapittelet.

⁴⁹ Hvis hjemmepriser og importpriser inngår med separate langtidskoeffisienter, blir imidlertid nivåvariablene signifikante. De estimerte langtidselastisitetene for de to variablene blir da på 1,93 (hjemmepriser) og 1,34 (importpriser). Her fører altså utelatelse av en relevant forklaringsvariabel (trendleddet) til skjevhet på langtidsestimatene og at en restriksjon om prishomogenitet på lang sikt blir forkastet av data. I tillegg øker skjevheten dersom denne restriksjonen likevel pålegges, jf. diskusjonen i tilknytning til Lichtenberg (1990) i kapittel 4.

Melchior (1992) innfører et nytt nivå av separabilitet ved å betrakte "den frie import" av klær⁵⁰ som et separabelt delmarked. Med utgangspunkt i en CES-funksjon og data for årene 1978-87 estimerer han substitusjonselastisiteten til å være 1,90 mellom hovedleverandørene i dette delmarkedet. Melchior benytter dette estimatet som anslag på substitusjonselastisiteten mellom hjemmeleveranser, lavprisimport og fri import av klær. Med de dataproblemene som synes å gjøre seg gjeldende i aggregerte likninger for Tekstil- og bekledningsvarer, kan det ikke utelukkes at estimatet på 1,90 gir et mer dekkende bilde av substitusjonsforholdet mellom hjemmeleveranser og import enn den substitusjonseffekten som er estimert her. Det vil derfor bli vurdert å sette den langsiktige substitusjonselastisiteten lik 1,90 i importandelsfunksjonen for Tekstil- og bekledningsvarer i MODAG.

Haas og Turner (1990) estimerer aggregerte importrelasjoner for 14 av de viktigste industrilandene. De langsiktige priselastisitetene for industriimport varierer der mellom -0,3 og -1,3, og gjennomsnittet av elastisitetene er på -0,83. For norsk industriimport estimeres en langsiktig priselastisitet på -0,62, som er noe lavere i absoluttverdi enn den aggregerte elastisiteten i tabell 5.1. Industribegrepet til Haas og Turner inneholder varene som er modellert her, eksklusive Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og Drikkevarer og tobakk. Haas og Turner har imidlertid inkludert ikke-konkurrerende import samt skip og oljeplattformer i importaggregatet for industri.

I Naug (1990) ble det estimert en relasjon for samlet norsk import med sluttanvendelseskomponentene i generaløkosirken og relative priser som forklaringsvariable. Den estimerte langsiktige priselastisiteten var der på -0,23. En årsak til at priselastisiteten for norsk import i Naug (1990) er lavere enn det som er estimert her og i Haas og Turner (1990) er at industriimporten trolig er mer prisfølsom enn annen import. En supplerende/alternativ forklaring er at det har vært en vridning i sammensetningen av etterspørselen fra industrivarer over mot tjenester de siste 25 årene; i tabell 3.1 så vi at importandelen for "fastlands"-Norge økte langt mindre enn importandelene for industrivarer fra 1968 til 1990. Vurdert på bakgrunn av utviklingen i hjemmeleveranser, import og relative priser for norsk økonomi som helhet, fortøner det seg da som om økningen i forholdet mellom hjemmepriser og importpriser ikke har ført til særlig substitusjon fra hjemmeleveranser mot import. Prisfølsomheten i etterspørselen undervurderes derfor antakelig i relasjoner for samlet import.

Store forskjeller i priselastisitetene mellom relasjoner for industriimport og samlet import finner en også ved å sammenlikne priselastisitetene i Haas og Turner (1990) med estimatene i Thursby og Thursby (1984) og Asseery og Peel (1991). Thursby og Thursby (1984) og Asseery et.al. (1991) estimerer likninger for samlet import for Kanada, Vest-Tyskland, Japan, Storbritannia og USA. I de foretrukne likningene blir gjennomsnittet av de estimerte langsiktige priselastisitetene på henholdsvis -0,23 og -0,33 for de fem landene. Gjennomsnittet av priselastisitetene for industriimport for de samme landene i Haas og Turner (1990) er på -1,05.

50 Melchior ser altså ikke på teko-varer totalt.

6. Dokumentasjon av estimerte likninger

I dette kapitlet dokumenteres de estimerte importandelsfunksjonene. For hver likning rapporteres parameterestimaterne med standardavvik (ST.AVVIK i tabellene), t-verdier, og signifikanssannsynligheter (P-VERDI). Med unntak for Tekstil- og bekledningsvarer, er minste kvadraters metode (MKM) benyttet som estimeringsmetode. Relasjonen for Tekstil- og bekledningsvarer er estimert med to-trinns minste kvadraters metode (2MKM). Estimeringsperioden er 1968/69-1990.

Følgende føyningsmål og testobservatorer rapporteres:

R^2	=	Multipel korrelasjonskoeffisient
R^2 .adj	=	Multipel korrelasjonskoeffisient justert for antall frihetsgrader
SER	=	Det estimerte standardavviket for regresjonen multiplisert med 100. SER er tilnærmet lik det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom faktisk og simulert verdi av h_{it} .
RRMSE	=	"Relativ Root Mean Squared Error". RRMSE er tilnærmet lik det gjennomsnittlige prosentvise avviket mellom faktisk og simulert importandel. ⁵¹
DW	=	Durbin Watson testen for 1. ordens autokorrelasjon i restleddet
LM F(q,T-K-q)	=	LM test for autokorrelasjon inntil orden q i restleddet. q = 1,2. Kilde: Harvey (1981).
ARCH F(1,T-K-2)	=	Test for autoregressiv heteroskedastisitet av 1. orden i restleddet. Kilde: Engle (1982).
NORM χ^2 (2)	=	Test for normalfordelte restledd. Testobservatoren er kji-kvadratfordelt med to frihetsgrader under nullhypotesen. Kilde: Jarque og Bera (1980).

⁵¹ RRMSE er beregnet etter følgende formel:

$$RRMSE = 100 \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{IMP_t - \hat{IMP}_t}{IMP_t} \right)^2}$$

Merk at avviket mellom faktisk og simulert verdi av variabelen her normeres mot nivået på variabelen og ikke mot gjennomsnittet av denne, som er det vanlige.

RESET $F(2, T-K-2)$ = Generell test for feilspesifikasjon. Nullhypotesen er at spesifikasjonen er korrekt og alternativet at modellens predikerte verdier av venstresidevariabelen opphøyd i 2. feilaktig er utelatt fra modellen. Kilde: Ramsey (1969).

Her er T antall observasjoner i estimeringsperioden og K antall estimerte parametre. $F(g,h)$ betegner en testobservator som er F -fordelt med g,h frihetsgrader.

Dersom det er autokorrelasjon og/eller heteroskedastisitet i restleddet, er variansformlene som benyttes når det estimeres med minste kvadraters metode ugyldige. Føyningsmålene og t -verdiene kan da gi et misvisende bilde av den faktiske forklaringskraften til en likning. Gyldighet av t -testen krever i tillegg at estimatoren er normalfordelt. Dette er oppfylt dersom *restleddet* er normalfordelt. MKM-estimatoren er imidlertid tilnærmet normalfordelt selv om restleddet ikke er det dersom det er "mange" frihetsgrader ved estimeringen. Vi kan da benytte de kritiske verdiene fra den standardiserte normalfordelingen. Med 22-23 observasjoner er det ikke opplagt at en slik testprosedyre gir gyldig inferens dersom restleddet ikke er normalfordelt.

Autokorrelasjon, heteroskedastisitet eller fravær av normalitet i *residualene* er forenlig med at *restleddene* i en korrekt spesifisert likning oppfyller standardforutsetningene; signifikante verdier for én eller flere av testene kan være et tegn på at modellen er feilspesifisert i form av utelatte variable. Målefeil i venstresidevariabelen, for eksempel på grunn av lagerbevegelser, kan også slå ut i signifikante verdier for feilspesifikasjonstestene.

Durbin-Watson testen for autokorrelasjon er ikke gyldig når den estimerte likningen inneholder tilbakedaterte endogene høyresidevariable. Teststyrken vil da være lavere enn det nominelle nivået for testen, slik at nullhypotesen om ukorrelerte restledd forkastes for sjelden for et gitt signifikansnivå. Jeg vil likevel rapportere Durbin-Watson testen for alle likningene, siden dette er den mest vanlige testen for autokorrelasjon. LM-testen er gyldig også når tilbakedaterte endogene variable benyttes som forklaringsvariable, og testen har høy styrke sammenliknet med andre tester for autokorrelasjon (Kiviet (1986)).

Føyningsplott samt plott av rekursive estimater +/- to standardavvik og signifikanssannsynligheten fra en rekursivt beregnet Chow-test (Chow (1960)) vises for hver av de estimerte likningene. Føyningsplottene viser faktisk og simulert importandel fra statiske simuleringer. Likningene estimeres med data til og med 1990 og simuleres også for 1991.

Et rekursivt estimat viser tidsutviklingen for estimatet når startpunktet for estimeringen holdes fast og estimeringsperioden utvides med én og én observasjon. Standardavvikene for estimatene er også beregnet rekursivt. Ved den rekursive estimeringen er det estimert med data til og med 1991.

Chow-testen er en test for stabiliteten av relasjonen som helhet. Nullhypotesen er at alle parametrene, restleddsvariansen inkludert, er konstante fra ett tidspunkt til et

annet. Både skift i den estimerte restleddsvariansen og i de andre parameterestimatenes kan resultere i signifikant verdi for Chow-testen. I enkelte lærebøker i økonometri er det forutsatt at restleddsvariansen er konstant når testen benyttes. Chow-testen blir da en test av nullhypotesen om at de resterende parametrene er konstante. Motsatt; dersom de rekursive estimatene (den estimerte restleddsvariansen ikke inkludert) er stabile og Chow-testen er signifikant, er dette et tegn på at restleddsvariansen har økt over tid. Den rekursive Chow-testen er beregnet på tilsvarende måte som de rekursive estimatene. For hvert år fra og med 1975 testes det om estimatene (inklusive den estimerte restleddsvariansen) er signifikant forskjellige fra estimatene som resulterer når 1990 er siste observasjon i estimeringsperioden. Hvis for eksempel signifikanssannsynligheten for testen ligger under 0.05 i 1990, betyr dette at én eller flere av estimatene skifter signifikant når estimeringsperioden utvides fra 1968/69-1989 til 1968/69-1990.

De rekursive estimatene og den rekursive Chow-testen kan avdekke genuine strukturelle brudd i modellens parametre, men ustabile rekursive estimater og lav signifikanssannsynlighet for den rekursive Chow-testen kan også være et tegn på at den estimerte likningen er feilspesifisert. Dersom relevante forklaringsvariable er utelatt, vil dette i alminnelighet føre til at parametrene i den estimerte likningen får utelatt-variabel skjevhet. Dersom denne skjevheten varierer tilstrekkelig mye over tid, vil én eller flere av de rekursive estimatene bli ustabile.

Feilspesifikasjonstestene, de rekursive estimatene og de rekursive Chow-testene er beregnet i programmet TESTEST i TROLL. Dette programmet er dokumentert i Bleivik (1992).

6.1. Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter

Den estimerte relasjonen for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter er gjengitt i tabell 6.1.1. Likningen inneholder signifikant korttidseffekt av importpriser, mens endringer i hjemmeprisene ifølge relasjonen først påvirker importandelen etter ett år. Ingen av de rapporterte testene for autokorrelasjon, heteroskedastisitet og normalitet er signifikante på 5 prosent nivå.

Modellen føyer utviklingen i importandelen relativt godt, men den rekursive Chow testen og de rekursive estimatene viser at modellen er ustabil. Den estimerte langsiktige substitusjonselastisiteten og korttidseffekten av importpriser øker markert fra 1984 til 1986. Et signifikant skift i konstantleddet trekker i retning av økt importandel i dette tidsrommet. Importandelen for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter økte betydelig fra 1984 til 1990 etter å ha ligget stabilt på rundt 5-6 prosent fra 1968 til 1984. *Modelens* forklaring på dette er at den gjennomsnittlige årlige økningen $(\text{ph-pb})_t$ var klart sterkere i perioden 1985-1990 enn i årene 1968-1984. Skiftene i estimatene tyder imidlertid på at også andre faktorer bidro til økningen i importandelen. I så fall kan ustabiliteten i estimatene være en konsekvens av utelatt-variabelskjevhet som ikke er konstant over tid. Spesielt må det stilles spørsmålsteget ved koeffisienten for Δpb_t , som først blir signifikant etter 1986. Det er i hovedsak sterk importvekst som ligger bak økningen i importandelen fra 1984 til 1990. Ifølge Steen (1992) skjedde det ikke endringer av betydning i importvernet i denne perioden som kan forklare importøkningen. Fra 1984 til 1986 økte det ikke-varige private konsumet med om lag 14 prosent. Det er interessant at *importen* av Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter økte med 33 prosent i den samme perioden, mens *hjemmeleveransene* kun økte med 5,2 prosent. Det kan derfor se ut som hjemmeleveransene var begrenset av kapasitetsskranker i 1985/86. Vanedannelse blant konsumentene kan ha ført til at importandelen holdt seg på et historisk høyt nivå selv om kapasitetsskrankene trolig opphørte med kontraksjonen i privat konsum fra og med 1988. Dette, sammen med de dataproblemene som er diskutert i kapittel 3, kan være forklaringen på at kapasitetsutnyttningen ikke får signifikant effekt på tross av argumentasjonen ovenfor.

Tabell 6.1.1. Dynamisk modell for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter

Venstresidevariabel: Δh_{it}

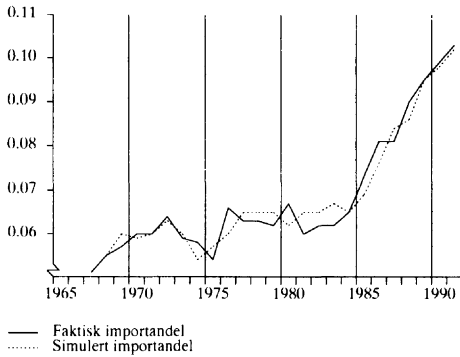
$R^2 = 0,4762$ $R^2_{\text{adj}} = 0,3935$ $\text{SER} = 5,707\%$ $\text{RRMSE} = 4,814\%$ $\text{DW} = 2,425$
 $T = 23$ $K = 4$ Periode: 1968-1990 Metode: MKM

LM $F(1, 18) = 1,576 (0,225)$ LM $F(2, 17) = 0,830 (0,453)$ ARCH $F(1, 17) = 0,054 (0,820)$
 NORM $\chi^2(2) = 0,950 (0,622)$ RESET $F(1, 18) = 1,405 (0,251)$

VARIABEL	ESTIMAT	ST. AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	0,995	0,360	2,764	0,012
Δpb_t	0,548	0,196	2,796	0,012
$(\text{ph-pb})_{t-1}$	-0,789	0,234	-3,377	0,003
h_{it-1}	-0,469	0,154	-3,039	0,007

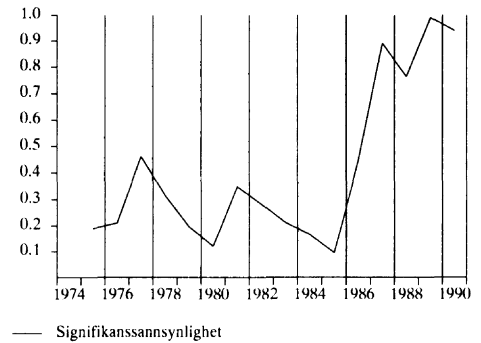
Figur 6.1.1. Føyning for importandelen

Faktisk og simulert importandel
Foredlete jordbruks- og fiskeprodukter

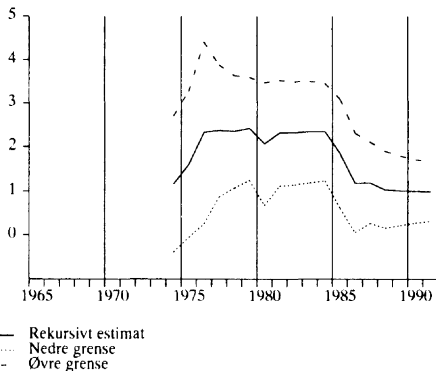


Figur 6.1.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

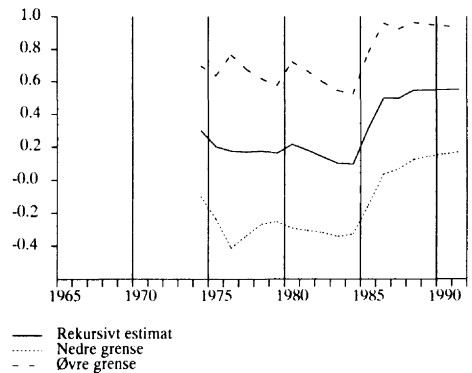
Rekursiv Chow-test
Foredlete jordbruks- og fiskeprodukter

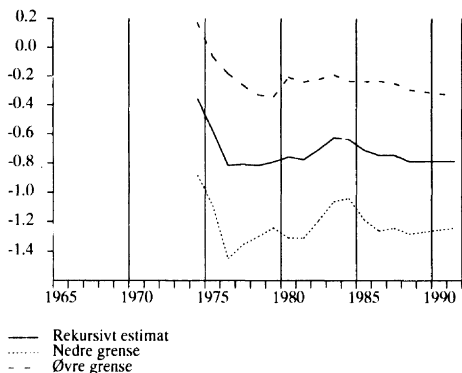
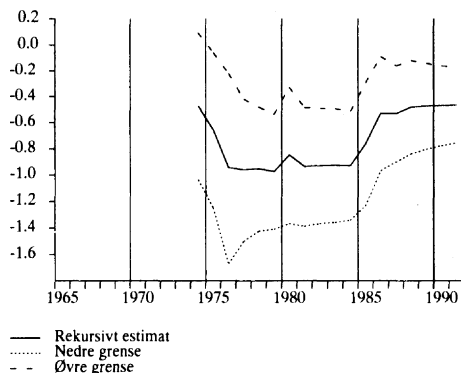


Figur 6.1.3. Rekursivt estimert koeffisient for konstantleddet +/- 2 st.avvik



Figur 6.1.4. Rekursivt estimert koeffisient for Δp_{bt} +/- 2 st.avvik



Figur 6.1.5. Rekursivt estimert koeffisient for $(ph-pb)_{t-1} \pm 2$ st.avvik

Figur 6.1.6. Rekursivt estimert koeffisient for $hi_{t-1} \pm 2$ st.avvik


6.2. Drikkevarer og tobakk

For Drikkevarer og tobakk er det prishomogenitet både på kort, mellomlang og lang sikt. Skift i relative priser påvirker importandelen med et lag på ett år. Dataene gir støtte til en restriksjon om at den langsiktige substitusjonselastisiteten er lik én, og denne restriksjonen er pålagt i likningen i tabell 6.2.1. Ingen av feilspesifikasjonstestene er signifikante på 5 prosent nivå, men LM-testen for 1. ordens autokorrelasjon har signifikanssannsynlighet på 0,22. Residualene i den avledede relasjonen for importandelen er i gjennomsnitt på 4,9 prosent av importandelen.

Tabell 6.2.1. Dynamisk modell for Drikkevarer og tobakk

Venstresidevariabel: Δhi_t

$R^2 = 0,489$ $R^2_{adj} = 0,465$ $SER = 6,462\%$ $RRMSE = 4,926\%$ $DW = 2,233$

$T = 23$ $K = 2$ Periode: 1968-1990 Metode: MKM

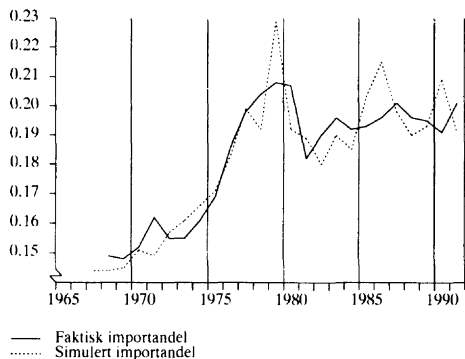
LM $F(1,20) = 1,610 (0,219)$ LM $F(2,19) = 0,783 (0,471)$ ARCH $F(1,19) = 0,159 (0,695)$

NORM $\chi^2(2) = 1,283 (0,526)$ RESET $F(1,20) = 0,672 (0,422)$

VARIABEL	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	0,884	0,202	4,375	0,000
$(ph-pb)_{t-1} + hi_{t-1}$	-0,627	0,140	-4,483	0,000

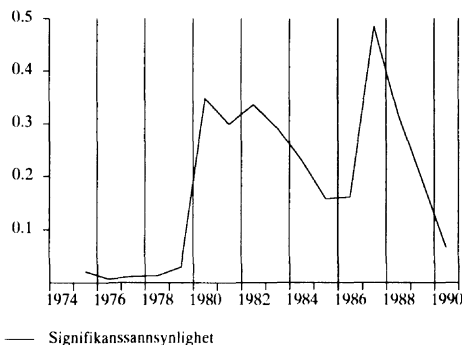
Figur 6.2.1. Føying for importandelen

Faktisk og simulert importandel
Drikkevarer og tobakk

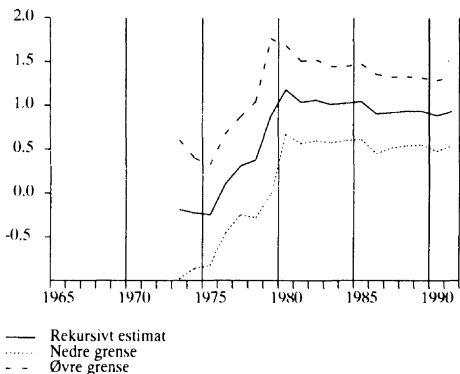


Figur 6.2.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

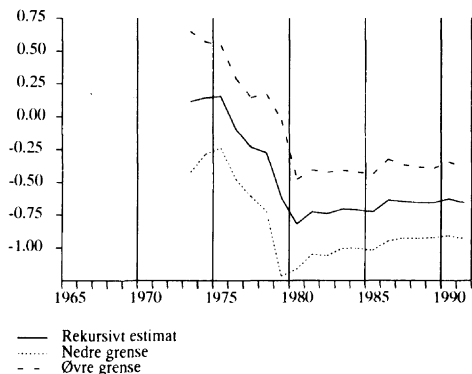
Rekursiv Chow-test
Drikkevarer og tobakk



Figur 6.2.3. Rekursivt estimert koeffisient for konstantleddet +/- 2 st.avvik



Figur 6.2.4. Rekursivt estimert koeffisient for $(ph-pb)_{t-1} + hi_{t-1}$ +/- 2 st.avvik



Likningen forklarer økningen i importandelen fra 1970 til 1978, men i 1979, 1986 og 1990 overpredikerer modellen nivået på importandelen betydelig. Av de rekursive estimatene og signifikanssannsynligheten for den rekursive Chow-testen framgår det at modellen er ustabil; de estimerte koeffisientene får klart signifikante skift fra 1975 til 1980, og den rekursive Chow-testen er signifikant til og med 1979. Parameterestimaten blir i tillegg ikke signifikante før i 1979. Estimaten er imidlertid relativt stabile etter 1980, og med unntak for 1990 er den rekursive Chow-testen insignifikant etter 1979.

6.3. Tekstil- og bekledningsvarer

I likningen for Tekstil- og bekledningsvarer "forklares" det meste av utviklingen i importandelen av et trendledd med sterkt signifikant effekt. Relasjonen inneholder i tillegg effekter av endringen i kapasitetsutnyttningen, samlet anvendelse av varen, det tilbakedaterte forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser samt sterke korttidseffekter av importpriser. Koeffisientene for anv_t og Δkap_t ble tilnærmet like ved fri estimering. For å spare én frihetsgrad, er de to variablene slått sammen til én variabel i likningen i tabell 6.3.1. I feiljusteringsmodeller får koeffisienten for hi_{t-1} verdi nær -1. *Nivået* av hi er derfor benyttet som venstresidevariabel. Føyningen synes å være god for denne likningen vurdert ved føyningsplottet og RRMSE. Jarque-Bera testen for normalitet er imidlertid sterkt signifikant. Dette gjør at t-verdiene og føyningmålene må tolkes med forsiktighet.

Det rekursive estimatet for $anv_t + \Delta kap_t$ er høyere i absoluttverdi i perioden med negativ sparerate i 1985-1987 enn i årene før og etter. Dette kan være en indikasjon på at det burde vært benyttet en annen funksjonsform for kapasitetsutnyttningen. Det er klart signifikante skift i koeffisientene for $(pv-pb)_{t-1}$ og trendleddet fra 1979 til 1990. Skiftene i estimatene kan ha sammenheng med endringene i kvotesystemet for lavprisimport beskrevet i kapittel 3 og variasjon i effekten av kvotene. Parameterestimatet for $(pv-pb)_{t-1}$ reduseres fra -1 i 1978 til om lag -0,6 i 1980 og videre fra -0,6 til rundt -0,3 fra 1984 til 1986. Variasjon i målefeilen i importprisene som følge av endringene i kvotesystemet i 1978 og 1984 kan ha medvirket til dette, jf. diskusjonen i kapittel 3 og 4. Systemskiftene for kvoteordningene kan imidlertid ikke forklare hvorfor det blir *varige* skift i estimatet. Det blir heller ikke endringer i koeffisienten for Δpb_t av særlig betydning. Trendeffekten på forholdet mellom hjemmeveranser og import blir gradvis sterkere fra 1979 til 1991. Liberaliseringen av kvoteordningene fra og med 1987 bidrar trolig til den økte "virkningen" av trendleddet i årene 1987-1991. Ustabiliteten i estimatet må imidlertid ses i sammenheng med at parameteren for trendleddet er svært skarpt estimert.

Tabell 6.3.1. Dynamisk modell for Tekstil- og bekledningsvarer

Venstresidevariabel: Δhi_t

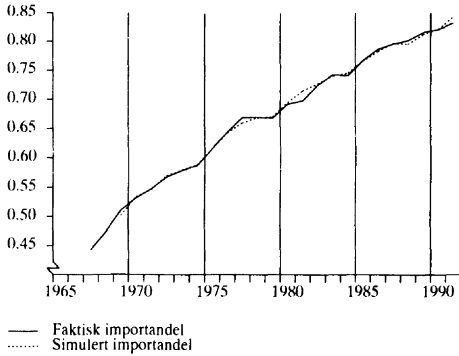
$R^2 = 0,9973$ $R^2_{adj} = 0,9966$ $SER = 2,694\%$ $RRMSE = 0,746\%$ $DW = 1,521$
 $T = 22$ $K = 5$ Periode: 1969-1990 Metode: 2MKM, anv_t og Δkap_t er endogene

LM $F(1,16) = 0,613 (0,445)$ LM $F(2,15) = 0,290 (0,753)$ ARCH $F(1,15) = 0,128 (0,726)$
 NORM $\chi^2(2) = 9,920 (0,009)$ RESET $F(1,16) = 9,572 (0,007)$

VARIABEL	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	5,989	1,334	4,489	0,000
TREND	-0,062	0,002	-26,182	0,000
$anv_t + \Delta kap_t$	-0,515	0,114	-4,540	0,000
Δpb_t	0,813	0,227	3,585	0,000
$(pv-pb)_{t-1}$	-0,257	0,132	-1,954	0,067

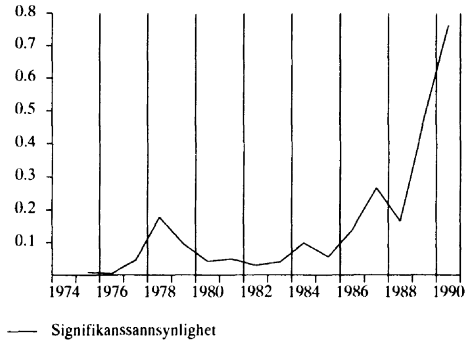
Figur 6.3.1. Føyning for importandelen

Faktisk og simulert importandel
Tekstil- og bekledningsvarer

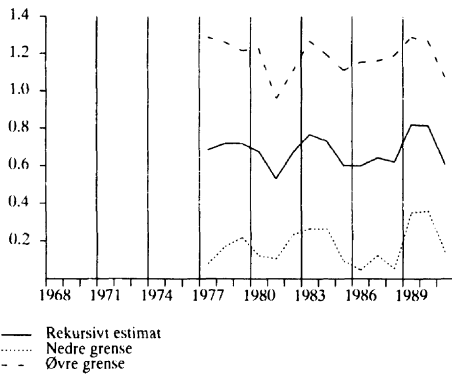


Figur 6.3.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

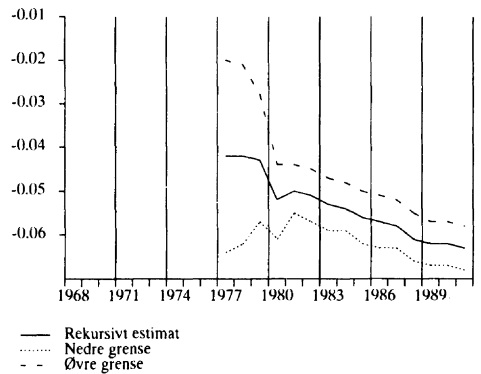
Rekursiv Chow-test
Tekstil- og bekledningsvarer



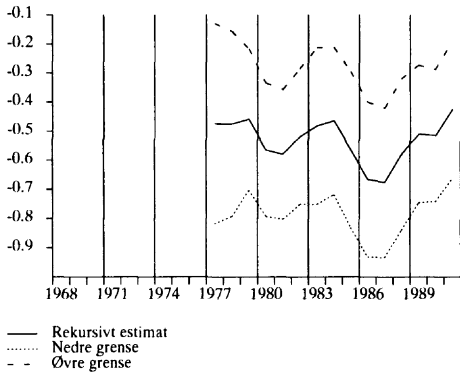
Figur 6.3.3. Rekursivt estimert koeffisient for Δp_t +/- 2 st.avvik



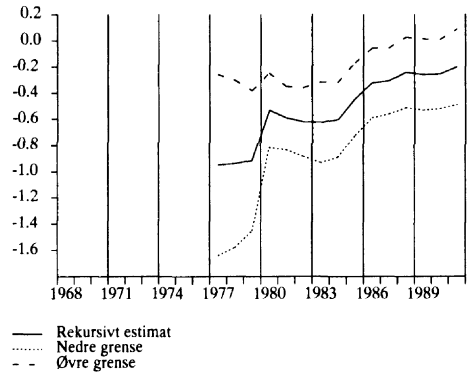
Figur 6.3.4. Rekursivt estimert koeffisient for trendleddet +/- 2 st.avvik



Figur 6.3.5. Rekursivt estimert koeffisient for $\text{anv}_t + \Delta \text{kap}_t$ +/- 2 st.avvik



Figur 6.3.6. Rekursivt estimert koeffisient for $(\text{pv} - \text{pb})_{t-1}$ +/- 2 st.avvik



6.4. Diverse industriprodukter

Den estimerte relasjonen for Diverse industriprodukter inneholder korttidseffekter av både importpriser og hjemmepriser, men heller ikke for denne varen er det pris-homogenitet på kort og mellomlang sikt. Korttidseffektene av skift er ikke signifikant forskjellige, men på mellomlang sikt er det klart sterkere virkning av importpriser enn av hjemmepriser, jf. tabell 5.3 og 5.4. Veksten i importpriser og hjemmepriser samt aksellerasjonen i hjemmepriser får signifikant effekt. Dataene gir støtte til en restriksjon om at Δph_t og $\Delta \Delta \text{ph}_t$ har identiske parametre, slik at $\Delta \text{ph}_t + \Delta \Delta \text{ph}_t$ kan betraktes som én variabel. En mulig tolkning av den estimerte likningen er at det optimale forholdet mellom hjemmeleveranser og import avhenger av *forventet* vekst i hjemmepriser og importpriser. Som påpekt i kapittel 4, er $\Delta \text{ph}_t + \Delta \Delta \text{ph}_t$ en forventningsrett prediktor for Δph_{t+1} enten ph_t er $I(1)$ eller $I(2)$, mens Δph_t er en forventningsrett dersom $\text{ph}_t \sim I(1)$. Tester for ikke-stasjonaritet tyder klart på at ph_t og pb_t er $I(1)$. En tolkning av at det blir ulike tilpasningsforløp ved skift i hjemmepriser og importpriser er derfor at det benyttes ulike prediktorer for veksten i de to variablene. Imidlertid predikeres Δph_{t+1} for Diverse industriprodukter klart bedre når Δph_t benyttes som prediktor isteden for $\Delta \text{ph}_t + \Delta \Delta \text{ph}_t$. Det er derfor uklart hvorfor aktørene skulle anvende $\Delta \text{ph}_t + \Delta \Delta \text{ph}_t$ og ikke Δph_t til å predikere for Δph_{t+1} , spesielt hvis de bruker Δpb_t som prediktor for veksten i importprisene.

Den estimerte relasjonen forklarer den trendmessige utviklingen i importandelen, men det er betydelige avvik mellom faktisk og simulert importandel i enkelte år på 1980-tallet. Signifikanssannsynligheten for den rekursive Chow-testen ligger klart over 0,10 gjennom hele estimeringsperioden. Koeffisientene for korttidseffektene av hjemmepris og importpris er stabile fra og med 1980, vurdert mot usikkerheten i estimatene. Parameterestimatene for nivåvariablene avtar i absoluttverdi fra 1980 til 1990. Endringen i disse estimatene er nesten signifikante på 5 prosent nivå. Den estimerte langsiktige substitusjonselastisiteten øker med om lag tre tideler i denne perioden.

Tabell 6.4.1. Dynamisk modell for Diverse industriprodukter

Venstresidevariabel: Δh_{it}

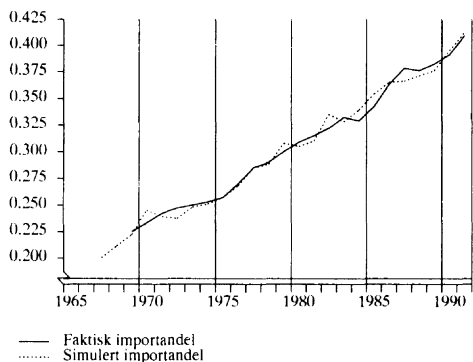
$R^2 = 0,434$ $R^2_{adj} = 0,301$ $SER = 3,731\%$ $RRMSE = 2,268\%$ $DW = 2,029$
 $T = 22$ $K = 5$ Periode: 1969-1990 Metode: MKM

LM $F(1,16) = 0,021 (0,887)$ LM $F(2,15) = 0,305 (0,741)$ ARCH $F(1,15) = 1,006 (0,332)$
 NORM $\chi^2(2) = 1,089 (0,580)$ RESET $F(1,16) = 0,056 (0,817)$

VARIABEL	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	0,069	0,053	1,292	0,214
$\Delta ph_{it} + \Delta \Delta ph_{it}$	-0,601	0,226	-2,657	0,017
Δpb_{it}	1,050	0,324	3,243	0,005
$(ph - pb)_{t-1}$	-0,724	0,299	-2,427	0,027
h_{it-1}	-0,287	0,114	-2,519	0,022

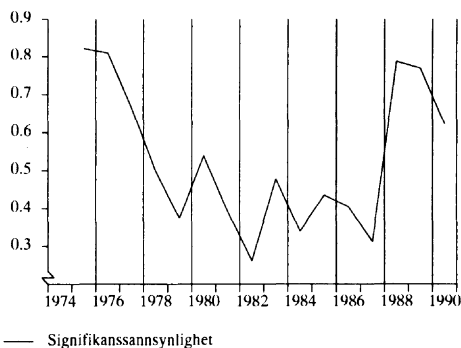
Figur 6.4.1. Føyning for importandelen

Faktisk og simulert importandel
 Diverse industriprodukter

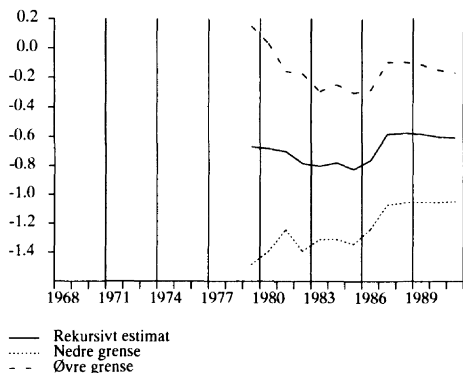


Figur 6.4.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

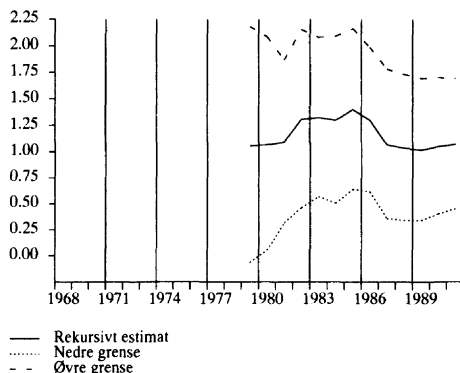
Rekursiv Chow-test
 Diverse industriprodukter



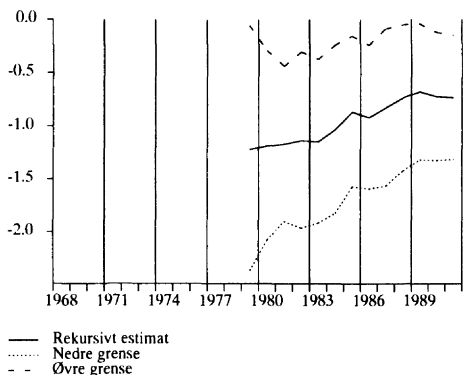
Figur 6.4.3. Rekursivt estimert koeffisient for $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ +/- 2 st.avvik



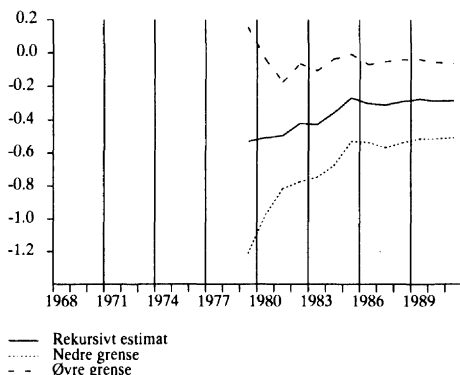
Figur 6.4.4. Rekursivt estimert koeffisient for Δpb_t +/- 2 st.avvik



Figur 6.4.5. Rekursivt estimert koeffisient for $(ph-pb)_{t-1}$ +/- 2 st.avvik



Figur 6.4.6. Rekursivt estimert koeffisient for hi_{t-1} +/- 2 st.avvik



6.5. Treforedlingsprodukter

Relasjonen for Treforedlingsprodukter har enkelte likhetstrekk med likningen for Diverse industriprodukter. $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ og Δpb_t inngår også her, men for Treforedlingsprodukter er korttidseffekten av endret hjemmepris nesten signifikant lavere enn førsteårs effekten av endret importpris. Modellen inneholder i tillegg et trendledd med signifikant effekt. Som for Diverse industriprodukter, tyder tester for ikke-stasjonaritet at pb_t og ph_t er $I(1)$. Både Δph_t og $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ er derfor forventningsrette prediktorer for Δph_{t+1} . Også for Treforedlingsprodukter viser det seg at prediksjonsfeilene blir betydelig mindre i gjennomsnitt dersom Δph_t benyttes som prediktor for Δph_{t+1} isteden for $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$. Dette, i tillegg til at det ikke blir signifikant effekt av akselerasjonen i importprisene, gjør at tolkningen av $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ som en databasert prediktor for Δph_{t+1} kan være tvilsom.

Ingen av feilspesifikasjonstestene er signifikante på 5 prosent nivå, men RESET testen har en signifikanssannsynlighet på 0,15.

Relasjonen forklarer utviklingen i importandelen over tid relativt godt, men nivået på importandelen underpredikeres noe i perioden 1989-1991. Dette gjenspeiles i den rekursive Chow-testen, som er signifikant på 10 prosent nivå i 1989. De rekursive estimatene for korttidseffektene av importpris og hjemmepris er stabile fra og med 1980. Koeffisientene for nivåvariablene får signifikante skift fra 1982 til 1990, og den estimerte langsiktige substitusjonselastisiteten øker med fire tideler i dette tidsrommet. Effekten av trendleddet er stabil over estimeringsperioden.

Tabell 6.5.1. Dynamisk modell for Treforedlingsprodukter

Venstresidevariabel: Δhi_t

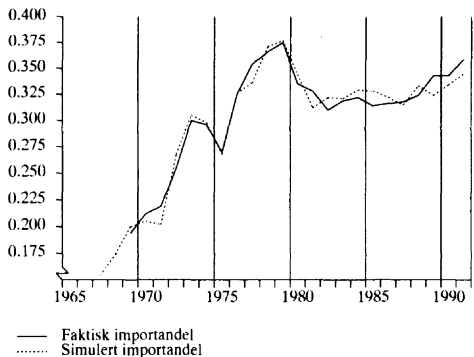
$R^2 = 0,852$ $R^2_{adj} = 0,806$ $SER = 5,662\%$ $RRMSE = 3,467\%$ $DW = 2,218$
 $T = 22$ $K = 6$ Periode: 1969-1990 Metode: MKM

LM $F(1,15) = 0,483 (0,498)$ LM $F(2,14) = 0,825 (0,458)$ ARCH $F(1,14) = 0,017 (0,898)$
 NORM $\chi^2(2) = 1,488 (0,475)$ RESET $F(1,15) = 2,300 (0,150)$

VARIABEL	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	0,909	0,281	3,234	0,005
TREND	-0,030	0,009	-3,367	0,004
$\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$	-0,564	0,118	-4,801	0,000
Δpb_t	1,329	0,252	5,267	0,000
$(ph-pb)_{t-1}$	-1,134	0,263	-4,314	0,001
hi_{t-1}	-0,505	0,150	-3,370	0,000

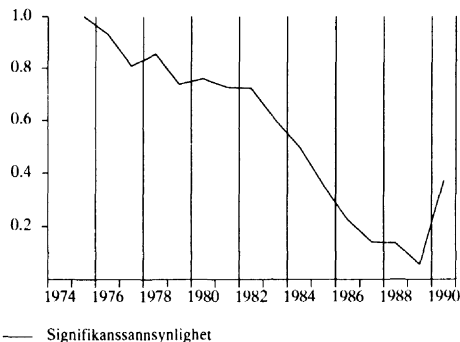
Figur 6.5.1. Føyning for importandelen

Faktisk og simulert importandel
Treforedlingsprodukter

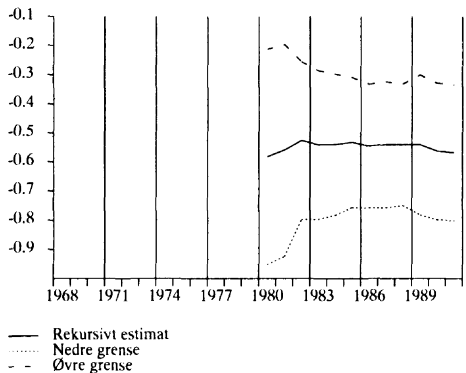


Figur 6.5.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

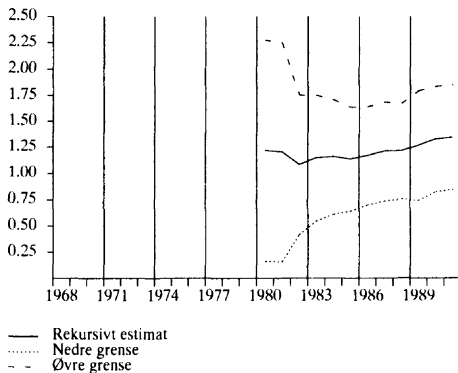
Rekursiv Chow-test
Treforedlingsprodukter



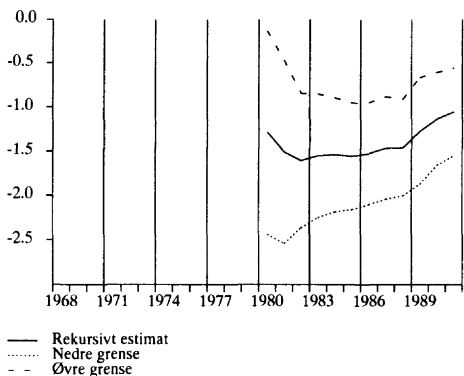
Figur 6.5.3. Rekursivt estimert koeffisient for $\Delta ph_t + \Delta \Delta ph_t$ +/- 2 st.avvik



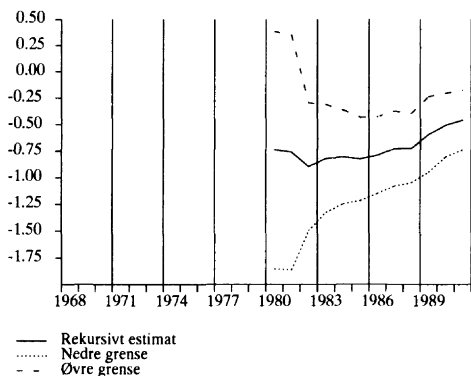
Figur 6.5.4. Rekursivt estimert koeffisient for Δpb_t +/- 2 st.avvik



Figur 6.5.5. Rekursivt estimert koeffisient for $(ph-pb)_{t-1} \pm 2$ st.avvik



Figur 6.5.6. Rekursivt estimert koeffisient for $h_{t-1} \pm 2$ st.avvik



6.6. Kjemiske råvarer

Den estimerte relasjonen for Kjemiske råvarer inneholder et tilbudselement ved at det inngår en dummyvariabel, *D.Rafsnes*, for produksjon på Norsk Hydros polyvinylfabrikk på Rafsnes. Dummyvariabelen er lik 1 til og med 1978 og null fra og med 1979. Likningen inneholder signifikant korttidseffekt av hjemmepriser, mens importpriser ikke har virkning på importandelen det 1. året etter et skift. Den langsiktige substitusjonselastisiteten er pålagt å være lik én. Korttidseffekten av endringer i hjemmeprisen er noe sterkere enn langtidseffekten, men forskjellen er ikke signifikant. Modellen inneholder også et trendledd med signifikant effekt. Den estimerte feiljusteringskoeffisienten er ikke signifikant forskjellig fra -1. Vi kunne derfor spart én frihetsgrad ved å pålegge dette, som diskutert i kapittel 4. LM-testene indikerer at det kan være autokorrelasjon i residualene i likningen for denne varen. Føyningsplottet i figur 6.6.1 og den lave verdien av DW-observatoren tyder på at det er positiv autokorrelasjon. I så fall er *t*-verdiene, R^2 og R^2 .adj i tabell 6.6.1 overvurderte og SER og RRMSE undervurderte.

Relasjonen viser svak føyning over estimeringsperioden. Føyningen blir bedre før 1980 dersom trendleddet utelates fra likningen, men da blir forklaringskraften etter 1985 vesentlig svakere. Modellen underpredikerer nivået på importandelen betydelig fra og med 1988. Både økt import og reduserte hjemmeleveranser bidro til en sterk økning i importandelen fra 1987 til 1991. Samtidig var kapasitetsutnyttningen i produksjonen av kjemiske råvarer svært lav. Hjemmeleveransene ble derfor trolig ikke begrenset av kapasitetsskranke i denne perioden. Den sterke nedgangen i importandelen fra 1978 til 1979 blir i modellen forklart av at produksjonen på Rafsnes startet i 1979. Koeffisientene for endringen i hjemmeprisen, dummyvariabelen for produksjon på Rafsnes og feiljusteringsleddet er relativt stabile fra og med 1980. Effekten av trendleddet er ustabil, og estimatet blir ikke signifikant før 1984.

Tabell 6.6.1. Dynamisk modell for Kjemiske råvarer

Venstresidevariabel: Δh_{it}

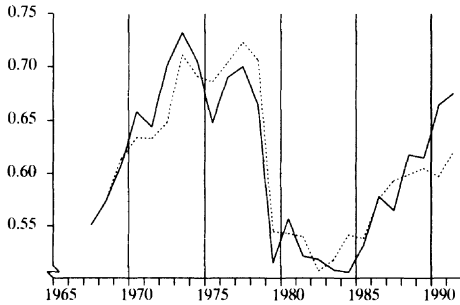
$R^2 = 0,6353$ $R^2_{adj} = 0,5543$ $SER = 13,424\%$ $RRMSE = 4,313\%$ $DW = 1,149$
 $T = 23$ $K = 5$ Periode: 1968-1990 Metode: MKM

LM $F(1,17) = 2,850 (0,110)$ LM $F(2,16) = 2,181 (0,145)$ ARCH $F(1,16) = 0,428 (0,522)$
 NORM $\chi^2(2) = 0,871 (0,647)$ RESET $F(1,17) = 1,773 (0,201)$

VARIABEL	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	0,205	0,145	1,416	0,174
TREND	-0,026	0,009	-2,869	0,010
D.Rafsnes	-0,645	0,153	-4,213	0,001
Δph_{it}	-1,236	0,413	-2,992	0,008
$(ph-pb)_{t-1} + h_{it-1}$	-0,874	0,176	-4,975	0,000

Figur 6.6.1. Føyning for importandelen

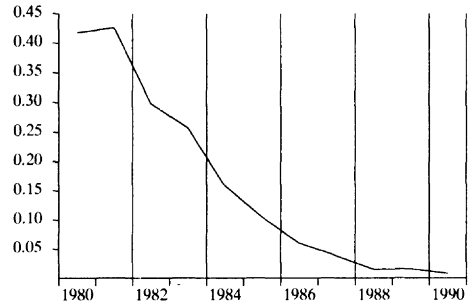
Faktisk og simulert importandel
Kjemiske råvarer



— Faktisk importandel
 Simulert importandel

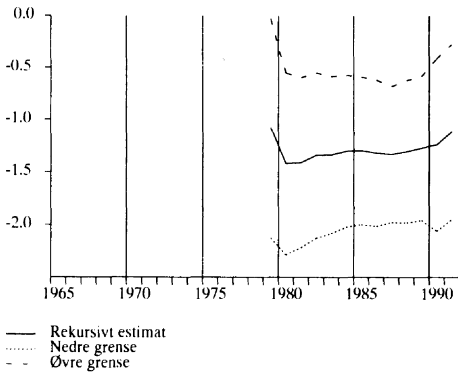
Figur 6.6.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

Rekursiv Chow-test
Kjemiske råvarer

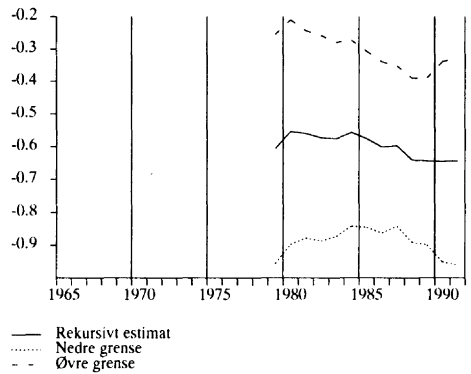


— Signifikanssannsynlighet

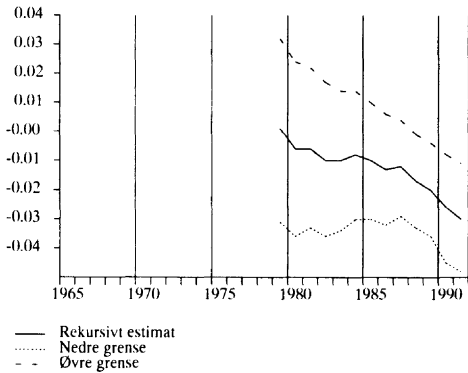
Figur 6.6.3. Rekursivt estimert koeffisient for Δph_t +/- 2 st.avvik



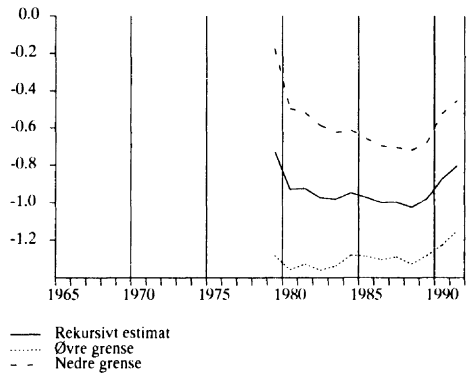
Figur 6.6.4. Rekursivt estimert koeffisient for D. Rafsnes +/- 2 st.avvik



Figur 6.6.5. Rekursivt estimert koeffisient for trendleddet +/- 2 st.avvik



Figur 6.6.6. Rekursivt estimert koeffisient for $(ph-pb)_{t-1} + hi_{t-1}$ +/- 2 st.avvik



6.7. Metaller

I den foretrukne likningen for Metaller inngår forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser i tillegg til relative priser. Dataene gir støtte til en restriksjon om at disse variablene har identisk langsiktig elastisitet. Det er ingen korttidseffekter av noen av variablene, men hele effekten av skift er utspilt etter to år. I feiljusteringsmodeller er koeffisienten for hi_{t-1} nær -1, og nivået på hi er derfor benyttet som venstresidevariabel. Jarque-Bera testen for normalfordelte restledd er klart signifikant. T-verdiene og føyningsmålene må derfor tolkes med varsomhet.

Av føyningsplottet i figur 6.7.1 ser vi at føyningen er svak for denne relasjonen. Riktignok forklares den trendmessige utviklingen i importandelen, men likningen fanger ikke opp særlig mye av svingningene i importandelen fra år til år. En mulig forklaring på dette kan være at store lagerbevegelser skaper målefeil i venstresidevariabelen, jf. kapittel 3. Likningen forklarer heller ikke økningen i importandelen fra 0,72 i 1989 til 0,81 i 1990 og 1991. I årene 1989-1991 var det svært høy kapasitetsutnyttning i produksjonen av metaller. Fra 1989 til 1990/1991 ble hjemmeleveransene av metaller redusert med 35 prosent i volum, mens eksporten økte med 5 prosent. Det kan derfor se ut som om de norske produsentene reduserte hjemmeleveransene for å tilfredsstille økt eksportterspørsel i denne perioden. Dette skulle tilsi at kapasitetsutnyttningen er en relevant forklaringsvariabel for utviklingen i importandelen. Kapasitetsutnyttningen blir imidlertid ikke signifikant når den inkluderes i likningen i tabell 6.7.1 eller mer generelle relasjoner. Nedleggelsen av Norsk Jernverk i 1989 bidrar antakelig også til underpredikeringen av importandelen i 1990 og 1991.

Den rekursive Chow-testen indikerer at parameterestimaten er ustabile; signifikanssannsynligheten ligger under 0,05 fra og med 1978. Dette forklares i stor grad av at det estimerte standardavviket øker fra 14,7 til 21,1 prosent når 1990 inkluderes i estimeringsperioden. Når den rekursive Chow-testen beregnes med 1989 som endepunkt, blir aldri signifikanssannsynligheten lavere enn 0,2. De rekursive estimaten er relativt stabile fra og med 1978, vurdert mot usikkerheten i estimaten.

Tabell 6.7.1. Dynamisk modell for Metaller

Venstresidevariabel: hi_t

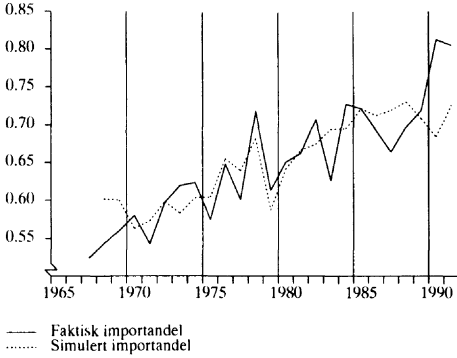
$R^2 = 0,5734$ $R^2_{adj} = 0,5531$ $SER = 21,147\%$ $RRMSE = 6,149\%$ $DW = 1,396$
 $T = 23$ $K = 2$ Periode: 1968-1990 Metode: MKM

LM $F(1,20) = 0,015 (0,905)$ LM $F(2,19) = 0,363 (0,700)$ ARCH $F(1,19) = 0,425 (0,522)$
 NORM $\chi^2(2) = 15,865 (0,000)$ RESET $F(1,20) = 0,919 (0,349)$

VARIABEL	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	-1,043	0,090	-11,544	0,000
$(ph-pb)_{t-1} + (pv-pb)_{t-1}$	-0,749	0,141	-5,313	0,000

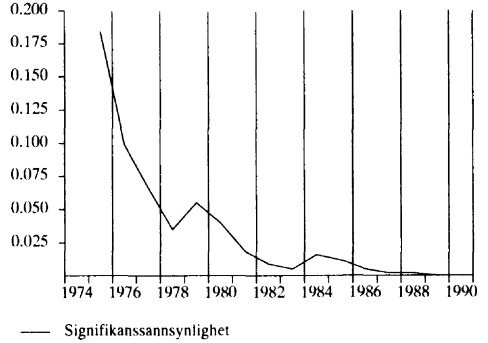
Figur 6.7.1. Føying for importandelen

Faktisk og simulert importandel
Metaller

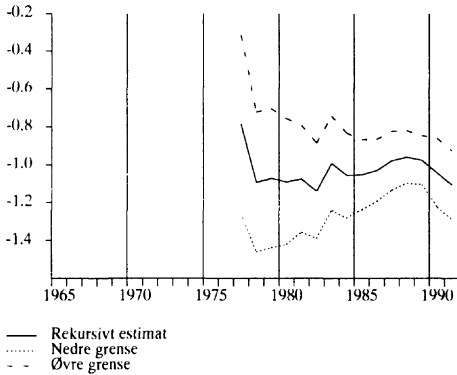


Figur 6.7.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

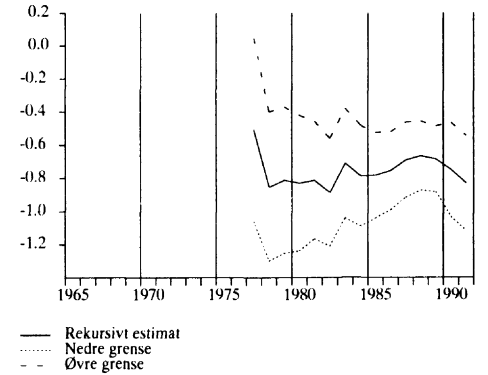
Rekursiv Chow-test
Metaller



Figur 6.7.3. Rekursivt estimert koeffisient for konstantleddet +/- 2 st.avvik



Figur 6.7.4. Rekursivt estimert koeffisient for $(ph-pb)_{t-1} + (pv-pb)_{t-1}$ +/- 2 st.avvik



6.8. Verkstedprodukter

For Verkstedprodukter er det prishomogenitet både på kort, mellomlang og lang sikt. Den langsiktige substitusjonselastisiteten er pålagt å være lik én. Den estimerte korttids-effekten av skift i relative priser er svakt sterkere enn langtidseffekten, og dataene gir støtte til en restriksjon om at også den kortsiktige substitusjonselastisiteten er lik én. Samtidig er feiljusteringsparameteren signifikant mindre enn én i absoluttverdi. Denne relasjonen kan derfor, uten signifikant tap av informasjon, omformes til en statisk likning med et autoregressivt restledd. Vi kunne spart én frihetsgrad ved å pålegge dette og estimere med generaliserte minste kvadraters metode eller Cochrane Orcutt metoden. Tolkningen av modellen er at tilnærmet hele effekten på importandelen av skift i relative priser er utspilt det samme året som skiftet finner sted, men at tilpasningen skjer gradvis når hi_t avviker fra sin langsiktige verdi⁵². I den estimerte likningen blir 63 prosent av avviket mellom den faktiske og langsiktige verdien for hi_t i ett år korrigert i det påfølgende året. Relasjonen inneholder også et trendledd med sterkt signifikant effekt. Trendleddet "forklarer" om lag 2/3 av økningen i importandelen fra 1968 til 1990. Av testene er RESET-testen signifikant på 10 prosent nivå.

Føyningsplottet i figur 6.8.1 viser at relasjonen forklarer utviklingen i importandelen rimelig godt, og den rekursive Chow-testen er langt fra å være signifikant etter 1979. Koeffisienten for trendleddet er stabil over tid, mens de andre estimatene får skift fra 1976 til 1985. Skiftet er signifikant for effekten av endring i relative priser. Alle estimatene er stabile etter 1985.

Tabell 6.8.1. Dynamisk modell for Verkstedprodukter

Venstresidevariabel: Δhi_t

$R^2 = 0,661$ $R^2_{adj} = 0,608$ $SER = 5,826\%$ $RRMSE = 2,604\%$ $DW = 2,203$
 $T = 23$ $K = 4$ Periode: 1968-1990 Metode: MKM

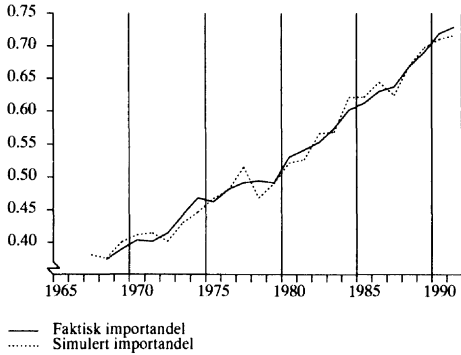
LM F(1,18) = 0,953 (0,342) LM F(2,17) = 0,559 (0,582) ARCH F(1,17) = 0,000 (0,996)
 NORM $\chi^2(2) = 0,901 (0,637)$ RESET F(1,18) = 3,794 (0,067)

VARIABEL	ESTIMAT	ST.AVVIK	T-VERDI	P-VERDI
konstant	0,047	0,030	1,535	0,141
TREND	-0,029	0,008	-3,474	0,002
$\Delta(ph-pb)_t$	-1,072	0,252	-4,247	0,000
$(ph-pb)_{t-1} + hi_{t-1}$	-0,626	0,184	-3,404	0,003

⁵² Den langsiktige verdien for hi_t gjelder for et gitt nivå av relative priser og trendleddet. Avvik mellom den faktiske og langsiktige verdien av hi_t vil her hovedsaklig være forårsaket av sjokk i restleddet.

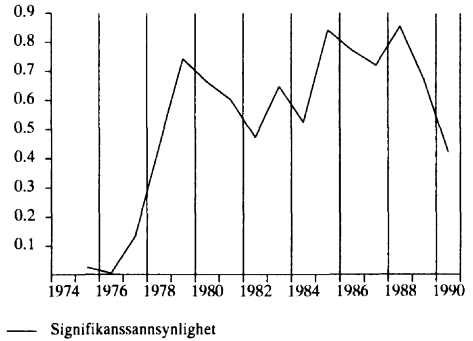
Figur 6.8.1. Føyning for importandelen

Faktisk og simulert importandel
Verkstedprodukter

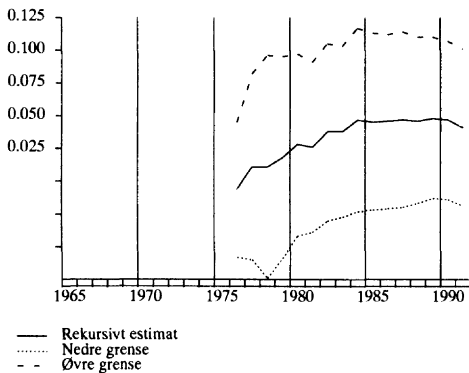


Figur 6.8.2. Signifikanssannsynlighet for rekursivt beregnet Chow-test

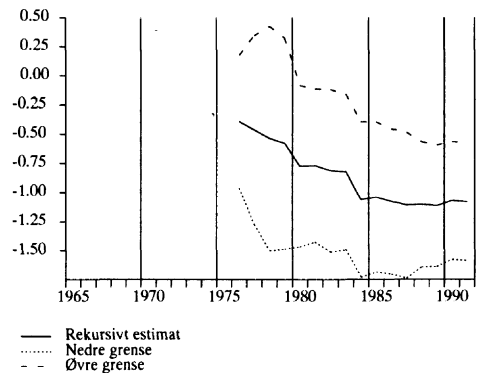
Rekursiv Chow-test
Verkstedprodukter



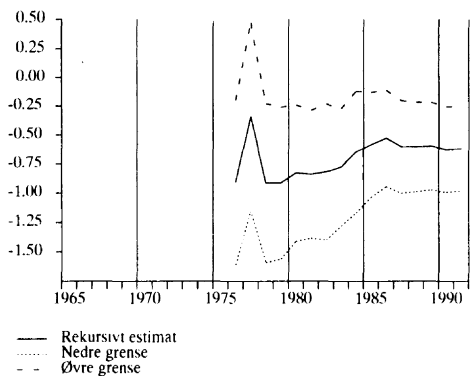
Figur 6.8.3. Rekursivt estimert koeffisient for konstantleddet +/- 2 st.avvik



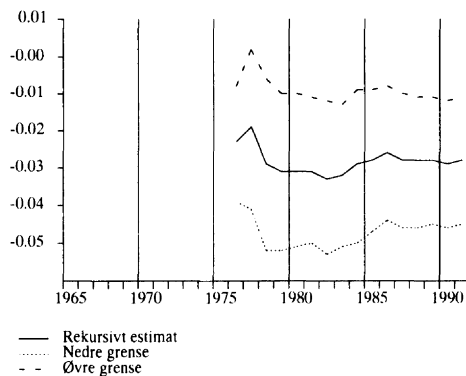
Figur 6.8.4. Rekursivt estimert koeffisient for $\Delta(ph-pb)_t$ +/- 2 st.avvik



Figur 6.8.5. Rekursivt estimert koeffisient for $(ph-pb)_{t-1} + hi_{t-1} +/- 2$ st.avvik



Figur 6.8.6. Rekursivt estimert koeffisient for trendleddet +/- 2 st.avvik



7. En vurdering av indikatorer for utviklingen i konkurransevnen overfor utlandet

Endringen i importandelene for industrivarer blir ofte⁵³ benyttet som en indikator for utviklingen i industriens konkurransevne på hjemmemarkedet. Et alternativt mål er endringen i forholdet mellom hjemmepriser og importpriser. På bakgrunn av resultatene presentert ovenfor, diskuteres i dette kapitlet kort i hvilken grad disse to indikatorene fanger opp endringer i konkurransevnen for industrien.

I Økonomisk utsyn for 1983 gis følgende definisjon av konkurransevne på næringsnivå: «Konkurransevnen til en enkelt næring, f.eks. industrien, karakteriserer dels dens evne til å hevde seg i konkurranse med utenlandsk industri på produktmarkedet, og dels evnen til å konkurrere med andre norske næringer på faktormarkedene». I CES-modellen (2.8) er det relative priser som er avgjørende for industriens konkurransevne på hjemmemarkedet etter denne definisjonen,⁵⁴ mens skift i importandelene er en *konsekvens* av endringer i konkurransevnen. Mine resultater tyder på at (2.8) er en relevant teorispesifikasjon for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk og Diverse industriprodukter. For produsentene av disse varene synes derfor både utviklingen i relative priser og importandelene å være relevante mål på endringer i konkurransevnen.

I de estimerte likningene for Tekstil- og bekledningsvarer, Treforedlingsprodukter, Kjemiske råvarer og Verkstedprodukter inngår det trendvariable som har "bidratt" betydelig til veksten i importandelene. Ovenfor er det argumentert for at de signifikante effektene av trendleddet i stor grad reflekterer virkninger på importandelene av økt internasjonal spesialisering i produksjon av industrivarer. Det virker ikke rimelig å la økt internasjonal spesialisering bli målt som tap av konkurransevne.⁵⁵ Med utgangspunkt i (2.10) kan derfor variasjon i importandelene gi et misvisende bilde av konkurransevneutviklingen for industrien, mens endringer i relative priser fortsatt er en relevant indikator. For Tekstil- og bekledningsvarer og Treforedlingsprodukter har hjemmeprisene økt mindre enn importprisene over perioden 1968-1990. Tilsynelatende har der-

53 Se for eksempel ulike årganger av Økonomisk utsyn.

54 Dette er imidlertid ingen fullstendig beskrivelse av de faktorene som bestemmer utviklingen i konkurransevnen, siden det ikke sies noe om hvorfor forholdet mellom hjemmepriser og importpriser endres.

55 Dette forbeholdet gjøres i omtalen av konkurransevneindikatorer i Økonomisk utsyn.

for de norske produsentene av disse varene bedret sin konkurransevne de siste 20-25 årene. Ut fra diskusjonen i kapittel 3 og 5 vil imidlertid en slik tolkning være klart urimelig for Tekstil- og bekledningsvarer. Her ivaretar antakelig trendleddet virkninger på importandelen av den reduserte konkurransevnen fordi dataproblemene diskutert foran har ført til at tapet av konkurransevne ikke har slått ut i det observerte forløpet for relative priser.

I den tilbudsbaserte modellen (2.12) vil forholdet mellom verdensmarkedsprisen og variable enhetskostnader i norsk produksjon være den mest relevante konkurransevneindikatoren; variasjon i relative priser vil ikke forekomme, og importandelen vil i stor grad variere med nivået på innenlandsk etterspørsel. I kapittel 3 ble det argumentert for at denne tilnærmingen kan være relevant for utekonkurrerende varer. Med det aggregeringsnivået som benyttes her, ser imidlertid ikke (2.12) ut til å gi en god forklaring på utviklingen i importandelene. For alle de tre utekonkurrerende varene ble det estimert signifikante koeffisienter for relative priser, mens forholdet mellom importpriser og variable enhetskostnader kun inngår signifikant i likningen for Metaller. Det kan imidlertid ikke utelukkes at trendleddet i likningen for Treforedlingsprodukter fanger opp virkninger på importandelen av utelatte tilbudseffekter.

Det blir gjerne satt likhetstegn mellom konkurransevnen til industrien og konkurransevnen for Norge som nasjon. Ved analyse av konkurransevnen i makro, er det imidlertid mer rimelig å legge samfunnsøkonomiske lønnsomhetsbetraktninger til grunn. I Økonomisk utsyn for 1983 gis følgende vurdering av hva som bør menes med konkurransevne for et land: «Et lands konkurransevne uttrykker evnen til å sørge for en effektiv ressursutnyttelse, herunder full sysselsetting, og samtidig ha en tilfredsstillende balanse i utenriksøkonomien... Med den relativt store utenrikshandel Norge har, blir konkurransevnen overfor utlandet i praksis et spørsmål om den konkurranseutsatte sektor er stor og effektiv nok til på lengre sikt å sikre balanse i utenriksøkonomien samtidig med at det innenlandske etterspørselsnivået er høyt nok til å sikre full sysselsetting». Med et slikt utgangspunkt blir det marginale importinnholdet i innenlandsk etterspørsel viktig for konkurransevnen. Myndighetenes mulighet til å øke aktivitetsnivået ved å stimulere etterspørselen vil være mindre desto høyere den marginale importtilbøyeligheten er, dersom driftsbalansen er eller kan bli en skranke. Det er imidlertid ikke opplagt at en lav marginal importtilbøyelighet er et uttrykk for at konkurransevnen i makro er god. I en situasjon hvor et underskudd i utenriksøkonomien skal reduseres ved bruk av etterspørselspolitikk, vil det innenlandske aktivitetsnivået reduseres mindre desto høyere den marginale importtilbøyeligheten er.

Dersom importandelene er uavhengig av innenlandsk etterspørsel, er den marginale importtilbøyeligheten lik den gjennomsnittlige importtilbøyeligheten. Med unntak for Tekstil- og bekledningsvarer tyder resultatene i denne studien på at innenlandsk etterspørsel ikke har betydning for importandelene for industrivarer, gitt nivåene på variablene som inngår i de estimerte likningene. Dersom dette også gjelder for fastlandsøkonomien totalt, tyder tallene på den siste linjen i tabell 3.1 på at det marginale importinnholdet i innenlandsk etterspørsel ikke er endret særlig fra 1968 til 1990; importandelen for "fastlands"-Norge økte bare svakt fra 1968 til 1990. Som diskutert i kapittel 3, skyldes dette at det har vært en vridning i sammensetningen av etterspørse-

len bort fra varer med høy importandel over mot etterspørselskomponenter med lavt importinnhold, spesielt tjenester. I den grad industrien har tapt konkurransevne, må dette antas å ha sammenheng med den relativt sterke økningen i etterspørselen rettet mot skjermet sektor over perioden vi ser på; lønningene i tjenesteytende næringer er presset opp som følge av et stramt arbeidsmarked, og dette har trolig resultert i lønnsøkninger også i industrien.⁵⁶ Dette har videre ført til økte hjemmepriser og økte importandeler.

⁵⁶ I lønnsrelasjonene for industrien i Nymoen (1991) og Langørgen (1993) er det klart signifikante langsiktige effekter av lønningene i skjermede næringer.

8. Avslutning

Dette arbeidet har analysert faktorer bak den sterke økningen i importandelene for industrivarer i perioden 1968-1990. Estimeringsresultatene tyder på at økte hjemmepriser i forhold til importpriser er hovedårsaken til veksten i importandelene for MODAG-varene Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk, Diverse industriprodukter og Metaller. I de estimerte relasjonene for Tekstil- og bekledningsvarer, Treforedlingsprodukter og Verkstedprodukter inngår det trendvariable som "forklarer" mer av økningen i importandelene enn variasjon i relative priser. Trendvirkningene på importandelene er tolket som at økt internasjonal arbeidsdeling har ført til økte importandeler over tid. Det er imidlertid argumentert for at trendvariabelen også kan fange opp (andre) utelatte tilbudseffekter på importandelene. Spesielt gjelder dette for Tekstil- og bekledningsvarer.

Kapasitetsutnyttningen i norsk produksjon ser ut til å bety mindre for variasjonen i importandelene enn det en kunne vente på bakgrunn av utenlandske studier. Det er imidlertid mulig at instrumentene som benyttes for kapasitetsutnyttningen ikke er gode nok til at vi kan få avdekket sammenhenger mellom denne variabelen og importandelen. Simultaniteten mellom venstresidevariabelen og kapasitetsutnyttningen vil (i økonometrisk forstand) være vesentlig mindre på kvartalsdata enn på årsdata. Det kan derfor ikke utelukkes at det vil bli signifikante effekter av kapasitetsutnyttning hvis det estimeres med kvartalstall isteden for årstall. Dette vil bli undersøkt nærmere i en senere analyse.

I flere av likningene som er estimert er det betydelige tilpasningstreggheter ved endringer i relative priser. For fem av varene er det dessuten signifikante forskjeller i tilpasningsforløpet ved skift i hjemmepriser og importpriser. For industrivarene som helhet er om lag halvparten av virkningen på importandelen av prisendringer utspilt etter ett år, og tilpasningen til langtidsløsningen er noe raskere ved skift i importpriser enn ved skift i hjemmepriser.

Vedlegg

Tester for kointegrasjon og svak eksogenitet

I dette kapittelet dokumenteres resultatene av tester for kointegrasjon og svak eksogenitet av hjemmepriser med hensyn på de kointegrerende vektorene.

Først ble Dickey-Fuller tester og plott benyttet for å undersøke om seriene for $(ph-pb)_t$ og $(pv-pb)_t$ er $I(0)$ eller $I(1)$. Testene og plottene tydet på at variabelen for relative priser er $I(1)$ for alle varene unntatt Kjemiske råvarer. For Kjemiske råvarer ga DF-testen klar forkastning av nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen om at $(ph-pb)_t \sim I(0)$. Dickey Fuller testen ga en viss støtte til at $(pv-pb)_t \sim I(0)$ for Tekstil- og beklædningsvarer, til tross for at importprisene har økt klart mer enn variable enhetskostnader over estimeringsperioden. For Metaller er trolig $(pv-pb)_t$ ikke-stasjonær.

I den 1. kolonnen i tabell A.1 gjengis "t"-verdiene for de estimerte feiljusteringsparametrene i importandelsfunksjonene når langtidsestimatene er pålagt. Dette er kointegrasjonstesten til Banerjee et.al. (1986) og Kremers et.al. (1992). Nullhypotesen for denne testen er at variablene ikke kointegrerer og alternativet at de er kointegrerte. Siden nivådelen i feiljusteringsmodellen er $I(1)$ under nullhypotesen, er ikke testobservatoren t-fordelt. Kremers et.al. (1992) viser at den asymptotiske fordelingen til testobservatoren varierer mellom Dickey-Fuller fordelingen og den standardiserte normalfordelingen. Den kritiske verdien for testen ligger nærmere den kritiske verdien fra den standardiserte normalfordelingen desto mer av venstresidevariabelen som forklares av korttidodynamikken.⁵⁷ De kritiske verdiene for Dickey-Fuller testen ved test på 10 prosents signifikansnivå er gjengitt i parentes i tabell A.1. De kritiske verdiene er beregnet etter metoden til MacKinnon (1991).⁵⁸ Verdiene varierer med antall observasjoner i estimeringsperioden og antall parametre som inngår i den potensielle kointegrasjonsvektoren.

57 Se side 330 i Kremers et.al. (1992).

58 Strengt tatt gjelder de kritiske verdiene bare når (den potensielle) kointegrasjonsvektoren er kjent a-priori. Kremers et.al. (1992) benytter imidlertid de samme verdiene når kointegrasjonsvektoren er estimert.

Tabell A.1. Tester for kointegrasjon og svak eksogenitet

Vare	Test for kointegrasjon	Test for svak eksogenitet av ph_t
Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter	-3,50 (-3,23)	-0,22
Drikkevarer og tobakk	-4,48 (-3,23)	0,45
Tekstil- og bekledningsvarer	-4,39 (-4,12)	0,29
Diverse industriprodukter	-2,52 (-3,24)	1,29
Treforedlingsprodukter	-5,09 (-3,74)	-0,30
Kjemiske råvarer	-5,04 (-4,18)	-0,40
Metaller	-3,73 (-3,73)	-3,50
Verkstedprodukter	-3,54 (-3,73)	-0,28

For likningene som inneholder trendledd er testingen problematisk siden kointegrasjon er en egenskap som (eventuelt) gjelder de stokastiske delene av tidsseriene. Til tross for dette blir trendvariabelen her definert som en del av kointegrasjonsvektoren(e) i de likningene hvor det inngår trendledd. I de rapporterte relasjonene for Tekstil- og bekledningsvarer og Metaller er nivået av (logaritmen til) forholdet mellom hjemmelieferanser og import benyttet som venstresidevariabel. Testingen for kointegrasjon er imidlertid foretatt i feiljusteringsmodeller.

Testene for kointegrasjon i tabell A.1 har som alternativhypotese at det er en kointegrerende vektor. Dette er en rimelig forutsetning for varene hvor bare relative priser inngår i langtidsløsningen. I likningene som inneholder trendledd og/eller forholdet mellom variable enhetskostnader og importpris kan det imidlertid være flere kointegrerende sammenhenger. Dette er undersøkt ved å teste signifikansen til den estimerte feiljusteringsparameteren i modeller med ulike kombinasjoner av nivåvariable.

I relasjonene for Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter, Drikkevarer og tobakk og Diverse industriprodukter er det kun logaritmene til relative priser og forholdet mellom hjemmelieferanser og import som inngår på nivåform. For Foredlede jordbruks- og fiskeprodukter og Drikkevarer og tobakk er "t"-verdiene signifikante på 10 prosent nivå ved bruk av de kritiske verdiene fra Dickey-Fuller fordelingen. For Diverse industriprodukter ligger "t"-verdien mellom de kritiske verdiene fra DF-fordelingen og den standardiserte normalfordelingen. Det er derfor usikkert om denne testverdien er signifikant. Tilpasningstregghetene er imidlertid betydelige i relasjonen for Diverse industriprodukter, jf. tabell 5.3 og 5.4. Dette er en indikasjon på at "t"-verdien på -2,52 er signifikant.

I likningen for Metaller inngår både relative priser og forholdet mellom variable enhetskostnader og importpriser med signifikant langsiktig effekt. I tabell A.1 vises det at nullhypotesen om at nivåvariablene ikke kointegrerer blir forkastet til fordel for alternativhypotesen om en kointegrerende sammenheng. Her kan det imidlertid være to kointegrasjonslikninger. Det er derfor også foretatt tester i estimerte feiljusteringsmodeller hvor bare én av de to forklaringsvariablene inngår; dersom det er to kointegrasjons-

likninger, bør testen gi signifikant resultat for minst én av modellene. Motsatt; hvis det er én kointegrasjonslikning, vil vi forvente at testene for begge modellene blir insignifikante.⁵⁹ "T"-verdiene for de estimerte feiljusteringsparametrene ble på -3,25 (modellen med relative priser) og -2,63 (likningen med kostnader i forhold til importpriser). Den kritiske verdien for DF-testen er beregnet til -3,23 for disse modellene. I likningen for Metaller er det derfor antakelig to kointegrerende sammenhenger.

I relasjonene for Treforedlingsprodukter og Verkstedprodukter inngår relative priser og et trendledd i langtidsløsningen. Vi ser at det blir klar forkastning av nullhypotesen om at nivåvariablene i likningen for Treforedlingsprodukter ikke kointegrerer. For Verkstedprodukter blir imidlertid ikke nullhypotesen forkastet når den kritiske verdien fra DF-fordelingen anvendes. I kapittel 5 og 6 så vi at relasjonen for denne varen i praksis er en statisk likning med et autoregressivt restledd. I en slik situasjon er det de kritiske verdiene fra Dickey-Fuller fordelingen som er relevante. For Verkstedprodukter får vi derfor ikke forkastning av nullhypotesen. På den annen side vil en i utgangspunktet vente at variablene i likningene som estimeres her kointegrerer. Det er derfor vel så naturlig å velge kointegrasjon som nullhypotese. Denne nullhypotesen ville sannsynligvis ikke blitt forkastet.⁶⁰ Det konkluderes derfor med at nivådelen i likningen for Verkstedprodukter antakelig består av kointegrerte variable.

For Treforedlingsprodukter og Verkstedprodukter er det testet om det er én eller to kointegrerende sammenhenger på tilsvarende måte som for Metaller. Resultatene fra disse testene tyder klart på at det kun er én kointegrasjonsvektor i relasjonene for hver av disse varene.

Nullhypotesen om at nivåvariablene i likningen for Tekstil- og bekledningsvarer ikke kointegrerer blir forkastet. I modellen for denne varen ser det imidlertid ut til å inngå tre kointegrasjonslikninger. Når det estimeres likninger med henholdsvis trendleddet og anv_t som de eneste nivåvariablene i tillegg til hi_{t-1} , blir testverdiene på -3,52 (modellen med trend) og -2,78 (modellen med anv_t). Det er derfor trolig kointegrasjon mellom hi_t og trendvariabelen og mellom hi_t og anv_t .⁶¹ Testen blir langt fra signifikant når $(pv-pb)_t$ inngår som eneste nivåvariabel. Dette har sammenheng med at det ikke er *deterministisk* trend i denne variabelen. En mulighet er nå at $(pv-pb)_t \sim I(1)$ og kointegrerer med det trendkorrigerede nivået av hi_t . Ut fra DF-testen for $(pv-pb)_t$ er det mer sannsynlig at denne serien er $I(0)$.

Likningen for Kjemiske råvarer er spesiell på grunn av dummyvariabelen for produksjon på Rafsnes. Vi ser at nullhypotesen om at nivåvariablene ikke kointegrerer forkastes klart. Når $(ph-pb)_{t-1}$ utelates fra likningen, blir testverdien på -4,5. Dette gir

59 Når nivåvariablene ikke kointegrerer, vil nivådelen av modellen være $I(1)$. De andre høyresidevariablene og venstresidevariabelen er $I(0)$. For at likningen skal være balansert, med et restledd som er $I(0)$, må derfor parametrene for nivåvariablene være lik null.

60 Vanlige t-verdier vil heller ikke være gyldige for en slik test, siden nivådelen av feiljusteringsmodellene er $I(1)$ under alternativhypotesen.

61 I så fall blir det også kointegrasjon mellom anv_t og trendvariabelen, noe som støttes av en Dickey Fuller test. Tolkningen av den trendkorrigerede samlede anvendelsen som et mål på kapasitetsutnyttning ville neppe vært rimelig dersom denne variabelen var $I(1)$.

støtte til at hi_t kointegrerer med dummyvariabelen og trendleddet samt at $(ph-pb)_t \sim I(0)$. I modellen for Kjemiske råvarer er det derfor antakelig to kointegrasjonslikninger.

I den andre kolonnen i tabell A.1 rapporteres tester for svak eksogenitet av hjemmepriser med hensyn på feiljusteringsparametrene og kointegrasjonsvektorene i importandelslikningene. Nullhypotesen er at avvik fra kointegrerende sammenhenger i importandelsfunksjonene ikke bidrar til å forklare hjemmeprisene. Ovenfor ble det argumentert for at det kan være flere kointegrasjonsvektorer i enkelte av importandelsfunksjonene. De estimerte langtidsløsningene blir da lineære kombinasjoner av disse vektorer og det er ikke mulig å identifisere *hvilke* vektorer dette er på bakgrunn av estimeringsresultatene.⁶² Den estimerte langtidsløsningen vil imidlertid også være en kointegrerende vektor, siden en lineær kombinasjon av variable som er $I(0)$ også må være $I(0)$. Det ble derfor testet for svak eksogenitet av hjemmeprisene med hensyn på feiljusteringsparameteren og langtidsløsningene for alle varene. Mer konkret er testingen utført ved å teste for avvik fra den estimerte langtidsløsningen fra en importandelsfunksjon i hjemmeprislikningen for den samme varen i MODAG. Testobservatoren er t-verdien for koeffisienten til dette avviket i hjemmeprislikningen. Denne testobservatoren er t-fordelt siden langtidsløsningen fra importandelsfunksjonene er $I(0)$ både under nullhypotesen og alternativhypotesen.

Det framgår av tabell A.1 at nullhypotesen om at hjemmeprisene er svakt eksogene for kointegrasjonsvektorene, med ett unntak, ikke blir forkastet. For Metaller er testobservatoren klart signifikant. Koeffisienten har imidlertid galt fortegn; en vil forvente at hjemmeprisen presses *opp* dersom det finner sted et positivt sjokk i etterspørselen etter hjemmeleveranser relativt til import. Testresultatet for Metaller kan ha sammenheng med at det er pålagt en restriksjon om at elastisiteten av hjemmepriser med hensyn på variable enhetskostnader er lik én i hjemmeprislikningen for Metaller i MODAG. Denne restriksjonen blir forkastet av data. Når restriksjonen likevel pålegges, vil dette kunne slå ut i skjevhet på koeffisienten for avviket fra langtidsløsningen fra importandelslikningen. Testobservatoren blir på $-1,37$ dersom homogenitetsrestriksjonen ikke pålegges i prisrelasjonen. Nullhypotesen om svak eksogenitet kan derfor ikke forkastes.

62 Dette er imidlertid mulig hvis Johansen-metoden benyttes.

Referanser

- Anderton, R. og M. Desai (1988):** "Modelling manufacturing imports". *National Institute Economic Review* nr. 1, 80-86.
- Asseery, A. og D.A. Peel (1991):** "Estimates of a traditional aggregate import demand model for five countries". *Economics Letters* 35, 435-439.
- Banerjee, A., J.J. Dolado, D.F. Hendry og G.W. Smith (1986):** "Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: Some Monte Carlo evidence". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 253-277.
- Barker, T. (1979):** "Identification of activity effects, trends and cycles in import demand". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 41, 63-68.
- Blanchard, O. og S. Fischer (1989):** *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts og London, England: MIT Press.
- Blanchard, O. og N. Kiyotaki (1987):** "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand". *American Economic Review* 77, 647-666.
- Bleivik, K.G. (1992):** TESTEST - An interactive programme to test econometric equations/models. Upublisert notat. Norges Bank.
- Boswijk, H.P. (1991):** The LM-test for weak exogeneity in error correction models. Report AE 13/91. University of Amsterdam. Institute of Actuarial Science and Econometrics.
- Bowitz, E. og Å. Cappelen (1994):** *Prisdannelse og faktortilpasning i KVARTS*. Kommer i serien Sosiale og økonomiske studier. Statistisk Sentralbyrå.
- Cappelen, Å. (1992):** "MODAG. A medium term macroeconomic model of the Norwegian economy". I L. Bergman, og Ø. Olsen (red.): *Nordic Macroeconomic Models*. Amsterdam: North Holland.

Chow, G.C. (1960): "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions". *Econometrica* 28, 591-605.

Dixit, A. og J. Stiglitz (1977): "Monopolistic competition and optimum product diversity". *American Economic Review* 67, 297-308.

Engle, R.F. (1982): "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation". *Econometrica* 50, 987-1007.

Engle, R.F. og C.W.J. Granger (1987): "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing". *Econometrica* 55, 251-276.

Engle, R.F., D.F. Hendry og J.-F. Richard (1983): "Exogeneity". *Econometrica* 51, 277-304.

Favero, C. og D.F. Hendry (1992): "Testing the Lucas critique: A review". *Econometric Reviews* 11(3), 265-306.

Frenger, P. (1980): *Import-share functions in input-output analysis*. Rapport 81/14. Statistisk sentralbyrå.

Goldstein, M. og M.S. Khan (1985): "Income and price effects in foreign trade". I R.W. Jones og P.B. Kenen (red.): *Handbook of International Economics*, vol 2. Amsterdam: North Holland.

Hausman, J. (1978): "Specification tests in econometrics". *Econometrica* 46, 1251-1271.

Haas, R.D. og G. Turner (1990): "The world trade model: Revised estimates". *Journal of Policy Modelling* 12(1), 93-128.

Harvey, A.C. (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*. Oxford: Philip Allan.

Hendry, D.F. (1988): "The encompassing implications of feedback versus feedforward mechanisms in econometrics". *Oxford Economic Papers* 40, 132-149.

Hendry, D.F. og N. Ericsson (1991): "Modelling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States". *European Economic Review* 35, 833-886.

Hendry, D.F. og A.J. Neale (1988): "Interpreting long-run equilibrium solutions in conventional macromodels: A comment". *The Economic Journal* 98, 808-817.

Intriligator, M.D. (1978): *Econometric Models, Techniques and Applications*. Amsterdam: North Holland.

Jarque, C.M. og A.K. Bera (1980): "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals". *Economics Letters* 6, 255-259.

- Johansen, S. (1988):** "Statistical analysis of cointegrating vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S. (1992):** "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis". *Journal of Econometrics* 52, 389-402.
- Kiviet, J.F. (1986):** "On the rigour of some misspecification tests for modelling dynamic relationships". *Review of Economic Studies* LIII, 241-261.
- Kremers, J.M., N.R. Ericsson og J.J. Dolado (1992):** "The power of cointegration tests". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 325-348.
- Langørgen, A. (1993):** *En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge*. Rapporter 93/5. Statistisk sentralbyrå.
- Lächler, U. (1985):** "The elasticity of substitution between imported and domestically produced goods in Germany". *Weltwirtschaftliches Archiv* 121, 74-96.
- Lichtenberg, F.R. (1990):** "Aggregation of variables in least-squares regression". *American Statistical Association* 44, 169-171.
- Lucas, R.E. (1976):** "Econometric policy evaluation: A critique". I K. Brunner og A.H. Meltzer (red.): *The Phillips Curve and Labor Markets*. Amsterdam: North Holland.
- MacKinnon, J.G. (1991):** "Critical values for cointegration tests". Kapittel 13 i R.F. Engle og C.W.J. Granger (red.): *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. Oxford: Oxford University Press.
- Melchior, A. (1991):** Handelspolitikken for teko-varer. En kostbar form for industri-støtte. Notat nr. 486. NUPI.
- Naug, B. (1990):** *Importvolum og importpriser*. Arbeidsnotat 90/8. Norges Bank.
- Naug, B. og R. Nymoen (1993):** *Import price adjustment and pricing to market: A test on Norwegian data*. Arbeidsnotat 93/9. Norges Bank.
- Nymoen, R. (1991):** "A small linear model of wage- and price inflation in the Norwegian economy". *Journal of Applied Econometrics* 6, 255-269.
- Oliveira-Martins, J. (1992):** Macroeconomic import functions with imperfect competition. An application to the EC trade. Discussion Paper nr. 707. CEPR.
- Ramsey, J.B. (1969):** "Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis". *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B* 31, no. 2, 350-371.
- Reymert, M. (1984):** *Import- og eksport likninger i KVARTS*. Rapporter 84/18. Statistisk sentralbyrå.

- Sato, R. (1977):** "Homothetic and non-homothetic CES production functions". *American Economic Review* 67, 599-5569.
- Steen, A.H. (1992):** *Ingen over - Ingen ved siden? Konkurransmuligheter for norsk nærings- og nytelsesmiddelindustri*. FAFO-rapport nr. 126.
- Stewart, M.B. og K.F. Wallis (1981):** *Introductory Econometrics*. 2. utgave. Oxford: Basil Blackwell.
- Stock, J.H. (1987):** "Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors". *Econometrica* 55, 1035-1056.
- 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.
- Thursby, J. og M. Thursby (1984):** "How reliable are simple, single equation specifications of import demand?". *The 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.

Utkommet i serien sosiale og økonomiske studier (SØS)

Issued in the series Social and Economic Studies (SES)

ISSN 0085-4344 (t.o.m. nr. 63)

ISSN 0801-3845

- Nr. 59 Økonomi, befolkningsspørsmål og statistikk. Utvalgte arbeider av Petter Jakob Bjerve *Economy, Population Issues and Statistics Selected works by Petter Jakob Bjerve*. 1985-431s. 50 kr. ISBN 82-537-2236-2
- Nr. 60 Erik Hernæs: Framskrivning av befolkningens utdanning. Revidert modell. *Projections of the Educational Characteristics of the Population. A Revised Model*. 1985-95s. 25 kr. ISBN 82-537-2296-6
- Nr. 61 Tiril Vogt: Vannkvalitet og helse. Analyse av en mulig sammenheng mellom aluminium i drikkevann og aldersdemens. *Water Quality and Health. Study of a Possible Relation between Aluminium in Drinking Water and Dementia*. 1986-77s. 30 kr. ISBN 82-537-2370-9
- Nr. 62 Lars B. Kristofersen: Dødelighet blant yrkesaktive. Sosiale ulikheter i 1970-årene. *Mortality by Occupation. Social Differences in the 1970s*. 1986-54s. 40 kr. ISBN 82-537-2398-9
- Nr. 63 Liv Anne Støren: Levekår blant utenlandske statsborgere 1983. *Living Conditions among Foreign Citizens*. 1987-299s. 55 kr. ISBN 82-537-2432-2
- Nr. 64 Marit Wårum: Tidsbruk og aktivitet i nærmiljø. *Neighbourhood Activity and the Use of Time*. 1987-91s. 45 kr. ISBN 82-537-2534-5
- Nr. 65 Knut H. Alfsen, Torstein Bye, Lorents Lorentsen: Natural Resource Accounting and Analysis. The Norwegian Experience 1978 - 1986. *Naturressursregnskap og analyser. Norske erfaringer*. 1987-71s. 40 kr. ISBN 82-537-2560-4
- Nr. 66 Liv Grøtvedt: Støy og helse. Analyse av støyopplevelser i Norge. *Noise and Health. Study on Noise Annoyance in Norway*. 1988-71s. 45 kr. ISBN 82-537-2574-4
- Nr. 67 Øystein Olsen, Kjell Roland: Modeling Demand for Natural Gas. A Review of Various Approaches. *Etterspørsel etter naturgass. En oversikt over ulike modellopplegg*. 1988-81s. 40 kr. ISBN 82-537-2665-1
- Nr. 68 Miljøstatistikk 1988. *Naturressurser og miljø. Environmental Statistics. Natural Resources and the Environment*. 1988-291s. 70 kr. ISBN 82-537-2664-3

- Nr. 69 Bernt Aardal, Henry Valen: Velgere, partier og politisk avstand. 1989-329s. 125 kr. ISBN 82-537-2762-3
- Nr. 70 Sosialt utsyn 1989. *Social Survey*. 1989-230s. 125 kr. ISBN 82-537-2776-3
- Nr. 71 Anne Lise Ellingsæter: Normalisering av deltidsarbeidet. En analyse av endring i kvinners yrkesaktivitet og arbeidstid i 80-årene. *Normalization of Part-Time Work. A Study of Women's Employment and Working Time Patterns in the 1980s*. 1989-127s. 75 kr. ISBN 82-537-2779-8
- Nr. 72 Dag Album: Individ, arbeid og inntekt. En fordelingsanalyse. *Individuals, Jobs and Earnings. A study of Distribution*. 1989-198s. 85 kr. ISBN 82-537-2850-6
- Nr. 73 Kjell Arne Brekke, Asbjørn Torvanger (red.): Vitskapsfilosofi og økonomisk teori. *Philosophy of Science and Economic Theory*. 1990-315s. 115 kr. ISBN 82-537-2857-3
- Nr. 74 Henry Valen, Bernt Aardal, Gunnar Vogt: Endring og kontinuitet Stortingsvalget 1989. 1990-172s. 100 kr. ISBN 82-537-2963-4
- Nr. 75 Odd Aukrust: Økonomisk forskning og debatt. *Economic research and debate*. Utvalgte artikler 1942-1989. 1990-383s. 125 kr. ISBN 82-537-2984-7
- Nr. 76 Gustav Haraldsen, Hege Kitterød: Døgnet rundt. Tidsbruk og tidsorganisering 1970-90. Tidsnyttingsundersøkelsene. 1992-185s. 189 kr. ISBN 82-537-3639-8
- Nr. 77 Jan-Erik Lystad: Norsk hotellnæring 1950-1990. 1992-174s. 115 kr. ISBN 82-537-3677-0
- Nr. 78 Olav Ljones, Bjørg Moen, Lars Østby (red.): Mennesker og modeller Livsløp og kryssløp. 1992-336s. 165 kr. ISBN 82-537-3699-1
- Nr. 79 Inger Gabrielsen: Det norske skattesystemet 1992. *The Norwegian Tax System*. 1992-175s. 115 kr. ISBN 82-537-3728-9
- Nr. 80 Einar Bowitz: Offentlige stønader til husholdninger En økonomisk undersøkelse og modellanalyse. 1992-119s. 100 kr. ISBN 82-537-3785-8
- Nr. 81 Svein Blom, Turid Noack og Lars Østby: Giftermål og barn - bedre sent enn aldri? 1993-167s. 115 kr. ISBN 82-537-3808-0
- Nr. 82 Rolf Aaberge, Tom Wennemo: Inntektsulikhhet og inntektsmobilitet i Norge 1986-1990. 1993-46s. 90 kr. ISBN 82-537-3911-7
- Nr. 83 Ingvild Svendsen: Empirical Tests of the Formation of Expectations A Survey of Methods and Results. 1993-52s. 75 kr. ISBN 82-537-3948-6

C



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway

