

Einar Bowitz og Ådne Cappelen

**Prisdannelse og
faktoretterspørsel i
norske næringer**



Einar Bowitz og Ådne Cappelen

Prisdannelse og faktoretterspørsel i norske næringer

Statistisk sentralbyrå • Statistics Norway

Oslo – Kongsvinger 1994

**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The series *Social and Economic Studies* consists of hitherto unpublished studies in economics, demography and other areas of research in Statistics Norway.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 82-537-4024-7
ISSN 0801-3845

Emnegruppe

59 Andre samfunnsøkonomiske studier

Emneord

Prisdannelse
Faktoretterspørsel
Makroøkonomisk modell
Økonometri

Design: Enzo Finger Design
Trykk: Falch Hurtigtrykk

Sammendrag

Einar Bowitz og Ådne Cappelen

Prisdannelse og faktoretterspørsel i norske næringer

Sosiale og økonomiske studier 85 • Statistisk sentralbyrå 1994

Denne studien beskriver den teoretiske bakgrunn og de økonometriske resultatene for modellering av prisatferd og faktoretterspørsel i norske næringer. De estimerte relasjonene inngår i SSBs kvartalsvise makroøkonometriske modell KVARTS. I analysen av faktoretterspørselen er det lagt vekt på å undersøke hvorvidt faktorsubstitusjon mellom arbeidskraft og vareinnsats forekommer. Svaret er gjennomgående at en relativt enkel hypotese om faktorsubstitusjon ikke forkastes av data. Den underliggende produktfunksjons skalaegenskaper er også estimert og konklusjonen synes her å være en klar støtte til en hypotese om stordriftsfordeler. Når det gjelder tilpasningen av produksjonsfaktorene til endringer i relative faktorpriser og produksjon, skjer det en rask tilpasning av vareinnsatsen, men en langt tregere tilpasning av arbeidskraften.

I analysen av prisdannelsen på hjemmemarkedet og eksportmarkedet synes det å være en klar tendens til at hjemmepriene i hovedsak er bestemt av kostnadsnivået og bare i liten grad påvirket direkte av importpriser. På eksportmarkedet derimot, er norske priser langt mer påvirket av konkurransepriser. Gjennomgående spiller etterspørselseffekter en beskjeden rolle for prisdannelsen. Det er forenlig med at en gjennomgående har fått estimert stordriftsfordeler i produksjonen. Tilpasningen av prisene til endringer i kostnader og konkurransepriser skjer i enkelte tilfeller meget sakte. På langt sikt synes en innenlandsk kostnadsøkning å spille omlag den samme rolle for konsumprisnivået som en økning i importprisene.

Emneord: Prisdannelse, Faktoretterspørsel, Makroøkonomisk modell, Økonometri

Abstract

Einar Bowitz and Ådne Cappelen

Price Formation and Factor Demand in Norwegian Industries

Social and Economic Studies 85 • Statistics Norway 1994

This study describes the theoretical background and econometric results from modelling prices and factor demand in Norwegian industries. The estimated equations are included in Statistics Norway's quarterly macroeconomic model KVARTS. In the analysis of factor demand emphasis is put on allowing for factor substitution between labour and material inputs. The econometric results generally support a fairly simple hypothesis of factor substitution. The underlying production functions by industries are characterized by increasing returns to scale in all factors but constant returns with regard to variable factors (labour and material inputs). The short run adjustment of variable factors is very rapid for material inputs and slow for labour input.

The analysis of price formation by industry shows that the prices of goods delivered to the domestic market are mainly determined by production costs while export prices are also influenced by competitors' prices. Generally demand or capacity effects have only a marginal influence on prices. This result is in accordance with the result that the production functions exhibit increasing returns to scale. The adjustment of prices to changes in costs and competitors' prices is quite slow in many cases. In the long run the effects on the consumer price index of a domestic cost increase is roughly the same as that of an increase in import prices.

Keywords: Price formation, Factor demand, Macroeconomic model, Econometrics

Innhold

1. Innledning	7
2. Teoretisk bakgrunn	11
2.1 En generell teori for produsenttilpasning	11
2.2 Modellering av mark-up faktoren	17
2.3 Tilpasning på flere produktmarkeder samtidig	19
2.4 Betydningen av indirekte skatter	20
2.5 Konsekvenser av prisstopp og avansereguleringer	22
2.6 En sammenlikning med prisatferden iflg. den skandinaviske inflasjonsmodellen	25
2.7 Teorier for dynamisk tilpasning	26
3. Økonometrisk modellering og datamaterialet	33
3.1 Økonometrisk modellering	33
3.2 Datamaterialet	44
4. Faktoretterterspørsel	47
4.1 Innledning	47
4.2 Hovedresultater	52
4.3 Estimeringsresultater timeverk	57
4.4 Estimeringsresultater vareinnsats	86
4.5 Antall sysselsatte	93
4.6 Historisk dekomponering av samlet sysselsetting	94
5. Prisdannelse	99
5.1 Innledning	99
5.2 Hovedresultater	101
5.3 Estimeringsresultater hjemmepriser	105
5.4 Estimeringsresultater eksportpriser	133
5.5 Estimeringsresultater importpriser	154
5.6 Modell for aggregerte prisindekser	158
5.7 Dynamisk homogenitet i prisrelasjonene	163
Vedlegg	
Variabeldefinisjoner	167
Referanser	169

1. Innledning*

Denne studien beskriver den teoretiske bakgrunn og de økonometriske resultatene for de relasjoner for faktoretterterspørsel og priser (hjemmepriser og eksportpriser) som finnes i SSBs makroøkonometriske modell KVARTS.

Kapittel 2 presenterer teoribakgrunnen for modellen. Her vises det at en med utgangspunkt i neoklassisk teori for produsentatferd, bør se faktoretterterspørsel og prisatferd i sammenheng. Det tas ved modellering av prisdannelsen utgangspunkt i en modell for imperfekt konkurranse i varemarkedene. En slik modell leder fram til en tilpasning for produsentene hvor vareprisen settes som en mark-up, eller påslagsfaktor, på kostnadene. Det gis i kapittelet en nærmere drøfting av hvordan mark-up kan modelleres og hvordan kostnadene kan måles på en måte som er forenlig med hvordan en antar faktortilpasningen foregår. I kapittelet ser vi nærmere på hvordan en kan behandle avgifter og subsidier innenfor en slik modellramme, og også hvordan reguleringer av bedriftenes tilpasning gjennom pris- og avansereguleringer kan modelleres. Nyere teori for bedriftenes tilpasning over tid omtales også.

Kapittel 3 gir en enkel framstilling av nyere økonometriske metoder av relevans for analysen. I tillegg, gis en kort omtale av datamaterialet som er brukt. Ved presentasjon av resultatene i kapittel 4 og 5 vises mer detaljerte data for faktoretterterspørsel og priser.

I kapittel 4 presenteres resultatene fra estimering av modellen for faktoretterterspørsel som er presentert i kapittel 2. Vi begrenser oss i denne studien til å se på bedriftenes tilpasning av de variable faktorene arbeidskraft og vareinnsats, mens realkapital oppfattes å være lite variabel på kort sikt, og er derfor ikke analysert i denne studien. Som vist i kapittel 2, kan etterspørselen etter de variable faktorene på kort sikt antas å avhenge av produksjon, realkapital og relative faktorpriser. Gitt dette

* Forfatterne takker Klaus Mohn og Bjørn Naug for gode kommentarer til tidligere utkast og Kari Anne Lysell for å ha forvandlet vårt manus til en pen trykksak.

utgangspunktet er det tre spørsmål som er det er av interesse å besvare i en økonometrisk analyse:

- Hvilke substitusjonsegenskaper er det mellom produksjonsfaktorene?
- Hvilke skalaegenskaper har produktfunksjonen?
- Hvor raskt skjer tilpasningen av de variable faktorene?

Det første spørsmålet besvares ved å ta utgangspunkt i at de enkelte sektorenes produktfunksjoner kan tilnærmes ved en såkalt Cobb-Douglas funksjonsform som innebærer at kostnadsandelene er konstante. Ved bruk av denne funksjonsformen fastlegges substitusjonsforholdet (målt ved substitusjonselastisitetene) a priori. Vår analyse er således egentlig ikke en studie av substitusjonsforholdene, men om et bestemt substitusjonsforhold finner støtte i våre data. De økonometriske analysene viser at den forutsetning som er valgt, gjennomgående ikke kan forkastes. Vår konklusjon er derfor at for vårt formål er valget av funksjonsform akseptabelt, selv om det hadde vært ønskelig med en mer fleksibel funksjonform hvor en kunne ha testet om vårt valg er det beste.

Det andre spørsmålet knytter seg til hvor store utslag en får i faktoretterspørselen når produksjonen øker. Det vanlige både i økonomisk teori og i økonometriske modeller er å anta at skalaelastisiteten er én. Det innebærer at ved økt produksjon, vil alle faktorer (inklusive faste faktorer) øke prosentvis like mye som produksjonen. Hvis den prosentvise økningen i faktorbruken hadde være større (mindre) enn produksjonsøkningen sier en at en har avtakende (tiltakende) skalautbytte. Vi har åpnet for at produksjonen kjennetegnes av tiltakende skalautbytte. Men da får vi for flere sektorer estimert urimelig stor skalaelastisitet og vi har derfor gjennomgående valgt å anta at skalaelastisiteten mhp. de variable faktorene er én og estimert den samlede skalaelastisitet fritt. Men selv da har vi i enkelte tilfeller fått urimelig høye estimat på den samlede skalaelastisitet slik at vi har maksimalt tillatt denne å være 1,5. Vår konklusjon er at vi gjennomgående finner støtte for tiltakende skalautbytte.

Noe av hensikten med en kvartalsmodell er å fokusere på korttidsdynamikken i løpet til de variable vi er interessert i. Spørsmålet om hvor raskt tilpasningen av faktorene skjer er derfor av stor interesse. Det følger av det som er sagt om skalaegenskapene ovenfor at på langt sikt vil innsatsen av timeverk og vareinnsats øke prosentvis like mye som produksjonen. Ved en økning i produksjon viser resultatene at vareinnsatsen tilpasses meget raskt, dvs. fullt ut i samme kvartal for de fleste sektorer. På aggregert nivå skjer tilpasningen av vareinnsatsen i løpet et halvt år. For tilpasningen av arbeidskraft skjer tilpasningen vesentlig langsommere. I samme kvartal som produksjonsøkningen finner sted vil knapt en tredjedel av den langsiktige tilpasningen av arbeidskraften ha funnet sted. I løpet av det første året har bare vel halvparten av tilpasningen funnet sted, og selv etter to år er bare vel tre fjerdeparten av tilpasningen gjennomført. Det er altså betydelige tregheter i tilpasningen av arbeidskraft. Tolkningen av dette i en produktfunksjonssammenheng er at vi ikke observerer alle egenskaper ved arbeidskraftinnsatsen ettersom det lar seg gjøre å produsere et visst kvantum på kort sikt med mindre ressursinnsats enn

på lang sikt. Sagt på en annen måte er produkt- eller kostnadsfunksjonen en restriksjon på sammenhengen mellom faktorinnsats (evt. relative faktorpriser) og produksjon bare på lang sikt. Tilpasningen av timeverk og vareinnsats til endringer i relative faktorpriser og realkapitalbeholdningen, skjer enda saktere enn tilpasningen ved en produksjonsendring.

Til slutt i kapittel 4 gjennomføres en dynamisk simulering av modellen for å undersøke hvor godt modellen i sin helhet beskriver utviklingen i antall sysselsatte personer. Et spørsmål som er spesielt relevant i denne sammenhengen er hvor godt en modell som er estimert over en lang tidsperiode, beskriver den sterke nedgangen i sysselsettingen i privat sektor som har skjedd siden begynnelsen av 1988. Det har vært antydning at det i de senere år har skjedd en holdningsendring til det å si opp folk i lavkonjunkturer ved at bedriftene nå raskere sier opp folk enn tidligere. Resultatene viser imidlertid at modellen ikke har vansker med å fange opp sysselsetningsutviklingen på slutten av 1980-tallet og begynnelsen av 1990-tallet. Den modell som er brukt, synes også å gi gode prediksjoner etter estimeringsperiodens slutt. Som det vil framgå av kapittel 4 er det i estimeringsarbeidet lagt stor vekt på å oppnå relasjoner for de enkelte sektorer som har stabile parametre. Når vi gjennomgående har klart å oppnå dette, er dette i seg selv en indikasjon på at det ikke har skjedd noen endring i bedriftenes tilpasning i retning av å si opp folk raskere enn før.

I kapittel 5 beskrives resultatene fra estimering av prisrelasjonene. Her fokuseres det på følgende problemstillinger

- Følger prisene på norskproduserte varer stort sett prisene på tilsvarende utenlandske varer?
- Hvilken rolle spiller økt etterspørsel for prisdannelsen?
- Hvor raskt skjer tilpasningen av prisene ved endringer i kostnader og etterspørsel?

Den første problemstillingen relaterer seg til spørsmålet om hvor åpen norsk økonomi er. En vanlig hypotese i økonomisk teori for små åpne økonomier, er at disse er prisfølgere på internasjonale markeder, dvs. for varer som det handles mye med mellom land. Industrivarer er de mest typiske blant disse varene, men det handles også med mange tjenester over landegrensene. Resultatene fra vår analyse er at selv for industrivarene er et gjennomgående trekk at prisene i stor grad bestemmes ut fra det norske kostnadsnivået. Særlig gjelder dette for den delen av salget som foregår på det norske markedet. For konsumprisene er resultatet at en lønnsøkning og en importprisøkning spiller om lag like stor rolle. Dette resultatet er helt i overensstemmelse med eldre studier i Statistisk sentralbyrå som ikke er basert på de samme økonometriske teknikker som er brukt i dette arbeidet. Grunnen til at importprisene spiller en så stor rolle til tross for at de i liten grad inngår direkte i hjemmeprisrelasjonene, er at en god del konsumvarer ikke blir produsert i Norge (biler, TV o.l.) og for slike varer spiller selvsagt importprisene en helt avgjørende rolle. Dessuten er det en betydelig importert vareinnsats i norske næringer slik at økte importpriser øker kostnadene og dermed prisene. Prisene på norsk industri-

eksport er derimot langt mer influert av internasjonale priser selv om norske kostnader også spiller en rolle her. Vi har testet om betydningen av internasjonale priser har fått økende betydning over tid som følge av økt internasjonal handel. Vi har gjennomgående ikke funnet støtte for en slik hypotese, noe som gjenspeiles i at vi har funnet fram til modeller for norske priser som har stabile parametre over tid.

Spørsmålet om betydningen av etterspørselen for prisene dreier seg slik vi har testet dette, om egenskaper ved bedriftenes kortsiktige kostnadsfunksjoner slik dette er nærmere beskrevet i kapittel 2. Med noen få unntak er det rimelig å hevde at vi har funnet støtte for vår hovedhypotese om at graden av kapasitetsutnyttelse spiller liten rolle for prisdannelsen. For noen viktige varer (Verkstedsprodukter, Bygg og anlegg, Øvrig privat tjenesteyting) spiller imidlertid kapasitetsutnyttelsen en rolle på lang sikt. Dette kan implisere at den samlede modellen for prisdannelsen og faktoretterspørsel ikke er konsistent, idet vi i modelleringen av faktoretterspørselen har pålagt konstant utbytte mhp. de variable faktorene alene. En annen tolkning er imidlertid at etterspørselstetlighetene for disse varene varierer over konjunktursyklusen (slik denne måles ved hjelp av kapasitetsindikatoren), slik at mark-up raten er høyere i høykonjunkturer enn ellers. Dette innebærer i såfall at priselastisitetene er høyere i tallverdi i høykonjunkturer enn ellers, noe som ikke er en urimelig hypotese. Selv om resultatene fra pris- og faktormodellen således ikke åpenbart strider mot hverandre, indikerer disse resultatene at en simultan modellering av tilpasningen er ønskelig for å avklare en mulig inkonsistens.

Resultatene fra modelleringen av den dynamiske tilpasningen viser at det til dels er betydelige tregheter i prisdannelsen både ved kostnads- og etterspørselssjokk. Ved en samtidig økning i lønninger og importpriser vil om lag halve langtidsvirkningen på konsumprisene bli realisert det første året (etter fire kvartaler) og selv etter fire år er virkningen ikke uttømt. En viktig grunn til tregheten i tilpasningen av konsumprisene er boligprisene (husleiene). Det tar svært lang tid fra en endring i kostnader slår fullt ut i denne prisen. Utviklingen i eksportprisene skjer vesentlig raskere. Særlig rask er tilpasningen av de norske prisene til en endring i internasjonale priser (importpriser) hvor langtidsløsningen nås etter få kvartaler. Tilpasningen til økte norske kostnader tar en del lengre tid, og selv etter åtte kvartaler er bare tre fjerdedeler av tilpasningen gjennomført. Også endringer i aktivitetsnivået målt ved kapasitetsutnyttingsindikatorerne virker på eksportprisene med betydelige tidsforsinkelser. Her er bare to tredjedeler av langtidsvirkningen nådd etter åtte kvartaler.

2. Teoretisk bakgrunn

2.1 En generell teori for produsenttilpasning

Vi skal i dette avsnittet presentere et relativt generelt neoklassisk skjema for bedriftens (kortsiktige) tilpasning av priser og produksjonsfaktorer. I avsnitt 2.2 vil det teoretiske bakgrunnen for produsenttilpasningen i modellene bli gjennomgått, mens avsnitt 2.3. vil ta for seg noen utvidelser av modellen. Avsnitt 2.4 inneholder en sammenligning av pris- og lønnsdannelsen i de makroøkonometriske modellene med den skandinaviske inflasjonsmodellen. Avsnitt 2.5 omtaler teorier for dynamisk tilpasning.

To viktige forenklinger i forhold til den enkle modellen skal nevnes med en gang. For det første ser vi bort fra skillet mellom salg og produksjon og dermed tilpasning av lager. Dette er den vanligste framgangsmåten ved analyser av prisdannelse og faktoreterspørsel, men det er lett å vise at dette ikke er i tråd med rasjonell atferd innenfor et mer generelt opplegg.¹ For det andre er tilnærmingen i dette avsnittet statisk. Det betyr at kostnader spesifikt knyttet til å endre innsatsen av faktorer, f.eks. «hiring» og «firing» kostnader for arbeidskraft samt bruk av overtidssarbeid, er utelatt. Forventninger om framtidig etterspørsel og priser får dermed heller ingen betydning. Teorier for tilpasningen i et dynamisk perspektiv er omtalt i avsnitt 2.5.

Det er vanlig å inndelegge produksjonsfaktorene i «faste» (realkapital) og «variable» (alle andre) faktorer. Problemet blir da enklere, idet en ikke trenger å spesifisere hvordan kapitalbeholdningen blir bestemt, men kan ta den som gitt. I en større modell må imidlertid kapitalen modelleres.

1 En av de første studier som påpekte muligheter for substitusjon mellom lager av varer og arbeidskraft («labour hoarding») var Craine (1973). For en norsk illustrasjon av dette se Bergland og Cappelen (1981). En teoretisk tilnærming og kalibrert illustrasjon er gitt i Cappelen og Stølen (1985). En økonometrisk modell som forener lagerhold og faktoreterspørsel (med prisdannelse) finnes i Hoel og Nymoen (1987). Omfattende studier av spørsmålet finnes i flere arbeider av Rossana, se f.eks. Rossana (1984).

Anta at bedriften er pristaker på alle faktormarkeder og minimerer kostnadene knyttet til alle (n) variable produksjonsfaktorer for gitt produksjon (X) og beholdning av realkapital (K). Da kan vi skrive den kortsiktige kostnadsfunksjonen som

$$(2.1) \quad C = C(P, X, K)$$

hvor P er en n -dimensjonal vektor med faktorpriser. De kortsiktige etterspørselsfunksjonene etter produksjonsfaktorer framkommer ved å derivere $C(\cdot)$ mhp. faktorprisene (P_i). For en tilfeldig faktor V_i får vi

$$(2.2) \quad V_i = \partial C / \partial P_i = C_i(P, X, K) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Anta videre at bedriften står overfor en etterspørselsfunksjon etter sitt produkt av typen

$$(2.3) \quad X = X(PX/PK, Y)$$

hvor PX er produktpris for «vår» bedrift og PK er konkurrerende bedrifters pris. Y er en skiftindikator for etterspørselen som f.eks. kan tolkes som inntekt i økonomien. Hvis bedriften maksimerer profitten i hver periode gitt kostnadsfunksjonen og hensyn tatt til at valg av pris (eller produksjon) påvirker salgsmulighetene, kan en utlede det velkjente kravet om at grenseinntak skal være lik grensekostnad. I vår modell blir det

$$(2.4) \quad X(PX/PK, Y) + PX \cdot \partial X(PX/PK, Y) / \partial PX = \partial C(P, X, K) / \partial X \cdot \partial X(PX/PK, Y) / \partial PX$$

Fra relasjon (2.4) kan en utlede følgende redusert-form prislikning eller mark-up prisrelasjon

$$(2.5) \quad PX = P(PK, P, Y, K)$$

Denne vil være stigende i alle faktorpriser og i konkurranseprisen, men fallende i K . Den deriverte av $PX(\cdot)$ mhp. Y er imidlertid ubestemt og avhenger av skalaegenskapene til den underliggende produktfunksjonen (i det område av produksjonen vi betrakter). Hvis denne har avtakende skalaautbytte mht. de variable faktorene, vil $PX(\cdot)$ være stigende i Y og omvendt hvis den har økende skalaautbytte mht. variable faktorene. Som kjent er det en øvre grense for hvor sterkt tiltakende utbytte en kan ha, idet grensekostnadene ikke må falle mer enn grenseinntaket når produksjonen øker. Ved konstant utbytte vil $PX(\cdot)$ være uavhengig av Y . $PX(\cdot)$ er homogen av grad n i alle priser, slik at m -dobling av alle faktorpriser og konkurranseprisen skal føre til en m -dobling av PX , men ingen endring i X eller faktorbruken. Denne siste egenskapen følger også av at $C_i(\cdot)$ i (2.2) er homogen av grad null i faktorprisene.

Likningssystemet bestående av (2.2), (2.3) og (2.5) evt. (2.4) gir nå $n+2$ likninger for å bestemme X , PX og de n variable innsatsfaktorene. Den beste framgangsmåten ved utarbeiding og estimering av en økonometrisk modell for bedriftens tilpas-

ning er derfor åpenbart å ta hensyn til den simultanitet som systemet over medfører. Ettersom parametrene i prisrelasjonen (2.5) er en kombinasjon av parametrene i etterspørselsrelasjonen (2.3) og kostnadsfunksjonen (2.1), eller faktoretterspørselsrelasjonene (2.2), vil en økonometrisk modell hvor en estimerer en likning av gangen normalt ikke resultere i et sett av parametre som er internt konsistent.

På den annen side er det all grunn til å regne med at det statiske systemet som er presentert over, ikke representerer en fullgod beskrivelse av bedriftens tilpasning. Hvis vi derfor rent ad hoc innfører en dynamisk spesifikasjon av de ulike relasjonene i likningssystemet (dette omtales nærmere i kapittel 2.5), vil det simultane systemet raskt bli meget komplisert. Erfaringsmessig er det da vanskelig å få presise estimater på parametrene og dermed blir noe av poenget med en simultan estimeringsteknikk borte. En alternativ framgangsmåte ville være å estimere det statiske systemet med en simultan estimeringsmetode i første omgang for deretter å foreta en dynamisk modellering av residualene fra første trinn.² Det vil være sikreat modellen etter en viss tid oppfylte de teoretiske egenskapene til systemet over, mens en på kort sikt kunne tillate avvik. Selv om en slik framgangsmåte kan være konsistent, vil en i små sampel kunne få betydelige avvik fra de «sanne» parameterverdier og en simultan behandling av simultanitet og dynamikk er derfor å foretrekke.

I arbeidet med prisrelasjoner og faktoretterspørselsrelasjoner i SSBs makromodeller, har vi i valget mellom nest-best løsninger, hittil valgt å estimere en-relasjonsmodeller med vekt på å oppnå en «god» dynamisk spesifikasjon. Hva vi legger i dette omtales nærmere i kapittel 3.1. Hensynet til intern konsistens mellom prislikninger og faktoretterspørsel er behandlet på en ad hoc måte ved at vi ved estimeringene stort sett har forsøkt å pålegge restriksjoner som er internt konsistente. Eksakt konsistens er ikke alltid tilstede, men ved bruk av modellene har vi sjekket at inkonsistensen ikke er store. På kort sikt (i tilpasningsprosessen mot langtidslikevekt), er det mindre rimelig å pålegge teori-restriksjoner om symmetri etc. På kort sikt blir teoretiske restriksjoner ofte «kamouflert» av dynamikken likevel slik at hensynet til den beste databeskrivelse tilsier at en ofrer noe mht. konsistens. Ved bruk av modellene til langsiktige analyser og enkelte virkningsberegninger, spiller imidlertid hensynet til kortsiktig dynamikk mindre rolle og teori-baserte restriksjoner er viktigere.

Vi skal først se nærmere på hvordan vi har spesifisert den underliggende kostnadsfunksjon og faktoretterspørselsfunksjonene, dvs. relasjonene (2.1) og (2.2) foran. Et av de mest kjente stiliserte fakta om konjunkturforhold er den pro-sykliske utvikling i arbeidsproduktiviteten, dvs. at produktiviteten øker ut over sin trendmessige utvikling i oppgangstider, mens det motsatte er tilfellet i nedgangstider. Denne pro-sykliske bevegelsen i arbeidsproduktiviteten tilskrives ofte det som gjerne kalles «labour hoarding» som betyr at fordi det er kostnader forbundet med å endre innsatsen av arbeidskraft, vil bedriftene jevne ut kortsiktige svingninger i arbeidskraft-

2 Dette vil være en (heuristisk) videreføring av den to-trinns estimeringsprosedyre som er foreslått av Engle og Granger for kointegrerte serier, jfr. Engle og Granger (1987).

behovet over tid. En måte å tolke dette på er å si at antall timer arbeidet bare reflekterer ett aspekt ved arbeidsinnsatsen. Arbeidsintensiteten, som vanskelig lar seg måle, er et annet viktig aspekt ved arbeidsinnsatsen. Denne svinger langt sterkere enn antall timer arbeidet og dermed framtrer den prosykliske egenskapen til den målte arbeidsproduktiviteten.³

Et typisk trekk ved økonometriske undersøkelser på aggregerte tidsserier av etterspørselsrelasjoner for arbeidskraft, er at det er meget vanlig å få som resultat at den underliggende produktfunksjon har tiltakende utbytte mht. antall arbeidstimer alene. Det betyr at grensekostnadsfunksjonen for variable faktorer er fallende i produksjonen. Dette bryter med hva en regner som en rimelig beskrivelse av «normal» produksjonsvirksomhet. Det finnes et stort antall studier som kjennetegnes av slike egenskaper og i de første versjonene av MODAG, jfr. Cappelen og Longva (1987), var dette også typisk, selv om det ikke gjaldt for alle sektorene i modellen. Det finnes etterhvert mange gode forklaringer på hvorfor dette resultatet er tvilsomt. En av disse er vanskene med samtidig å estimere den kortsiktige tilpasningen og den langsiktige underliggende strukturen. Ofte fikk man som resultat at dersom man la på rimelige forutsetninger om produktfunksjonens egenskaper (dvs. ofte konstant utbytte mhp. skalaen), fikk man helt urealistiske resultater mht. hvor lang tid tilpasningen av arbeidskraft tok ved endringer i produksjonen. Tillot man istedet hva som oppfattes som rimelige dynamiske korttidsegenskaper, medførte det urimelige langtidsegenskaper. Av andre hypoteser som kan nevnes er at spesifikasjonen av disse «employment functions» ofte ikke tok hensyn til faktorsubstitusjon og betydningen av realkapital. En årsak til det har vært at det innenfor en-relasjonsmodeller har vært vanskelig å skille virkningen av vekst i realkapital, produksjon og autonom teknisk endring målt ved en tidstrend.

Et annet forhold som strider mot fallende grensekostnader på kort sikt, er at de prisrelasjoner som en vanligvis kommer fram til i økonometriske undersøkelser, ikke preges av denne egenskapen. Snarere er det vanlig at de estimerte relasjonene viser bare liten virkning fra endringer i etterspørsel eller produksjon på pris. Det var derfor ofte en motsetning mellom resultatene mht. til produktfunksjonens egenskaper avhengig av om en estimerte faktoretterterspørselsrelasjoner eller prisrelasjoner. Det skyldes at en estimerte en relasjon av gangen uten at de restriksjoner som modellen i avsnitt 2.1. innebærer, ble oppfylt.

Den løsningen vi har falt ned på er et slags kompromiss mellom de resultatene som er referert over. Vi har valgt å basere både faktoretterterspørselsfunksjonene og prisrelasjonene på at korttidskostnadsfunksjonen i (2.1) kan skrives som

$$(2.6) \quad C(P, X, K) = G(P, K) \cdot X$$

3 En slik tolkning er gitt av Ball og St. Cyr (1966) i en ofte sitert artikkel. For en oversikt over denne litteraturen se Bergland og Cappelen (1981) som også presenterer empiriske resultater fra analyser av arbeidskraftetterterspørsel på norske data.

Dette innebærer at den underliggende produktfunksjon har konstant skalaутbytte mhp. de variable faktorene, men tiltakende utbytte for alle faktorer. En slik antakelse synes å være langt mindre kontroversiell idag enn den var for ti år siden. Det finnes nå et stort antall økonometriske analyser som konkluderer med at stordriftsfordeler synes å være et ganske gjennomgående trekk ved produksjonsvirksomhet ihvertfall innen industrien, som er den sektoren som vanligvis analyseres.

Basert på (2.6) kan en utlede faktoretterterspørselsfunksjoner av typen

$$(2.7) \quad V_i/X = \partial G / \partial P_i = G_i(P, K) \quad i = 1, 2, \dots, n$$

hvor V_i er mengden av innsatsfaktor i . Kaller vi V_i/X for «fabrikasjonskoeffisientene» er disse uavhengige av skalaen, men avhengig av faktorprisene og kapitalbeholdningen. Homogenitetsegenskapen til $G(\cdot)$ mht. faktorpriser er som før. I dette tilfellet blir grensekostnadene lik de variable enhetskostnadene (PV)

$$(2.8) \quad PV = \sum_i^n P_i V_i / X$$

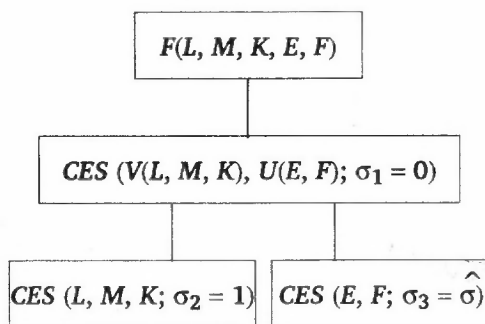
Det betyr at prisrelasjonen kan skrives som

$$(2.9) \quad PX = MU \cdot PV$$

hvor mark-up faktoren MU utelukkende er knyttet til egenskaper ved etterspørselsfunksjonen. Hvis den underliggende «nyttefunksjonen» som ligger til grunn for etterspørselsfunksjonen i tillegg forutsettes å være svakt separabel, vil priselastisiteten som uttrykker hvor mye etterspørselen synker når prisen PX øker, være uavhengig av Y . I såfall ser en fra (2.9) at produktprisen PX er uavhengig av endringer i etterspørsel og produksjon. Med de forutsetninger som er lagt til grunn for likningssystemet (2.7), (2.8) og (2.9) kan en lettere sikre seg en konsistent modell for produsentatferd selv om en estimerer prisrelasjonen og systemet av faktoretterterspørselsfunksjoner hver for seg.

Vi skal nå vise i detalj og med spesifikke funksjonsformer, hvordan faktoretterterspørsels- og prisrelasjonene i modellene ser ut. Anta en generell produktfunksjon i hver sektor $X = F(L, M, K, E, F)$ hvor L er antall timer arbeidet av lønnstakere, E er innsats av elektrisitet, F er innsats av fyringsolje, M er annen vareinnsats, mens K er realkapital. Figur 2.1 viser hvordan vi har tilnærmet funksjonen $F(\cdot)$. De separabilitetsforutsetningene som er pålagt, er ikke testet. Vi håper å kunne utvikle et mer generelt og økonometrisk basert opplegg senere.

Figur 2.1. Forutsetninger om produksjonsstrukturen i MODAG



Det forutsettes, som illustrert på figuren over, at energiinnsatsen kan separeres i et eget aggregat $U(\cdot)$ som står i et fast forhold til det andre innsatsaggregatet $V(\cdot)$. Dette illustreres ved at CES-aggregat i $V(\cdot)$ og $U(\cdot)$ er kjennetegnet av en substitusjonselastisitet (σ) lik null. De to energivarene i energiaggregatet er substituerbare og substitusjonselastisiteten er økonometrisk estimert for hver sektor i modellen. Dette arbeidet er dokumentert av Mysen (1991). De tre andre innsatsvarene antas å være knyttet sammen av en Cobb-Douglas-funksjon som er valgt først og fremst fordi det gir enkle funksjonsformer. I KVARTS er dette opplegget ytterligere forenklet ved at vi har antatt at det heller ikke er substitusjon mellom energivarene ettersom slik substitusjon neppe er særlig viktig på kort sikt. Energivarene er slått sammen med øvrig vareinnsats, og dette vareinnsatsaggregatet står i substitusjonsforhold til arbeidskraft. Dette er gjort slik fordi KVARTS ikke er tenkt brukt i analyser der energibruk står i sentrum.

De variable kostnadene er gitt ved

$$(2.10) \quad C = W \cdot L + PM \cdot M + PU \cdot U$$

hvor PU er kjøperprisen for energiaggregatet U , PM er kjøperprisen for annen vareinnsats og W er lønnskostnader per time.⁴ Siden U per forutsetning står i et fast forhold til produksjonen X , er det opplagt at de verdier av L og M som minimerer $W \cdot L + PM \cdot M$ for gitt X også vil minimere C så lenge det ikke sløses med energiinnsatsen. En kan dermed utlede følgende kostnadsfunksjon

$$(2.11) \quad C = k \cdot (X \cdot K^{-\alpha_K} \cdot W^{\alpha_L} \cdot PM^{\alpha_M})^{1/\varepsilon} + PU \cdot ZU \cdot X$$

Vi har her satt inn for $U=ZU \cdot X$ hvor ZU er en eksogen input-koeffisient for samlet energiinnsats. α_L , α_M og α_K er grenseelastisitetene for arbeidskraft, annen vareinnsats og realkapital i produktfunksjonen og $\varepsilon = \alpha_L + \alpha_M$, skalaelastisiteten mhp. de variable faktorene L og M . Egenskapene til kostnadsfunksjonen i (2.11) er i overensstemmelse med de generelle krav til kostnadsfunksjoner som ble nevnt i kap.2.1. Grensekostnadene blir i dette tilfellet

$$(2.12) \quad \partial C / \partial X = 1/\varepsilon \cdot k \cdot (K^{-\alpha_K} \cdot W^{\alpha_L} \cdot PM^{\alpha_M})^{1/\varepsilon} \cdot X^{1/\varepsilon - 1} + PU \cdot ZU$$

Hvis en forutsetter konstant utbytte mht. L og M , dvs. at $\varepsilon = 1$, blir leddet $X^{1/\varepsilon - 1} = 1$ og grensekostnadene er uavhengig av X . I dette tilfellet blir de variable enhetskostnaden PV definert i (2.8) lik grensekostnaden og prislikningen følger som i (2.9).

Etterspørselen etter arbeidskraft finnes ved å partiellderivere C i (2.11) mhp. W . Det gir

$$(2.13) \quad L = \partial C / \partial W = k \alpha_L / \varepsilon \cdot (K^{-\alpha_K} \cdot (PM/W)^{\alpha_M} \cdot X)^{1/\varepsilon}$$

4 I KVARTS blir relasjonen $C = W \cdot L + PH \cdot H$, der $H = M + U$ og PH er prisindeksen til vareinnsatsaggregatet H .

hvor k er en positiv konstant. Som en ser av (2.13), er L proporsjonal med X når det er konstant utbytte mht. L og M . Når det i tillegg innføres en eksponensiell trend for teknisk framgang, kan (2.13) omformuleres til

$$(2.14) \quad ZL = L/X = k\alpha_L \cdot K^{-\alpha_K} \cdot (PM/W)^{\alpha_M} \cdot e^{-\rho t}$$

Et tilsvarende uttrykk for M (og ZM) kan utledes og forskjellen i koeffisienter i forhold til (2.14) er bare at α_M erstattes med $-\alpha_L$ og α_M erstatter α_L i konstantleddet. Gitt forutsetningen om konstant skalautbytte mht. de variable faktorene, er det unødvendig å estimere likningen for M for å finne verdien på de parametre vi er spesielt interessert i, da disse følger fra estimeringen av sysselsettingsrelasjonen (2.14). Under forutsetning av konstant skalautbytte mht. de variable faktorene L , M og at ZU er uavhengig av X , har vi en modell for produsentatferd hvor konsistente estimater kan oppnås på alle interesseparametrene ved å se på relasjonene (2.9) og (2.13) hver for seg. Imidlertid er en slik framgangsmåte ikke effisient fordi vi utelater relasjonen for M og dermed «kaster» bort noe informasjon.

I de følgende avsnittene skal vi se nærmere på hvordan det rammeverk som er presentert i forrige avsnitt er tilpasset spesielle norske forhold og særtrekk ved KVARTS og MODAG. De forhold som drøftes er

- modellering av mark-up faktoren
- tilpasning på flere produktmarkeder samtidig
- betydningen av indirekte skatter
- konsekvenser av prisstopp og avansereguleringer

2.2 Modellering av mark-up faktoren

Mark-up faktoren kan avledes fra etterspørselsfunksjonen (2.3). Hvis vi kaller priselastisiteten for e , kan mark-up faktoren skrives som $e/(1+e)$. For at vi skal ha et veldefinert profittmaksimum, må $e < -1$ slik at mark-up faktoren blir positiv. Jo høyere tallverdi e har, dvs. jo mer prisfølsom etterspørselen er, jo mindre vil mark-up faktoren være. Som et grensetilfelle kan vi tenke oss en uendelig elastisk etterspørsel, noe som medfører at mark-up faktoren blir lik én. Prisen er da lik grensekostnaden som er den vanlige tilpasningen i et frikonkurransemarked.

I makromodellene spesifiseres ikke samlede etterspørselsfunksjoner for noen vare. Istedet er etterspørselen delt opp avhengig av hvem det er som etterspør og etterspørselen etter hver vare vil fremstå som summen av en rekke etterspørselsfunksjoner. På eksportmarkedene har vi spesifisert etterspørselsfunksjoner på Cobb-Douglas-form hvor priselastisitetene er konstante og estimert til å være større enn én i tallverdi for de fleste varene, jfr. Lindquist (1993). Konsumetterspørselen er modellert ved et lineært utgiftssystem (KVARTS) eller et AIDS system (MODAG) hvor priselastisitetene ikke er konstante, jfr. Magnussen og Skjerpen (1992) og Bowitz og Holm (1993). Produsentenes bruk av vareinnsats knyttes til relative faktorpriser slik vi har skissert foran, og her er også etterspørselsfunksjonene av Cobb-Douglas-typen, men størrelsen på priselastisiteten kan ikke regnes ut eksplisitt fordi den også avhenger av hvordan produksjonen endres når en faktorpris endres, jfr. rela-

sjon (2.14) foran. Dessuten vil også realkapitalen endres som følge av pris- og produksjonsendringer. Den langsiktige priselastisiteten kan en bare regne ut ved å ta hensyn til flere deler av modellen dvs. en slags redusert-form-modell for sektorens atferd (men ikke for modellen som helhet).

Nå kan vi imidlertid ta utgangspunkt i hvordan fordelingen av en gitt innenlandsk etterspørsel på import og norsk produksjon er spesifisert. Det antas at norske og importerte varer er heterogene og sammen «produserer» via et CES-aggregat, en «metavare». Kaller vi hjemmevarer for X_H med tilhørende pris P_X og importvaren for X_I med tilhørende pris P_K , forutsetter vi at metavaren X er gitt av $X = \text{CES}(X_H, X_I)$. Dette aggregatet antas å utgjøre en svakt separabel gruppe i samlet innenlandsk etterspørsel slik at fordelingen av en gitt X på de to observerbare varene bare avhenger av prisforholdet P_X/P_K , jfr. Svendsen (1990) og Naug (1994). I dette tilfellet kan en regne ut priselastisiteten og dermed mark-up faktoren. I tabell 2.1 viser vi hvordan mark-up faktoren ser ut for et utvalg av nytte- eller produkt-funksjoner og direkte (men ad-hoc) spesifiserte etterspørselsfunksjoner.

Generelt er mark-up faktoren avhengig av alle de variable som inngår i etterspørselsfunksjonen, dvs. alle relative priser og realinntekt. Den såkalte Stone-Geary nyttefunksjonen som gir opphav til det lineære utgiftssystemet (LES) er et eksempel på dette, men forutsetningen er at konstantleddet i etterspørselsfunksjonen er negativt for at mark-up faktoren skal være positiv og større enn en. Det umuliggjør tolkningen av konstantleddene som «minimumskonsum». Hvis nyttefunksjonen er Cobb-Douglas blir priselastisiteten -1 og mark-up faktoren minus uendelig.

I tilfellet med en CES-nyttefunksjon blir priselastisiteten bare avhengig av prisforholdet, mellom norsk- og utenlanskproduserte varer, og det samme gjelder da for mark-up faktoren. Vi ser at siden $0 < \delta < 1$ må substitusjonselastisiteten være større enn én for at mark-up faktoren skal bli positiv. Jo større substitusjonselastisiteten

Tabell 2.1. Mark-up faktorens tilknytning til etterspørselsfunksjoner

Etterspørselsstruktur	Mark-up
I. Spesifisert nyttefunksjon	
1. Generelt	$m(P_X/P_K, Y)$
1.1. Stone-Geary (LES)	$1+k \cdot X$
1.2. Cobb-Douglas	$-\infty$
2. Svakt separable	$m(P_X/P_K)$
2.1. CES	$\sigma/(\sigma-1-((1/\delta)-1)^\sigma (P_K/P_X)^{\sigma-1})$
II. Ad-hoc spesifisert etterspørsels-funksjon	
1. Generelt	$m(P_X/P_K, Y)$
2. Cobb-Douglas	$e/(1+e)$
3. Lineær	$m(P_X/P_K, Y)$

er, jo mindre blir mark-up faktoren. Dette er intuitivt rimelig fordi en stor verdi på substitusjonselastisiteten innebærer at konsumentene oppfatter de to varene som meget nære substitutter. Dermed har produsentene mindre «markedspekt» når vi tolker en mark-up større enn én som uttrykk for markedspekt. I modellering av prisrelasjonene i makromodellene, er det denne måten å formulere mark-up faktoren vi har festet oss ved. Som det framgår av tabell 2.1, har mark-up faktoren en noe komplisert struktur i dette tilfellet, men vi kan lett forvirre oss om at når PK øker så øker mark-up faktoren hvis $\sigma > 1$. Vi tilnærmer derfor denne ved

$$(2.15) \quad MU = m_0 \cdot (PK/PX)^{m_1} \quad m_0 > 0; \quad 0 \leq m_1$$

Setter vi dette inn i (2.9) og ordner, fås

$$(2.16) \quad PX = m_0 \frac{1}{1+m_1} \cdot PK^{\frac{m_1}{1+m_1}} \cdot PV^{\frac{1}{1+m_1}}$$

Hvis $m_1=0$ er mark-up faktoren uavhengig av PK og følgelig blir PX proporsjonal med grensekostnaden. Når m_1 går mot uendelig vil PX gå mot PK. Generelt ser vi at prisrelasjonen i (2.16) oppfyller homogenitetskravet om at en m-dobling av alle priser og kostnader skal gi en m-dobling av PX.

En mulig generalisering av (2.16) er å teste hvorvidt elastisitetene endres over tid, men gitt at de skal summere seg til én. En rimelig hypotese kunne være at etterhvert som norsk økonomi har blitt mer åpen, har betydningen av konkurransepriser på verdensmarkedet blitt større slik at koeffisienten tilordnet PK øker over tid på bekostning av den for PV. Dette har vi testet ved å la koeffisienten være en lineær funksjon av laggede verdier på importandelen for hver vare. Dette ga generelt sett ikke signifikante utslag. Vi har derfor valgt å se bort fra dette og vil heller ikke rapportere resultater fra disse forsøkene i kap. 4. Mark-up faktoren står sentralt i bedriftens dynamiske tilpasning, og teorier for dette er omtalt i 2.5.

2.3 Tilpasning på flere produktmarkeder samtidig

De fleste produsenter opptrer på flere markeder samtidig. Den generelle modellen i avsnitt 2.1 må da utvides med flere relasjoner. Kravet til optimal tilpasning er i dette tilfellet at grenseinntaket skal være likt på alle markeder og lik den felles grensekostnaden. Implikasjonen er følgelig at en må supplere modellen med en ekstra relasjon for hvert nytt marked en introduserer. Hvorvidt prisene er forskjellige på de ulike markedene, avhenger helt av etterspørselsstrukturen. Vi ser da bort fra muligheten for at prisforskjeller blir konkurrert bort ved at aktører kjøper opp varer i et marked hvor prisen er lav for å selge det videre i konkurranse med den opprinnelige produsenten på markedet hvor prisen er høy. Vi antar altså at produsentene kan diskriminere mellom kjøpere i ulike deler av markedet.

På det aggregeringsnivå en opererer i modellene er det bare ett hjemmemarked og ett eksportmarked. Problemstillingen reduserer seg derfor til at de norske produsentene ser på to markeder. Vi opererer derfor med to priser på hver norsk vare og tjeneste, en hjemmepris og en eksportpris. Disse betegnes i henholdsvis med BH og

PA. Selv om vi har spesifisert Cobb-Douglas etterspørselsfunksjoner på eksportmarkedet i modellene, slik at mark-up faktoren der er konstant, jfr. tabell 2.1, har vi likevel valgt å spesifisere prislikningen for eksportprisen som (2.16) . I hjemmepreislikningen settes altså $PX=BH$ og i eksportprislikningen $PX=PA$. I begge tilfeller setter vi konkurranseprisen (PK) lik importprisen (inkl. toll) som i modellen kalles BI. Dette er selvsagt en ytterligere forenkling. De norske produsentene konkurrerer med utenlandske produsenter på hjemmemarkedet hvor BI er den relevante konkurranseprisen, men på verdensmarkedet er ikke nødvendigvis BI den riktige konkurransepris ettersom de utenlandske produsentene kan holde andre priser på verdensmarkedet enn i Norge. At dette faktisk er tilfellet finnes det en rekke eksempler på som dels kan forklares med transportkostnader, men også med ulike imperfeksjoner i markedene, jfr. von der Fehr (1987) og Naug og Nymoen (1993).

Et annet forhold som har betydning for modellering av tilpasningen på flere markeder i modellene, er at vi bruker prisindekser og ikke faktiske priser per fysisk enhet av varene. Selv om slik informasjon finnes for eksport og import av varer iflg. handelsstatistikken, er de ikke brukt her. Dessuten ville slik informasjon ikke være til særlig hjelp på vårt aggregeringsnivå. Det innebærer at selv om den faktiske tilpasning kjennetegnes av at mark-up faktorene er ulike på eksport og hjemmemarkedet kan de bli «tvunget» til å bli like pga. bruk av indekser. Hvis det som en forenkling antas at $BH=MUH \cdot PV$ og $PA=MUA \cdot PV$, hvor MUH og MUA er mark-up faktorene på de to markedene, vil MUA bli lik MUH fordi i basisåret er $BH=PA=1$ per forutsetning i nasjonalregnskapet.

En vanlig hypotese i analysen av små åpne økonomier er å anta at produsentene i landet er pristakere på verdensmarkedet. I den skandinaviske inflasjonsmodellen som omtales i neste avsnitt, er dette en viktig antakelse. Av det som er sagt over, følger det imidlertid at selv om en ikke kan forkaste hypotesen om at $BH=PA=PK$ følger det ikke at en har pristakeratferd i fysiske priser. Mark-up faktoren er nemlig blitt uidentifiserbar gjennom overgangen til prisindekser istedetfor fysiske priser. Hvis vi derimot kan forkaste like prisindekser, kan en være sikre på at en også har forkastet pristakeratferd (i tillegg til konstant mark-up).

2.4 Betydningen av indirekte skatter

Så langt er ikke indirekte skatter (avgifter og subsidier) omtalt. I modellene inngår det i prinsippet særavgifter/subsidier på hver vare. Det skilles mellom verdi- og volumavgifter/subsidier på den ene siden og hvorvidt avgiften innkreves på produsentleddet eller i varehandelsleddet på den andre siden. Volumavgift er en avgift knyttet til produksjon eller forbruk i faste priser, mens en verdiavgift er regnet av tilsvarende størrelser i verdi, dvs. en prisindeks multiplisert med tall i faste priser. I tillegg kommer merverdiavgiften. De varene som er pålagt volumavgifter er (varene refererer seg til aggregeringsnivået i MODAG).

- Jordbruksvarer
- Næringsmidler
- Nytelsesmidler
- Div. industrivarer

- Treforedlingsprodukter
- Bensin
- Fyringsolje
- Verkstedsprodukter
- Elektrisitet
- Innenlands samferdsel
- Ikke-konkurrerende matvarer og råvarer

Av disse varene er det jordbruksvarer, nærings- og nytelsesvarer og fyringsolje samt elektrisitet som har volumavgifter av noen særlig betydning.

Kaller vi volumavgiften per enhet for VO og verdiavgiften for VE, kan kjøperprisen (BHK) skrives som

$$(2.17) \quad BHK = (BH + VO) \cdot (1 + VE)$$

Kjøperprisen for importert vare blir helt tilsvarende når vi erstatter BH med BI. Det er lett å se at uttrykket for relative kjøperpriser BHK/BIK blir uavhengig av verdiavgiften VE, men ikke av volumavgiften VO. Ettersom relative priser endres, vil etter-spørselen endres og dermed bedriftens tilpasning. I tilfellet med konstant priselastisitet (e) kan vi nå skrive prisformelen som

$$(2.18) \quad BH = e/(1+e) \cdot PV + 1/(-e-1) \cdot VO = e/(1+e) \cdot PV \cdot (1+VO/PV(-e))$$

Ettersom $e < -1$ vil følgelig en økning i volumavgiften øke prisen BH. Det innebærer at kjøperprisen ikke bare øker direkte som følge av økt avgift, men også indirekte som følge av produsentens endrede tilpasning. Av uttrykket helt til høyre i (2.18) ser vi imidlertid at dersom volumavgiften justeres om lag i takt med enhetskostnadene, som er høyt korrelert med prisene, kan det bli svært vanskelig å få noe særlig presist estimat på virkningen av volumavgiftssatsen.

Så langt har vi sett på virkningen av å innføre en volumavgift når mark-up faktoren er konstant. Når det derimot forutsettes at (2.15) gjelder, blir uttrykket for prislikningen langt mer komplisert og lar seg ikke løse eksplisitt mhp. BH. Vi har derfor valgt «å henge på» mengdeavgiftsleddet som et ekstra ledd i (2.16) på formen VO/PV. Hvis dette leddet ikke viser «tilstrekkelig» variasjon over tid, vil estimatet på koeffisienten foran avgiftsleddet falle bort. I praksis viste det seg at så skjedde for alle de varene hvor vi i utgangspunktet trodde at volumavgiften skulle kunne ha en betydning.

I nasjonalregnskapet opererer en med et skille mellom vare- og sektoravgifter/subsidier. De sistnevnte skal, som navnet tilsier, ikke være knyttet til produksjon eller forbruk av varer (og tjenester), men er knyttet til sektorene som sådanne. Det spørsmål en stiller seg er om størrelsen på sektoravgifter/subsidier er knyttet til løpende produksjon i sektoren, eller om den er uavhengig av produksjonen (dog betinget av at sektoren faktisk har et visst omfang). I tidligere versjoner av modellen betraktet vi sektoravgiftene/subsidiene som å være av lump-sum karakter og således bare kom som et fradrag eller tilskudd til sektorenes driftsresultat. Etter en ny-

lig detaljert gjennomgang av hva slags avgifter og subsidier en i virkeligheten står overfor, har vi nå gått over til å betrakte netto sektoravgifter per produsert enhet som en kostnad på linje med andre enhetskostnader. Det betyr at variabelen PV i formlene over, inkluderer disse netto sektoravgiftene. Unntaket fra denne regelen er Varehandel, Bank- og forsikring og Annen privat tjenesteyting, hvor sektoravgiftene fortsatt betraktes som lump-sum avgifter. Grunnen til særbehandlingen av disse sektorene er svakheter ved føringsmåten av endel avgifter og subsidier i nasjonalregnskapet vurdert ut fra våre formål med tallene.

2.5 Konsekvenser av prisstopp og avansereguleringer

Modellene som er omtalt så langt er alle basert på at bedriftene står fritt i sin tilpasning. I visse perioder har det imidlertid vært reguleringer enten på prisen eller på avansen, dvs. mark-up faktoren. Dette avsnittet drøfter hvordan vi kan behandle dette avviket fra den generelle modellen og hva vi i praksis har gjort.

I prinsippet var det prisstopp i Norge fra 1.9.1939 til 1.1.1954. Dette ligger imidlertid lengre tilbake i tid enn den perioden vi er interessert i. Fra 1954 til høsten 1969

Tabell 2.2. Prisstopp og avansereguleringer 1969-1981

Fra 26. sept. 1969 til 1. jan. 1970	Prisstopp på de varer som leverandørene noterte veiledende priser for (matvarer). Prisene på enkelte varige forbruksgoder samt strømprisene ble «frosset».
Fra 8. des. 1970 til 15. nov. 1971	Betinget prisstopp for alle varer og tjenester. 339 dispensasjoner i perioden. Importprisøkning kunne tas ut i økte priser.
Fra 7. sept. 1972 til 1. jan. 1973	Ny betinget prisstopp. Styrken og omfanget om lag som den til forrige prisstoppen.
Fra 22. feb. 1974 til 30. mai 1975	Avansestopp. Oppmyking 20. sept. 1974.
Fra 1. sept. 1975 til 31. des. 1975	Prisstopp alle varer og tjenester.
Fra 13. sept. 1976 til 31. des. 1976	Prisstopp for de 300 største bedriftene. Avansestopp for tekoindustrien.
Fra 26. april 1977 til 10. feb. 1978	Skjerpet prisregulering som kan tolkes som avansestopp.
Fra 10. feb. 1978	Prisstopp. Oppmyking fra 7. april. Avløses 23. juni av skjerpet prisregulering.
Fra 12. sept. 1978 til 31. des. 1979	Prisstopp og lønnsstopp.
Fra 1. jan. 1980 til 31. des. 1980	Pris- og avanseregulering. Oppmyking fra 18. juli.
Fra 3. aug. 1981 til 31. des. 1981	Pris- og avansestopp.

var det ingen pris- eller avanseregulering i Norge. I tabell 2.2 gis en grov oversikt over de reguleringer det har vært fra høsten 1969 til høsten 1981. Fra og med 1982 har det ikke vært reguleringer av denne typen.

Ut fra historien slik den er gjengitt i tabell 2.2, har vi forsøkt å kvantifisere denne kvalitative informasjonen i form av en dummyvariabel for innføring av prisregulering og en for utfasing av prisregulering. For perioder med prisstopp i hele perioden, har vi satt verdien av variabelen PSTOPIN til én. Antall måneder i perioden (kvartal eller år) brukes ellers og da regnet som andeler av én. Variabelen PSTOPUT tar vare på eventuell gjeninnhenting etter utløpet av reguleringsperiodene. Problemet oppstår når det er inn- og utfasing av reguleringer innen hver periode. Da må en ta hensyn til at etter utfasingen av en regulering kommer noen verdier i PSTOPUT og deretter nye verdier for PSTOPIN. Avansereguleringer er skjønnsmessig satt lik halvparten av en prisregulering. Noen ganger har reguleringene bare omfattet større bedrifter og dette er det også forsøkt tatt hensyn til på en skjønnsmessig måte. Tabell 2.3 gir en opplisting av de verdier som er valgt. Verdiene er slik at summen av de to variablene er lik null etter en tid uten innføring av noen ny regulering. Noen vil kanskje si at det er en drøy forutsetning. Vi vil da minne om at

Tabell 2.3. Variable for innføring og avvikling av prisreguleringer

PSTOPIN		PSTOPUT	PSTOPIN		PSTOPUT
1962:1-			1976:1	0	0
1969:3	0	0	1976:2	0	0
1969:4	0,5	0	1976:3	0,2	0
1970:1	0	-0,5	1976:4	0,3	0
1970:2	0	0	1977:1	0	-0,5
1970:3	0	0	1977:2	0,1	0
1970:4	0	0	1977:3	0,2	0
1971:1	1	0	1977:4	0,2	0
1971:2	1	0	1978:1	0,5	-0,5
1971:3	0,5	0	1978:2	0	-0,5
1971:4	0	0	1978:3	0,5	0
1972:1	0	-1,5	1978:4	1	0
1972:2	0	-1	1979:1	1	0
1972:3	0	0	1979:2	1	0
1972:4	1	0	1979:3	1	0
1973:1	0	-1	1979:4	1	0
1973:2	0	0	1980:1	0,5	-2
1973:3	0	0	1980:2	0,5	-1,5
1973:4	0	0	1980:3	0	-1
1974:1	0,2	0	1980:4	0	-1
1974:2	0,5	0	1981:1	0	-1
1974:3	0,3	0	1981:2	0	0
1974:4	0	0	1981:3	0	0
1975:1	0	0	1981:4	1	0
1975:2	0	-0,3	1982:1	0	-1
1975:3	0	-0,7	1982:2-	0	0
1975:4	1	0			

en prisregulering godt kan tenkes å få virkning for økonomien totalt sett. Vi mener imidlertid at det er rimelig å legge til grunn – gitt den teori vi bygger på – at på lang sikt er det kun egenskaper ved etterspørsels- og produktfunksjonene som skal spille noen rolle. Da gjelder prisregelen vi har spesifisert.

La oss se litt nærmere på hvordan prisreguleringer kan inkluderes i vår generelle modell. La oss ta utgangspunkt i den enkle situasjonen hvor mark-up faktoren er konstant og prisen bare bestemmes av enhetskostnaden PV . Anta at prisstopp innføres slik at prisene «fryses» til hva de var på ett bestemt tidspunkt t_0 , og at prisstoppen er helt effektiv. Vi definerer en variabel D som er slik at $D=1$ når det er prisstopp og null ellers. Hvis vi kaller mark-up faktoren for a , kan prisligningen skrives som

$$(2.19) \quad BH_t = (a \cdot PV_t)^{1-D} \cdot BH_{t_0}^D$$

Så lenge vi antar at prisstoppen er helt effektiv vil vi alltid kjenne verdien på BH_{t_0} . I praksis er imidlertid prisstoppene mer uklare med unntak og oppmykninger underveis slik som vist i tabell 2.2. Vi er derfor tvunget til å lage en «modell» for BH_{t_0} . Den enkleste varianten – som er en god tilnærming for kortvarige prisstopper – er å sette $BH_{t_0} = BH_{t-1}$. En annen mulighet er å sette $BH_{t_0} = a \cdot PV_{t-1}$ og omskrive (2.19) til

$$(2.20) \quad BH_t = (a \cdot PV)^{1-D} \cdot (a \cdot PV_{t-1})^D = a \cdot PV \cdot (PV_{t-1}/PV_t)^D = a \cdot PV \cdot e^{-bD}$$

hvor $b = PV_t/PV_{t-1}$.

Siden PV er en $I(1)$ variabel, vil vekstraten i PV vil være $I(0)$ slik at som en tilnærming er formuleringen over rimelig. For en forklaring av hva som menes med $I(1)$ og $I(0)$ variable viser vi til avsnitt 3.1.2.

Som det framgikk av beskrivelsen i tabell 2.2, skjedde prisreguleringene ofte i form av avansekontroll. Denne kan best modelleres ved å anta at mark-up faktoren a i (2.19) kan skrives som

$$(2.21) \quad a = a_0 \cdot e^{a_1 A}$$

hvor A er den dummy for avansekontroll som er null når det ikke er kontroll og én ellers. Settes dette inn i prisrelasjonen får vi en relasjon som (2.20), men hvor tolkningen av dummy-variabelen og koeffisienten er noe ulik. Som en forenkling har vi som nevnt valgt å sette verdien av A lik halvparten av D , og vi slår dermed sammen virkningen av ulike reguleringer i en variabel. Dette er selvsagt en forenkling, men gitt hvor varierende graden av reguleringer har vært, synes vi at en slik «røff» tilnærming er det mest fornuftige på vårt aggregeringsnivå. Prisreguleringene påvirker bare hjemmeprisene og dummy-variabelen inngår derfor ikke i eksportprisligningene.

2.6 En sammenlikning med prisatferden iflg. den skandinaviske inflasjonsmodellen

Et viktig utgangspunkt for prismodellen i MODAG og KVARTS har vært PRIM-modellen, eller det som i internasjonal litteratur kalles for «den skandinaviske inflasjonsmodellen», jfr. Aukrust (1977). Denne modellen har vært et viktig referansepunkt for deler av den makroøkonomiske analysen i Norge siden 1960-tallet. Den skandinaviske inflasjonsmodellen er relatert til hypotesen om strukturelle faktorer betydning for inflasjonen som først ble framsatt av Streeten (1962). Her framheves betydningen av en disaggregert analyse av forskjeller i produktivitetsvekst mellom næringer, ulike pris- og inntektselastisiteter for varer og tjenester, kombinert med uniform vekst i nominelle lønninger samt nominell pris- og lønnsstivhet for en analyse av inflasjonen og inflasjonsforskjeller mellom land. Modellen har også tilknytning til Salter (1959) og hans innføring av distinksjonen mellom sektorer som produserer «tradables» versus «non-tradables».

Den skandinaviske inflasjonsmodellen legger stor vekt på å forklare hvordan transmisjonsmekanismen er fra inflasjon på verdensmarkedet til en liten åpen økonomi. Modellen antar at i en liten åpen økonomi er produsentene pristakere på verdensmarkedet (som også innbefatter deler av den lille åpne økonomien). Prisene på produkter fra konkurranseutsatte næringer, eller på «tradables», antas å være upåvirket av den lille åpne økonomien. Prisene på «non-tradables» eller produkter fra skjermede næringer er derimot bestemt av en mark-up på variable enhetskostnader i deler av den lille åpne økonomien. Mark-up faktoren antas å være konstant, eller å utvikle seg på en trendaktig måte knyttet til den relative betydning av selvstendig næringsdrivende i forhold til samlet sysselsetting. Transmisjonsmekanismens avgjørende element er forutsetningen om at utviklingen i prisene på «tradables» og produktivitetsveksten i konkurranseutsatte næringer, definerer en «hovedkurs» for lønnsutviklingen i disse næringene. Gjennom et arbeidsmarkedet dominert av fagforeninger som legger vekt på parallell eller «solidarisk» lønnsutvikling, blir hovedkursen bestemmende for lønnsutviklingen også i skjermede næringer. Gitt forutsetningen om produktivitetsveksten i skjermede næringer og mark-up forutsetningen, bestemmes så prisene på skjermede produkter. Det strukturelle elementet i denne teorien er først og fremst knyttet til forskjeller i produktivitetsvekst mellom næringer, den relative betydning av skjermede versus konkurranseutsatte næringer og forskjellen i prisdannelsen mellom de to sektorene.

Prisrelasjonene ifølge den skandinaviske inflasjonsmodellen kan skrives slik

$$(2.22) \quad P_i = (m_i \cdot PV_i)^{a_i} \cdot PW^{1-a_i} \quad i = S, K$$

hvor P_i er prisen på norske varer, m_i er mark-up, PV er variable enhetskostnader og PW er verdensmarkedsprisen. Hvis $i=K$ og $a_i=0$ blir $P_K=PW$ dvs. at prisen på norske konkurranseutsatte varer følger verdensmarkedsprisen på lang sikt. Norske produsenter er altså pristakere på verdensmarkedet. Hvis $i=S$ og $a_i=1$ blir $P_S=mPV$, dvs. at prisen på skjermede varer følger utviklingen i variable enhetskostnader så lenge mark-up faktoren er konstant. Det er lett å se parallellen mellom

prisrelasjonen i (2.22) med (2.16). Slik sett kan en si at hypotesen om prisdannelsen i den skandinaviske inflasjonsmodellen er et spesialtilfelle av en mer generell formulering som vi legger til grunn for vårt økonometriske arbeid, idet vi ikke a priori velger størrelsen på a_i .

Den opprinnelige PRIM-modellen som var en numerisk modell for pris- og inntektsdannelsen i Norge med utgangspunkt i deler av den skandinaviske inflasjonsmodellen, jfr. Aukrust (1970), var ikke basert på økonometriske analyser. Gjetninger på koeffisienter ble gjort med utgangspunkt i grafiske figurer over mark-up faktoren i ulike næringer. I Ringstad (1974) testes prisforutsetningene i modellen med utgangspunkt i norske nasjonalregnskapsdata for perioden 1961-1969. Ringstad fant at variable enhetskostnader hadde betydning også for prisene på varer fra konkurranseutsatte næringer. Liknende resultater er senere framkommet gjennom andre studier i Statistisk sentralbyrå når det gjelder det vi har kalt hjemmepriser, jfr. Tveitereid (1976), (1979) og Jansen (1978). Ringstads resultater for eksportpriser er imidlertid ikke bekreftet ved de forannevnte studiene. Det har vist seg at variable enhetskostnader også spiller en rolle for disse prisene, og det svekker holdbarheten til viktige deler av forutsetningene for den skandinaviske inflasjonsmodellen.

2.7 Teorier for dynamisk tilpasning

Med utgangspunkt i økonomisk teori har vi i avsnitt 2.2 utledet statiske relasjoner for prisdannelse og faktoretterterspørsel. Slike statiske relasjoner innsatt faktiske verdier på forklaringsvariablene vil imidlertid nesten alltid medføre sterk autokorrelasjon i residualene, og således være lite egnet til prognoseformål. Den statistiske inferensen om langtidsparemetrene vil generelt også være bedre i en modell som eksplisitt tar hensyn til dynamikken som er til stede i datamaterialet (Bannerjee m. fl. 1986). En vanlig fremgangsmåte i praktisk modellering er å si at teorien virker bestemmende for langtidsløsningene, mens en lar datamaterialet bestemme den dynamiske tilpasningen til langtidsløsevekt ved estimering av en generell dynamisk modell, der tidligere verdier for eksogene og endogene variable inngår.

Det finnes imidlertid en litteratur som beskjeftiger seg med teori for tilpasningen til bedrifter og konsumenter (og andre aktører også) i et dynamisk perspektiv. For produsentatferden gjelder dette pris- og lønnsdannelsen og faktoretterterspørselen. I denne litteraturen betraktes bedriftens dynamiske profittmaksimeringsproblem under bibetingelse av de tekniske produksjonssammenhengene, verdier av forklaringsvariablene i tidligere perioder, inneværende periode og forventede verdier, samt tilpasningskostnader ved endring av de forskjellige produksjonsfaktorene.

Det er vanligvis realiserste, ikke forventede, verdier av forklaringsvariablene som nyttes i empiriske analyser, selv om teorien sier at det er forventede verdier på disse som motiverer aktørene. Hvis aktørenes forventninger helt eller delvis dannes ved å trendforlenge tidligere realiserste verdier av den aktuelle variabelen, vil dette også gi opphav til estimert dynamikk i empiriske analyser. Vi vil kort omtale noen elementer av de ulike teoriene nedenfor.

Teorier for dynamisk pristilpasning overlapper et stykke på vei dynamiske teorier for faktoretterspørsmål, siden priser, produksjon og faktorbruk for bedriftene er en simultan beslutning. De fleste teoretiske arbeidene for bedriftenes pristilpasning har imidlertid lagt hovedvekten på pris- og lønnsfastsettingen og har behandlet faktoretterspørsmålet mer rudimentært. Det er derfor framstillingsmessig hensiktsmessig å behandle teorier for pris- og faktortilpasning separat. Forventningsdannelsen står sentralt i enhver dynamisk teori, og dette aspektet ved modelleringen blir tatt opp i omtalen både av faktoretterspørsmålet og prisdannelsen.

Det kanskje vanligste utgangspunktet for teoretiske betraktninger knyttet til dynamikk i faktoretterspørsmålet, er å innføre tilpasningskostnader, og det fins en stor litteratur av empiriske arbeider innenfor denne gruppen. Mens disse arbeidene tidligere befattet seg med en og en produksjonsfaktor uten å ta eksplisitt hensyn til de teoretiske langsiktssammenhengene der den simultane fastlegging av alle faktorer sto sentralt, har en de senere årene begynt å modellere flere faktorer simultant, også i dynamiske modeller. Eksempler på dette er Pindyck og Rotemberg (1983a og b). Den teorien som nyttes der er imidlertid lite spesifikk, idet den begrenser seg til å spesifisere at det er tilpasningskostnader knyttet til å endre innsatsen av produksjonsfaktorer.

En rekke arbeider har søkt å analysere faktoretterspørsmålet med utgangspunktet i teorien om rasjonelle forventninger, også de arbeidene som er referert i forrige avsnitt. Innenfor arbeider knyttet til makroøkonometriske modeller blir dette også kalt modellkonsistente forventninger, bl.a. fordi forventningene er avhengig av at den modellen som genererer forventningene er den riktige, samt at det er rasjonelt for aktørene å skaffe seg denne informasjonen. Det siste trenger ikke være tilfellet hvis det medfører kostnader. I modellen til Pindyck og Rotemberg står bedriftene overfor et dynamisk optimeringsproblem. De viser at dette kan reduseres til å minimere nåverdien av framtidige kostnader til kjøp av produksjonsfaktorer og justeringskostnader. Forventningene om framtidige priser og produksjon vil dermed stå helt sentralt for faktoretterspørsmålet. Det store problemet med forutsetningen om rasjonelle forventninger er imidlertid at en ikke kan observere de forventede størrelsene. Den vanlige «løsningen» har til nå vært å postulere at de forventede verdiene er lik de realiserte i en framtidig periode, ofte en periode fram i tid. De økonometriske testene av den estimerte modellen blir på denne måten en test på egenskapene til modellen samt den utestede forutsetningen om at faktiske verdier er lik forventede. Et annet problem er at de statistiske egenskapene til relasjonene kan bli dårligere enn det de ville blitt med en mindre restriktiv modell. F. eks. er de oppgitte verdiene på Durbin-Watson observatoren i Pindyck og Rotemberg (1983b) lite oppmuntrende, idet det er svært mye autokorrelasjon i residualene flere av relasjonene. Ved bare å se på de statistiske egenskapene til de estimerte relasjonene, kan det argumenteres med at en kan få en skjevhet inn i søkeprosessen etter den beste modellspesifikasjonen i retning av å unnlate å bruke modellkonsistente forventninger i makroøkonometriske modeller. For som Bicker m. fl. (1993) kommenterer, er et argument mot rasjonelle forventninger at det for hver modell med rasjonelle forventninger som aksepteres av data, er det minst en

dataakseptabel modell som ikke baserer seg på denne forutsetningen, og som har minst like god føyning og andre statistiske egenskaper.

Nickell (1984) har også en relativt detaljert teoretisk utledning av beslutningsstrukturen for den representative bedrift, som maksimerer forventet neddiskontert profitt, gitt en kvadratisk funksjon for tilpasningskostnader av arbeidskraften. Nickell velger imidlertid en litt annerledes formulering av sine forventningsvariable. I stedet for å postulere at forventede verdier var lik realiserte verdier på høyresidevariablene, estimerer han modeller for disse. Han antar at de predikerte verdiene fra disse modellene var de forventede verdiene som aktørene baserte sine handlinger på. Selv om dette heller ikke er en test på teorien om rasjonelle forventninger, er det mindre restriktivt enn å anta at forventede verdier er lik de som blir realisert. De empiriske resultatene til Nickell er bedre etter statistiske kriterier. Modellens hans passerer omfattende tester for autokorrelasjon i residualene og parameterstabilitet.

Et kompliserende moment som sjelden berøres i arbeider som forutsetter rasjonelle forventninger er at til tross for at forventningene er framoverskuende, kan det likevel være effekter av tilbakedaterte verdier for forklaringsvariablene og den variabelen som modelleres. Dette kan være tilfellet som følge av justering til tidligere feil i bedriftenes forventninger og som følge av tilpasningskostnader. Og da må en likevel ha med en lagstruktur over endogene og eksogene variable. Selv om en i prinsippet kan ha verdier av forklaringsvariablene både i framtidige og tidligere perioder med i relasjonen, vil dette i praksis ofte gi multikollinearitetsproblemer som gjør tallfestingen av modellen svært vanskelig.

Avsnittene over har omfattet empiriske arbeider som ikke har vært implementert i makroøkonomiske modeller. Byggere av slike modeller har lenge vært nølende til å innarbeide modellkonsistente forventninger. Det har dels sammenheng med de økonometriske problemene nevnt ovenfor som gir dårligere prognoseegenskaper, men problemene knyttet til effektive løsningsalgoritmer for modeller med framoverskuende og modellkonsistente forventninger virket lenge hemmende. Selv om framoverskuende og modellkonsistente forventninger fortsatt krever mer tid og datakraft enn tilbakeskuende forventninger, er ikke dette lenger i praksis noe vesentlig hinder for innarbeiding av denne forventningsdannelsen i makroøkonomiske modeller. Det finnes nå flere makroøkonomiske modeller som har innarbeidet denne forventningsdannelsen i enkelte relasjoner. I de fleste makroøkonomiske modeller for enkeltland, særlig i Europa, er imidlertid fortsatt en tradisjonell dynamisk modellering, der en lar dataene fullt ut bestemme den dynamiske tilpasningen til langtidslikevekt, dominerende. En oversikt over behandlingen av forventningsdannelsen i makroøkonomiske modeller i ulike land er gitt i Bikker m. fl. (1993). Det viser seg ofte at de overordnede modellegenskaper i form av interimmultiplikatorer ved eksogene sjokk, bare i begrenset grad endres som følge en endret beskrivelse av forventningsdannelsen fra en databasert bakoverskuende forventningsdannelsen til en antakelse om modellkonsistente forventninger. Dette er bl.a. rapportert med den amerikanske Fair-modellen (Fair 1993) og den nederlandske modellen MORKMON (Bikker m. fl. 1993). For den britiske NIESR-modellen rapporterer imid-

lertid Wren-Lewis (1989) at lønns-pristilpasningen ved eksogene sjokk ble klart raskere ved innføring av framoverskuende og modellkonsistente forventninger. De langsiktige effektene ble lite påvirket av hvordan forventningsmekanismen spesifiseres.

I fler-lands modeller er det imidlertid trolig at framoverskuende forventninger kan være av større betydning, siden finansielle variable og særlig valutakursdannelsen står særlig sentralt der. I flere amerikanske modeller og en europeisk (NIESRs verdensmodell NIGEM) er det innarbeidet rasjonelle forventninger, særlig for finansielle variable. En generell omtale og vurdering av forventningsdannelsen i internasjonale makromodeller er gitt i Taylor (1988).

Innenfor den ny-keynesianske tradisjon fra slutten av 1970-tallet har mange arbeider søkt teoretiske begrunnelser for treghet i pris- og lønnsdannelsen. Eksistensen av ulike typer kostnader ved prisendringer som en bedrift med markedsrett står overfor, er fellesnevneren for disse teoriretningene.

Mankiw (1985) er den sentrale referansen knyttet til «menykostnader». «Små» kostnader ved prisendringer som innebærer at bedriftene ikke på ethvert tidspunkt setter markedsklarerende priser, kan føre til store volumeffekter i økonomien. I Mankiws originalartikkel var kostnadene knyttet til trykking av nye prislister (menyer), men senere teorier har vært opptatt av kostnader som følge av en rekke andre forhold, bl.a. knyttet til begrepet «kundemarkeder». Konsumenter med mangelfull informasjon om varene må kjøpe produktet for å få kunnskap om kvaliteten. På denne måten blir det en binding mellom kunden og produsenten, slik at bedriften ikke vil endre prisene fullt ut ved midlertidige endringer i etterspørsels- og tilbudsforhold. Et eksempel på en slik teori er gitt i Rotemberg (1982). Teorier for tilstandsbetingede prissettingsregler – (s,S) – regler har videreutviklet bedriftenes prissetting gitt slike kostnader. jfr. bl.a. Sheshinski og Weiss (1977).

Et sentralt begrep i nyere teorier for pris- og lønnsfastsettelse er «ikke-synkroniserte» (staggered contracts). Sentralt her står ulike arbeider av Taylor, bl.a. Taylor (1980). Slike teorier er også behandlet i Blanchard og Fischer (1989). Vi ser her på bedriftenes prissetting. Hver bedrift setter sin pris ut fra alle andre bedrifters priser på prissettingstidspunktet. Det forutsettes ofte rasjonelle forventninger. Inflasjonssjokk (f. eks. et råvareprissjokk) vil i denne økonomien ha langvarige effekter på inflasjonen. Sentralt i disse teoriene er hvorvidt det er faste tidspunkter mellom hver prisendring, eller om avstanden mellom hvert prisendringstidspunkt er avhengig av inflasjonsraten. Med konstante nominelle priser mellom hvert prisendrings-tidspunkt, vil realverdien av prisen bli redusert raskere ved høy enn ved lav inflasjon noe som isolert motiverer til hyppigere prisendringer.

Sentralt for den problemstilling som analyseres i denne studien er eventuelle effekter av inflasjonsnivået på bedriftenes mark-up rater⁵. Mange empiriske analyser

5 I empiriske modeller er dette nært knyttet til begrepet dynamisk homogenitet. Det er omtalt i avsnitt 3.2.6.

har hatt som konklusjon at nivået på inflasjonen påvirker nivået på mark-up raten på lang sikt. Blanchard og Muet (1993) finner en klar tendens til at økt inflasjon fører med seg lavere mark-up rater og dermed økt reallønn i en analyse av fransk økonomisk politikk. Benabou (1992) finner at mark-up faktoren i varehandelen i USA historisk har samvariert negativt med inflasjonsraten. Variasjonen, eller et mål på usikkerheten i inflasjonen derimot, ser ikke ut til å ha hatt betydning. Benabou omtaler også teorier som rettferdiggjør slike effekter. Resultatene er i overensstemmelse med prissettingsteorien med utgangspunkt i Shesinski og Weiss omtalt ovenfor.

Innenfor denne modelltypen endrer bedriftene nominelle priser på bestemte tidspunkter og holder prisen uendret mellom disse tidspunktene. Ved inflasjon vil bedriften øke den nominelle prisen opp til realprisinivået S når realprisen når gulvet s . Når inflasjonen har redusert realprisen ned til s igjen, økes prisen på nytt. Avstanden mellom prisendringstidspunktene blir endogen og avhengig av inflasjonsraten. I likevekt vil spredningen i individuelle priser med denne prissettingsregelen øke med nivået på inflasjonen. Det betyr at høyere inflasjon vil gjøre mulighetene større for at konsumentene kan tjene på søking i markedet. Økt inflasjon fører altså til økt søkeaktivitet som gir økt konkurransepress og dermed lavere mark-up rater. Dette tjener til å rettferdiggjøre bruk av modeller med virkning av inflasjonsnivået på nivået på mark-up raten, og dette momentet blir også brukt av forfatterene nevnt over.

Andre modeller fokuserer på usikkerhet om inflasjonen, bl.a. Lucas (1973) og Cui-kerman (1979). Selv uten nominelle rigiditeter kan stokastisk inflasjon generere forstyrrelser som gjør at aktørene misoppfatter relative priser. Effektene på mark-up-ratene av denne usikkerheten er imidlertid ikke entydig. Riktignok kan bedriftene øke prisene i ly av usikkerheten om relative priser, men konsumentene kan på sin side øke sin søkeaktivitet som bidrar til å presse prisene ned.

Monopolistisk konkurranse innebærer at prisen skal være en mark-up over marginal kostnad. Ofte er imidlertid bare data over gjennomsnittskostnader tilgjengelige, og en finner i mange analyser at det er svake eller ingen sammenhenger mellom etterspørselen og mark-up faktoren over gjennomsnittskostnadene. Prosyklisk produktivitet et vanlig resultat ved estimering av sysselsettingsrelasjoner. Det innebærer at på kort sikt vil de variable arbeidskraftkostnadene per produsert enhet synke når produksjonen øker, så fremt ikke all kortsiktig produktivitetsvekst tas ut i form av økt lønn via lønnsglidning. Hvis bedriftene derfor bare ser på de løpende enhetskostnadene, vil faktisk dette fenomenet kunne gi opphav til lavere priser ved økt produksjon. Hvis derimot bedriftene setter sine priser ut fra en «normal» enhetskostnad, jfr. Godley og Nordhaus (1972), må en enten på forhånd regne ut en slik normal enhetskostnad ved en glatteprosedyre, eller en kan inkludere et ledd for kapasitetsutnytting som kan motvirke den prosykliske produktivitetsfaktoren i prisdannelsen. Fordelen med å inkludere kapasitetsutnyttelsen i relasjonen er derfor at en overlater til data å stå for «glattingen» av produktivitetseffekten istedetfor at en gjør det på forhånd og rent ad hoc. Kapasitetsutnyttingen er målt ved den såkalte modifiserte Wharton-metoden, jfr. Cappelen og von der Fehr (1986).

Manglende positive effekter av kapasitetsutnyttningen kan også skyldes at det ikke er stigende marginalkostnader, dvs. at det er konstant utbytte innenfor normale variasjoner i produksjonen på kort sikt. Fenomentet er imidlertid også forenlig med at det er stigende marginalkostnader, men at mark-up faktoren over marginale kostnader varierer motsyklisk. Det siste momentet er analysert av Bils (1989), som inneholder henvisninger til tidligere teoretiske arbeider. Han tar utgangspunktet i eksistensen av kundemarkeder (jfr. over). Bedriftene har der en sterkere posisjon overfor eksisterende kunder enn overfor potensielle nye kunder, siden de eksisterende kundene har kunnskap om det produktet de har vent seg til å kjøpe, men ikke om konkurrerende produkter. Potensielle kunder har tilsvarende tilknytning til konkurrerende produkter og må lokkes til å kjøpe «vårt» produkt med spesielt lave priser. Ved prissettingen vil bedriften dermed måtte avveie hensynet til å utnytte markedsmakten overfor eksisterende kunder mot hensynet til å trekke til seg nye. Hvis det i perioder med høy etterspørsel også er en stor tilstrømning av potensielle nye kunder, vil dette være et gunstig tidspunkt for bedriften å rekruttere disse som kunder ved å redusere mark-up faktoren. Hvis dette momentet har praktisk betydning, vil det være en negativ korrelasjon mellom sykliske svingninger i etterspørselen og mark-up faktoren over marginale kostnader. Bils finner støtte for denne antakelsen i sin empiriske analyse. Slik prissetting er en mulig forklaring på at bedriftene ikke øker prisen ved økt etterspørsel selv når marginalkostnadene er stigende. Stigende marginalkostnader sammen med kontrasyklisk mark-up over marginal kostnad kan innebære at bedriftene faktisk driver prising som en konstant mark-up over gjennomsnittskostnader. Lignende konklusjoner om mark-up faktorens sykliske variasjon fikk Rotemberg og Saloner (1986), mens Flaig og Steiner (1990) har konkludert med at mark-up faktoren varierer medsyklisk. Vi må ut fra teorien og tidligere undersøkelser kunne akseptere både positive og negative effekter av etterspørselsnivået (dvs. kapasitetsutnyttingsindikatoren) på mark-up ratene over gjennomsnittskostnadene, som er den kostnadsvariabelen vi benytter i vår analyse.

3. Økonometrisk modellering og datamaterialet

3.1 Økonometrisk modellering

3.1.1 Innledning

Ut fra det som er sagt i kapittel 2, er det neppe overraskende for leseren å få vite at vi har valgt den konvensjonelle tilnærmingen å la teorien si noe om langtidsløsningene, mens den dynamiske tilpasningen i stor grad er overlatt til data å avgjøre. Vi har derfor estimert relasjoner som tillater en fleksibel dynamisk struktur, uten å la teori for dynamisk tilpasning få noen vesentlig betydning for hvordan den empiriske spesifikasjonen skal være. Modellen er utformet som en feiljusteringsmodell. Denne relateres innledningsvis til litteraturen om kointegrasjon og dynamisk modellering, før sammenhengen mellom restriksjoner på parametrene i feiljusteringsmodellen og økonomisk teori behandles.

Senere års utvikling i tidsserieøkonometri har klargjort at bruk av f. eks. minste kvadraters metode (MKM) til å estimere økonomiske sammenhenger krever at dataene er dannet i stasjonære prosesser (Granger og Newbold, 1974). Ved estimering med variable som har sterke trender, som de fleste økonomiske tidsserier har, kan en lett få god føyning og «signifikante» koeffisienter som følge av såkalt «spuriøs korrelasjon». Det er bl.a. vist av Hendry (1980) da han ved bruk av tradisjonell metodikk påviste en sterk statistisk sammenheng mellom kumulert nedbørsmengde og prisnivået i Storbritannia. Senere arbeider har vist at vi kan oppnå gyldig inferens likevel hvis det eksisterer lineære sammenhenger mellom variablene i analysen, som generer stasjonære variable. Slike sammenhenger mellom integrerte variable, kalles kointegrerende sammenhenger. Vi vil derfor i avsnitt 3.2 redegjøre kort for begrepene integrerte og kointegrerte variable. Vi viser i denne sammenheng også til Nymoen (1991) og Naug (1990). En generell framstilling av nyere teori for estimering av sammenhenger mellom ikke-stasjonære tidsserier er gitt i Banerjee m. fl. (1993).

3.1.2 Stasjonære og ikke-stasjonære tidsserier. Kointegrasjon

En tidsserie x_t er stasjonær hvis

$$E x_t = \mu$$

$$\text{cov}(x_t, x_s) = \text{cov}(x_{t-k}, x_{s-k}) \quad \text{for alle } s \text{ og } k$$

Stasjonaritet innebærer konstant forventning og varians, samt at kovariansen mellom to observasjoner er tidsuavhengig og bare avhengig av avstanden mellom disse observasjonene.

En ikke-stasjonær tidsserie har følgelig tidsavhengig varians, men kan både ha konstant og tidsavhengig forventning. Et eksempel på en slik tidsserie er (gitt at $|\rho| < 1$)

$$(3.1) \quad x_t = a + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor ε_t er et hvit støy restledd (konstant varians lik σ og ukorrelert med seg selv i tidligere perioder). I tilfellet med $\rho = 1$ er prosessen en såkalt stokastisk gang (random walk eller unit root prosess). I det tilfellet vil x ikke konvergere mot noen fast verdi, og variansen til x_t være gitt som $\sigma \cdot t$. Det vil si at sjokk i den stokastiske prosessen ε_t ikke vil dø ut over tid. Det vil også si at variansen til x ikke er konstant, men vil gå mot uendelig når tiden går mot uendelig. Dette gjelder selv om $a=0$, dvs. at vi har en stokastisk gang uten «drift», dvs. uten stokastisk trend. x_t er altså i dette tilfellet ikke-stasjonær.

Prosesen (3.1) med $\rho < 1$ er stasjonær, mer presist differanse-stasjonær for å skille den fra trend-stasjonære prosesser (se nedenfor). På lang sikt vil x i (3.1) konvergere mot $a/(1-\rho)$.

En annen form for stasjonaritet er «trend-stasjonaritet», dvs.

$$(3.2) \quad x_t = a + bt + \rho x_{t-1}$$

Selv med $\rho < 1$, vil x øke trendmessig over tid. Den kalles trend-stasjonær fordi sjokk i restleddet vil dø ut over tid så lenge $\rho < 1$ (mao. er variansen endelig selv når tiden går mot uendelig). Den er stasjonær rundt den deterministiske trenden. I tilfellet (3.1) når $\rho = 1$ har serien en stokastisk trend mens i (3.2) har den både en stokastisk og deterministisk trend. Med $\rho = 1$ er x 'ene i både (3.1) og (3.2) ikke-stasjonære variable. Variable som blir stasjonære ved å differensieres, kalles integrerte variable. En variabel er integrert av orden 1, $I(1)$, hvis den ved å differensieres en gang blir stasjonær ($I(0)$). I endelige sampel kan det vises at en trend-stasjonær prosess kan tilnærmes vilkårlig godt med en differanse-stasjonær prosess, se Campbell og Perron (1991). Ved testing av stasjonaritet er det således tilstrekkelig å teste hypoteser om parametre i modell (3.1). Nullhypotesen i slike tester er at variablen er ikke-stasjonær, dvs. at $\rho = 1$ (stokastisk gang med eller uten drift). Alternativet er at $\rho < 1$, dvs. at serien er stasjonær.

Tradisjonell estimering i relasjoner med trend-variable kan gi opphav til «spuriøse» sammenhenger. Et eksempel på en slik relasjon er

$$(3.3) \quad y_t = ax_t + b + u_t$$

y og x er tidsserier med trend, u er et restledd mens a og b er parametre. Hvis både x og y er ikke-stasjonære variable vil i alminnelighet også u_t også være ikke-stasjonær. Hvis både x og y er $I(1)$ kan det imidlertid eksistere en lineær kombinasjon av dem, $z = y + cx$, som er stasjonær. En sier da at y og x kointegrerer med kointegrasjonsparameter c . For at x og y skal kointegrere, må de begge være $I(1)$ -variable (det kan altså ikke være kointegrasjon hvis x er $I(1)$ og y er $I(0)$). Innsatt betyr dette at om $a = -c$, vil denne verdien av a sikre at restleddet u er stasjonært. I dette tilfellet vil anvendelse av minste kvadraters metode (MKM) på den statiske relasjon (3.3) gi et konsistent estimat på kointegrasjonsparameteren c (Engle og Granger (1987)). En lineær kombinasjon av to $I(2)$ -variable kan være både $I(1)$ og $I(0)$. Generelt sies at en vektor med $I(d)$ -variable er kointegrert av orden $d-b$, der $b > 0$.

En modell som (3.3) kan være en langsiktig sammenheng fra økonomisk teori. Tolkningen av (3.3), gitt kointegrasjon, er da at det bare har vært midlertidige avvik fra denne sammenhengen, og det er krefter i det økonomiske systemet som trekker den endogene variabelen mot sin likevektsverdi. Hvis modellen (3.3) er en slik likevektssammenheng, kan u_t tolkes som et mål på avviket fra denne likevekts-sammenhengen. Hvis u_t ikke er stasjonær kan ikke (3.3) tolkes som en likevekts-sammenheng. Residualene $\hat{u}_t$ fra (3.3) estimert med MKM, danner utgangspunktet for tester for kointegrasjon, jfr. avsnitt 3.4.

3.1.3 Feiljusteringsmodellen

Teorimodellene fra kap. 2 må tolkes som sammenhenger som gjelder på lang sikt. Estimerer en slike statiske relasjoner, blir restleddene i alminnelighet sterkt auto-korrelert. Det betyr dels at estimatene på koeffisientene blir ineffisiente, t -verdiene de estimerte koeffisientene har ikke normal tolkning fordi u_t ikke er normalfordelt, og prognosene fra en slik modell blir dårligere enn de hadde behøvd å være, siden en hadde kunnet utnyttet informasjonen om tidligere perioders residualer til å predikere framtidige residualer. Det har derfor vært vanlig å estimere dynamiske relasjoner, der venstresidevariabelen avhenger av verdier i inneværende og tidligere perioder for høyresidevariabelene og tidligere observasjoner av seg selv. En slik relasjon kalles en ADL-modell (autoregressiv distribuert lag). Et eksempel på en slik relasjon er (vi ser bort fra stokastikken her)

$$(3.4) \quad y = b_0 + b_1x + b_2x_{-1} + b_3x_{-2} + b_4y_{-1} + b_5y_{-2}$$

Vi kan for eksempel tenke oss at y er prisen og x er enhetskostnadene (i logaritmer). Hvis y og x begge er $I(1)$ -variable, vil hver av disse variablene være sterkt korrelert med hverandre og med tidligere observasjoner av seg selv. Estimaten på koeffisientene i (3.4) vil derfor bli uskarpt bestemt og få lave t -verdier. Ved en enkel omforming av (3.4) kan vi skrive

$$(3.5) \quad \Delta y = \beta_0 + \beta_1 \Delta x + \beta_2 \Delta x_{-1} + \beta_3 \Delta y_{-1} + \beta_4 x_{-1} + \beta_5 y_{-1}$$

Feiljusteringsmodellen (3.5) er en ren reparametrisering av ADL-modellen. De er observasjonsmessig ekvivalente, men de parametrene som estimeres er forskjellige.

Sammenhengen mellom parametrene er gitt ved

$$\beta_0 = b_0, \beta_1 = b_1, \beta_2 = -b_3, \beta_3 = -b_5, \beta_4 = b_1 + b_2 + b_3, \beta_5 = b_4 + b_5 - 1$$

Ved transformasjonen har vi oppnådd to ting:

a) Kolineariteten mellom regressorene er blitt redusert fordi vi har høyresidevariablene på endringsform. Korrelasjonen må også antas å være liten mellom endringsvariablene på den ene siden og de laggede nivåvariable på den andre siden.

b) Tolkningen av parametrene er mer intuitiv, idet vi skiller mellom kortsiktige effekter (koeffisientene foran endringsleddene) og langsiktige effekter (langsiktskoeffisienten av x mhp. y er $-\beta_4/\beta_5$). β_5 angir den separate effekten av y 's avvik fra den estimerte langtidssammenhengen.

Det er en nær sammenheng mellom feiljusteringsmodellen og teorien for integrerte og kointegrerte variable. Det vil være slik at kointegrerte variable kan representeres i en feiljusteringsmodell og en feiljusteringsmodell genererer kointegrerte variable jfr. Engle og Granger, (1987).

Hvis x og y kointegrerer, vil som nevnt bruk av MKM i den statiske relasjonen (3.3) gi et konsistent estimat på kointegrasjonsparameteren. En metode for estimering av sammenhengen mellom x og y er således å estimere langtidssammenhengen i den statiske relasjonen. Residualen fra denne relasjonen kan så inngå som høyresidevariabel i en dynamisk relasjon der endringer i y forøvrig forklares ved tidligere endringer i y og endringer i x . Denne estimeringsprosedyren kalles ofte Engle og Grangers to-skrittmetode. Imidlertid viser Monte Carlo simuleringer at estimering av kointegrasjonsparameteren i en feiljusteringsmodell er mer effektivt enn å estimere den direkte i den statiske ligningen (Bannerjee m. fl., 1986). Vi vil derfor ikke estimere langtidsparemetrene på denne måten, men gjøre dette simultant med estimeringen av korttidssammenhengen i feiljusteringsmodellen.

3.1.4 Testing av kointegrasjon

For at feiljusteringsmodellen vi estimerer skal være meningsfull, må nivåvariablene i denne modellen kointegrere. Det er utarbeidet en rekke tester for å teste integrasjonsegenskapene til tidsserier samt tester for om et sett med variable kointegrerer. Tester for kointegrasjon er beskrevet i Engle og Granger (1987). De beskriver tre tester for å teste om det er kointegrasjon. Testene tar utgangspunkt i de observerte residualene fra den estimerte kointegrasjonsligningen

$$(3.6) \quad y_t = ax_t + b_t + u_t$$

hvor y og x er $I(1)$ -variable, a og b er parametre mens u_t er et stokastisk restledd. Kointegrasjonstestene går ut på å teste om u_t er stasjonær, samtidig som kointegrasjonsparameteren a estimeres. Testene kalles Kointegrasjons Durbin Watson testen (KRDW), Dickey Fuller test (DF) og Utvidet DF test (UDF). De tester alle nullhypotesen:

$$H_0: u_t \sim I(1) \text{ mot } H_1: u_t \sim I(0).$$

I alle testene estimeres kointegrasjonsligningen med MKM og de empiriske residualene, $\hat{u}_t$, beregnes.

KRDW er den vanlige Durbin Watson observatoren for relasjon (3.6). Under H_0 vil DW asymptotisk bli null, slik at testen er

$$H_0: \text{KRDW} = 0 \text{ mot } H_1: \text{KRDW} > 0.$$

DF og UDF testen er basert på regresjoner av de faktiske residualene i (3.6). DF testen er «t»-observatoren til koeffisienten b_1 i ligningen

$$(3.7) \quad \Delta \hat{u}_t = \hat{b}_1 \hat{u}_{t-1}$$

$$H_0: b_1 = 0 \text{ mot } H_1: b_1 < 0.$$

UDF-observatoren er «t»-observatoren til c_1 i ligningen

$$(3.8) \quad \Delta \hat{u}_t = \hat{c}_1 \hat{u}_{t-1} + \sum_i \hat{c}_{2i} \Delta \hat{u}_{t-1}$$

$$H_0: c_1 = 0 \text{ mot } H_1: c_1 < 0$$

For å forkaste nullhypotesen om stasjonære restledd må koeffisienten foran den laggede nivåvariabelen (b_1 og c_1) være «signifikant» negativ. «Vanlige» kritiske verdier gjelder imidlertid ikke. Fordelingen til parametrene avhenger både av egenskaper ved den datagenererende prosessen, av antall parametre i kointegrasjonsligningen og sampelstørrelsen. Kritiske verdier må derfor beregnes ved Monte Carlo simuleringer. Også de kritiske verdiene for DF og UDF er tabulert i Engle og Granger (1987) og i Engle og Yoo (1987). Mer omfattende beregninger for ulike sampelstørrelser og antall regressorer er vist i MacKinnon (1993).

Vi kjenner ikke den strukturen under H_0 (ikke kointegrasjon) som har generert restleddet u . I KRDW og DF-testene forutsettes det at restleddet under H_0 er en random walk prosess, dvs. at u genereres av prosessen

$$(3.9) \quad \Delta u_t = \varepsilon_t$$

der ε er hvit støy.

Det finnes imidlertid andre former for ikke-stasjonaritet, f. eks. høyere ordens systemer. Både i Engle og Granger (1987) og Engle og Yoo (1987) er det regnet ut alternative kritiske verdier for testobservatorene under andre forutsetninger om prosessen for u_t .

Siden den datagenererende prosessen er ukjent, blir nytten av de tabulerte kritiske verdiene begrenset. Siden de kritiske verdiene for testene avhenger så mye av hva som er prosessen under H_0 , og denne er ukjent, vet vi ikke hvilke kritiske verdier vi skal bruke. Engle og Granger anbefaler derfor at KRDW-observatoren derfor bare bør brukes for å få «et raskt, omtrentlig resultat». UDF-observatorens kritiske verdier er relativt uavhengige av parameterverdiene innenfor H_0 , og anbefales derfor som en mer robust testobservator.

DF og KRDW tester i prinsippet mot det samme alternativet, autokorrelasjon av 1. orden. UDF tester mot autokorrelasjon av høyere orden. Men de ulike testene har ulik styrke overfor forskjellige alternativer. Om det i virkeligheten ikke er autokorrelasjon av høyere grad enn 1, har naturlig nok UDF lavere styrke enn DF-observatoren. Alle testene har lav styrke mot alternativer med ρ nær 1, f. eks. 0,9.

Et problem med KRDW, DF og ADF testene er at de har svært lav styrke for forkastning av nullhypotesen om ikke kointegrasjon mot alternative hypoteser om at det er kointegrasjon med røtter nær enhetssirkelen (dvs. «bare så vidt kointegrasjon»). Hvis x og y ikke kointegrerer, vil koeffisientestimatene for de laggede nivåene ikke bli signifikante, siden vi da forsøker å forklare en stasjonær variabel (Δy) med en ikke-stasjonær variabel ($(y - (\beta_4/\beta_5)x)$). Asymptotisk vil koeffisienten da bli 0. Hvis alle variable som inngår i modellen er $I(1)$, vil alle endringsvariablene være stasjonære. Feiljusteringsleddet $(\beta_4/\beta_5)x - y$ vil også være stasjonært hvis det er kointegrasjon. I dette tilfellet er alle variablene i (3.5) stasjonære, og statistisk teori for stasjonære prosesser kan nyttes. Vi sier da at vi har en balansert ligning. Hvis x og y ikke kointegrerer, vil koeffisienten for y_{-1} asymptotisk gå mot 0, siden en ikke-stasjonær variabel ikke kan forklare en stasjonær variabel, Δy . t -verdien for y_{-1} er dermed en testobservator for eksistensen av kointegrasjon. Under H_0 er det ikke kointegrasjon, og standard kritiske t -verdier gjelder ikke. Fordelingen ligger mellom normalfordelingen og Dickey Fuller fordelingen. Den ligger nærmere normalfordelingen jo større tilpasningstreghetene er. Kremers m. fl. (1993) viser at denne t -observatoren (kalt t_{ECM}) i en velspesifisert feiljusteringsmodell er en bedre testobservator for kointegrasjonstesten. Denne har klart større styrke enn de residualbaserte testene over under de fleste ulike forutsetningene en kan gjøre om den datagenererende prosessen under H_0 om ikke kointegrasjon. Ulempen med denne testen er imidlertid at den forutsetter svak eksogenitet (se avsnitt 3.5).

3.1.5 Estimering av feiljusteringsmodellen

De variablene som modelleres antas å være simultant multinormalt fordelte. I relasjonene betinger en venstresidevariabelen mhp. et sett av høyresidevariable på nivå- og endringsform samt nivåer og endringer i venstresidevariabelen i tidligere perioder. En oversikt over det teoretisk-statistiske grunnlaget for estimering av re-

lasjoner innenfor moderne tidsserieøkonometri er gitt i Ericsson (1992). Begreperne er utviklet i Hendry og Richard (1983).

Vi har en generell feiljusteringsrelasjon

$$(3.10) \quad \Delta y = \beta_0 + \beta_1 \Delta x + \beta_2 \Delta x_{-1} + \beta_3 \Delta y_{-1} + \beta_4 x_{-1} + \beta_5 y_{-1} + u_t$$

Dette er imidlertid en sterk forenkling. Det er utviklet en litteratur om simultan full-informasjons modellering av generelle vektor-autoregressive modeller (VAR-modeller), utviklet av Johansen (1988, 1992) og Johansen og Juselius (1990). Denne metoden krever imidlertid at en spesifiserer hele modellen som har generert dataene, noe som er uoverkommelig når en skal analysere hver sektor av økonomien i en viss detalj. Om vi i tillegg har svak eksogenitet kan vi likevel estimere konsistent i en relasjonssammenheng og betinge på flere av variablene i systemet. Vi vil i det følgende forutsette at dette er tilfellet.

Tre begreper står sentralt i dette arbeidet. Det er svak eksogenitet, Sterk eksogenitet og super-eksogenitet.

Svak eksogenitet er en nødvendig betingelse for korrekt inferens i en betinget modell. Dette innebærer at en ikke trenger kunnskap om parametrene i den prosessen som genererer x for å ha inferens i (3.10). Svak eksogenitet er tilstrekkelig for effisient estimering av modellen. Dette eksogenitetsbegrepet relaterer seg til de enkelte parametre i modellen, slik at x kan være svakt eksogen med hensyn på enkelte parametre, men ikke med hensyn på andre. For effisient estimering av parametrene for endringsleddene til x , β_1 , innebærer dette at den tradisjonelle betingelsen om at restleddet u_t er ukorrelert med venstresidevariabelen, også må være oppfylt. Siden de laggede variablene er gitt fra tidligere perioder (predeterminerte), gjelder denne betingelsen bare for variable som inngår som endring i inneværende periode. Den vanlige prosedyren i dette tilfellet er å bruke instrumentvariabelmetoden. Ved å estimere en modell for Δx der regressorene er uavhengige av u_t , og bruke den predikerte Δx fra denne relasjonen oppnås en regressor i (3.10) som er ukorrelert med restleddet. Slike regressorer er laggede endringer i x og i andre variable som inngår i (3.10) samt endringer i eventuelle andre relevante variable som må antas å være eksogene, bl.a. politikvariable og variable for økonomisk aktivitet i utlandet. I de relasjoner som estimeres i dette arbeidet vil vi benytte instrumenter for endringer i høyresidevariablene i inneværende periode. Det er utviklet en rekke tester for å teste forutsetningen om svak eksogenitet. Dette er bl.a. behandlet av Johansen (1992) og Urbain (1993). Etter definisjonen av svak eksogenitet vil den marginale fordelingen for x ikke avhenge av parametrene i den betingede modellen. En enkel test (som forøvrig ble foreslått av Engle og Granger (1987)) for om x er svakt eksogen for parametrene i den betingede modellen, er å estimere den marginale modellen for x , for deretter å inkludere feiljusteringsleddet fra den betingede modellen som en tilleggsvariabel i den marginale modellen. Hvis denne variabelen er signifikant (vanlige kritiske verdier gjelder) er ikke x svakt eksogen for (langsikts) parametrene i den betingede modellen. En ulempe med denne prosedyren, imidlertid, er ifølge eksemplene i Urbain (1992) at resultatene avhenger mye

av hvilke variable som inngår i den marginale modellen. Bl.a. av denne grunn har vi ikke gått videre med testing for svak eksogenitet.

For bruk av modellen til prognoser, må imidlertid en strengere betingelse, sterk eksogenitet, tilfredsstilles. Sterk eksogenitet innebærer at det ikke må være noen tilbakevirkning fra venstresidevariabelen y til høyresidevariabelen x i senere perioder, siden vi da ikke ville kunne variere høyresidevariabelen x fritt. Det betyr at y ikke kan forårsake x iflg. begrepet om Granger-kausaltet.

Det siste eksogenitetsbegrepet er super-eksogenitet, og innebærer at svak eksogenitet og «invarians» er oppfylt. Invarians innebærer at parametrene i den betingede modellen (3.10) er uavhengig av endringene i parametrene i (intervensjoner i prosessen for) den marginale modellen som bestemmer x . En variabel kan være super-eksogen ovefor en spesiell klasse intervensjoner (f. eks. de som fant sted i estimeringsperioden), men trenger ikke være super-eksogen overfor andre intervensjoner, selv om det også kan være tilfellet. Begrepet super-eksogenitet er nært knyttet til den såkalte Lucas-kritikken av makroøkonomiske modeller (Lucas 1976). Denne kritikken går ut på at siden det i de estimerte parametrene i makroøkonometriske modeller er innarbeidet resultater av personers og bedrifters optimaliserende atferd, gitt deres forventninger om eksogene forhold og politikkregler, vil endringer f. eks. i politikkreglene også kunne medføre endringer i de estimerte parametrene. Om super-eksogenitet er til stede, er parametrene upåvirket av (klasser av) politikkendringer. Det er utviklet testprosedyrer for super-eksogenitet (se bl.a. Hendry og Favero (1992) og Engle og Hendry (1993)). Vi vil ikke utføre slike tester i dette arbeidet, men vil bruke begrepene i diskusjonen om dynamiske homogenitetsegenskaper i de estimerte relasjonene i avsnitt 3.

3.1.6. Homogenitetsegenskaper i dynamiske relasjoner

I empiriske relasjoner vil vi ut fra teorien pålegge homogenitetsrestriksjoner. For prisrelasjonene vil det bety at de langsiktige koeffisientene for importpriser og enhetskostnader skal summere seg til 1. Det kalles statisk homogenitet. Vi vil i dette avsnittet beskrive begrepet dynamisk homogenitet. Dynamisk homogenitet innebærer at venstresidevariabelen på lang sikt avhenger av de langsiktige nivåene på høyresidevariabelene, og ikke av den langsiktige endringstakten i disse. Denne egenskapen medfører ytterligere parameterrestriksjoner. I et tenkt eksempel med endogen variabel y og to eksogene variable x_1 og x_2 , vil vi ha følgende feiljusteringsmodell. Variablene er målt i logaritmer.

$$(3.11) \quad \Delta y = a_0 + a_1 \Delta x_1 + a_2 \Delta x_2 + a_3 \Delta y_{-1} + \lambda [\alpha x_1 + (1-\alpha)x_2 - y]_{-1}, \quad \lambda > 0$$

a_0 , a_1 , a_2 og a_3 er koeffisienter for endringsleddene, α er langsiktselastisiteten av y mhp. x_1 . Siden vi har pålagt at summen av elastisitetene av x_1 og x_2 skal være 1, er elastisiteten mhp. x_2 lik $(1-\alpha)$. λ er koeffisienten foran feiljusteringsleddet. Idet vi bruker at på lang sikt er $\Delta y = \alpha \Delta x_1 + (1-\alpha) \Delta x_2$, vil på lang sikt følgende gjelde:

$$(3.12) \quad y = \frac{a_0}{\lambda} + \alpha x_1 + (1-\alpha)x_2 + \left(\frac{a_1 + \alpha(a_3-1)}{\lambda} \right) \Delta x_1 + \left(\frac{a_2 + (1-\alpha)(a_3-1)}{\lambda} \right) \Delta x_2$$

Det langsiktige nivået på y avhenger av de langsiktige nivåene til x_1 og x_2 , men er i prinsippet også avhengig av den langsiktige veksten i høyresidevariablene. Vi har da avvik fra dynamisk homogenitet. I det generelle tilfellet hvor x_1 og x_2 kan ha forskjellige langsiktige vekstrater, medfører relasjonen ikke-lineære restriksjoner på parametrene for at summen av effektene av Δ -leddene i relasjonen over skal bli lik null. Om vi imidlertid forutsetter at den langsiktige veksten i x_1 og x_2 er den samme, π , får vi et enklere uttrykk

$$(3.13) \quad y = \frac{a_0}{\lambda} + \alpha x_1 + (1-\alpha)x_2 + \left(\frac{a_1 + a_2 + a_3 - 1}{\lambda} \right) \pi$$

Med denne forutsetningen om de langsiktige vekstratene reduserer betingelsen om at vekstraten for høyresidevariablene på lang sikt ikke skal ha noen betydning for det langsiktige nivået for y , seg til at summen av koeffisientene foran alle endringsleddene skal være lik 1 (eller mer generelt til langtidskoeffisienten, som i dette tilfellet er satt lik 1). Det kalles dynamisk homogenitet.

I empiriske pris- og lønnsrelasjoner har en i SSBs makroøkonometriske modeller ofte estimert avvik fra dynamisk homogenitet, ved at summen av koeffisientene foran endringsleddene blir mindre enn 1, jfr. bl.a. Bowitz og Holm (1993) og Langørgen (1993). Dette har også vært vanlig i andre land, jfr. britiske makroøkonometriske modeller slik de er beskrevet bl.a. i Turner (1990). Det innebærer at koeffisienten for endringen i den langsiktige inflasjonsraten i (3.13) blir negativ.

I prisrelasjonene fører dermed fravær av dynamisk homogenitet til at økt steady state inflasjon fører til lavere mark-up rater. Det innebærer lavere prisenivå, som igjen fører til økt reallønnsnivå. I de lønnsrelasjonene som tidligere var innarbeidet i KVARTS, (Langørgen 1993), var det også dynamisk inhomogenitet. Økt steady state inflasjon ga i disse relasjonene lavere reallønnsnivå. Nettoeffekten på egenkapene ved pris- og lønnsmodellen sett under ett, vil avhenge av den relative styrken på disse effektene i henholdsvis pris- og lønnsmodellen. Lønnsrelasjonene i KVARTS er nå reestimert og dynamisk homogenitet er pålagt, ettersom en slik restriksjon ikke forkastes av data.

Betydningen av langsiktige vekstrater for de nivåmessige sammenhengene mellom høyresidevariable og venstresidevariable på lang sikt har vært behandlet av flere forfattere, bl.a. Currie (1981), Patterson og Ryding (1984), Patterson (1987), Nickell (1985 og 1988) og Pagan (1985). Currie ser ut til å ha ment at dette problemt kunne løses enkelt ved å pålegge restriksjoner om dynamisk homogenitet, mens flere andre av forfatterne peker på at å pålegge restriksjoner som ikke godtas av data (ved f. eks. enkle F-tester) vil medføre at øvrige parametre i modellen kan endre seg vesentlig og en kan få en feilspesifisert modell, ut fra statistiske kriterier og gitt de sjokk som økonomien var utsatt for i estimeringsperioden. Flere forfattere har vært opptatt av at avvik fra dynamisk homogenitet i lønnsrelasjonene fører til at en økning i den langsiktige inflasjonsraten fører til lavere reallønn. En rett fram bruk av en slik modell ville konkludere med at en devalueringspolitikk som gav varig høyere inflasjon ville bedre konkurranseevnen. Få tror at en slik politikk ville føre

til dette på lang sikt. Likevel er det fullt mulig at data for den perioden modellen er estimert på, forkaster dynamisk homogenitet. Denne egenskapen ved modellene relaterer seg igjen til Lucas-kritikken, som sier at en endring i en politikkregel kan føre til at koeffisientene i modellen vil endre seg. Med en gitt politikkregel vil bedriftenes forventninger om framtidige priser, kostnader og salg avhenge av hva de tror myndighetene vil gjøre f. eks. ved konjunkturedgang i utlandet. Denne atferden kan tenkes å bli innarbeidet i tommelfingerregler for bedriftens respons til endringer i ulike variable i inneværende periode. Om politikkregelen endres, vil også bedriftens forventede salg i senere perioder være annerledes, noe som vil medføre at atferden også idag blir annerledes.

Nickell (1988) viser til ulike måter å møte dette problemet på. Den første er å beholde modellen med dynamisk inhomogenitet, og å unnlate å bruke den til analyser der det skjer vesentlige endringer i underliggende inflasjon. Det er likevel fullt mulig å bruke en slik modell til historiske simuleringer selv om det har vært store endringer i inflasjonsraten, som på 1980-tallet. Ulempen er imidlertid at modellen gir resultater det er grunn til å tvile på hvis en analyserte politikk som gir endringer i den underliggende inflasjonsraten. Nickells anbefalinger er å unngå generelle distribuerte lag modeller (dvs. også feiljusteringsmodeller av den typen vi bruker) og heller estimere modellen med eksplisitte forventningsvariable. Endringer i forventningsdannelsen som følge av en endret politikkregel, vil da kunne bli håndtert direkte. Dette er imidlertid lettere sagt enn gjort. Generelt forkastet data dynamisk homogenitet i prisrelasjonene. Vi har derfor i dette arbeidet estimert koeffisientene for korttidsdynamikken fritt, og deretter tallfestet de avvik fra dynamisk homogenitet i prisrelasjonene som da framkommer.

3.1.7 Modellering av sesongsvingninger

Kvartalsdataene er ikke justert for normale sesongvariasjoner. Årsaken til dette er at de vanligste metodene for sesongjustering, skaper spuriøs autokorrelasjon i data som kan påvirke estimeringsresultatene på en uheldig måte. Det er derfor nyttet additive sesongdummier for å ta vare på den systematiske sesongvariasjonen. I datamaterialet viste det seg at det er tildels flere endringer i de systematiske sesongsvingningene over tid. Dette skjer i særlig grad fra 1977 til 1978 ved innføringen av ny beregningsmetode for det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Det viste seg imidlertid at sesongmønsteret også endrer seg senere; mange priser får nytt sesongmønster fra 1984 til 1985. Vi har brukt sesongdummier også for å fange opp slike variasjoner i sesongmønsteret over tid. Vi benytter additive kvartalsdummier (D_j) med verdi 1 i kvartal j , -1 i 4. kvartal og 0 i alle andre kvartaler ($j = 1, 2, 3$). Vi innfører periodedummies, $D_{periode}$, som er lik 1 i alle kvartaler i en gitt periode og 0 ellers. Dummyvariablene for brudd i sesongmønsteret, $D_{periode}D_j$, blir dermed lik D_j i denne perioden og 0 ellers. Relasjonen blir da i prinsippet

$$(3.14) \quad y = c_0 + c_1x + s_1D_1 + s_2D_2 + s_3D_3 + b_1D_1D_{periode} + b_2D_2D_{periode} + b_3D_3D_{periode}$$

Det gjennomsnittlige konstantleddet over året blir lik c_0 fordi årsgjennomsnittene for alle sesongdummene er null. Dersom sesongdummene bare var 1 i kvartal j og 0 ellers, ville også det implisitte årskonstantleddet skifte når sesongmønsteret skiftet. Og det ville ikke være hva vi ønsket, siden vi bare var opptatt av å modellere endringer i sesongen.

En hypotese kan være at sesongmønsteret i prisene er slik at det prosentvise avviket fra årsgjennomsnittet er avhengig av nivået på inflasjonen. I (3.14) er dette avviket konstant i prosent, uavhengig av inflasjonsraten. Om f.eks. den årlige prisstigningsraten var 10% kunne en tenke seg at sesongsvingningene som prosent av årsgjennomsnittet i den aktuelle prisindeksen, ville være større enn ved 1 proSENTS inflasjon. Dette ville kunne modelleres ved uttrykket

$$(3.15) \quad \dots + \Delta_1 D_1 \Delta_4 P_{-1} + \dots$$

hvor $\Delta_4 P_{-1}$ er den relative endringen over 4 kvartaler i den modellerte prisen, lagget ett kvartal. Øvrige symboler er som i (3.14). I (3.15) ville den relative justeringen av prisen i det aktuelle kvartalet være proporsjonalt med den årlige prisstigningstakten. Av praktiske grunner har vi benyttet formuleringen (3.14).

3.1.8 Økonometriske tester.

Vi dokumenterer her de testobservatorer og symboler som benyttes i beskrivelsen av estimeringsresultatene. For hver ligning oppgis de estimerte parameterverdiene, standardavvik, t -verdier og signifikanssannsynligheter. For øvrig benyttes følgende symboler og testobservatorer.

R^2	Multippel korrelasjonskoeffisient
SER	Det estimerte standardavviket for regresjonen (multiplisert med 100). SER er tilnærmet lik det «gjennomsnittlige» prosentvise avviket mellom faktisk og (statisk) simulert verdi av venstresidevariabelen.
DW	Durbin-Watson observatoren
LM $F(q, T-K-q)$	Lagrange Multiplikator test for autokorrelasjon i restleddet av opptil orden q ($q=1,2,4,8$). Kilde: Harvey (1981)
ARCH $F(1, T-K-2)$	Test for autoregressiv betinget heteroskedastisitet av 1. orden i restleddet. Kilde: Engle (1982).
NORM $\chi^2(2)$	Test for normalfordelte restledd. Kjkvadratfordelt med 2 frihetsgrader. Kilde: Jarque og Bera (1980).
RESET $F(2, T-K-2)$	Generell test for feilspesifikasjon. Nullhypotesen er at spesifikasjonen er korrekt og alternativet at kvadratet av modellens predi-

kerte verdier feilaktig er utelatt fra modellen. Kilde: Ramsey (1969).

T er antall observasjoner, K er antall estimerte parametre. $F(g,h)$ er en testobservator med g og h frihetsgrader.

For alle estimerte relasjoner vil vi også vise rekursive estimater ± 2 standardavvik for de estimerte koeffisientene. Rekursive estimater er estimater der estimeringsperioden suksessivt er økt en og en periode, mens startpunktet er holdt fast. Generelt vil stabile koeffisienter over estimeringsperioden øke tiltroen til at denne modellen kan beskrive atferden også i framtiden. Generelt må ustabile koeffisienter måtte tolkes som at modellen er feilspesifisert, men dette kan også oppfattes som virkninger av endret atferd over tid eller av ytre sjokk. F. eks. kan endring i myndighetenes politikkkregler eller andre ytre sjokk til det økonomiske systemet vi modellerer, kunne gi opphav til endringer i koeffisientene i økonometriske ligninger.

Estimeringsarbeidet er foretatt ved hjelp av programmet TESTEST i databehandlingsverktøyet TROLL (jfr. Bleivik (1992)).

3.2 Datamaterialet

Det brukes nasjonalregnskapsdata for alle variablene. Alle volumstørrelsene er målt i 1991-priser. Prisindeksene er normert til 1 i gjennomsnitt i basisåret (1991). Timeverkene er utførte timeverk (i 1000). I det følgende gis en oppsummerende oversikt av sentrale egenskaper ved dataene, mens figurer over utviklingen i data er gitt i tilknytning til omtalen av estimeringsresultatene for hver enkelt relasjon.

3.2.1 Faktoretterterspørsel

Nøkkeltall for datamaterialet er vist i tabell 3.1. Vareinnsatsen per produsert enhet har endret seg langt mindre enn timeverkene per produsert enhet. I de aller fleste sektorene var det en økning i bruken av vareinnsats per enhet i perioden. Økt vareinnsats per utført timeverk motsvarer således delvis nedgangen i timeverksinnsatsen per produsert enhet i perioden. Vi må her ta forbehold om datakvaliteten. Trolig er den langt bedre for industrisektorene enn for de øvrige sektorene. Tallene for industrien er basert på årlig industristatistikk, hvor det er oppgitt detaljert informasjon om bruk av ulike typer vareinnsats såvel som produsert kvantum. For tjenestesektorene er primærstatistikken langt mer mangelfull. I et ukjent, men trolig betydelig, omfang, er derfor tallene for bruk av vareinnsats per produsert enhet et resultat av beregningsmessige forutsetninger om kryssløpskoeffisienter på et detaljert nivå. Vi har ikke trukket noen spesifikke konklusjoner av dette, utover den at det neppe er datamessig grunnlag for å teste detaljerte hypoteser om produktjonsstrukturen i privat tjenesteyting i Norge ved hjelp av de brukte nasjonalregnskapsdataene.

For de fleste sektorene har relativ lønn, i forhold til pris på vareinnsats, steget betydelig i perioden 1971-1991. Lønningene i de ulike sektorene har utviklet seg relativt parallellt, så hovedårsaken til de sektorvise variasjonene i relativ faktorpris, er

Tabell 3.1. Antall sysselsatte i 1991 og prosentvis endring 1971-1991 i relativ faktorpris, timeverk per produsert enhet, vareinnsats per produsert enhet, realkapital per produsert enhet.

	Antall sysselsatte (1000)	Relativ faktorpris ¹⁾	Timeverk per prod. enhet	Vareinnsats per prod. enhet	Realkapital per prod. enhet
Prod. av konsumvarer	150	98	-52	13	45
Prod. av råvarer	40	95	-63	-6	3
Prod. av verkstedprodukter	65	80	-49	16	63
Prod. av skip og plattformer	32	85	-65	34	-5
Bygge- og anleggsvirksomhet	115	60	-36	1	113
Bank og forsikring	57	52	-4	88	228
Utenriks sjøfart	38	-30	-56	-34	-79
Elektrisitetsforsyning	20	5	-49	22	-18
Innenlands samferdsel	130	40	-47	8	-16
Varehandel	251	74	-35	4	-11
Øvrig privat tjenesteyting	292	65	-20	25	56

1) Timelønnskostnad dividert med prisindeks vareinnsats. Den sysselsettingen som er modellert, utgjør nær 2/3 av totalt antall lønnstakere. Den resterende 1/3 utgjøres overveiende av offentlig sysselsetting.

ulik utvikling i vareinnsatsprisen. Hovedfaktoren bak disse variasjonene er sektorvis forskjeller i den andelen energi utgjør av vareinnsatsen, fordi olje og oljeprodukter har hatt en mye sterkere prisvekst enn andre varer. Sektorer med høy energianandel i vareinnsatsen har således hatt en særlig svak vekst i relativ pris på arbeidskraft. Dette gjelder særlig utenriks sjøfart og innenlands samferdsel.

3.2.2 Priser

Tabell 3.2 og 3.3 viser nøkkeltall for prisvariablene. I tabell 3.2 vises også nivået i 1991 for hjemmelveranser og eksport (i basisverdi, dvs. ekskl. avgifter og subsidier) på de ulike varene, for å indikere deres relative betydning. Tjenestene har

Tabell 3.2. Hjemmelveranser og eksport i 1991 (mrd. kroner), og prosentvis endring 1971-1991 i hjemmepris i forhold til hhv. variable enhetskostnader og importpris.

	Hjemme- leveranser	Eksport	Enhets- kostnader	Import- pris
Konsumvarer	117	30	0	34
Råvarer	16	42	5	22
Raffinerte oljeprodukter	4	10	6	27
Verkstedprodukter	52	21	18	83
Skip og plattformer	27	5	6	-3
Bygg- og anlegg	84	0	-9	
Bank og forsikring	17	0	18 ¹⁾	
Innenlands samferdsel	66	5	4	
Varehandel	85	12	-10 ¹⁾	14 ²⁾
Boligtjenester	44	0	-1	
Øvrige private tjenester	117	3	-4 ¹⁾	-4

1) Enhetskostnader er definert ekskl. netto sektorskatter

2) Prisindeks for varer omsatt gjennom varehandelen

Tabell 3.3. Endring 1971-1991 i eksportpris i forhold til hhv. variable enhetskostnader og importpris. Prosent.

	Enhetskostnader	Importpris
Konsumvarer	-10	21
Råvarer	-4	11
Raffinerte oljeprodukter	30	55
Verktødsprodukter	-18	28
Skip og plattformer	-5	-12
Naturgass		2 ¹⁾
Innenlands samferdsel	-6	23
Varehandel	0	-27
Øvrige private tjenester	-10	-11

1) Eksportpris naturgass i forhold til eksportpris råolje

størst betydning når det gjelder de direkte virkningene på innenlandske priser, mens eksporten (utenom oljeprodukter og utenriks sjøfart) i hovedsak er produsert i industrien.

Tabell 3.2 og 3.3 viser også endringen i forholdet mellom hhv. hjemmepris og eksportpris og enhetskostnad/importpris for å gi et kortfattet inntrykk av de langsiktige sammenhengene mellom prisene og de prisbestemmende faktorene. Figurer over disse prisforholdene er vist i tilknytning til omtalen av estimeringsresultatene for hver vare.

4. Faktoretterspørsmål

4.1 Innledning

I dette kapitlet beskrives relasjonene for timeverk, vareinnsats og antall sysselsatte. Utgangspunktet for relasjonene er de utledede statiske relasjonene i kap. 2, der vi har antatt at sektorproduktfunksjonene er av Cobb-Douglas typen. Dette er en relativt lite generell funksjonsform, men bl.a. av ressurshensyn har vi ikke tatt et mer generelt utgangspunkt (f. eks. CES produktfunksjon) for deretter å utføre tester om denne kan forenkles til Cobb-Douglas. Vi har latt teoretiske betraktninger knyttet til konsistent behandling av ulike produksjonsfaktorer få relativt stor vekt ved tallfestingen av relasjonene. Langsiktsløsningene for relasjonene for timeverk og vareinnsats er avledet av forutsetningen om Cobb-Douglas struktur, mens estimeringsarbeidet langt på vei har bestått i å finne en god dynamisk struktur. Vi har imidlertid måttet slippe opp på kravet om nærhet til teorien på enkelte punkter, for å ikke komme i for stor konflikt med hensynet til data.

De langsiktige etterspørselsfunksjonene for vareinnsats og timeverk, er relasjonene (2.14) og (2.15) i kap. 2. De ble utledet under forutsetning av profittmaksimering under monopolistisk konkurranse. Et delproblem under profittmaksimering, er å minimere kostnadene til variable faktorer, gitt produksjonen og realkapitalbeholdningen. Relasjonene i kap. 2 ble utledet under forutsetning av konstant skala-utbytte mhp. de variable faktorene arbeidskraft og vareinnsats, dvs. at det er en skala-elastisitet større enn 1 mhp. alle faktorer. Det er et velkjent problem i estimering av faktoretterspørsels- og produktfunksjoner å skille mellom autonom teknisk endring (ofte representert ved et trendledd) og graden av skala-utbytte i produktfunksjonen. For å forenkle har vi under arbeidet hatt som hovedhypotese at det er konstant utbytte mhp. variable faktorer.

Siden vi har realkapitalen som en regressor, vil vi estimere den langsiktige grense-elastisiteten av realkapital ved hjelp av minste kvadraters metode (MKM) i feiljusteringsmodellen. Den samlede skalaelastisitet er således fritt estimert.

I kap. 3 ble følgende tilpasningsbetingelse utledet (symbolene er forklart i kap. 3):

$$(4.1) \quad \frac{W \cdot L}{P_H \cdot H} = \frac{\alpha_L}{\alpha_H} = \frac{\alpha_L}{1 - \alpha_L}$$

hvor den siste likheten gjelder under forutsetning om at det er konstant skalaутbytte i variable faktorer.

Forholdet mellom de variable faktorene timeverk og vareinnsats velges avhengig av relativ faktorpris og parameteren α_L i produktfunksjonen.

Ut fra denne sammenhengen kan α_L finnes ved uttrykket

$$\alpha_L = \frac{W \cdot L}{W \cdot L + P_H \cdot H}$$

Våre estimat på α_L er bestemt ut fra 1990-data. Et alternativ ville ha vært å brukt et geometrisk snitt av historiske verdier på faktorandelen. Vi har altså ikke estimert α_L fra feiljusteringsmodeller. I feiljusteringsrelasjonen inngår dermed lang-siktssammenhengen mellom timeverk og relativ pris med en på forhånd gitt elastisitet beregnet ut fra Cobb-Douglas forutsetningen. Langtidssammenhengen mellom vareinnsats og relativ pris er beregnet på tilsvarende måte.

Tabell 4.1 viser pålagte verdier på α_L ut fra kostnadsandelene. Med meget få unntak varierer disse kostnadsandelene noe, men ikke mye over tid, jfr. figurer under omtalen av relasjonene for de enkelte sektorene. Vi har brukt kostnadsandelene i 1990 for å regne ut anslagene på parametrene i tabell 4.1. Disse er pålagt langtids-løsningene både i relasjonene for timeverk og i relasjonene for vareinnsats. Relasjonene er estimert separat ved MKM, og korttidsdynamikken er estimert fritt.

Timeverksligningen er spesifisert som en feilkorreksjonsmodell. La $l = \ln L$, $x = \ln X$, osv., og la TID være en trendvariabel. Den mest generelle ligningen er

$$(4.2) \quad \Delta l = a_0 + a_1 \Delta x + a_2 \Delta(w - p h) + b_0 \ln(l - x)_{-1} + b_1 \ln(w - p h)_{-1} + b_2 k_{-2} + b_3 TID + u_t$$

Tabell 4.1. Pålagte langtidselastisiteter mhp. relativ faktorpris i relasjonene for vareinnsats og timeverk

Sektor	α_L = -elastisitet mhp. relativ faktorpris i lig- ningen for vareinnsats
Prod. av konsumvarer	0,23
Prod. av råvarer	0,18
Prod. av verkstedprodukter	0,35
Prod. av skip og plattform	0,20
Bygge- og anleggsvirksomhet	0,33
Bank og forsikring	0,50
Utenriks sjøfart	0,16
Innenlands samferdsel	0,50
Varehandel	0,50
Prod. av bolig tjenester	0,04
Øvrig privat tjenesteyting	0,50

Langtidselastisiteten av timeverk mhp. relativ faktorpris er $-b_1/b_0$, som tilsvarer $-\alpha_M = \alpha_L - 1$ hvor α_L er grenseelastisiteten mhp. arbeidskraft. Denne elastisiteten ble hentet fra (4.1) over og tabell 4.1. I mange tilfeller viste det seg at det var meget høy korrelasjon mellom trendvariabelen og logaritmen til realkapitalbeholdningen. Når begge disse variablene var inkludert, fikk ofte begge lave t-verdier, men når en av dem ble tatt ut, ble den andre signifikant. Dette gjaldt enten det var trenden eller kapitalen som ble utelatt. Data kan altså ofte ikke si om nedgangen i forholdet mellom timeverk og produksjon kan tilskrives autonom teknisk framgang eller økt kapitalintensitet. Vi har a priori oppfatninger av at teknisk framgang i stor grad skjer som følge av installering av nytt utstyr, og at det er lite tilfredsstillende med en modell som sier at produktivitetsveksten kommer til å fortsette uavhengig av økonomiske forhold. I de tilfellene hvor data ikke gav klare svar, har vi derfor bevisst valgt å inkludere realkapitalen og utelate trendleddet. En relasjon med konstant skalutbytte mhp. variable faktorer samtidig som realkapitalen inngår betyr at skalaelastisiteten mhp. alle faktorer blir større enn 1. Å ha relasjoner der realkapitalen ikke inngår er et brudd med den generelle Cobb-Douglas produktfunksjonen $X = F(K, L, H)$. En slik relasjon kan imidlertid ses som et spesialtilfelle der kapitalen er en separat faktor slik at f. eks. $X = F(L, H)$ og $X = kK$, hvor k er en konstant.

For å unngå korrelasjon mellom restleddet og høyresidevariablene har vi estimert parametrene i relasjon (4.2) med instrumentvariable. Det er nyttet instrumenter for endring i logaritmen til produksjonen i sektoren og relativ faktorpris. Som instrumenter for produksjonsendringen er nyttet produksjonsendringen lagget inntil fire perioder, endring i markedsveksten i utlandet i inneværende periode og lagget inntil fire perioder, vekst i offentlig konsum lagget inntil fire perioder. Reallønnsvekst lagget lagget fire perioder er også tatt med for å ta vare på eventuelle tilbuds-effekter av lønnsnivået. I enkelte sektorer er ytterligere regressorer tatt med. Det er omtalt i avsnittene for hver enkelt relasjon.

I steden for å forutsette konstant skalutbytte mhp. variable faktorer kunne vi estimert skalaelastisiteten fritt, evt. forutsatt konstant utbytte mhp. alle faktorer. Bakgrunnen for at vi festet oss ved forutsetningen om konstant skalautbytte mhp. de variable faktorene alene var at tidligere modellversjoner (se f. eks. Cappelen og Longva (1987), s. 198-199) til og med hadde stigende skalautbytte mhp. disse faktorene når en estimerte uten denne restriksjonen. Å anta konstant skalautbytte mhp. de variable faktorene representerer således en endring i forhold til tidligere modellversjoner. Siden få prisrelasjoner har signifikante virkninger av nivået på kapasitetsutnyttning, gjør forutsetningen om konstant skalautbytte at prisrelasjonene blir (nesten helt) konsistente med kostnadsfunksjonene som ligger bak faktoretterterspørselsfunksjonene, se kap. 2. I Cappelen m.fl. (1992) er det estimert en timeverksrelasjon for privat sektor fastlands-Norge, der skalaelastisiteten ble større enn en. Timeverkenes ble funnet å stå i substitusjonsforhold til maskinkapital, men ikke bygningskapital. Vi har med utgangspunkt i disse resultatene funnet det rimelig å legge på a priori forutsetninger om produksjonsstrukturen i de estimerte relasjonene. Disse blir så gjort gjenstand for grundig testing for å undersøke om de relasjonene som framkommer kan sies å være forenlig med det datamaterialet som nyttes. Det viser seg å være tilfellet.

For å gi et kortfattet bilde av hva som eventuelt ville kunnet bli resultatet om vi hadde tatt et mindre teoribasert utgangspunkt og estimert alle relasjoner uten apriori fastlegging av langtidskoeffisienter, har vi utført en slik estimeringsrunde for industrien ialt (ekskl. raffineringssektoren).

Uten restriksjoner på skalelastisiteten medfører kostnadsminimering mhp. variable faktorer gitt produksjonen, faktorprisene og realkapitalen, følgende langsiktige relasjon

$$(4.3) \quad l = \ln A - \frac{\alpha_L}{\alpha_L + \alpha_H} (w - ph) - \frac{\alpha_K}{\alpha_L + \alpha_H} k_{-1} + \frac{1}{\alpha_L + \alpha_H} x - \frac{\rho}{\alpha_L + \alpha_H} TID$$

(4.3) inneholder fire parametre av interesse (α_L , α_H , α_K og ρ) som antas positive. Alle grenseelastisitetene og følgelig også skaleelastisiteten blir identifisert direkte ved estimering med MKM (eller IV). Resultatene fra en slik prosedyre var imidlertid ikke oppløftende jfr. tabell 4.2.

Å estimere alle nøkkelparametrene fritt medfører en skaleelastisitet mhp. variable faktorer på 1,8 (følger av at timeverkenes elastisitet mhp. produksjonen er 0,56), samt en positiv elastisitet av timeverkene mhp. kapitalen. Dette kan tolkes som teknisk komplementaritet, men med en Cobb-Douglas produktfunksjon innebærer dette negativ grenseelastisitet. Estimater på elastisiteten av relativ faktorpris blir lavere enn det som følger av kostnadsandelen. Om vi pålegger at langtidselastisiteten mhp. variable faktorer skal være lik 1, får vi resultatene i kolonne 2. Da går kapitalelastisiteten mye ned, men den er fortsatt positiv. Faktorpriselastisiteten øker også mye. I kolonne (3), (4) og (5) har vi pålagt at langtidselastisiteten mhp. faktorpris skal være -0,8 med utgangspunkt i kostnadsandelen og Cobb-Douglas forutsetningen, noe som fører til at kapitalens elastisitet går opp igjen. I kolonne (4) er kapitalen tatt ut. Det fører til at trendvariabelens koeffisient blir mer enn halvert i forhold til de tre andre spesifikasjonene. I kolonne (5) har vi i stedet fjernet trendvariabelen som var signifikant i kolonne (3). Da får kapitalbeholdningen «rett» fortegn, og den samlede skaleelastisiteten mhp. alle faktorer blir knapt 1,5.

Tabell 4.2. Langtidselastisiteter i timeverksrelasjon for industri i alt

Elastisitet av timeverk mhp.:	Generell relasjon (1)	Konstant skaleutbytte i variable faktorer (2)	Også pålagt elastisitet mhp. (w-ph) = 0,8 ut fra kostnadsandel (3)	Som (3), men uten k-1 (4)	Som (3), men uten trend (5)
Kapital	0,70	0,22	0,48	0	-0,48
Produksjon	0,56	1,00	1,00	1,00	1,00
Relativ faktorpris	-0,18	-0,40	-0,80	-0,80	-0,80
«Ett år» (tekn.trend)	-3,8%	-3,4%	-3,0%	-1,5%	0

Konklusjonen på disse estimeringene for industrien i alt er at det er nødvendig å legge klare restriksjoner på den modellen som skal estimeres for at en skal få meningsfulle estimater. For den aggregerte relasjonen er det bare den i kolonne (5) som har et fortegn på elastisiteten av kapital, som kan anses å stemme overens med teorien.

Ved estimering av vareinnsatsrelasjoner er følgende tillempninger gjort. Langtids-sammenhengen mellom vareinnsatsandelen (ZH) på den ene siden og relativ faktorpris (W/Q) samt realkapitalbeholdningen (K) på den andre siden, ble tatt direkte fra estimeringene av timeverksligningene. Cobb-Douglas produksjonsteknologi innebærer strengt tatt at også den estimerte trenden fra timeverksligningen skal gjelde i ligningen for ZH, men et blick på data sier at denne forutsetningen er uholdbar. Vi løsnet dermed litt på forutsetningene og estimerte trender i vareinnsatsrelasjonen fritt. Vi brukte en lineær trend.

Relasjonen for vareinnsats er:

$$(4.4) \quad \Delta zh = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x + \alpha_2 \Delta(w-ph) + \alpha_3 TID + \lambda \cdot FJ_{-1}$$

hvor

$$FJ = zh - \alpha_L \cdot (w-ph) - \theta k$$

θ er langtidskoeffisienten for kapital estimert fra timeverksrelasjonen mens α_L er langsiktselastisiteten for vareinnsats mhp. faktorpriser, hentet fra tabell 4.1.

Venstresidevariabelen for vareinnsats er endringen i vareinnsatsandelen, Δzh , og ikke endring i vareinnsatsen absolutt. Denne formuleringen er imidlertid observasjonsmessig ekvivalent med en formulering der vi har Δh og i tillegg har Δx som høyresidevariabel med koeffisient på 1.

Vareinnsatsrelasjonene har vært gjenstand for langt mindre omfattende modellseleksjon enn relasjonene for timeverk. Vi rapporterer likevel fullt sett med testobservatorer også for vareinnsatsrelasjonene. I hvert avsnitt under pkt. 4.3 viser vi figurer over kostnadsandelen i sektoren, målt som lønnskostnaden som andel av samlede kostnader til arbeidskraft og vareinnsats. Videre vises en figur over timeverk og vareinnsats per produsert enhet, samt resultater fra en (statisk) simulering over estimeringsperioden. I hvert avsnitt vises også plott av rekursive estimater av alle koeffisientene for hver relasjon (unntatt sesongdummien). Variabeloversikt er gitt i vedlegget.

I figurene over faktiske og (statisk) simulerte verdier er det nyttet gjennomsnittlige verdier over fire kvartaler. Grunnen til dette er at det er svært store sesongmessige variasjoner i timeverkene og i vareinnsatskoeffisientene slik at det ikke blir mulig å danne seg et visuelt inntrykk av simuleringsegenskapene til relasjonene uten glatting av tallene.

4.2 Hovedresultater

Vi summerer her opp hovedresultatene av estimeringene. Interimmultiplikatorer for de ulike forklaringsvariablene er vist til slutt i avsnittet.

Til tross for at vi har pålagt relativt strenge restriksjoner fra Cobb-Douglas forutsettningene, er det bemerkelsesverdig få problemer med testobservatorene i relasjonene for timeverk. For enkelte sektorer er autokorrelasjonstestene på grensen til å forkaste at restleddene er ukorrelerte (Produksjon av konsumvarer, Bygg og anlegg, Utenriks sjøfart, Kraftforsyning, Øvrig privat tjenesteyting), dvs. at de er i nærheten av å forkaste en nullhypotese om at restleddene ikke er autokorrelerte på ca. 10 prosents signifikansnivå.

Trendene i timeverksrelasjonene innebærer en autonom årlig nedgang i arbeidskraftbruken per produsert enhet på ca. 2 prosent, eller mindre for Råvareindustri, Verkstedindustri, Produksjon av skip og oljeplattformer, Kraftforsyning og Innenlands samferdsel. For Produksjon av Konsumvarer, Bygg og anlegg, Varehandel og Øvrig privat tjenesteyting er det ingen trender i timeverksligningene. Det er en positiv trend i Bank og forsikring. For de endogene timeverkene sett under ett, er autonom teknisk endring per år under 0,5 prosent.

Feiljusteringsmodellen har ingen restriksjoner om at de kortsiktige effektene av endringer i høyresidevariablene, skal være mindre enn de langsiktige. Tilfeller hvor korttidselastisitetene er større enn langtidselastisitetene, kalles «overshooting». Det er heller ingen automatikk i at det er en glatt overgang fra korttidseffekter til langtidsløsningen. Interimmultiplikatorene for de estimerte relasjonene er vist i avsnitt 4.13. Det er en viss overshooting i tilpasningen av timeverkene ved økt produksjon i Produksjon av konsumvarer, i Utenriks sjøfart og i Innenlands samferdsel. Utslagene i den nevnte industrisektoren er neglisjerbart, mens elastisiteten for de to øvrige sektorene er i størrelsesorden 1,15 etter 3-4 år, før elastisiteten avtar mot 1 igjen. Ser vi den endogene sysselsettingen under ett, forsvinner disse effektene. Elastisitetene øker kvartal for kvartal til langtidsløsningen nås. Gjennomsnittlig økning i endogene timeverk det første året ved en 1 prosents økning i produksjonen, er 0,5 prosent. Etter 2 år er tallet 0,7 prosent, mens det etter 5 år er 0,9 prosent.

Tilpasningen til endret realkapitalbeholdning og relativ faktorpris skjer mye glattere, på grunn av at disse variablene ikke inngår på endringsform. Tilpasningen er også for disse variablene tildels meget tidsutstrakt.

Den langsiktige elastisiteten av timeverk mhp. realkapital for alle sektorene sett under ett er -0,2, som innebærer en skaleelastisitet mhp. alle produksjonsfaktorer på 1,2. En 1 prosents økning i lønnskostnader i forhold til prisen på vareinnsats, medfører på lang sikt en reduksjon i timeverkene på knapt 0,6 prosent. Samtidig øker vareinnsatsen med 0,3 prosent, som i en mer komplett modell der indirekte sysselsettingsvirkninger som følge av økt produksjon i sektorer som leverer vareinnsats, vil motvirke den initiale sysselsettingsnedgangen.

Det viste seg at feiljusteringsparameteren i relasjonen for vareinnsats ble svært liten i tallverdi for enkelte industrisektorer, dvs. at tilpasningen mot langtidslikevekt går relativt langsomt. Dette kan tolkes som at vi ikke har funnet kointegrerende sammenhenger, jfr. omtalen i kap. 3. Vi har latt hensynet til konsistent behandling av vareinnsats og timeverk telle så sterkt at vi likevel har innarbeidet disse relasjonene i KVARTS-modellen. Til tross for lave t-verdier var fortegnet (korrekt) negativt. Vi påla i disse tilfellene verdier på disse tilpasningsparametrene. I flere tilfeller kunne vi pålegge de samme parametrene som vi oppnådde foran lagget endogen variabel i timeverkslikningene, uten at residualene utviste særlig systematikk. Men for enkelte sektorer førte dette til en sterk autokorrelasjon i residualene, og vi måtte redusere den pålagte verdien på tilpasningsparameteren. Vi har ikke lagt vekt på en rigorøs feilspesifikasjonstesting av vareinnsatsrelasjonene, siden vår modellering i en del tilfeller ser ut til å gi resultater som avviker fra det en spesifisering med stor vekt på god dynamisk spesifisering ville gitt. Vi har imidlertid bevisst redusert ambisjonene om god dynamisk spesifisering for vareinnsatsrelasjonene mot å få en mer teori-nær spesifisering, som ivaretar konsistensen mellom etterspørsel etter vareinnsats og etterspørsel etter arbeidskraft.

For Produksjon av verkstedprodukter satte vi feiljusteringskoeffisienten a priori til -0,05, etter at den ble -0,02 ved fri estimering. Denne prosedyren kunne vi ikke følge for Produksjon av skip og oljeplattformer, uten at denne relasjonen oppførte seg urimelig i historiske simuleringer. Vi har tatt med feiljusteringsvariabelen til tross for at den ikke er signifikant og liten i tallverdi. Det er imidlertid en rask effekt av relative faktorpriser for denne sektoren. Det er effekten av realkapital på vareinnsatsandelen som tar lang tid på å spille seg ut. For de tjenesteytende sektorene ble feiljusteringskoeffisientene større i tallverdi, og det var små problemer med å estimere relasjonene.

Økninger i produksjonen medfører en momentan økning i vareinnsatsen i industrisektorene. I Bygg- og anlegg og i Bank- og forsikring medfører økt produksjon at vareinnsatsandelen øker temporært, mens det er kortsiktig tiltakende utbytte av vareinnsats alene for Utenriks sjøfart, Innenriks samferdsel og Varehandel.

I relasjonene for vareinnsats har de trendene som er med, positivt fortegn. Det er positiv trend for vareinnsatsen i Konsumvareindustri, Råvareindustri, Bank og forsikring og Innenlands samferdsel. Den langsiktige årlige effekten er mindre enn 1 prosent for de to industrisektorene og hhv. 2,5 og 1,5 for Bank og forsikring og Innenlands samferdsel. For vareinnsats i de modellerte sektorene i alt medfører trendene en autonom årlig endring på nær 0,5 prosent.

Interimmultiplikatorene ved økning i høyresidevariablene er vist i tabellene 4.3-4.9.

Tabell 4.3. Virkningsberegninger timeverk. 1 prosents økning i produksjonen. Prosent

	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Prod. av konsumvarer mv.	0,59	0,68	0,75	0,98	1,08	1,01	1,00	1,00
Prod. av råvarer	0,29	0,21	0,22	0,30	0,40	0,58	0,70	0,90
Prod. av verkstedprodukter	0,45	0,44	0,53	0,59	0,77	0,92	0,97	1,00
Prod. av skip og plattformer	0,18	0,44	0,31	0,37	0,53	0,73	0,88	0,99
Bygg og anlegg	0,00	0,21	0,38	0,51	0,81	0,97	1,00	1,00
Bank og forsikring	0,93	0,61	0,75	0,84	0,92	1,00	1,00	1,00
Utenriks sjøfart	0,00	0,44	0,70	0,72	1,12	1,11	1,02	1,00
Kraftforsyning	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Innenlands samferdsel	0,00	0,29	0,39	0,36	1,04	1,12	1,07	1,01
Varehandel	0,38	0,28	0,27	0,43	0,55	0,75	0,86	0,98
Øvrig privat tj.yting	0,23	0,25	0,52	0,46	0,61	0,75	0,87	0,98
Sum sektorene over	0,30	0,38	0,48	0,57	0,78	0,88	0,93	0,97

Tabell 4.4. Virkningsberegninger timeverk. 1 prosents økning i lønnskostnad per timeverk. Prosent

	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Prod. av konsumvarer mv.	0,00	0,00	-0,10	-0,25	-0,67	-0,82	-0,82	-0,79
Prod. av råvarer	-0,27	-0,18	-0,19	-0,26	-0,33	-0,47	-0,57	-0,72
Prod. av verkstedprodukter	0,00	-0,11	-0,17	-0,23	-0,41	-0,56	-0,62	-0,64
Prod. av skip og plattformer	0,00	-0,07	-0,14	-0,20	-0,59	-0,61	-0,71	-0,78
Bygg og anlegg	0,00	-0,14	-0,25	-0,34	-0,54	-0,65	-0,66	-0,66
Bank og forsikring	-0,37	-0,42	-0,44	-0,46	-0,49	-0,50	-0,50	-0,50
Utenriks sjøfart	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Kraftforsyning	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Innenlands samferdsel	0,00	-0,06	-0,07	-0,10	-0,21	-0,33	-0,41	-0,48
Varehandel	0,00	-0,08	-0,11	-0,12	-0,23	-0,36	-0,44	-0,51
Øvrig privat tj.yting	-0,10	-0,10	-0,22	-0,21	-0,29	-0,39	-0,44	-0,49
Sum sektorene over	-0,03	-0,06	-0,13	-0,19	-0,37	-0,49	-0,52	-0,56

Tabell 4.5. Virkningsberegninger timeverk. 1 prosents økning i realkapitalbeholdningen. Prosent

	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Prod. av konsumvarer mv.	0,00	0,00	-0,07	-0,12	-0,27	-0,31	-0,30	-0,30
Prod. av råvarer	0,00	0,00	-0,04	-0,06	-0,13	-0,24	-0,32	-0,44
Prod. av verkstedprodukter	0,00	0,00	-0,08	-0,13	-0,29	-0,43	-0,47	-0,50
Prod. av skip og plattformer	0,00	0,00	-0,05	-0,09	-0,22	-0,37	-0,44	-0,49
Bygg og anlegg	0,00	0,00	-0,04	-0,07	-0,13	-0,17	-0,18	-0,18
Bank og forsikring	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Utenriks sjøfart	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Kraftforsyning	0,00	0,00	0,73	0,93	0,33	0,99	1,00	1,00
Innenlands samferdsel	0,00	0,00	-0,06	-0,08	-0,19	-0,33	-0,41	-0,48
Varehandel	0,00	0,00	-0,05	-0,07	-0,18	-0,32	-0,40	-0,48
Øvrig privat tj.yting	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sum sektorene over	0,00	0,00	-0,04	-0,06	-0,14	-0,22	-0,25	-0,26

Tabell 4.6. Virkningsberegninger vareinnsats. 1 prosents økning i produksjonen. Prosent

	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Prod. av konsumvarer mv.	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Prod. av råvarer	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Verkstedindustri	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Prod. av skip og plattformer	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Bygg og anlegg	1,00	1,03	1,07	1,06	1,06	1,05	1,04	1,03
Bank og forsikring	1,00	1,14	1,20	1,22	1,15	1,03	1,01	1,00
Utenriks sjøfart	0,80	0,86	1,09	1,03	1,03	1,01	1,01	1,00
Innenlands samferdsel	0,73	0,82	0,89	0,93	0,99	1,00	1,00	1,00
Varehandel	0,66	0,80	0,95	0,91	0,95	0,98	0,99	1,00
Øvrig privat tj.yting	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Sum sektorene over	0,93	0,96	1,01	1,00	1,01	1,01	1,01	1,00

Tabell 4.7. Virkningsberegninger vareinnsats. 1 prosents økning i lønnskostnad per timeverk. Prosent

	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Prod. av konsumvarer mv.	0,00	0,01	0,03	0,04	0,08	0,14	0,18	0,22
Prod. av råvarer	0,00	0,01	0,03	0,04	0,10	0,15	0,17	0,58
Verkstedindustri	0,00	0,02	0,05	0,09	0,16	0,24	0,28	0,34
Prod. av skip og plattformer	0,00	0,00	0,01	0,02	0,03	0,05	0,08	0,13
Bygg og anlegg	0,08	0,08	0,09	0,09	0,11	0,14	0,17	0,23
Bank og forsikring	0,17	0,27	0,34	0,39	0,46	0,49	0,50	0,50
Utenriks sjøfart	0,24	0,18	0,19	0,19	0,18	0,17	0,16	0,16
Kraftforsyning	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Innenlands samferdsel	0,00	0,18	0,29	0,37	0,48	0,50	0,50	0,50
Varehandel	0,00	0,07	0,11	0,15	0,27	0,40	0,46	0,50
Øvrig privat tj.yting	0,14	0,31	0,47	0,43	0,46	0,49	0,49	0,50
Sum sektorene over	0,08	0,08	0,11	0,13	0,17	0,22	0,25	0,29

Tabell 4.8. Virkningsberegninger vareinnsats. 1 prosents økning i realkapitalbeholdning. Prosent

	Kvartal							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Prod. av konsumvarer mv.	0,00	0,00	-0,02	-0,03	-0,09	-0,16	-0,20	-0,25
Prod. av råvarer	0,00	0,00	-0,03	-0,08	-0,24	-0,41	-0,47	-0,50
Verkstedindustri	0,00	0,00	-0,03	-0,08	-0,22	-0,33	-0,40	-0,48
Prod. av skip og plattformer	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,06	-0,13	-0,18	-0,31
Bygg og anlegg	0,00	0,00	-0,01	-0,02	-0,06	-0,12	-0,18	-0,30
Bank og forsikring	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Utenriks sjøfart	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Kraftforsyning	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Innenlands samferdsel	0,00	0,00	-0,18	-0,29	-0,46	-0,50	-0,50	-0,50
Varehandel	0,00	0,00	-0,05	-0,07	-0,17	-0,27	-0,32	-0,35
Øvrig privat tj.yting	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Sum sektorene over	0,00	0,00	-0,03	-0,05	-0,12	-0,19	-0,22	-0,29

Tabell 4.9. Virkningsberegning trendvariabel. Effekt av «ett år». Simulert effekt etter 74 kvartaler. Prosentvis endring

	Timeverk	Vareinnsats
Prod. av konsumvarer mv.	0,00	0,84
Prod. av råvarer	-1,54	0,74
Prod. av verkstedprodukter	0,00	2,17
Prod. av skip og plattformar	-2,20	0,00
Bygg og anlegg	0,00	0,00
Bank og forsikring	0,71	2,50
Utenriks sjøfart	-2,41	0,00
Kraftforsyning ¹⁾	-2,21	0,00
Innenlands samferdsel	-1,24	1,39
Varehandel	0,00	0,00
Øvrig privat tj. yting	0,00	0,00
Sum sektorene over	-0,36	0,64

1) Ikke-lineær trend. Tabellen er regnet ut med utgangspunkt i 1990. I år 2000 blir tallet -1,82 prosent

4.3 Estimeringsresultater timeverk

4.3.1 Produksjon av konsumvarer

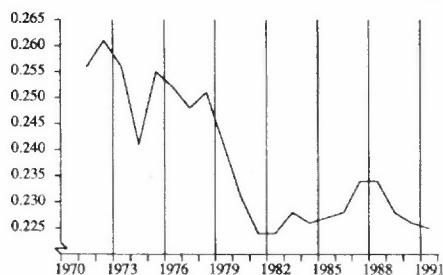
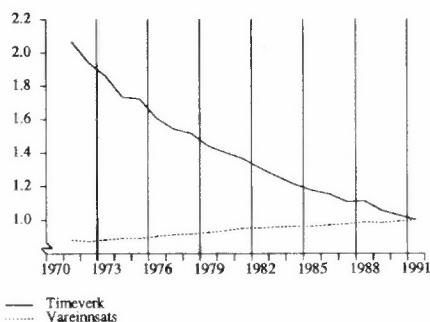
Kostnadsandelen har et skift i siste del av 1980-tallet, fra en verdi på omtrent 0,25 til 0,22. Selv om skiftet er tydelig nok, er det lite i tallverdi. Relasjonen pålagt langtidselastisitetene mhp. relativ faktorpris med utgangspunkt i Cobb-Douglas forutsetningen innsatt en kostnadsandel på 0,22, passerer de økonometriske spesifikasjonstestene. De rekursive estimatene (et visst unntak for konstantleddet) synes også meget stabile over tid, selv om enkelte koeffisienter ikke blir signifikante før mot slutten av 1980-tallet (det gjelder lagget endring i faktorprisen og lagget nivå på realkapitalbeholdningen samt feiljusteringsleddet). Den eneste lille ustabilitet gjelder årene 1986-1987, da koeffisienten for endring i produksjonen fikk en midlertidig høyere verdi. Dette var perioden med ekstraordinær sterk vekst i produksjon og etterspørsel. En mulig tolkning av disse rekursive estimatene er at det var særlig sterke forventninger om fortsatt produksjonsvekst i denne perioden, som førte til at estimatet på koeffisienten for faktisk produksjonsvekst steg. Når forventningene om sterk vekst etter hvert ble avløst av forventninger om nedgang, avtok også koeffisienten. Estimaten hadde sin laveste verdi ved utgangen av estimeringsperioden, og selv om forskjellen mellom de to ytterpunktene ikke er signifikant på 5 prosents nivå, utgjør nedgangen fra 1987 til 1991 en nedgang på i størrelsesorden 30 prosent. Selv om estimatet på tilpasningshastigheten må sies å være stabilt innenfor den statistiske usikkerheten som er til stede, må altså variasjonen i punkttestimatet sies å være betydelig. Med en langsiktig elastisitet mhp. realkapitalen på -0,3, blir skalaelastisiteten mhp. alle faktorer 1,3.

Tabell 4.10. Timeverk. Produksjon av konsumvarerVenstresidevariabel: ΔI

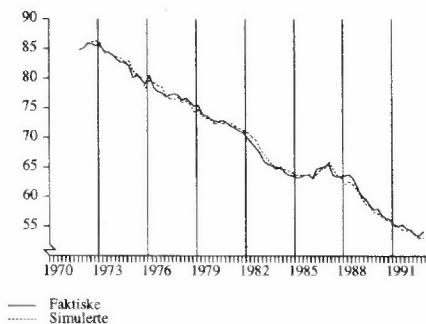
R^2 : 0,951 SER: 2,6% DW: 2,28 T: 82 K: 9
 Periode: 1971.3-1991.4 Metode: IV

LM F(1,72): 2,18 (0,14) LM F(2,71): 1,82 (0,17)
 LM F(4,69): 1,53 (0,20) LM F(8,65): 1,30 (0,26)
 NORM $\chi^2(2)$: 1,50 (0,47) RESET F(1,72): 0,19 (0,66)
 ARCH F(1,76): 0,02 (0,88) ARCH F(4,65): 0,72 (0,58)

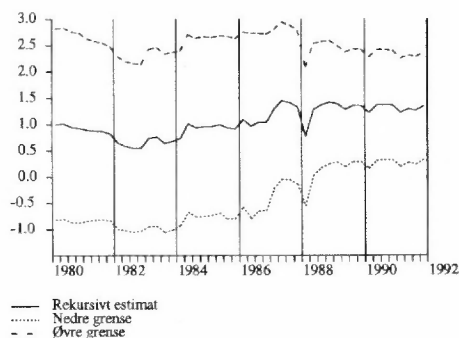
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	1,34	2,64
Δx	0,59	6,29
$\Delta(w-ph)_{-1}$	0,27	3,02
ΔI_{-3}	0,29	4,92
$(I-x)_{-1} + 0,8 \cdot (w-ph)_{-1}$	-0,22	-2,77
k_{-2}	-0,07	-2,42
D3	-0,11	-8,32
D1-DUM85	0,04	5,60
D2-DUM85	-0,03	-3,35

Figur 4.3.1.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader**Figur 4.3.1.2. Timeverk og vareinnsats per produsert enhet. Indeks (1991=1)**

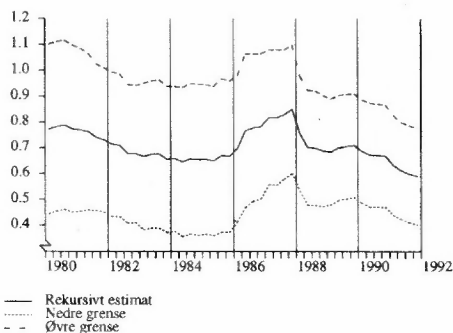
Figur 4.3.1.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)



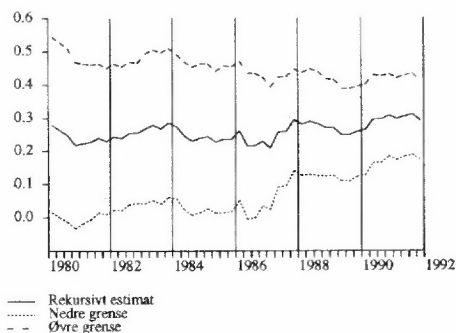
Figur 4.3.1.4. Rekursivt estimat, konstantledd, ± 2 st.avvik



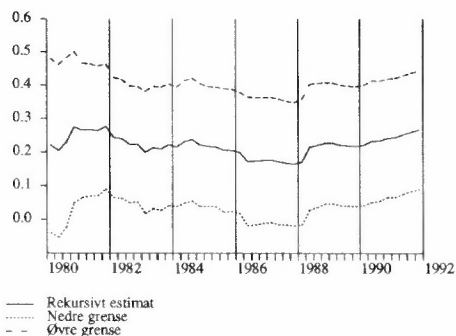
Figur 4.3.1.5. Rekursivt estimat, koeff. for Δx , ± 2 st.avvik



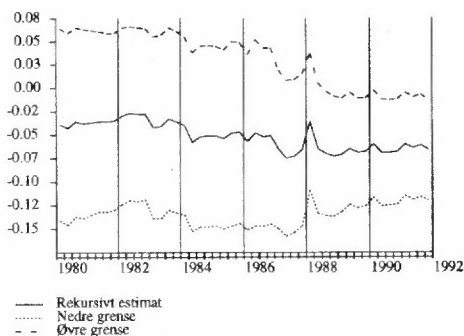
Figur 4.3.1.6. Rekursivt estimat, koeff. for Δl_2 , ± 2 st.avvik



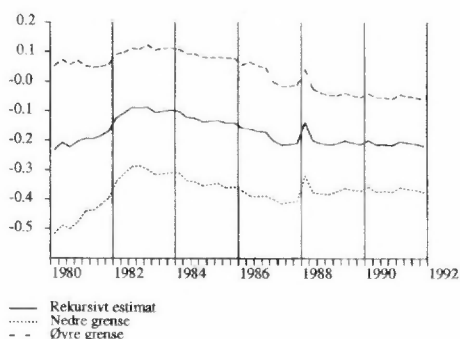
Figur 4.3.1.7. Rekursivt estimat, koeff. for $\Delta(w-ph)_1$, ± 2 st.avvik



Figur 4.3.1.8. Rekursivt estimat, koeff. for k_2 , ± 2 st.avvik



Figur 4.3.1.9. Rekursivt estimat, koeff. for feiljusteringsleddet. ± 2 st. avvik



4.3.2 Produksjon av råvarer

Det viste seg vanskelig å finne fram til en god relasjon for timeverkene i denne sektoren, idet alle spesifikasjoner fikk autokorrelerte restledd. Det viste seg at endring i ledighet, lagget, kunne inkluderes som variabel i timeverksrelasjonen for denne sektoren, slik at autokorrelasjonen i residualene forsvant. En økning i ledigheten på ett prosentpoeng reduserer timeverkene med 2,8 prosent i denne sektoren etter 3 kvartaler (dette utgjør 0,2 prosent av samlet sysselsetting), men har ingen varig effekt. Dette kan kanskje betraktes som et kunstgrep, men gis en teoretisk begrunnelse i Shapiro og Stiglitz (1984). Den teoretiske begrunnelsen for denne sammenhengen er at de ansattes innsats på jobben er avhengig av den straffen i form av lavere inntekter de risikerer hvis de blir sagt opp. Med høyere ledighet vil tapet ved å bli oppsagt være høyere enn ved lav ledighet, hvor det er lettere å få jobb etterpå. Derfor vil økt ledighet isolert sett føre til at de ansattes effektivitet øker, mao. at timeverksbruken for gitt produksjon går ned. Ledighetseffekter på arbeidskraftsetterspørselen er også rapportert på norske data av Moene og Nymoen (1991).

Fritt estimert fikk kapitalbeholdningen en langsiktskoeffisient på -1 noe som impliserer en skalelastisitet mhp. alle faktorer på 2. Dette har vi vurdert som alt for høyt, og vi forsøkte om vi kunne pålegge en elastisitet på 1,5, som vi ville kunne akseptere for denne sektoren. Da ble imidlertid koeffisienten for laggede timeverk insignificant. Det har sammenheng med at det er en trendmessig nedgang i timeverk per produsert enhet, men omtrent konstant kapital/produksjonsrate siden midten av 1970-tallet. Det ser til og med ut til å være en positiv samvariasjon mellom kapitalbeholdning og timeverk midt på 1970-tallet. Ved inkludering av endring i kapital som høyresidevariabel fikk den signifikant positivt fortegn, dvs. at timeverk og kapital er komplementærer på kort sikt, men alternative på lang sikt. Vi vurderte imidlertid den relasjonen som da framkom som lite egnet, siden korttidseffektene dominerte over langtidseffektene innenfor alle rimelige analysehorisonter (innenfor 20 år minst). Vi har derfor bare tatt med lagget kapitalbeholdning.

Tabell 4.11. Timeverk. Produksjon av råvarer

Venstresidevariabel: ΔI R^2 : 0,937 SER: 2,8% DW: 1,88 T:82 K: 11

Periode: 1971.3-1991.4 Metode: IV

LM F(1,70): 0,39 (0,53)

LM F(2,69): 0,74 (0,48)

LM F(4,67): 0,71 (0,59)

LM F(8,63): 0,81 (0,59)

NORM $\chi^2(2)$: 1,10 (0,58)

RESET F(1,70): 0,01 (0,91)

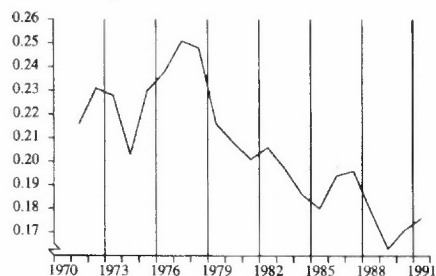
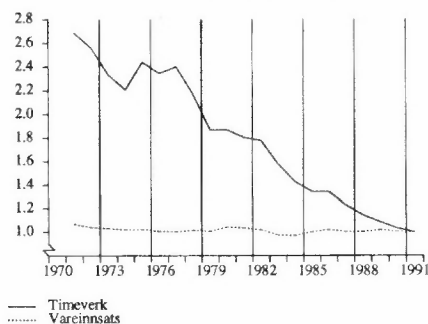
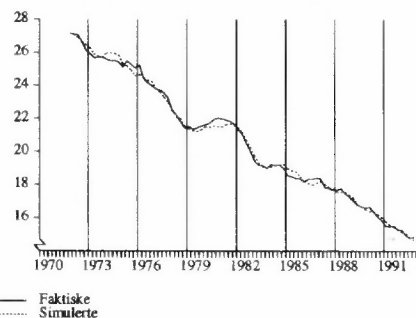
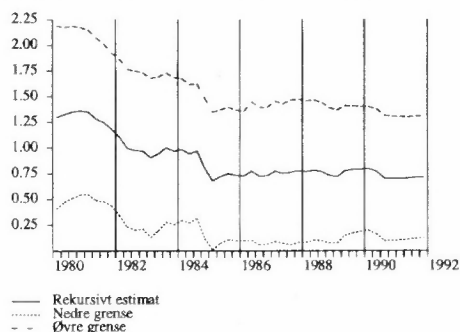
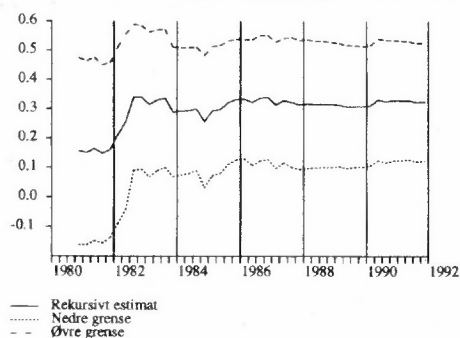
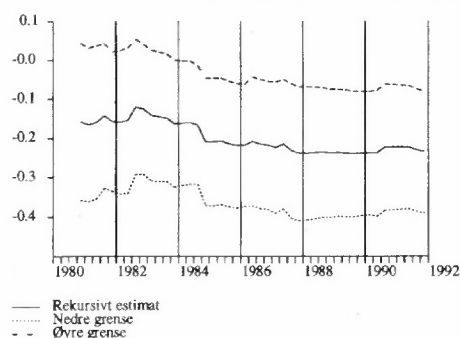
ARCH F(1,69): 0,86 (0,36)

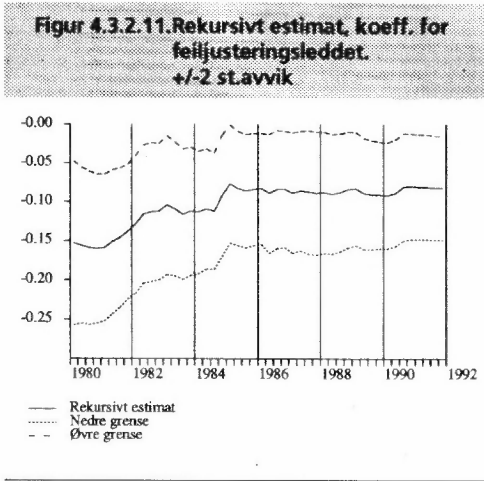
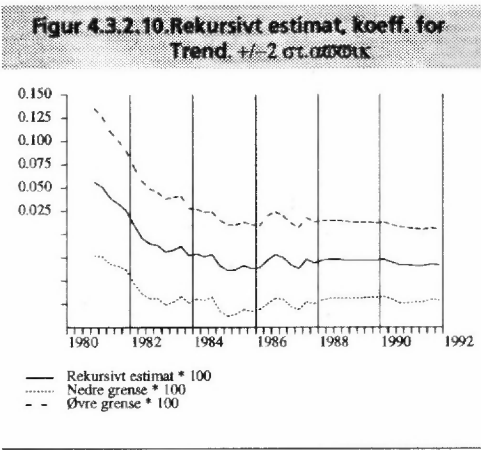
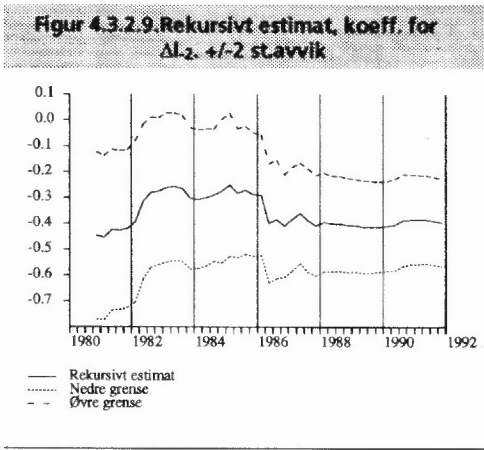
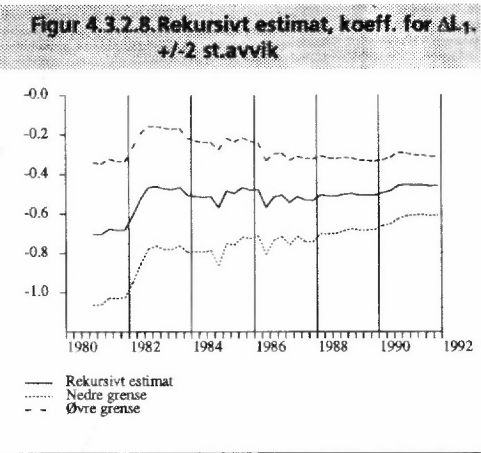
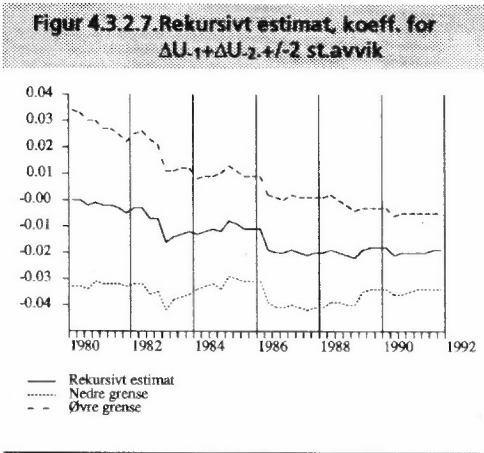
ARCH F(4,63): 0,35 (0,84)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,72	2,42
$\Delta U_{-1} + \Delta U_{-2}$	-0,02	-2,66
Δx	0,29	3,49
$\Delta(w-ph)$	-0,27	-3,40
ΔI_{-1}	-0,48	-6,43
ΔI_{-2}	-0,33	-3,76
trend:100	-0,03	-1,71
$0,8 \cdot (w-ph)_{-1} + 0,5 \cdot k_{-2} + (I-x)_{-1}$	-0,08	-2,46
D1:DUM85	0,03	2,66
D2	0,02	1,64
D3	-0,10	-10,34

Ved bruk av instrumentvariabelmetoden ble koeffisienten for endring i produksjonen insignifikant, mens den ble klart signifikant ved bruk av MKM. Estimaten fra instrumentmetoden ville da innebære en svært langsom tilpasning av timeverkene ved endringer i produksjonen (heller ikke laggede verdier av endring i produksjonen ble signifikant). Ut fra våre a priori oppfatninger av tilpasningshastigheten av timeverkene ved produksjonsendringer, har vi i lys av dette valgt å bruke resultatene som framkommer uten å bruke instrument for Δx for denne sektoren, til tross for mulig simultanitetsskjevheter. For relativ faktorpris på endringsform ble resultatene de samme enten en brukte MKM eller instrumentvariabelmetoden.

De lave t-verdiene for endring i produksjon ved instrumentmetoden kan skyldes at vi ikke har funnet gode instrumenter for denne variabelen. Feilen vi eventuelt gjør ved å bruke instrument for Δx er større jo større samvariasjonen mellom restleddet og produksjonen er. Det er grunn til å tro at denne kovariansen er liten idet sjokk i etterspørselen rettet mot denne sektoren i det alt vesentligste vil motsvares av lagerbevegelser mens produksjonen vil variere relativt lite, innenfor et tidsperspektiv på ett kvartal.

Figur 4.3.2.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader**Figur 4.3.2.1. Faktorforbruk per produsert enhet****Figur 4.3.2.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)****Figur 4.3.2.4. Rekursivt estimat, konstantledd. +/- 2 st.avvik****Figur 4.3.2.5. Rekursivt estimat, koeff. for Δx . +/- 2 st.avvik****Figur 4.3.2.6. Rekursivt estimat, koeff. for $\Delta(w-ph)$. +/- 2 st.avvik**



4.3.3 Estimeringsresultater timeverk. Produksjon av verkstedprodukter

Estimeringsresultatene for timeverksrelasjonen for produksjon av verkstedprodukter er vist i tabell 4.12. Kostnadsandelen for denne sektoren falt fra omtrent 0,4 ved slutten av 1970-tallet, til 0,35 ved utgangen av estimeringsperioden. Timeverksbruken i sektoren avtok noe fram til 1982/83 da det kom en periode med vekst i sysselsettingen. Sysselsettingen har avtatt betydelig etter 1988.

Realkapitalen ble ikke signifikant når trendvariabelen var med, men ble signifikant når denne ble tatt ut. Ut fra vår a priori oppfatning av at vi heller vil ha med realkapitalen enn trenden (alt annet likt) inneholder den valgte relasjonen bare lagget kapital. Ved fri estimering ble langtidselastisiteten -0,6, og vi påla i den endelige relasjonen at denne skulle være -0,5, for ikke å få for høy skalaelastisitet.

Tabell 4.12. Relasjon for timeverk. Produksjon av verkstedprodukter

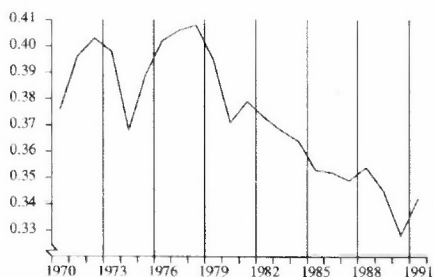
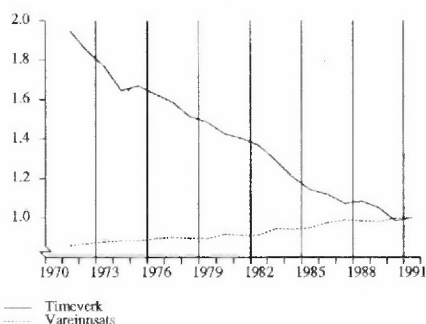
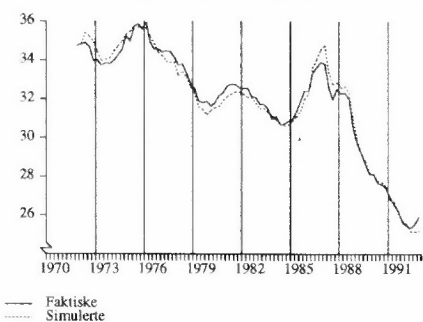
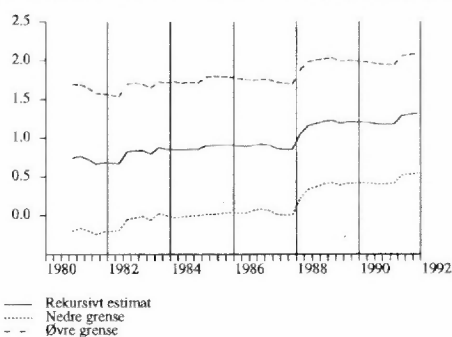
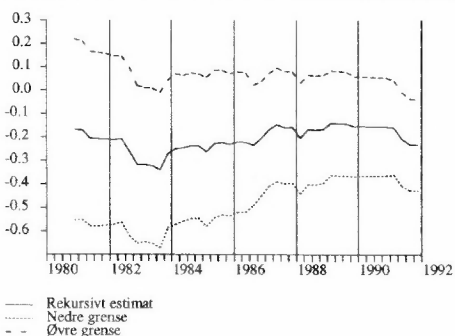
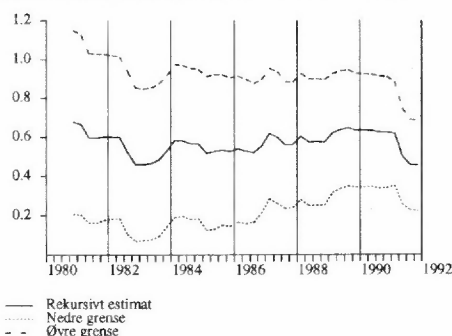
Venstresidevariabel: Δl

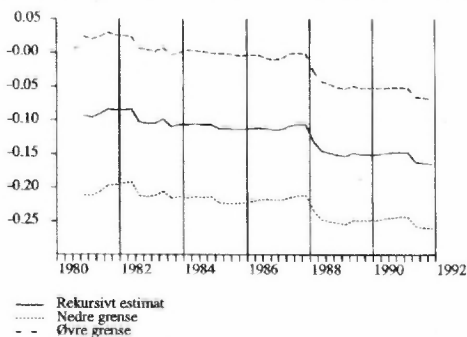
R^2 : 0,955 SER: 2,8% DW: 1,98 T:82 K: 9
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: IV

LM F(1,73): 0,00 (0,97) LM F(2,72): 0,01 (0,99)
LM F(4,70): 1,34 (0,26) LM F(8,66): 1,78 (0,10)
NORM $\chi^2(2)$: 1,30 (0,52) RESET F(1,72): 0,61 (0,44)
ARCH F(1,72): 0,14 (0,71) ARCH F(4,66): 0,22 (0,92)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	1,32	-3,39
Δx	0,46	-3,92
Δl_{-1}	-0,23	-2,38
$0,65 \cdot (w-ph)_{-1} + 0,5 \cdot k_{-2} + (l-x)_{-1}$	-0,17	-3,42
D1	0,04	2,04
D2	-0,04	-3,44
D3	-0,07	-3,46
DUM862+DUM874 ¹⁾	0,12	5,97

1) Dummyvariabel med verdi 1 i hhv. 1986.2 og 1987.4, 0 ellers

Figur 4.3.3.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader

Figur 4.3.3.2. Faktorbruk per produsert enhet. Indeks (1991=1)

Figur 4.3.3.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)

Figur 4.3.3.4. Rekursivt estimat, konstantledd. +/- 2 st. avvik

Figur 4.3.3.5. Rekursivt estimat, koeff. for ΔL_t . +/- 2 st. avvik

Figur 4.3.3.6. Rekursivt estimat, koeff. for Δx_t . +/- 2 st. avvik


Figur 4.3.3.7 Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet, ± 2 st. avvik

4.3.4 Produksjon av skip og plattformer

Resultatene for timeverksligningen for denne sektoren er vist i tabell 4.13.

Denne sektoren var bl.a. gjenstand for en omfattende offentlig støtte i forbindelse med motkonjunkturpolitikken på 1970-tallet, og den mottar fortsatt betydelig støtte. Motkonjunkturpolitikken er nok hovedforklaringen på at den trendmessige nedgangen i timeverk per produsert enhet stoppet helt opp i andre halvdel av 1970-tallet. Først rundt 1985 skjedde det en betydelig økning i produktiviteten igjen, men den årlige produktivitsveksten var på slutten av 1980-tallet mindre enn før 1975. I timeverksrelasjonen for denne variabelen har vi forsøkt å inkludere en indikator for omfanget av næringsstøtte. Denne ble formulert som netto subsidier som andel av sektorens kostnader til arbeidskraft og vareinnsats og fikk (forventet) positivt fortegn, men ble ikke signifikant på 5 prosents nivå. Relasjonen inneholder således ikke noen eksplisitte indikatorer for støttenivået.

Både kapital og relativ faktorpris inngår i langtidsløsningen. Langtidselastisiteten mhp. kapital måtte fastlegges a priori til $-0,5$, siden punktestimatet ble større i tallverdi enn dette ved fri estimering.

Det er tegn til en viss autokorrelasjon i residualene, som dog ikke er signifikant på 5 prosents nivå. Det er klare ustabiliteter i flere av de rekursive estimatene for denne sektoren. Feiljusteringsleddet blir ikke signifikant før etter 1990, selv om tallverdien på estimatet ikke har endret seg mye siden 1984. Feiljusteringsleddet og konstantleddet endrer seg i motsatt retning i perioden 1982-1984. Trendleddet og koeffisienten for endring i produksjonen er stabile.

Tabell 4.13. Relasjon for timeverk. Produksjon av skip og plattformer

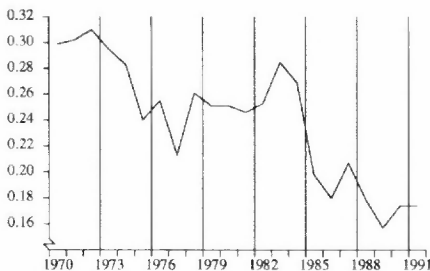
Venstresidevariabel: ΔI

R^2 : 0,903 SER: 4,1% DW: 2,31 T:82 K: 6
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: IV

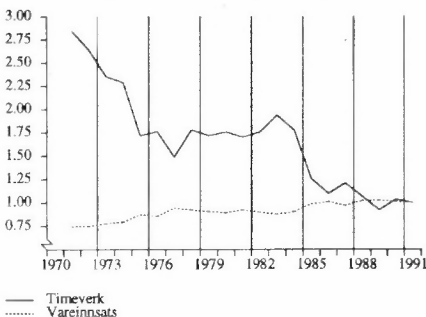
LM F(1,75): 1,89 (0,17)	LM F(2,74): 1,21 (0,30)
LM F(4,72): 1,26 (0,29)	LM F(8,68): 1,13 (0,36)
NORM $\chi^2(2)$: 1,11 (0,57)	RESET F(1,75): 0,03 (0,87)
ARCH F(1,74): 0,69 (0,41)	ARCH F(4,68): 0,82 (0,52)

VARIABLE	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,76	3,04
$\Delta x + \Delta x_{-1} - \Delta x_{-2} - \Delta x_{-6}$	0,18	9,96
trend:100	-0,05	-2,44
$0,8 \cdot (w-ph)_{-1} + (1-x)_{-1}$	-0,09	-2,99
D1	-0,08	-7,86
D3	-0,07	-5,74

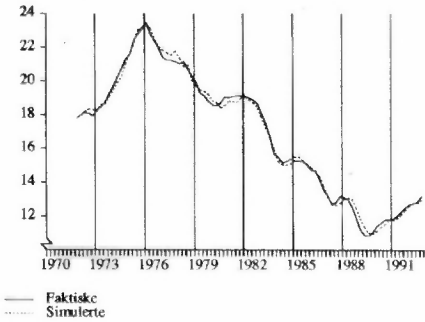
Figur 4.3.4.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader



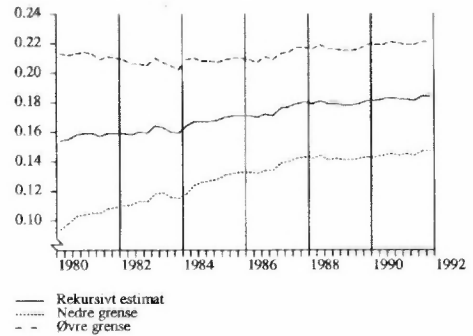
Figur 4.3.4.2. Faktorbruk per produsert enhet. Indeks (1991=1)



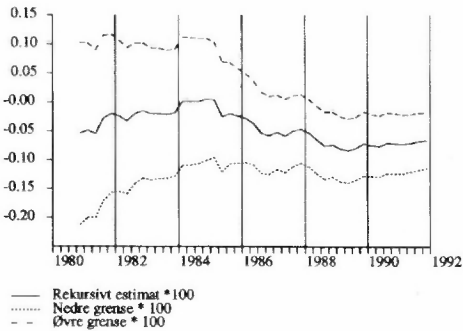
Figur 4.3.4.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)



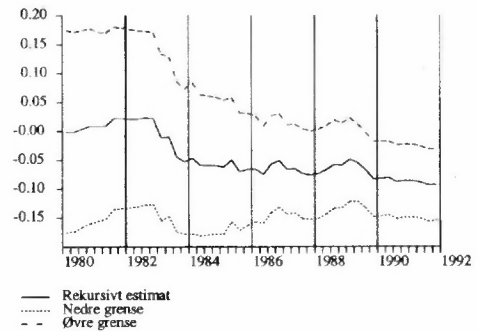
Figur 4.3.4.4. Rekursivt estimat, koeff. for Δx , ± 2 st.avvik



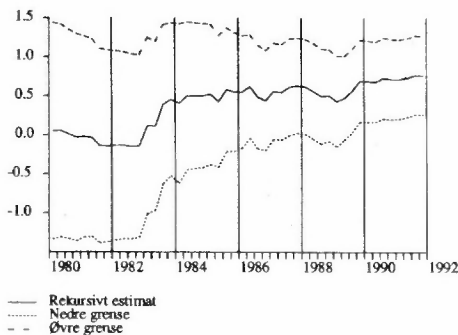
Figur 4.3.4.5 Rekursivt estimat, koeff. for trendleddet 100, ± 2 st.avvik



Figur 4.3.4.6 Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet, ± 2 st.avvik



Figur 4.3.4.7 Rekursivt estimat, konstantledd, ± 2 st.avvik



4.3.5 Bygg og anlegg

Koeffisienten for endringen i produksjonen ble ikke signifikant, og dette er således en vanlig «partial adjustment»-modell. Det er tegn til autokorrelasjon, men testene er ikke signifikante på 5 prosents nivå. Koeffisienten for lagget kapital og feiljusteringsleddet blir stadig mindre i tallverdi. Langtidselastisiteten mhp. realkapital er estimert fritt til -0,2.

Tabell 4.14. Relasjon for timeverk. Bygg og anlegg

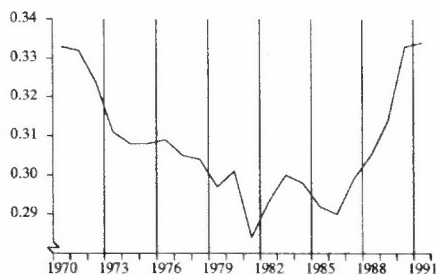
Venstresidevariabel: ΔI

R^2 : 0,904 SER: 3,4% DW: 2,27 T: 82 K: 6
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

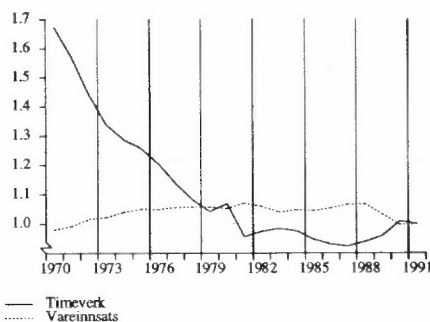
LM F(1,75): 1,69 (0,20) LM F(2,74): 2,58 (0,08)
LM F(4,72): 2,11 (0,08) LM F(8,68): 1,02 (0,43)
NORM $\chi^2(2)$: 3,90 (0,14) RESET F(1,75): 0,25 (0,62)
ARCH F(1,74): 0,51 (0,47) ARCH F(4,68): 0,54 (0,71)

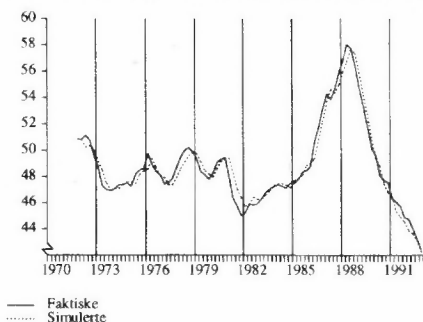
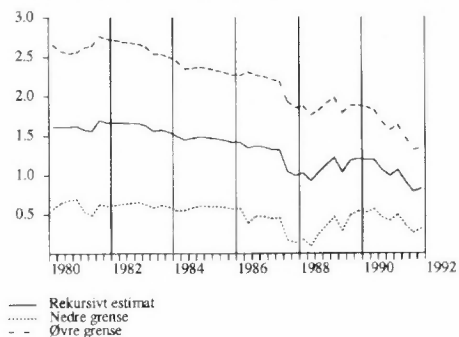
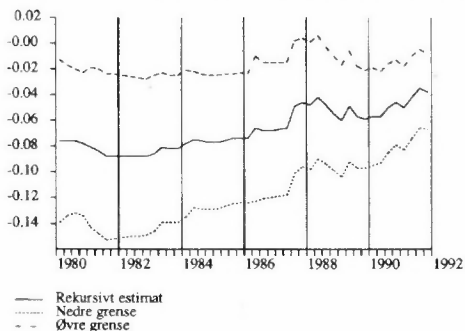
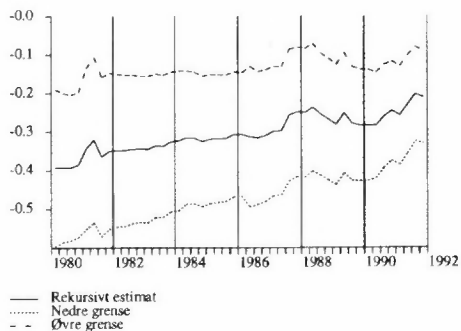
VARIABLE	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,82	3,22
$0,67 \cdot (w-ph)_{-1} + (I-x)_{-1}$	-0,21	-3,53
k-2	-0,04	-2,54
D1	-0,03	-4,36
D2	-0,04	-5,30
D3	-0,08	-12,10

Figur 4.3.5.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader



Figur 4.3.5.2. Faktorbruk per produsert enhet. Indeks (1991=1)



Figur 4.3.5.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)**Figur 4.3.5.4. Rekursivt estimat, konstantledd, ± 2 st.avvik****Figur 4.3.5.5. Rekursivt estimat, koeff. for k-2, ± 2 st.avvik****Figur 4.3.5.6 Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet, ± 2 st.avvik**

4.3.6 Bank og forsikring

Timeverksrelasjonen for denne sektoren var problematisk. Kapital inngår ikke i langtidsløsningen. For å unngå sterk autokorrelasjon i residualene og for å få signifikant koeffisient på feiljusteringsleddet, måtte vi inkludere en trendvariabel med positiv koeffisient for denne sektoren. Over estimeringsperioden har timeverk per produsert enhet vært om lag uendret, slik at det ikke kan være tale om en reell teknisk tilbakegang over tid. Det skyldes nok heller det forhold at $l-x$ i seg selv er en stasjonær variabel, og ved at vi i tillegg sier at $0,5(w-ph)$ skal inngå i langtidsløsningen, vil denne ikke kointegrere alene, og dermed må vi ha en trend med som sørger for kointegrasjon. Her møter våre teoretiske synspunkter om konsistens, data på en lite behagelig måte. I denne omgangen velger vi å la teoretiske betraktninger veie tyngst. Vi beholder derfor relasjonen med trend med positivt fortegn.

De fleste estimerte parametrene er stabile. Koeffisienten for endring i produksjonen utgjør et visst unntak, idet den faller jevnt fra 1980 til 1986, da den gjør et hopp nedover. Etter 1986 endres denne koeffisienten lite.

Tabell 4.15. Relasjon for timeverk. Bank og forsikring

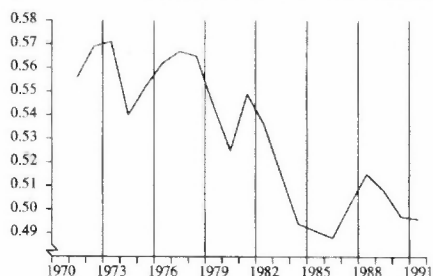
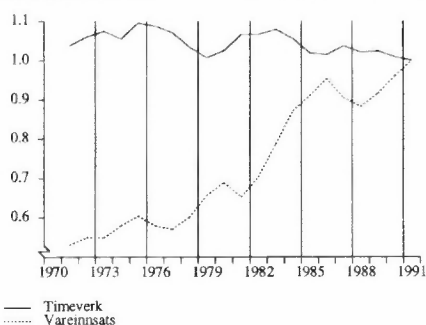
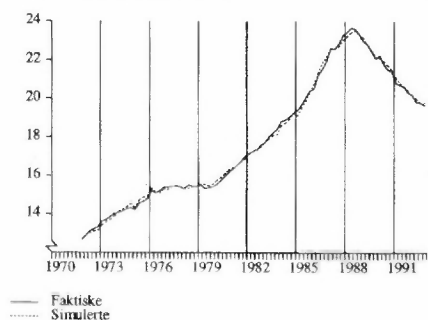
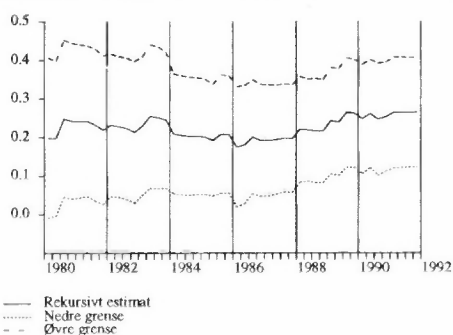
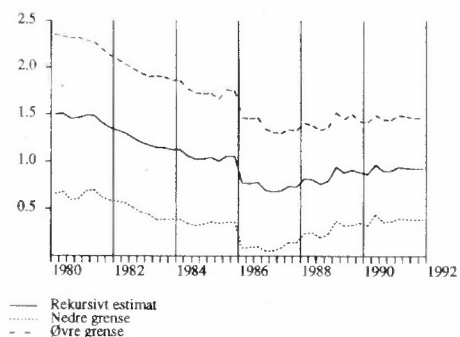
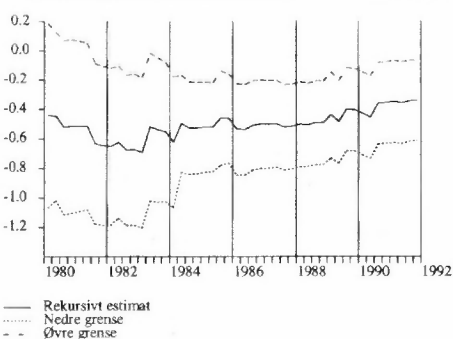
Venstresidevariabel: Δl

R^2 : 0,966 SER: 2,3% DW: 2,29 T: 82 K: 11
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: IV

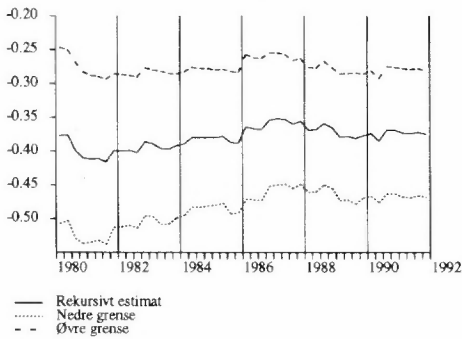
LM F(1,70): 2,66 (0,11) LM F(2,69): 1,39 (0,26)
LM F(4,67): 1,62 (0,18) LM F(8,63): 0,94 (0,49)
NORM $\chi^2(2)$: 0,81 (0,66) RESET F(1,70): 0,91 (0,34)
ARCH F(1,69): 0,50 (0,48) ARCH F(4,63): 1,11 (0,36)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,26	3,53
Δx	0,93	3,07
Δx_{-1}	-0,34	-2,20
$\Delta(w-ph)$	-0,37	-5,03
trend:100	0,06	2,59
$0,5 \cdot (w-ph)_{-1} + (l-x)_{-1}$	-0,35	-3,42
D1	0,02	3,33
D2	-0,04	-4,80
D3	-0,12	-20,34
DUM752+DUM862 ¹⁾	0,10	5,28

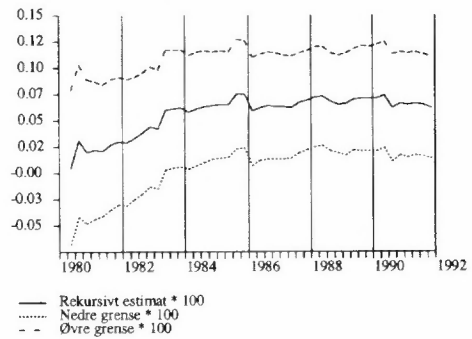
1) Dummyvariable med verdi 1 i hhv. 1975.2 og 1986.2, 0 ellers.

Figur 4.3.6.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader**Figur 4.3.6.2. Faktorbruk per produsert enhet. Indeks (1991=1)****Figur 4.3.6.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)****Figur 4.3.6.4. Rekursivt estimat, konstantledd. +/- 2 st.avvik****Figur 4.3.6.5. Rekursivt estimat, koeff. for Δx . +/- 2 st.avvik****Figur 4.3.6.6. Rekursivt estimat, koeff. for Δx_{-1} . +/- 2 st.avvik**

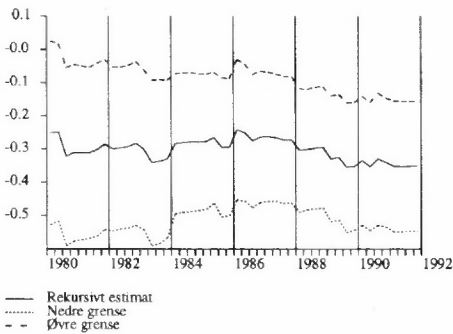
Figur 4.3.6.7. Rekursivt estimat, koeff. for $\Delta(w-ph)$. ± 2 st. avvik



Figur 4.3.6.8 Rekursivt estimat, koeff. for trendleddet. ± 2 st. avvik



Figur 4.3.6.9 Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet. ± 2 st. avvik



4.3.7 Utenriks sjøfart

Det viste seg umulig å oppnå rimelige resultater ved å pålegge langtidselastisiteter mhp. relativ faktorpris med utgangspunkt i Cobb-Douglas produktfunksjonen. Dette er ikke så rart når vi vet at størstedelen av vareinnsatsen i denne sektoren utgjøres av brensel, slik at variasjoner i oljeprisen har stor effekt på relativ faktorpris. Det er således ikke sannsynlig at arbeidskraft og brensel står i substitusjonsforhold til hverandre. Forholdet mellom hhv. timeverk og vareinnsats per produsert enhet endret seg relativt mye fram til slutten av 1970-tallet, men effektiviteten målt på denne måten har deretter endret seg langt mindre. For å inkorporere i modellen at den tekniske framgangen har blitt langsommere i løpet av estimeringsperioden, har vi brukt en ikke-lineær trend. I den rapporterte relasjonen er det brukt formeleringen $\ln(\text{TID})$, der TID er en trendvariabel med verdi 1 i 1966 1 og øker med en enhet i kvartalet. Estimeringsresultatene innebærer at den autonome årlige nedgangen i timeverk per produsert enhet er 12 prosent i 1971, 2,7 prosent i 1990 og 1,9 prosent i år 2000.

Realkapitalbeholdningen ble heller ikke signifikant, slik at relasjonen forklarer timeverkene i Utenriks sjøfart med produksjonsutviklingen og en ikke-lineær avtakende trend. Simuleringsegenskapene ser gode ut, og det er få tegn til ustabilitet i koeffisientestimatene. Fra 1986 til 1988 skjer det imidlertid skift i koeffisientene til endring i lagget produksjon og laggede timeverk. Selv om skiftene ikke er ubetydelige, er de ikke utenfor de estimerte standardavvikene.

Tabell 4.16. Relasjon for timeverk. Utenriks og sjøfart

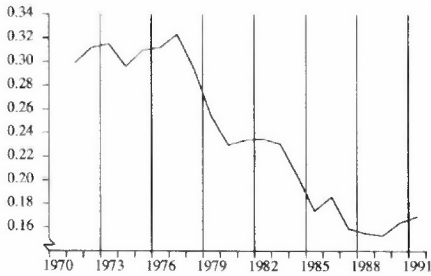
Venstresidevariabel: ΔI

R^2 : 0,893 SER: 4,3% DW: 1,85 T: 82 K: 7
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

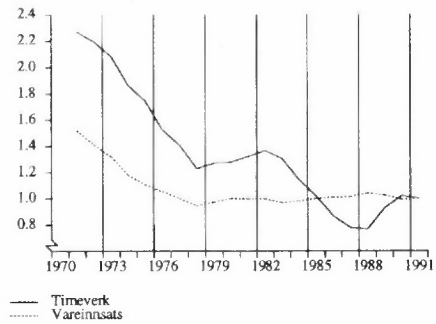
LM F(1,74): 0,48 (0,49) LM F(2,73): 2,14 (0,12)
LM F(4,71): 1,64 (0,17) LM F(8,67): 1,18 (0,33)
NORM $\chi^2(2)$: 0,02 (0,99) RESET F(1,74): 2,77 (0,10)
ARCH F(1,73): 0,01 (0,91) ARCH F(4,67): 2,78 (0,03)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,05	0,93
Δx_{-1}	0,35	3,79
Δx_{-2}	0,21	2,25
ΔI_{-3}	0,41	8,44
$\ln(\text{TID})$	-0,06	-1,99
$(I-x)_{-1}$	-0,09	-2,43
D3	-0,18	-20,67

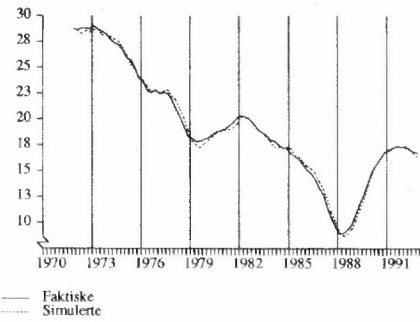
Figur 4.3.7.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader



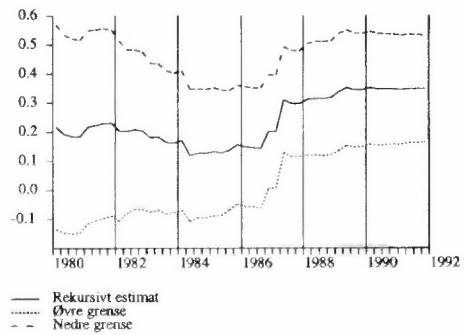
Figur 4.3.7.2. Faktorbruk per produsert enhet. Indeks (1991=1)



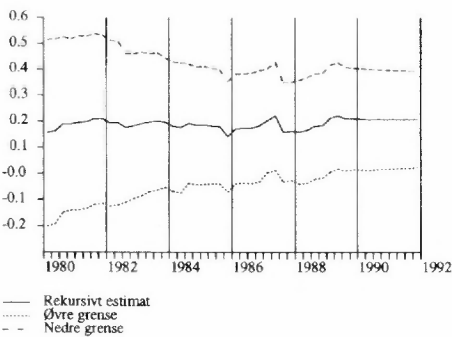
Figur 4.3.7.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)



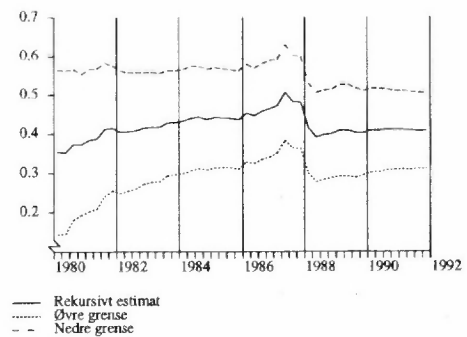
Figur 4.3.7.4. Rekursivt estimat, koeff. for Δx_1 , +/- 2 st. avvik

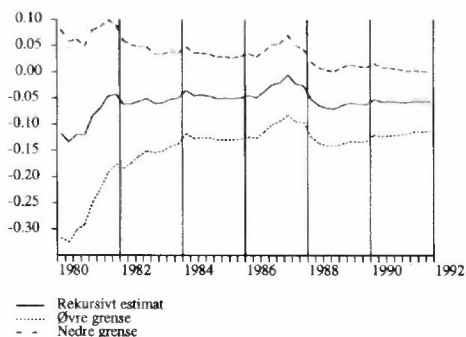
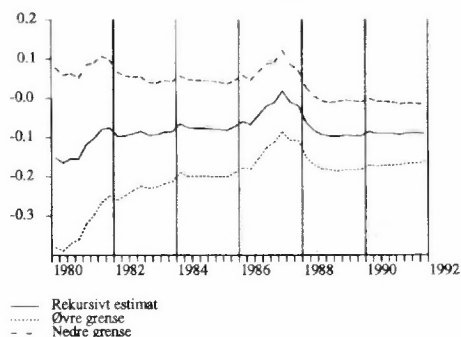
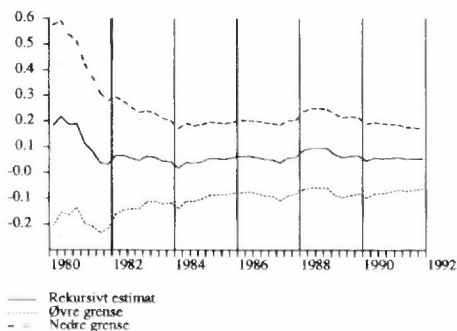


Figur 4.3.7.5. Rekursivt estimat, koeff. for Δx_2 , +/- 2 st. avvik



Figur 4.3.7.6. Rekursivt estimat, koeff. for Δl_3 , +/- 2 st. avvik



Figur 4.3.7.7. Rekursivt estimat, koef. for $\ln(TID)$. ± 2 st. avvik**Figur 4.3.7.8 Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet. ± 2 st. avvik****Figur 4.3.7.9. Rekursivt estimat, konstantledd. ± 2 st. avvik**

4.3.8 Kraftforsyning

For denne sektoren har vi avveket noe fra det generelle opplegget. Det meste av realkapitalen i denne sektoren består av kraftanlegg, rørgater mv. Produksjonen avhenger av dimensjoneringen av disse, samt av tilfeldige variasjoner i nedbørsmengden. Realkapitalen i sektoren kan derfor ikke regnes å stå i substitusjonsforhold til arbeidskraft. Vi har derfor estimert en relasjon for timeverkene der de er komplementære med realkapitalen, og der nivået på produksjonen ikke inngår. Vi har heller ikke innarbeidet noen substitusjon mellom timeverk og vareinnsats. Det må bl.a. ses på bakgrunn av at en vesentlig del av vareinnsatsen i sektoren er elektrisitet som brukes til pumpekraft internt i sektoren. Tilpasningen av timeverkene ved økning i realkapitalbeholdningen skjer relativt raskt.

Tabell 4.17. Relasjon for timeverk. Kraftforsyning

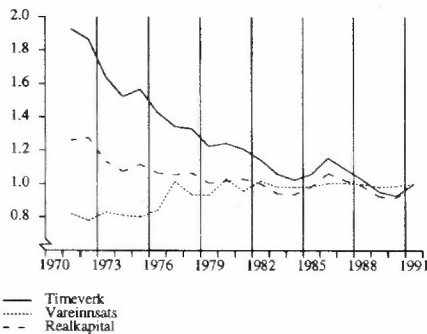
Venstresidevariabel: ΔI

R^2 : 0,958 SER: 2,2% DW: 2,15 T: 82 K: 8
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

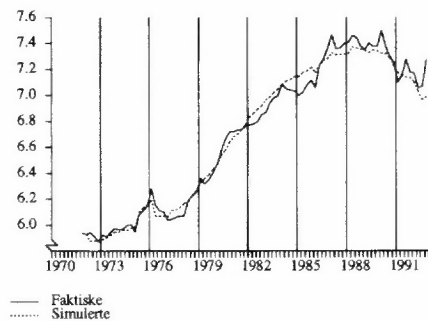
LM F(1,73): 1,39 (0,24) LM F(2,72): 1,38 (0,26)
LM F(4,70): 1,32 (0,27) LM F(8,66): 1,78 (0,10)
NORM $\chi^2(2)$: 4,28 (0,12) RESET F(1,73): 1,03 (0,31)
ARCH F(1,72): 3,62 (0,06) ARCH F(4,66): 1,50 (0,21)

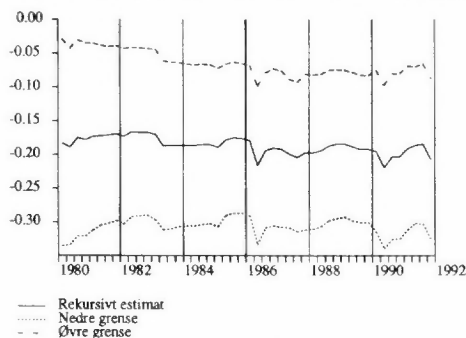
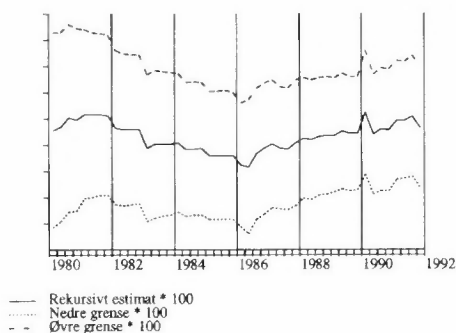
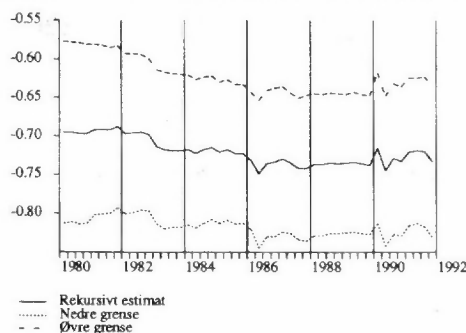
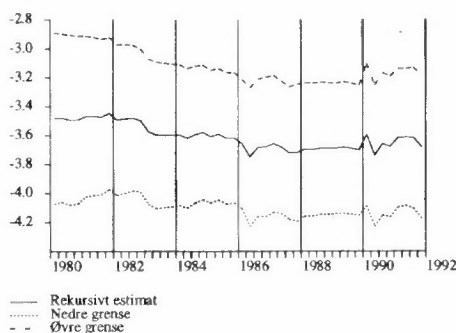
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-3,68	-11,24
ΔI -1	-0,21	-2,94
TID-100	-0,41	-10,87
(I-k) _t	-0,73	-11,25
D3	-0,12	-13,81
D1-DUM85	0,04	5,83
D2-DUM85	-0,04	-6,83
DUM752	0,08	3,69

Figur 4.3.8.1. Innsatsfaktorer per produsert enhet



Figur 4.3.8.2. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)



Figur 4.3.7.3. Rekursivt estimat, koef. for ΔL_1 . ± 2 st.avvik**Figur 4.3.7.4. Rekursivt estimat, koef. for trendleddet. ± 2 st.avvik****Figur 4.3.7.5. Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet. ± 2 st.avvik****Figur 4.3.7.6. Rekursivt estimat, konstantledd. ± 2 st.avvik**

4.3.9 Innenlands samferdsel

Vi kom ikke helt i mål med timeverksrelasjonen for Innenlands samferdsel, der det fortsatt er tegn til en viss autokorrelasjon i residualene, til tross for at vi har spesifisert opp til 7 lag i endring i produksjonen og 3 lag i lagget endring i timeverkene. Denne sektoren har vært og er gjenstand for en relativt omfattende offentlig styring og er sterkt subsidiert. Vi har derfor undersøkt om omfanget av subsidier til sektoren kunne være en tilleggsvariabel, ut fra en hypotese om at reduserte subsidier medførte en økning i produktiviteten (færre timeverk for gitt produksjon). Denne variabelen ble imidlertid ikke signifikant. Det er også tegn til ustabilitet i estimatene, jfr. figurene for rekursive estimat. Vi har også gjort forsøk med å inkludere endring og nivå på arbeidsledigheten i relasjonen, jfr. omtalen i avsnitt 4.3.2. Ledigheten ble signifikant, men koeffisientestimatene ble «for store». Innsatt i KVARTS ble modellens egenskaper ved endringer i arbeidsledigheten urimelige. I den rapporterte relasjonen er derfor ledigheten utelatt som forklaringsvariabel.

Tabell 4.18. Timeverk. Innenlands samferdsel

Venstresidevariabel: ΔI

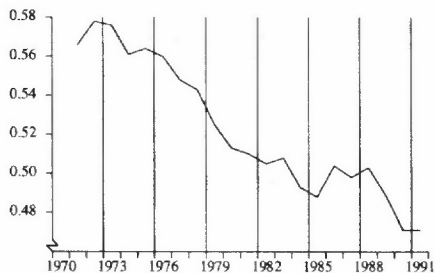
R^2 : 0,977 SER: 2,1% DW: 2,15 T: 82 K: 14
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,67): 1,25 (0,27)	LM F(2,66): 0,68 (0,51)
LM F(4,64): 0,36 (0,83)	LM F(8,60): 2,64 (0,02)
NORM $\chi^2(2)$: 0,26 (0,88)	RESET F(1,67): 1,79 (0,18)
ARCH F(1,66): 0,21 (0,65)	ARCH F(4,60): 0,15 (0,96)

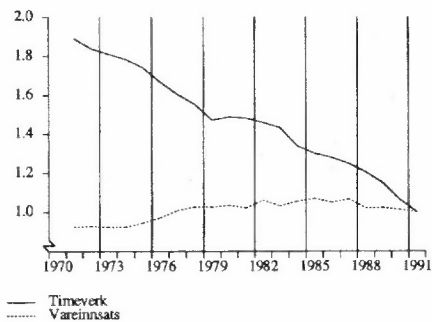
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
$\Delta x_{-1} + \Delta x_{-2} + \Delta x_{-5}$	0,20	3,73
$\Delta x_{-6} + \Delta x_{-7} + \Delta x_{-8}$	0,32	3,96
ΔI_{-1}	-0,57	-6,86
$\Delta I_{-2} - \Delta I_{-3}$	-0,14	-4,94
$0,5 \cdot k_{-2} + 0,5 \cdot (w-ph)_{-1} + (I-x)_{-1}$	-0,11	-1,92
TID-100	-0,03	-2,43
D1	0,06	3,85
D3	-0,16	-15,35
D3-BRUDD	0,03	4,14
D1-DUM85	0,06	6,58
D2-DUM85	-0,03	-3,59
D3-DUM6085	-0,04	-3,59
DUM751-DUM752 ¹⁾	-0,07	-4,75

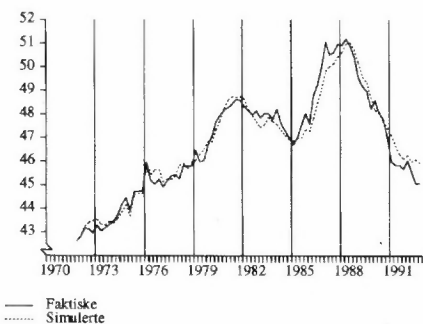
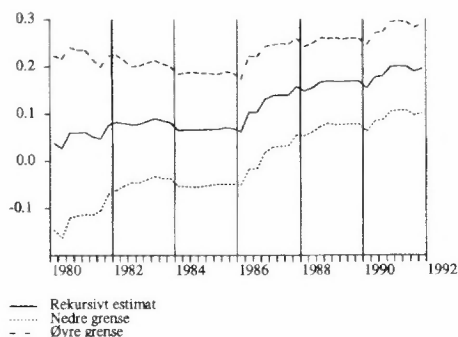
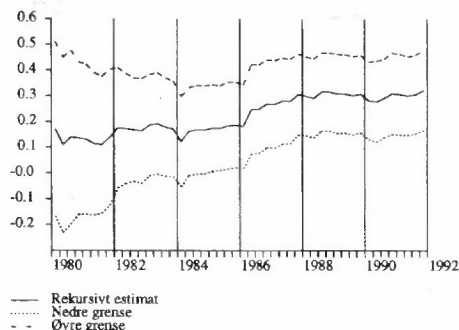
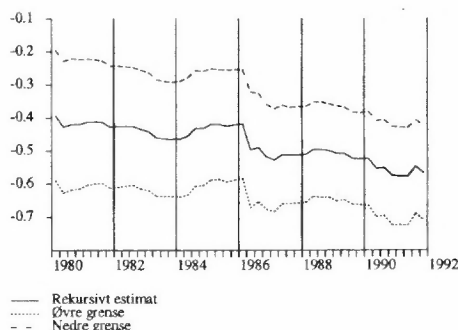
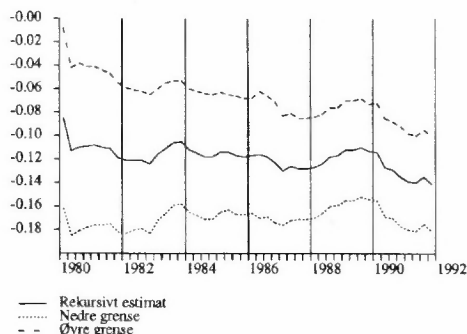
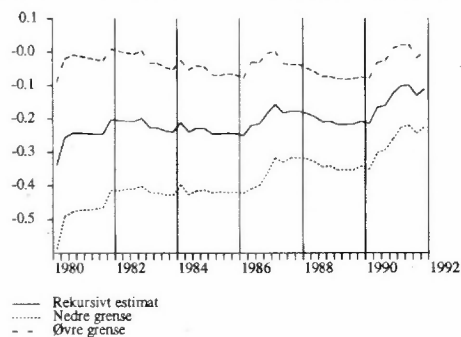
1) Dummyvariable med verdi 1 i hhv. 1975.1 og 1975.2, 0 ellers.

Figur 4.3.9.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader

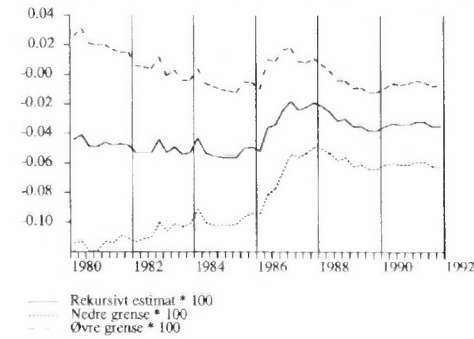


Figur 4.3.9.2. Timeverk og vareinnsats per produsert enhet. Indeks (1991=1)

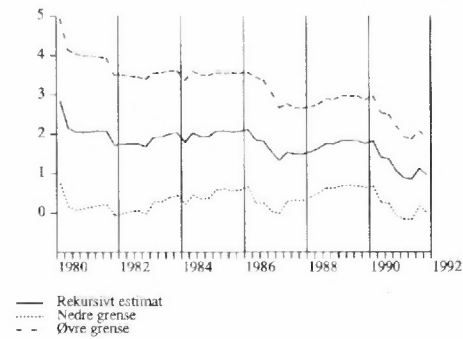


Figur 4.3.9.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)**Figur 4.3.9.4. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta x_1 + \Delta x_2 + \Delta x_3$, ± 2 st. avvik****Figur 4.3.9.5. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta x_6 + \Delta x_7 + \Delta x_8$, ± 2 st. avvik****Figur 4.3.9.6. Rekursivt estimat, koef. for Δl_1 , ± 2 st. avvik****Figur 4.3.9.7. Rekursivt estimat, koef. for Δl_2 , ± 2 st. avvik****Figur 4.3.9.8. Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet, ± 2 st. avvik**

Figur 4.3.9.9.Rekursivt estimat,koeff. for trendleddet. +/-2 st.avvik



Figur 4.3.9.10.Rekursivt estimat, konstantledd. +/-2 st.avvik



4.3.10 Varehandel

Den rapporterte relasjonen forklarer den nedgangen i timeverk per produsert enhet som har funnet sted i estimeringsperioden med økt relativ pris på arbeidskraft og økt realkapital per timeverk, uten at trendvariabelen inngår. t-verdien for feiljusteringsleddet er bare så vidt over 2 i tallverdi, noe som kan tyde på at den pålagte langtidssammenhengen kanskje ikke kointegrerer, men om det er et avvik her, er vi sannsynligvis ikke langt unna kointegrasjon. Langsiktselastisiteten mhp. realkapital ble fritt estimert til nær 0,5, som innebærer en skalaelastisitet på 1,5.

Tabell 4.19. Timeverk. Varehandel

Venstresidevariabel: ΔI

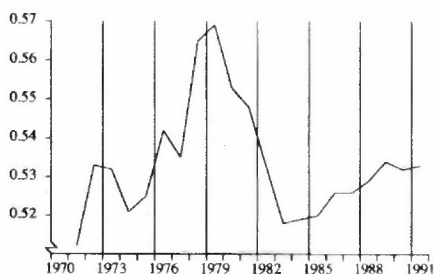
R^2 : 0,956 SER: 2,7% DW: 1,90 T: 82 K: 8
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: IV

LM F(1,73): 0,64 (0,43)	LM F(2,72): 0,40 (0,67)
LM F(4,70): 0,67 (0,61)	LM F(8,66): 1,02 (0,43)
NORM $\chi^2(2)$: 1,71 (0,42)	RESET F(1,73): 1,43 (0,23)
ARCH F(1,72): 0,08 (0,78)	ARCH F(4,66): 0,21 (0,93)

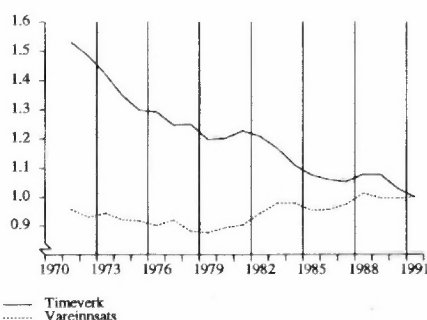
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	1,09	2,60
Δx	0,38	2,96
ΔI_{-1}	-0,51	-5,13
ΔI_{-2}	-0,44	-8,22
$0,53 \cdot (w-ph)_{-1} - (l-x)_{-1}$	-0,15	-2,09
k_{-2}	-0,07	-2,49
D1	0,09	3,92
D3	-0,14	13,10

De rekursive estimatene er ikke helt stabile over tid, men bare i ett tilfelle (koeffisienten foran feiljusteringsleddet) er skiftet så stort at det går ut over tidligere estimerte konfidensintervall. Koeffisienten for realkapitalen øker betydelig i tallverdi fra 1986, etter å ha vært stabil (men insignifikant) tidligere på 1980-tallet. Konstantleddet øker også betydelig i tallverdi etter 1986, men økningen er ikke signifikant.

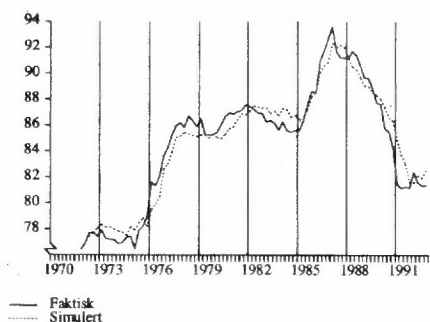
Figur 4.3.10.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader



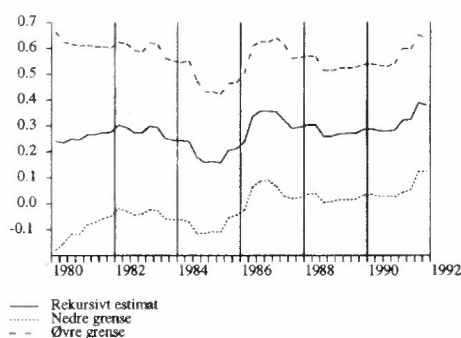
Figur 4.3.10.2. Timeverk og vareinnsats per produsert enhet. Indeks (1991=1)



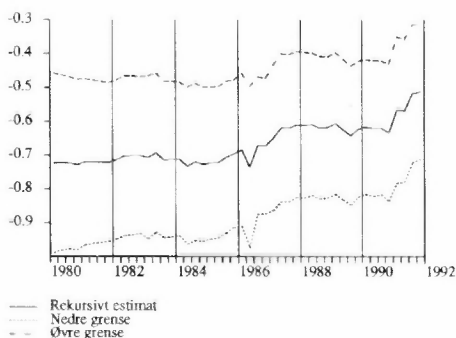
Figur 4.3.10.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)



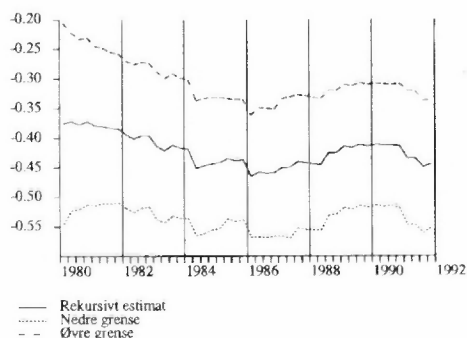
Figur 4.3.10.4. Rekursivt estimat, koeff. for Δx +/- 2 st.avvik



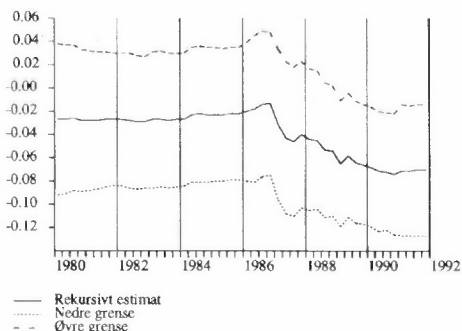
Figur 4.3.10.5. Rekursivt estimat, koef. for ΔI_1 +/- 2 st. avvik



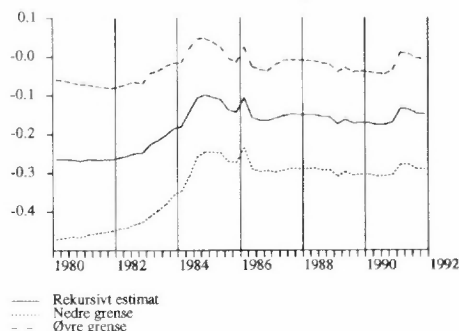
Figur 4.3.10.6. Rekursivt estimat, koef. for ΔI_2 +/- 2 st. avvik



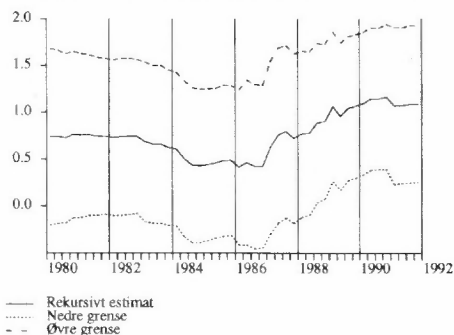
Figur 4.3.10.7. Rekursivt estimat, koef. for k_2 +/- 2 st. avvik



Figur 4.3.10.8. Rekursivt estimat, koef. for feiljusteringsleddet +/- 2 st. avvik



Figur 4.3.10.9. Rekursivt estimat, konstantledd +/- 2 st. avvik



4.3.11 Øvrig privat tjenesteyting

Resultatene fra den foretrukne relasjonen for privat tjenesteyting er vist i tabell 4.10. Under søkeprosessen var autokorrelasjonsproblemene betydelige, så den rapporterte relasjonen inneholder lange lag særlig på tilbakedatert endring i timeverkene. Selv om autokorrelasjonstestene for den rapporterte relasjonen ikke er signifikante, kan visuell inspeksjon av residualene tyde på at det fortsatt er en viss systematikk. Dette forholdet kan ha sammenheng med at den trendmessige nedgangen i timeverk per produsert enhet som har funnet sted i estimeringsperioden, bare blir forklart av økt relativ pris på arbeidskraft (hverken realkapital eller trend blir signifikant). Utover på 1980-tallet avtok nedgangen i timeverk per produsert enhet samtidig som reallønningene fortsatte å stige, dog i langsommere takt enn tidligere. Derved predikerer relasjonen fortsatt en viss produktivitetsvekst, mens den faktiske produktiviteten langt på vei flater ut. Tatt i betraktning de relativt lave verdier på testobservatorene, har vi beholdt den formuleringen av langtidsløsningen som følger av Cobb-Douglas forutsetningene.

Tabell 4.20. Timeverk. Øvrig privat tjenesteyting

Venstresidevariabel: ΔI

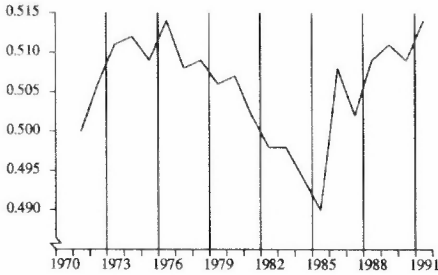
R^2 : 0,978 SER: 1,9% DW: 1,97 T: 82 K: 11
Periode: 1971.3-1991.4 Metode: IV

LM F(1,70): 0,0 (0,99) LM F(2,69): 0,61 (0,55)
LM F(4,67): 0,75 (0,56) LM F(8,63): 1,56 (0,15)
NORM $\chi^2(2)$: 0,97 (0,62) RESET F(1,70): 1,71 (0,20)
ARCH F(1,69): 0,02 (0,88) ARCH F(4,63): 1,41 (0,24)

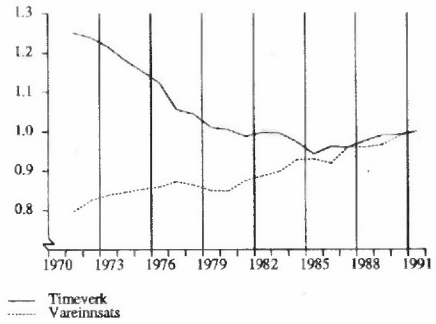
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,21	4,20
$\Delta x + \Delta x_{-2}$	0,23	2,89
ΔI_{-1}	-0,49	-6,53
ΔI_{-2}	-0,32	-7,38
$\Delta I_{-4} + \Delta I_{-8}$	-0,19	-3,46
$0,5 \cdot (w-ph)_{-1} - (l-x)_{-1}$	-0,17	-4,05
D1	0,05	3,03
D3	-0,19	-13,33
D1·DUM85	0,04	4,70
D2·DUM85	-0,04	-3,84
DUM86 ¹⁾	0,06	2,84

1) Dummyvariabel med verdi 1 i 1986.2, 0 ellers.

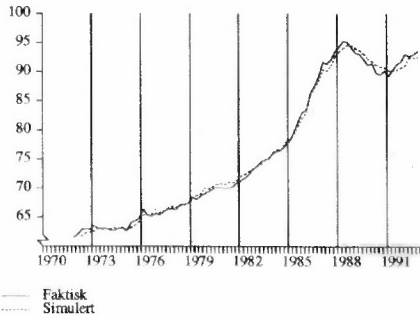
Figur 4.3.11.1. Lønnskostnader som andel av variable kostnader



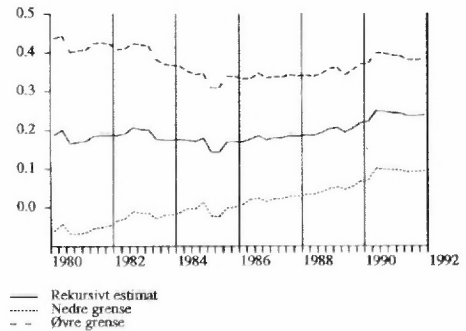
Figur 4.3.11.2. Timeverk og vareinnsats per produsert enhet. Indeks (1991=1)



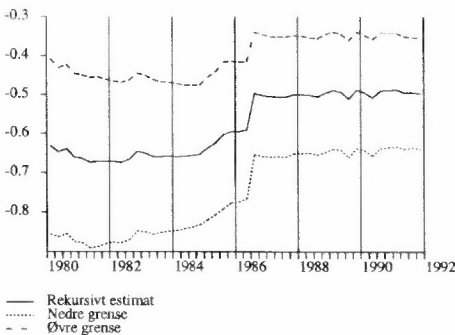
Figur 4.3.11.3. Faktiske og simulerte timeverk (mill.)



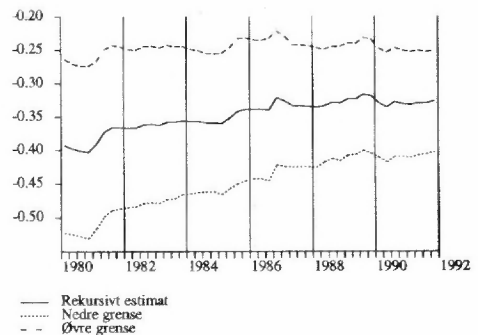
Figur 4.3.11.4. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta x_1 + \Delta x_2$, +/- 2 st. avvik



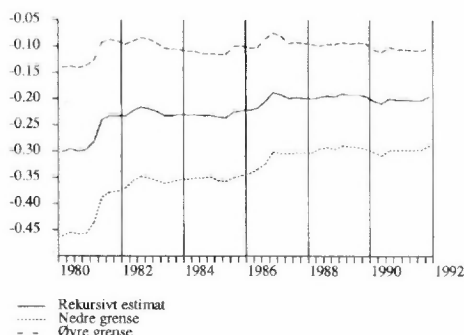
Figur 4.3.11.5. Rekursivt estimat, koef. for Δx_1 , +/- 2 st. avvik



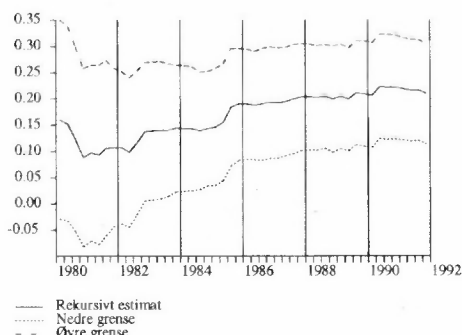
Figur 4.3.11.6. Rekursivt estimat, koef. for Δx_2 , +/- 2 st. avvik



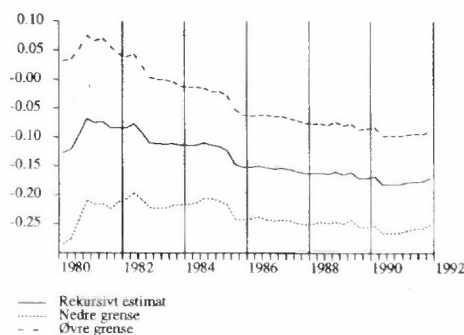
Figur 4.3.11.7. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta I_4 + \Delta I_8$, ± 2 st. avvik



Figur 4.3.11.8. Rekursivt estimat, koef. for konstantleddet, ± 2 st. avvik



Figur 4.3.11.9. Rekursivt estimat, feiljusteringsleddet, ± 2 st. avvik



4.4 Estimeringsresultater vareinnsats

I dette avsnittet rapporterer vi estimeringsresultatene for alle vareinnsatsrelasjonene. Langtidsløsningene fra timeverksrelasjonene ble pålagt. Generelt viste det seg at residualene oppførte seg mindre pent enn i timeverksrelasjonene, og det kan ha sammenheng med at vi gjør noe vold mot data ved våre a priori restriksjoner. Vi viser likevel de samme testobservatorene som i timeverksrelasjonene for å gi et inntrykk av hvor alvorlige avvikene er. I en del sektorer viser residualene klare tegn til autokorrelasjon, og det er også betydelige problemer med avvik fra normalitet og med heteroskedastisitet i restleddene. Men relasjonene beholdes altså likevel av hensyn til en teoretisk konsistent behandling av faktoretterterspørselen i modellen. Til slutt i dette avsnittet vises faktiske og (statisk) simulerte verdier for vareinnsatskoeffisientene for alle de estimerte relasjonene. Som for timeverkene benytter vi gjennomsnittlige verdier over fire kvartaler for å få figurer som er glatte og ikke preget av sesongsvingninger, som ville gjort en visuell vurdering av føyningsegenskapene praktisk talt umulig.

Tabell 4.21. Vareinnsats. Produksjon av konsumvarerVenstresidevariabel: Δz_h

R^2 : 0,254 SER: 0,5% DW: 2,35 T: 82 K: 8
 Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,73): 4,05 (0,05) LM F(2,72): 3,27 (0,04)
 LM F(4,70): 1,89 (0,12) LM F(8,66): 1,83 (0,09)
 NORM $\chi^2(2)$: 167,2 (0,0) RESET F(1,73): 4,33 (0,04)
 ARCH F(1,72): 8,55 (0,0) ARCH F(4,63): 1,41 (0,24)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,13	1,48
zh-1-0,23(w-ph)-1+0,27-k-2	-0,06	-1,46
TID-100	0,01	1,41
D1-100	-0,23	-2,04
D2-100	0,43	3,72
D1-BRUDD-100	0,55	2,57
D2-BRUDD-100	-0,47	-2,11
D3-BRUDD-100	-0,42	-2,40

Tabell 4.22. Vareinnsats. Produksjon av råvarerVenstresidevariabel: Δz_h

R^2 : 0,336 SER: 0,7% DW: 2,14 T: 82 K: 7
 Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,74): 2,20 (0,14) LM F(2,73): 1,10 (0,34)
 LM F(4,71): 0,91 (0,46) LM F(8,67): 0,73 (0,67)
 NORM $\chi^2(2)$: 16,36 (0,0) RESET F(1,74): 3,33 (0,07)
 ARCH F(1,73): 3,64 (0,06) ARCH F(4,67): 1,96 (0,11)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,35	2,54
zh-1-0,18(w-ph-1)+0,5-k-2	-0,07	-2,56
Δz_h -1	0,41	4,03
TID-100	0,01	2,57
D1-BRUDD-100	-0,76	-3,33
D2-BRUDD-100	0,45	1,87
D3-BRUDD-100	0,57	2,62

Tabell 4.23. Vareinnsats. Produksjon av verkstedprodukterVenstresidevariabel: Δzh

R^2 : 0,381 SER: 0,5% DW: 1,89 T: 82 K: 4
 Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,74): 0,34 (0,56) LM F(2,73): 0,30 (0,74)
 LM F(4,71): 2,23 (0,07) LM F(8,67): 2,08 (0,05)
 NORM $\chi^2(2)$: 39,4 (0,0) RESET F(1,74): 11,2 (0,0)
 ARCH F(1,73): 6,00 (0,02) ARCH F(4,67): 1,45 (0,23)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,24	2,19
Δzh_{-1}	0,22	4,57
Δzh_{-4}	-0,37	-3,34
$zh_{-1} - 0,35 \cdot (w-ph)_{-1} + 0,5 \cdot K_{-2}$	-0,07	-2,19
TID-100	0,04	2,37
D1-BRUDD-100	0,64	2,83
D2-BRUDD-100	-1,01	-5,47

Tabell 4.24. Vareinnsats. Produksjon av skip og plattformerVenstresidevariabel: Δzh

R^2 : 0,27 SER: 1,8% DW: 2,01 T: 82 K: 6
 Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,75): 0,05 (0,81) LM F(2,74): 0,03 (0,97)
 LM F(4,72): 1,78 (0,14) LM F(8,68): 1,28 (0,27)
 NORM $\chi^2(2)$: 48,20 (0,0) RESET F(1,75): 0,01 (0,92)
 ARCH F(1,74): 0,30 (0,59) ARCH F(4,68): 3,78 (0,01)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,08	1,40
Δzh_{-1}	0,18	1,59
$zh_{-1} - 0,2 \cdot (w-ph)_{-1} + 0,5 \cdot k_{-2}$	-0,02	-1,35
D1-BRUDD-100	3,25	5,03
D2-BRUDD-100	-1,42	-1,98
D3-BRUDD-100	-0,84	-1,38

Tabell 4.25. Vareinnsats. Bygg og anleggVenstresidevariabel: Δz_h R^2 : 0,396 SER: 0,6% DW: 1,80 T: 82 K: 8

Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,73): 0,24 (0,63)

LM F(2,72): 0,41 (0,67)

LM F(4,70): 0,85 (0,50)

LM F(8,66): 0,71 (0,68)

NORM $\chi^2(2)$: 12,20 (0,0)

RESET F(1,73): 2,14 (0,15)

ARCH F(1,72): 2,11 (0,15)

ARCH F(4,66): 4,00 (0,01)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,08	117,87
Δx_{-1}	0,03	3,49
Δx_{-2}	0,03	2,19
$\Delta(w-ph)$	0,08	2,94
D3-100	0,30	1,64
D1-BRUDD-100	1,62	6,12
D2-BRUDD-100	-0,73	-3,23
D3-BRUDD-100	-1,00	-2,99

Tabell 4.26. Vareinnsats. Bank og forsikringVenstresidevariabel: Δz_h R^2 : 0,40 SER: 1,5% DW: 2,26 T: 82 K: 9

Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,72): 5,07 (0,03)

LM F(2,71): 2,70 (0,07)

LM F(4,69): 1,44 (0,23)

LM F(8,65): 1,91 (0,07)

NORM $\chi^2(2)$: 1,19 (0,55)

RESET F(1,72): 1,71 (0,19)

ARCH F(1,71): 1,61 (0,21)

ARCH F(4,65): 4,20 (0,0)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,29	-2,24
$\Delta(w-ph)$	0,17	3,18
Δx_{-1}	0,14	1,42
Δz_{h-1}	0,49	5,00
TID-100	0,04	2,11
$zh_{-1}-0,5 \cdot (w-ph)_{-1}$	-0,07	-2,26
D1-BRUDD-100	3,2	5,36
D2-BRUDD-100	-3,3	-2,96
D3-BRUDD-100	-1,2	-1,78

Tabell 4.27. Vareinnsats, Innenlands samferdselVenstresidevariabel: Δz_h

R^2 : 0,46 SER: 3,6% DW: 2,01 T: 82 K: 9
 Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,72): 0,27 (0,60) LM F(2,71): 6,47 (0,0)
 LM F(4,69): 3,18 (0,02) LM F(8,65): 4,32 (0,0)
 NORM χ^2 (2): 66,8 (0,0) RESET F(1,72): 0,71 (0,40)
 ARCH F(1,71): 0,21 (0,65) ARCH F(4,65): 1,03 (0,40)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	1,22	4,21
Δx	-0,27	-2,40
TID-100	0,12	3,59
$zh_{t-0,5}(w-ph)_{t-1}+0,5 \cdot k_{t-2}$	-0,36	-4,19
D3-100	-1,31	-1,65
D1-BRUDD-100	2,89	1,86
D2-BRUDD-100	3,16	2,20
D3-BRUDD-100	3,42	2,37

Tabell 4.28. Vareinnsats, VarehandelVenstresidevariabel: Δz_h

R^2 : 0,432 SER: 2,3% DW: 2,16 T: 82 K: 7
 Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,74): 1,99 (0,16) LM F(2,73): 1,05 (0,35)
 LM F(4,71): 1,82 (0,14) LM F(8,67): 1,74 (0,11)
 NORM χ^2 (2): 4,24 (0,12) RESET F(1,74): 5,44 (0,02)
 ARCH F(1,73): 0,26 (0,62) ARCH F(4,67): 2,40 (0,06)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,12	2,24
Δx	-0,33	-5,11
Δx_{t-2}	0,16	3,54
$\Delta z_{h,t-1}$	-0,26	-2,69
$zh_{t-0,5}(w-ph)_{t-1}+0,35 \cdot k_{t-2}$	-0,13	-2,20
D1-100	-4,34	-5,02
D3-100	1,45	2,53

Tabell 4.29. Vareinnsats. Øvrig privat tjenesteytingVenstresidevariabel: Δzh R^2 : 0,835 SER: 1,6% DW: 2,12 T: 82 K: 11

Periode: 1971.3-1991.4 Metode: MKM

LM F(1,70): 1,78 (0,19)

LM F(2,69): 0,92 (0,40)

LM F(4,67): 0,54 (0,71)

LM F(8,63): 0,91 (0,52)

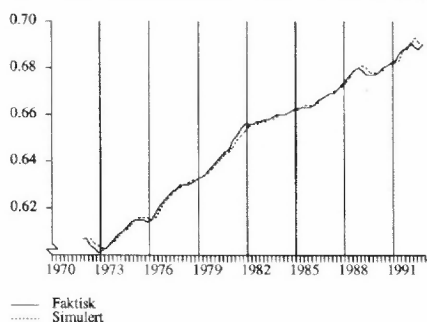
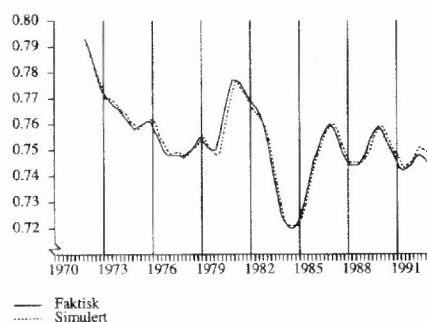
NORM $\chi^2(2)$: 224,7 (0,0)

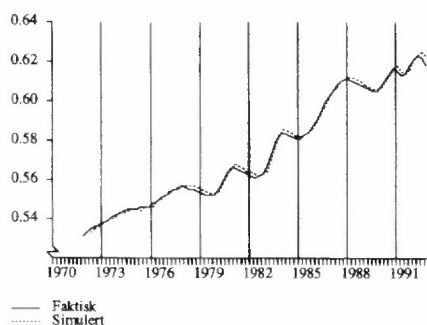
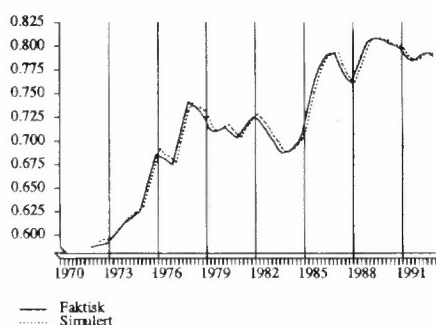
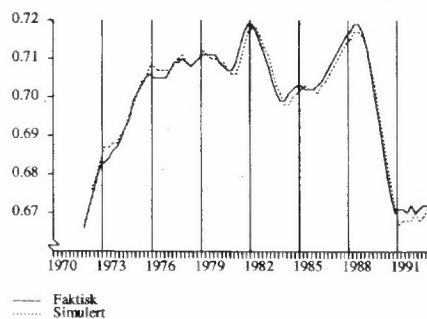
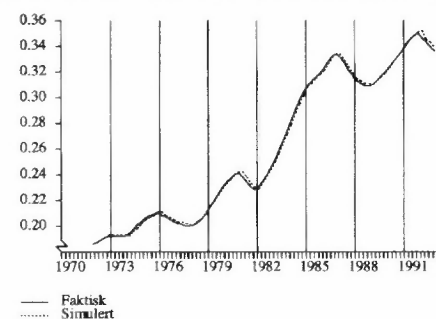
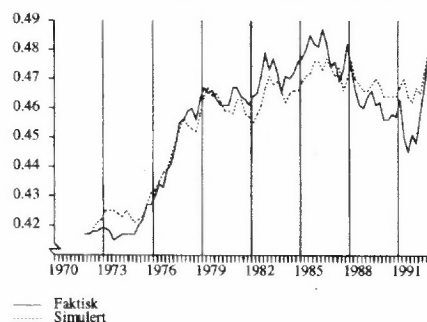
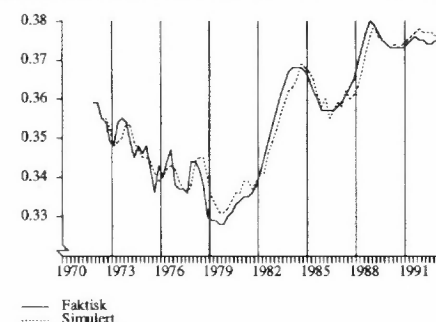
RESET F(1,70): 1,27 (0,26)

ARCH F(1,69): 0,09 (0,77)

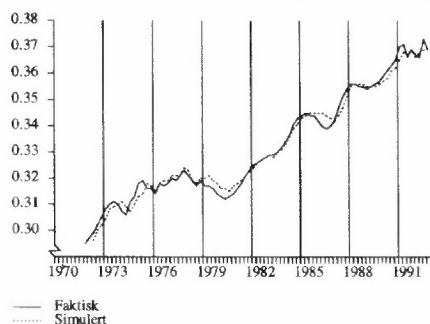
ARCH F(4,63): 0,11 (0,98)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,56	-2,36
$\Delta(w-ph)$	0,44	6,23
$\Delta(w-ph)_2$	0,09	1,52
Δzh_{-1}	-0,31	-2,74
$zh_{-1-0,5}(w-ph)_{-1}$	-0,16	-2,36
D1-100	-0,72	-1,49
D2-100	0,37	0,93
D3-100	1,55	3,78
D1-BRUDD-100	5,87	8,44
D3-BRUDD-100	-6,15	-5,66

Figur 4.4.1. Faktisk og simulert vareinnsatskoeff. Prod. av konsumvarer**Figur 4.4.2. Faktisk og simulert vareinnsatskoeff. Prod. av råvarer**

Figur 4.4.3. Faktisk og simulert vareinnsats-koeff. Prod. av verkstedprodukter**Figur 4.4.4. Faktisk og simulert vareinnsats-koeff. Prod. av skip og plattformar****Figur 4.4.5. Faktisk og simulert vareinnsats-koeff. Bygg og anlegg****Figur 4.4.6. Faktisk og simulert vareinnsats-koeff. Bank og forsikring****Figur 4.4.7 Faktisk og simulert vareinnsats-koeff. Innenlands samferdsel****Figur 4.4.8 Faktisk og simulert vareinnsats-koeff. Varehandel**

Figur 4.4.9 Faktisk og simulert vareinnsatskoeff. Øvris privat tjenesteyting



4.5 Antall sysselsatte

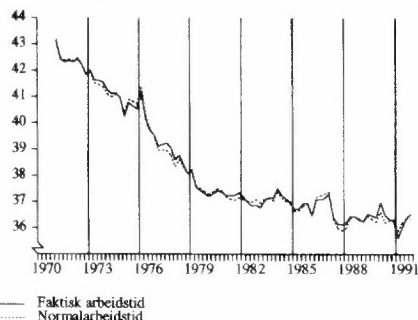
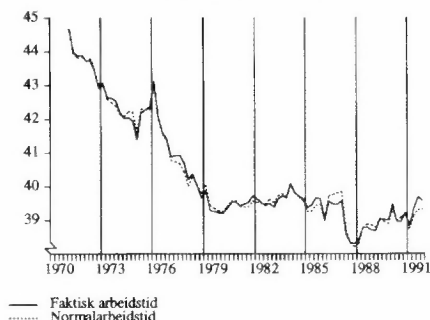
For å kunne si noe om utviklingen i arbeidsledigheten må vi kjenne antall sysselsatte. Relasjonene for antall sysselsatte er basert på Stølen (1983). Tankegangen er at bedriftene foretar en avveining mellom kostnader ved å ansette folk og merkostnaden ved overtid. På kort sikt vil dette kunne gi opphav til at sysselsettingen endres relativt sett mindre enn timeverkene. Den estimerte modellen for antall sysselsatte i hver sektor er en feiljusteringsmodell av typen

$$\Delta \ln N = b_0 + b_1(L) \Delta \ln L + b_2(L) \Delta \ln(N_{-1}) + b_3 \ln \left(\frac{L}{N \cdot HNW} \right)_{-1}$$

N sysselsatte lønnstakere
 L utførte timeverk lønnstakere
 HNW normalarbeidstid
 $b_i(L)$ (lag-)koeffisienter

Det antas at sysselsettingen på lang sikt følger timeverkene (for gitt normalarbeidstid). Normalarbeidstiden omfatter både tariffestet normalarbeidstid og indikatorer for omfanget av deltid og bevegelige helligdager.

De estimerte tilpasningshastighetene er svært store. I gjennomsnitt er tilpasningen helt fullført i løpet av ett år, og mellom 95 og 100 prosent av tilpasningen finner sted i løpet av det første kvartalet, ifølge de estimerte relasjoner som hittil har ligget inne i KVARTS. Imidlertid tyder de økonometriske testene på store problemer med autokorrelasjon og heteroskedastisitet i relasjoner estimert på kvartalsdata. Dette kan delvis skyldes svakheter ved kvartalsfordelingen. Det er nesten perfekt korrelasjon mellom dataseriene for faktisk arbeidstid og normalarbeidstid, og det er derfor lite poeng i å forsøke å modellere en så marginal størrelse, jfr. figur 4.5.1 og 4.5.2 over faktisk arbeidstid og normalarbeidstid i to tilfeldige utvalgte sektorer.

Figur 4.5.1. Faktisk og normal arbeidstid. Prod. av konsumvarer**Figur 4.5.2. Faktisk og normal arbeidstid. Prod. av råvarer**

På årsdata er det også estimert svært høy tilpasningshastighet, se Bowitz og Holm (1993).

For vårt formål, å beregne konsekvensene for antall sysselsatte personer, vil vi derfor nøye oss med å beregne antall sysselsatte ved å bruke sammenhengene

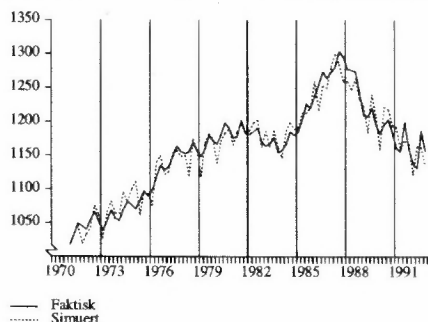
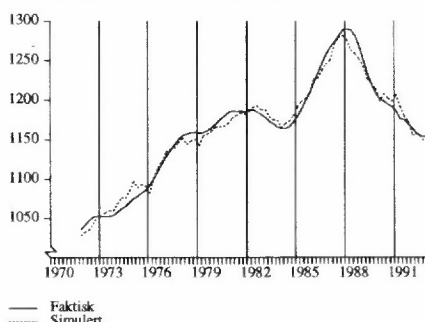
$$N_j = \frac{LW_j}{HW_j}$$

hvor HW_j er faktisk arbeidstid per kvartal, for sektor j . Overgangen fra timeverk til antall sysselsatte blir brukt i avsnitt 4.6.

4.6 Historisk dekomponering av samlet endogen sysselsetting

Vi vil i dette avsnittet bruke sysselsettingsmodellen til å dekomponere endringen i antall sysselsatte på de ulike forklaringsvariable som inngår i modellen. Det gjøres ved å utføre en virkningsberegning på modellen der en eller en gruppe av forklaringsvariable holdes på et bestemt nivå i simuleringsperioden. I vårt tilfelle kan vi dekomponere endringen i antall sysselsatte personer i en periode på endringer i produksjonen, trendvariabelen, relativ faktorpris, realkapitalbeholdningen og normalarbeidstiden. For at vi skal ha tiltro til at modellen er godt egnet til dette formålet, er det nødvendig at den klarer å gjenskape de historiske dataene i en historisk simulering. Vi viser i figurene 4.6.1 og 4.6.2 resultatet av en full dynamisk simulering på sysselsettingsmodellen. Figur 4.6.1 viser glattede tall mens 4.6.2 viser de faktiske sysselsettingstallene.

Sett under ett synes modellen å fange opp utviklingen i antall sysselsatte meget godt. For enkelte sektorer er det imidlertid perioder hvor det er relativt betydelige og langvarige avvik mellom den modellberegnete og den faktiske sysselsettingen. Dette gjelder sektorer hvor vi har rapportert økonometriske problemer ved estimering, bl.a. Utenriks sjøfart og Innenriks samferdsel. For antall sysselsatte er den re-

Figur 4.6.1. Faktisk og simulert sysselsetting, 1000 personer

Figur 4.6.2. Glattet faktisk og simulert sysselsetting, 1000 personer


siduale standardfeilen 1,6 prosent⁶. Det uveide gjennomsnittet av den residuale standardfeilen i enkeltsektorene var 4,5 prosent, mens denne størrelsen for de fleste sektorene lå mellom 2 og 4 prosent. Dette innebærer at simuleringsfeilene i enkeltrelasjonene har en tendens til å motvirke hverandre.

Modellen kan sies å beskrive en likevektsverdi for antall sysselsatte, bestemt av modellens langtidsløsninger, samt hastigheten sysselsettingen beveger seg mot likevektsverdien. Endringen i sysselsettingen i en periode vil være avhengig av endring i forklaringsvariablene samt endring i den langsiktige likevektssysselsettingen. Et initialt avvik fra langtidslikevekt har også en selvstendig effekt på sysselsettingsendringen, utover effekten fra endringen i forklaringsvariablene. Det ses enkelt ved å betrakte en enkel feiljusteringsmodell med endogen variabel y og eksogen variabel x (i logaritmer).

$$\Delta y = a + b\Delta x + c(x-y)_{-1}$$

Langtidsløsningen, gitt at $\Delta x = 0$ på lang sikt, blir

$$y = (a/c) + x$$

I en modellberegning vil således y endre seg selv om Δx er null, så lenge y er forskjellig fra $(a/c) + x$. Denne faktoren bak endringen kan vi kalle effekten av initialt avvik fra langtidslikevekt.

6 Kalles på engelsk «Residual root mean square error», RRMSE, og er definert ved formelen

$$100 \sqrt{\frac{1}{T} \sum_t \left(\frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right)^2}, \text{ hvor } y \text{ er faktisk verdi og } \hat{y} \text{ er modellberegnet verdi.}$$

Tabell 4.30. Dekomponering i utviklingen av endogen sysselsetting. Beregnet virkning av ulike forklaringsvariable. 1 000 personer

	1971-1981 (1)	1982-1992 (2)	1971-1992 (3)=(1)+(2)
1. Faktisk endring	149	-32	117
2. Modellberegnet endring	143	-37	106
Virkning av endring i:			
3. Produksjon	289	156	445
4. Kapitalbeholdning	-109	-61	-170
5. Relativ faktorpris	-208	-144	-352
6. Teknisk endring (trend)	-47	-30	-77
7. Arbeidstid	163	25	188
8. Samlet simulering av (3)-(7)	152	-34	118
9. Interaksjonseffekter (8)-((3)-(7))	64	20	84

Vi vil i den historiske dekomponeringen dele simuleringsperioden i to underperioder, 1972:1-1981:4 og 1982:1-1992:4. Den første perioden består av 10 år, mens den andre består av 11 år. Dekomponeringen gjøres med hensyn på forklaringsvariablene. Vi har også utført en modellberegning der alle gruppene variable er holdt på sine initialverdier for å kunne kvantifisere interaksjonseffektene. Disse framkommer ved å sammenligne sysselsettingsendringen i denne simuleringen med summen av sysselsettingsendringene i hver av simuleringene 1-7.

Kolonne 1 i tabellen viser resultatene fra en modellberegning som isolerer effekten av å holde de ulike grupper forklaringsvariable på nivået i 1971:4 i alle simuleringskvartaler, mens simuleringsresultatene i kolonne 2 framkommer ved å la de samme forklaringsvariablene ha sine verdier i 1981:4 i alle påfølgende kvartaler. For å unngå at tilfeldige sesongsvingninger i dataene medfører ukontrollerbare effekter på årsgjennomsnittene, er simuleringene i tabellen utført med sesongjusterte data. Samtidig er alle sesongdummier satt lik 0,25 i alle kvartaler. Kolonne 3 framkommer ved ren summering av kolonne 1 og kolonne 2.

Fra 1971 til 1981 økte endogen sysselsetting 149000 personer. Økningen i produksjonen gav et sterkt positivt bidrag til økt sysselsetting. Økt effektivitet i produksjonen, samt substitusjon av arbeidskraft for realkapital og vareinnsats representerte imidlertid sterke motvirkende krefter. De reduksjoner i arbeidstiden som fant sted særlig på 1970-tallet har ifølge denne dekomponeringen vært helt avgjørende for veksten i sysselsettingen. Sysselsettingsendringen fra 1971 til 1992 utenom effekten av redusert arbeidstid er negativ. Den faktiske økningen var på 117000 personer. Arbeidstid slik det er definert her, omfatter endringer i den avtalefestede normalarbeidstiden, men endret omfang av deltid har også spilt inn.

Sysselsettingen i privat sektor utviklet seg langt svakere på 1980-tallet enn på 1970-tallet. Fra 1981 til 1992 gikk sysselsettingen i de sektorene vi har modellert, ned med 32000 eller snautt 3 prosent. Svakere produksjonsvekst er en faktor bak dette, som bare et lite stykke på vei motvirkes av lavere vekst i realkapitalbehold-

ningen. I perioden 1982-1992 vokste relative lønnskostnader i forhold til vareinnsatskostnadene mindre enn på 1970-tallet, og dette medførte at bidraget fra substitusjon i retning av mindre arbeidskraft ble redusert på 1980-tallet. Den vesentligste forskjellen mellom tallene i kolonne 1 og kolonne 2 er at bidraget fra redusert arbeidstid er langt mindre i den andre perioden (bare én arbeidstidsforkortelse, i 1987). At trendeffekten er langt sterkere i den første tiårsperioden enn i den andre, har sammenheng med at trenden inngår ikke-lineært for Utenriks sjøfart.

Som følge av modellens dynamiske struktur, er virkningene av endringene i forklaringsvariablene på 1980-tallet ikke uttømt i 1992.

I virkeligheten vil det være økonomiske sammenhenger mellom flere av de forklaringsvariablene som vi lar variere i denne dekomponeringen. Eksempelvis vil det i lønnsdannelsen være krefter som trekker i retning av at timelønnskostnadene for bedriftene øker når den avtalefestede normalarbeidstiden settes ned. Likeledes vil det i totaløkonomien være en nær sammenheng mellom produksjonsveksten og vekst i kapitalbeholdningen. Disse forholdene vil motvirke de initiale positive effektene av redusert arbeidstid på sysselsettingen, ved bl.a. at norske bedrifter taper markedsandeler på eksport- og hjemmemarkedet og at kapitalbeholdningen blir lavere slik at effektiviteten i bedriftene går ned. Denne analysen kan således ikke begrunne en konklusjon om at omfattende reduksjoner i arbeidstiden vil være et godt virkemiddel for å øke sysselsettingen. For å besvare et slikt spørsmål er det nødvendig med en totalmodell, f. eks. KVARTS eller MODAG, der virkningene av slike endringer på lønns- og prisdannelsen er beskrevet.

5. Prisdannelse

5.1 Innledning

Utgangspunktet for modelleringen er en generell feiljusteringsmodell der endringen i prisen forklares av endring i enhetskostnader, importpriser, kapasitetsutnytting, samt laggede nivåer for prisen selv, enhetskostnader, importpriser og kapasitetsutnytting. Den generelle relasjonen er (små bokstaver indikerer at variablene er i logaritmer)

$$(5.1) \quad \Delta p = c^1 + \sum_i c_i^1 \Delta p_{i-1} + \sum_i c_i^2 \Delta p v_i + \sum_i c_i^3 \Delta p k_i + \sum_i c_i^4 \Delta KAP_i + d_1 p_{-1} + d_2 p v_{-1} \\ + d_3 p k_{-1} + d_4 KAP_{-1} + \sum_{i=1}^3 s_i D_i + \sum_{i=1}^3 ss_i D_i DBRUDD + e \text{ PRISSTOPP}$$

hvor (i logaritmer) p er den prisen som skal modelleres (hjemmepris eller eksportpris, $p v$ er variable enhetskostnader i sektoren som er hovedprodusent av varen, KAP er en kapasitetsutnyttingsindikator for sektoren som er hovedprodusent av varen, $p k$ er importprisen på varen. D_i er en sesongdummy for kvartal lik 1 i kvartal i , -1 i 4. kvartal og 0 ellers. $DBRUDD$ er en dummy for brudd i sesongmønsteret med verdi 1 til og med 1977:4 og 0 ellers. $PRISSTOPP$ er en dummyvariabel for innføring og utfasing av pris- og avansereguleringer (jfr. tabell 2.3). c^1 , c_i^j , d_i , s_i , ss_i er koeffisienter.

I praksis ble de endelige relasjonene langt mer parameterfattige enn det som er vist over.

Det viste seg at det var flere brudd i sesongmønsteret i kvartalsdataene som inn gikk i prisrelasjonene enn bruddet ved overgang fra gammelt til nytt regnskap i 1978. Mange serier viste seg å ha brudd i sesongen også fra 1. kvartal 1985. Det er derfor nyttet noen ytterligere dummyvariable for å ta hensyn til dette for en del varer.

Det er lagt vekt på at relasjonene skal være (statisk) homogene av grad 1 i enhetskostnader og importpriser. Det betyr at når enhetskostnader og/eller importpriser går opp med 1 prosent, vil også den modellerte prisen øke med en prosent på lang

sikt. Dette er pålagt ved estimeringen. Kointegrasjonstestene og figurbetraktninger tyder på at denne forutsetningen ikke er holdbar i en del tilfeller. Men samtidig vil vi ut fra de overordnede modellegenskapene i KVARTS ikke ha relasjoner der relative priser på lang sikt avhenger av det nominelle prisnivået. Dette ville bryte med rimelige rasjonalitetsantakelser, og ville kunne føre til urimelige virkninger av f.eks. endring i valutakurser mv., som vi ikke ønsker at KVARTS skal inneholde. På den annen side er mangelen på kointegrasjon en egenskap ved data som vi må ta på alvor. Hvis vi bare velger å se bort fra mangelen på kointegrasjon, vil vi få en feilspesifisert modell, som har et dårlig grep på den dynamiske tilpasningen. Å pålegge restriksjoner som data forkaster vil også forverre føyningen, og dermed også modellens prediksjonsegenskaper. Det er således en motsetning mellom ønsket om teoretisk rimelige relasjoner, og hensynet til føyning. Avvikene fra kointegrasjon kan skyldes forhold som vi i utgangspunktet ikke har spesifisert som variable i analysen. Dette kan være sammensetningseffekter innen KVARTS-sektorer og svakheter ved dataene. Det er f. eks. kjent at det kan være problemer med å dekomponere den nominelle veksten i produsert kvantum på prisendringer og kvantumsendringer, pga. kvalitetsforskjeller. Dette er særlig viktig når det utvikles nye produkter. Prisutviklingen på datamaskiner kan tjene som eksempel. Her har prisene falt sterkt over tid, samtidig som ytelsen per maskin har økt.

Vi har håndtert disse problemene på en litt ad hoc måte. En mulighet har vært å inkludere rene trender i relasjonene for i det minste å få et grep på den dynamiske tilpasningen, og bare godta at vi ikke har noen forklaring på den langsiktige utviklingen i forholdet mellom pris og enhetskostnader. Denne løsningen reiser imidlertid betydelige problemer ved simuleringer etter utløpet av estimeringsperioden. En rett fram bruk av slike ligninger, fører til at modellen vil predikere at pris/kostnadsforholdet vil fortsette å utvikle seg på samme måte som i estimeringsperioden på lang sikt. Det vil kunne føre til at driftsresultatene i denne sektoren enten vil vokse eller avta over alle grenser, avhengig av fortegnet på denne trenden. Dette synes vi er en urimelig egenskap å pålegge en økonomisk modell. I enkelte tilfeller vil det være slik at mangelen på kointegrasjon ikke er jevnt trendmessig. Det vil si at f. eks. pris/kostnadsforholdet brått endrer seg, og stabiliserer seg på et nytt nivå. I et slikt tilfelle vil en dummyvariabel som er 1 før endringen i det relative prisnivået, og 0 etterpå, kunne være en bedre løsning. Løsningen er bedre fordi den ikke impliserer en varig trendmessig endring i prisforholdet ved simuleringer etter utløpet av estimeringsperioden, men bare en midlertidig endring. En tredje mulighet som vi har forsøkt, er å sannsynliggjøre at det er økonomiske forklaringer bak mangelen på kointegrasjon, som vi kan operasjonalisere med variable som allerede inngår i KVARTS. Dette har vi forsøkt i en del tilfeller. Det viste seg at vi kunne konstruere variable som inneholdt informasjon om bl. a. sammensetningen av produksjonen innenfor enkelte sektorer (f.eks. eksport som andel av produksjon), og som gav relasjoner med gode statistiske egenskaper. Når vi likevel ikke har inkludert slike variable i de endelige relasjonene, har det sammenheng med at ved enkelte typer skiftanalyser på KVARTS innebar disse relasjonene tildels betydelige prisendringer som vi ikke kunne gi noen plausibel økonomisk tolkning. Måten vi håndterte store avvik fra kointegrasjon på, var derfor stort sett å inkludere trender i hele eller deler av estimeringsperioden, som så ble stanset ved utløpet av esti-

meringsperioden (1991:4). Ved bruk av relasjonene utover estimeringsperioden vil disse dermed ikke inneholde trender.

Alle relasjoner er estimert med instrumentvariabelmetoden ved at det er nyttet instrumenter for endring i enhetskostnadene og kapasitetsutnyttningen i inneværende periode. Generelt er endring i følgende variable nyttet som instrumenter for endring i enhetskostnadene, lagget inntil fire perioder (alle variable i logaritmer): Enhetskostnader, offentlig konsum, aggregert importpris, importprisen på den varen vi betrakter, sektoravgifter for den sektoren vi betrakter, nivået på ledigheten, sesongdummier, dummier for prisstopp og lønnsstopp/lønnsregulering. For enkelte sektorer har vi nyttet ytterligere variable, og det er omtalt i de enkelte avsnittene. For endring i kapasitetsutnyttningen har vi brukt (samme lag som for enhetskostnadene): Lagget endring i kapasitetsutnyttning, endring i offentlig konsum, endring i markedsindikatoren for verdensmarkedets etterspørsel for den varen vi betrakter og sesongdummier.

Som i relasjonene for faktoretterterspørsel, har vi brukt et sett med feilspesifikasjonstester for å sjekke relasjonene. Vi har lagt størst vekt på å spesifisere relasjonene slik at det ikke er autokorrelasjon i restleddene. Vi har tatt noe lettere på testene for betinget autoregressiv heteroskedastisitet og for normalitet. Store verdier på disse observatorene viste seg i mange tilfeller å ha sammenheng med store verdier på residualene i ett eller noen få kvartaler. Dette kan være reelle sjokk, men synes oftest å være rene tilfeldigheter i data. I en del tilfeller har vi innført dummyvariable for å eliminere effektene av disse kvartalene, og da har normalitets- og heteroskedastisitetstestene blitt langt bedre, dog uten at estimatene på de øvrige koeffisientene i modellen ble merkbart påvirket. Med denne erfaringen for en del av ligningene, valgte vi å ikke følge denne prosedyren i alle tilfeller, siden dette likevel ikke får noen praktisk betydning for ligningenes utforming og heller ikke for føyningen utenfor de kvartalene hvor det kunne vært aktuelt å innføre dummyvariable.

5.2 Hovedresultater

Vi summerer her opp hovedresultatene fra estimeringene av prisrelasjoner. Effekterne av de ulike forklaringsvariablene på de modellerte prisene er vist i tabeller til slutt i avsnittet.

Kapasitetsutnyttningen påvirker prisene på de fleste varene. I en del tilfeller kom denne variabelen med bare på endringsform. I enkelte tilfeller er det negative intermultiplikatorer ved endring i kapasitetsutnyttningen, men disse effektene er beskjedne i størrelse. For hjemmeprisene var det varige effekter av endret kapasitetsutnyttning for Verkstedprodukter, Bygg og anlegg og Øvrige private tjenester. For eksportprisene var dette tilfellet for Råvarer, Verkstedprodukter og Varehandel. Effektene på hjemmeprisene for de fleste varene er beskjedne, kanskje med unntak av Bygg og anlegg og Øvrige private tjenester hvor estimeringsresultatene tyder på klare varige effekter på mark-up raten av endringer i kapasitetsutnyttningen. Disse resultatene kan derfor sies å støtte opp under resultatene fra estimering av faktor-

etterspørselen hvor konstant utnytte mht. variable faktorer gis en god databeskrivelse.

Enhetskostnadene viste seg å være den variabelen som var viktigst for å forklare prisutviklingen, både for hjemmeprisene og for eksportprisene. Hjemmeprisen for Råvarer blir på lang sikt fullt ut bestemt av importprisen og utgjør et unntak. Dette representerer en inkonsistens i forhold til vår teoretiske utgangspunkt, men denne formuleringen er likevel beholdt, jfr. avsnitt 5.3.2. For hjemmeprisene utenom Varehandelsavansen hadde ikke importprisene noen direkte langsiktig effekt i det hele tatt, men importprisene har selvsagt betydning siden de inngår i enhetskostnadene. Endring i importprisene ble imidlertid signifikant for enkelte varer.

Eksportprisene er gjennomgående mer påvirket av konkurranseprisene (importprisene) på lang sikt enn hjemmeprisene er. Dette betyr imidlertid langt fra at eksportprisene på disse varene fullt ut er bestemt av verdensmarkedsprisene, slik teorien for en liten åpen økonomi innebærer. For de viktigste eksportvarene er langtidselastisiteten mhp. enhetskostnadene 0,5 eller høyere. Imidlertid utgjør importert vareinnsats en betydelig del av de variable enhetskostnadene i flere sektorer, så gjennomslaget av økte importpriser blir høyere enn 0,5 om en tar hensyn til dette.

Dummyvariabelen for prisstopp og andre prisreguleringer innebærer at vi forutsetter at disse bare har hatt kortsiktige effekter. Denne variabelen kommer med bare i en del av relasjonene for hjemmeprisene, Konsumvarer, Skip og plattformer, Innenlands samferdsel, Varehandel og Øvrig privat tjenesteyting.

Prisen på bolig tjenester (en beregnet prisindeks for husleie) forklares på lang sikt av investeringspris og rentenivå, men det tar svært lang tid før endringer i byggekostnader slår fullt ut i husleiene. Det kommer av den lange levetiden for boligkapitalen. På 2-4 års sikt betyr de samlede konsumprisene en del for husleieindeksen.

Hjemmeprisen på varehandelstjenester (varehandelsavansen) er den enkeltpris som betyr mest for den samlede konsumprisindeksen. Avansen avhenger på lang sikt omtrent like mye av enhetskostnadene i sektoren som av prisene på de varene (norskproduserte og importerte) som omsettes gjennom denne sektoren.

Vi har endogenisert flere priser på petroleumsrelaterte produkter. Hjemme- og eksportprisen på raffinerte oljeprodukter følger importprisen på denne varen med en langtidselastisitet på 1. Eksportprisen for Naturgass og importprisen for Råolje er på tilsvarende måte knyttet til eksportprisen for Råolje.

Tabell 5.1. Virkningsberegning prisrelasjoner. 1 prosent økning i variable enhetskostnader. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
<i>Hjemmepriser:</i>								
Konsumvarer m.v.	0,64	0,78	0,80	0,86	0,96	1,00	1,00	1,00
Råvarer	0,65	0,38	0,40	0,33	0,20	0,07	0,03	0,00
Verkstedprodukter	0,58	0,80	0,91	0,96	1,00	1,00	1,00	1,00
Skip og plattformer	0,60	0,43	0,68	0,82	0,98	1,00	1,00	1,00
Bygg- og anlegg	0,52	0,74	0,79	0,82	0,91	0,98	1,00	1,00
Bank og forsikring	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Innenlands samferdsel	0,10	0,27	0,41	0,52	0,80	0,96	1,00	1,00
Øvrige priv. tjenester	0,00	0,20	0,27	0,43	0,61	0,82	0,92	1,00
<i>Eksportpriser:</i>								
Konsumvarer m.v.	0,73	1,00	0,84	0,73	0,56	0,52	0,51	0,51
Råvarer	0,00	0,00	0,17	0,38	0,79	0,96	0,99	1,00
Verkstedprodukter	0,00	0,23	0,35	0,34	0,61	0,53	0,53	0,53
Skip og plattformer	0,36	0,25	0,83	0,92	0,89	0,99	1,00	1,00
Innenlands samferdsel	0,21	0,27	0,37	0,44	0,59	0,77	0,86	1,00
Varehandel	0,00	0,07	0,42	0,46	0,59	0,77	0,91	0,99
Øvrige priv. tjenester	0,25	0,65	0,72	0,78	0,92	0,99	1,00	1,00

Tabell 5.2. Virkningsberegning prisrelasjoner. 1 prosent økning i importpriser. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
<i>Hjemmepriser:</i>								
Råvarer	0,00	0,16	0,24	0,34	0,60	0,86	0,95	1,00
Verkstedprodukter	0,00	0,28	0,13	0,06	0,00	0,00	0,00	0,00
Raffinerte oljeprodukter	0,59	0,92	0,95	0,96	0,99	1,00	1,00	1,00
<i>Eksportpriser:</i>								
Konsumvarer m.v.	0,00	0,48	0,48	0,48	0,36	0,47	0,48	0,48
Råvarer	0,58	1,06	1,07	1,12	0,28	0,05	0,01	0,00
Raffinerte oljeprodukter	0,84	0,96	0,98	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00
Verkstedprodukter	0,00	0,21	0,00	0,21	0,45	0,48	0,48	0,48

Tabell 5.3. Virkningsberegning prisrelasjoner. Økning i kapasitetsutnyttning på ett historisk standard-avvik. Prosentpoengs økning i kapasitetsutnyttingsindikatoren i parentes. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
<i>Hjemmepriser:</i>								
Konsumvarer (4)	0,31	0,23	0,17	0,12	0,03	0,00	0,00	0,00
Råvarer (7)	0,00	0,96	0,57	0,58	0,34	0,12	0,04	0,00
Verkstedprodukter (7)	0,00	0,60	0,88	1,01	1,12	1,12	1,12	1,12
Skip og plattformer (13)	0,76	-0,33	0,57	-0,44	-0,04	0,00	0,00	0,00
Bygg- og anlegg (8)	1,20	1,79	2,28	2,70	3,77	4,56	4,74	4,80
Øvrige priv. tjenester (9)	0,00	0,43	0,83	1,19	2,33	3,67	4,29	4,79
<i>Eksportpriser:</i>								
Konsumvarer m.v.	0,46	0,30	0,20	0,14	0,03	0,00	0,00	0,00
Råvarer	0,00	0,55	1,23	1,84	2,63	3,14	3,22	3,23
Verkstedprodukter	-1,12	0,37	3,40	2,46	2,36	2,35	2,35	2,35
Skip og plattformer	1,60	-0,63	0,87	-0,59	-0,14	0,00	0,00	0,00
Varehandel	0,00	1,12	2,17	2,46	3,42	4,71	5,46	6,27

Tabell 5.4. Virkningsberegning Boligtjenester. Ulike forklaringsvariable. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Konsumpris opp 1%	0,00	0,25	0,24	0,23	0,20	0,16	0,10	0,05
Investeringspris opp 1%	0,00	0,03	0,06	0,10	0,19	0,38	0,59	0,79
Nominell rente opp 1%-poeng	0,00	0,66	0,64	0,62	0,55	0,42	0,32	0,30

Tabell 5.5 Virkningsberegning økt eksportpris råolje. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
<i>Importpriser:</i>								
Råolje	0,56	0,79	0,90	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Raffinerte oljeprodukter	0,42	0,54	0,64	0,72	0,90	0,99	1,00	1,00
<i>Eksportpriser:</i>								
Naturgass	0,00	0,00	0,36	0,45	0,91	1,00	1,00	1,00
Konsumvarer	0,04	0,06	0,04	0,06	0,01	0,00	0,00	0,00

Tabell 5.6. Virkningsberegning¹⁾ hjemmepris varehandel. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Økt enhetskostnad	0,10	0,14	0,18	0,21	0,39	0,42	0,42	0,42
Økte priser norske varer ²⁾	0,00	0,04	0,07	0,10	0,19	0,28	0,28	0,28
Økte importpriser ³⁾	0,00	0,04	0,07	0,10	0,21	0,29	0,30	0,30

1) Med importandeler som i 1992.

2) Økning i hjemmepris på primærnæringsvarer, konsumvarer, raffinerte oljeprodukter, verkstedprodukter, råvarer.

3) Økning i importpris på varene i pkt. 2 samt for ikke-konkurrenrende import av biler og «annen ikke-konkurrenrende import».

5.3. Estimeringsresultater hjemmepriser

5.3.1 Hjemmepris Konsumvarer

Hjemmeprisen kointegrerer med enhetskostnadene, og endring i kapasitetsutnytting blir også signifikant. Kapasitetsutnyttningen får således bare en midlertidig effekt på denne prisen. Testobservatorene for autokorrelasjon er noe høye, men er langt fra signifikante på 5 prosents nivå. For ikke å få utslag i testene for heteroskedastisitet inkluderte vi dummyvariable for 1983:2 og 1983:4, med lik koeffisient i tallverdi, men med motsatt fortegn.

Tabell 5.7. Hjemmepris. Konsumvarer

Venstresidevariabel: Δb_h

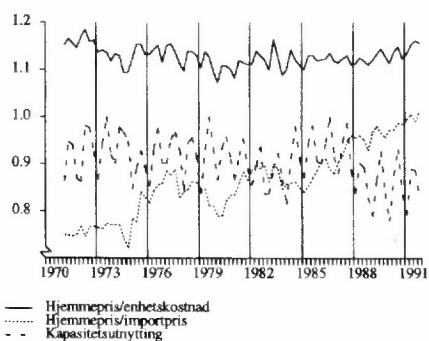
R^2 : 0,57 SER: 1,1% DW: 1,68 T: 82 K: 8

Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

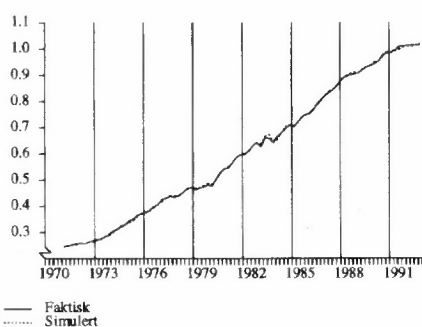
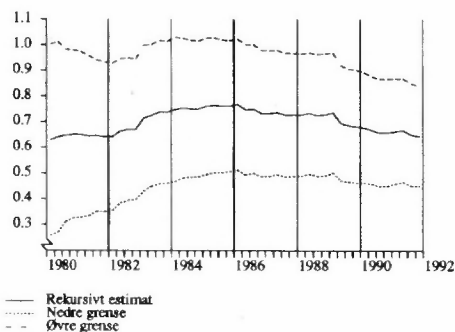
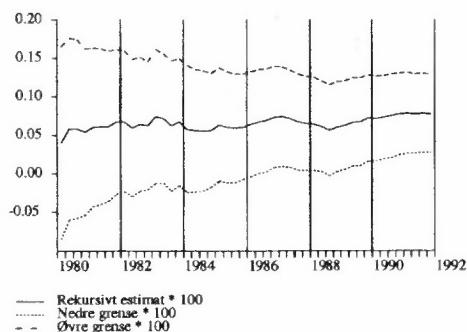
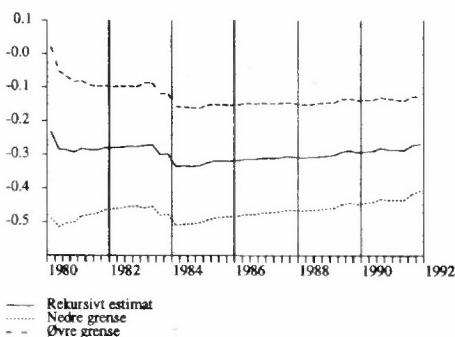
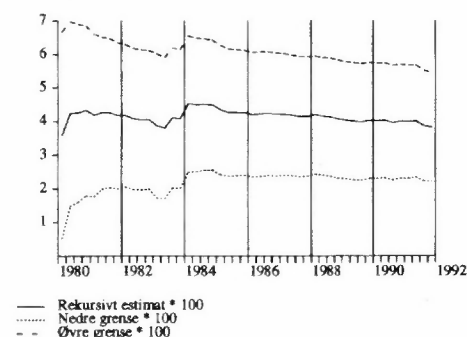
LM F(1,73): 2,02 (0,16) LM F(2,72): 1,17 (0,32)
 LM F(4,70): 0,66 (0,62) LM F(8,66): 1,64 (0,13)
 NORM $\chi^2(2)$: 0,69 (0,71) RESET F(1,73): 0,32 (0,57)
 ARCH F(1,72): 0,09 (0,77) ARCH F(4,66): 0,34 (0,85)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,04	4,67
Δp_v	0,64	6,52
$\Delta KAP \cdot 100$	0,07	2,61
$(b_h - p_v)_{-1}$	-0,27	-3,76
D1-DUM85-100	-1,06	-3,21
D1-BRUDD-100	1,96	4,08
D2-BRUDD-100	-1,30	-2,72
(DUM832-DUM834) · 100	3,54	4,37

Figur 5.3.1.1. Historiske data



Figur 5.3.1.2. Faktisk og simulert pris

Figur 5.3.1.3. Rekursivt estimat for koef. for $\Delta p_v \pm 2$ st. avvikFigur 5.3.1.4. Rekursivt estimat for koef. for $\Delta KAP \pm 2$ st. avvikFigur 5.3.1.5. Rekursivt estimat for koef. for $(bh-pv)_1 \pm 2$ st. avvikFigur 5.3.1.6. Rekursivt estimat for koef. for konstantleddet ± 2 st. avvik

5.3.2 Hjemmepris Råvarer

Ut fra figurbetraktninger er forholdet mellom hjemmepris og enhetskostnader ganske konstant fra midten av 1970-tallet, etter at dette fra 1972 til 1976-77 lå noe høyere. Forholdet mellom hjemmepris og importpris kan synes å ha en svakt stigende trend, men er også forholdsvis stabilt. Punkttestimatene for langtidselastisiteten mhp. enhetskostnadene ble imidlertid konsekvent mindre enn null i de relasjonene som ble forsøkt, mens importprisen ble klart signifikant på nivåform.

Enhetskostnadene på endringsform ble imidlertid klart signifikante og fikk relativt store koeffisienter. Importprisene på endringsform kom ikke med. Kapasitetsutnyttingen kom med bare på endringsform. Om en likevel påla at hjemmeprisen på lang sikt fullt ut skulle bestemmes av enhetskostnadene, ble koeffisienten foran feiljusteringsleddet liten i tallverdi og insignifikant. Vi måtte altså ha med importprisen på nivåform, og da fikk enhetskostnadene på nivåform «feil» fortegn og ble insignifikant.

Relasjonen forklarer således den langsiktige utviklingen i hjemmeprisen med importprisen, mens enhetskostnadene bare påvirker hjemmeprisen på kort sikt. Et slikt resultat står i motstrid til det teoretiske utgangspunktet om monopolistisk konkurranse også på lang sikt. Vi får således problemer med konsistensen med teorien. Vi vil likevel beholde relasjonen dels fordi kostnadene har betydning i et relativt langt tidsrom etter kostnadsendringen (den estimerte verdien på parameteren for feiljusteringsleddet er relativt lav), og dels fordi den eksportmodellen som allerede er i KVARTS avviker fra den rene teoretiske modellen siden også enhetskostnadene inngår som forklaringsvariable.

Det er en viss grad av overshooting ved samtidige endringer både i importpriser og enhetskostnader, idet interimmultiplikatoren er ca. 1,4 etter to kvartaler, men den er nede på 1 etter tre kvartaler.

Tabell 5.8. Hjemmepris. Råvarer

Venstresidevariabel: Δbh

R^2 : 0,38 SER: 3,5% DW: 2,17 T: 82 K: 6

Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

LM F(1,75): 2,08 (0,15)

LM F(2,74): 1,05 (0,36)

LM F(4,72): 0,59 (0,67)

LM F(8,68): 1,10 (0,37)

NORM $\chi^2(2)$: 17,62 (0,0)

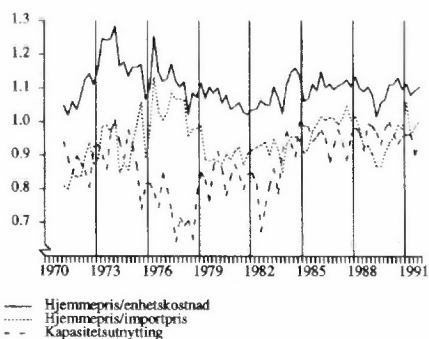
RESET F(1,75): 0,22

ARCH F(1,74): 2,53 (0,12)

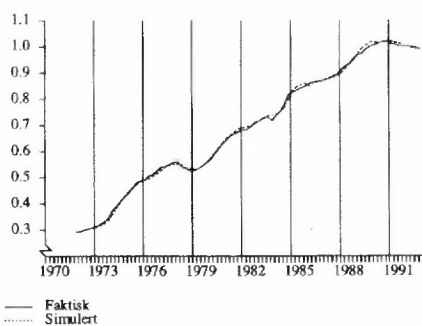
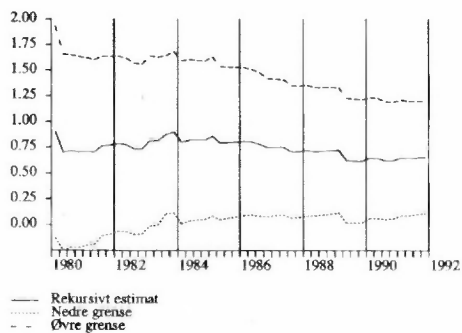
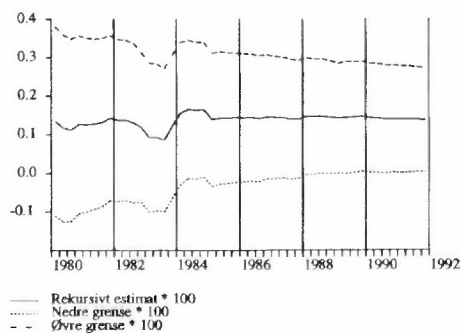
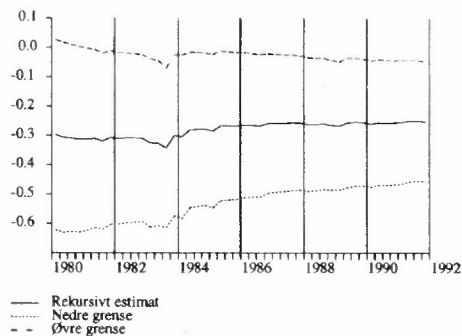
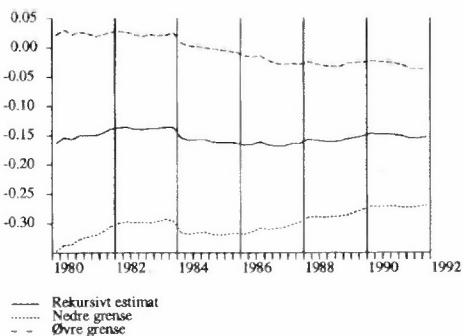
ARCH F(4,68): 0,66 (0,62)

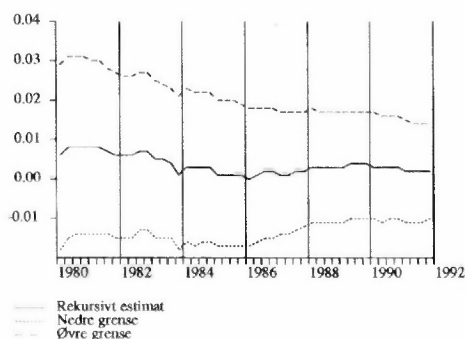
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant · 100	0,02	0,29
Δpv	0,65	2,41
$\Delta KAP_{-1} \cdot 100$	0,14	2,04
Δbh_{-1}	-0,25	-2,47
$(D2-D4) \cdot BRUDD$	0,03	3,14
$(bh-pv)_{-1}$	-0,15	-2,63

Figur 5.3.2.1. Historiske data



Figur 5.3.2.2. Faktisk og simulert pris

Figur 5.3.2.3. Rekursivt estimat for koeff. for $\Delta p_{v,t} \pm 2$ st.avvikFigur 5.3.2.4. Rekursivt estimat for koeff. for $\Delta KAP_{t-1} \pm 2$ st.avvikFigur 5.3.2.5. Rekursivt estimat for koeff. for $\Delta bh_{t-1} \pm 2$ st.avvikFigur 5.3.2.6. Rekursivt estimat for koeff. for $(bh-pv)_{t-1} \pm 2$ st.avvik

Figur 5.3.1.6. Rekursivt estimat for koeff. for konstantleddet +/- 2 st. avvik

Testobservatorene kan tyde på visse tendenser til autokorrelasjon, men de er ikke signifikante på 5 prosents nivå. Avvikene fra normalitet som avdekkes, har sammenheng med at enkelte kvartalsobservasjoner er «utligger», slik at residualene blir særlig store i disse kvartalene. Dette har imidlertid ikke betydning for koeffisientestimatene. Plottene over de rekursive estimatene viser at parametrene er meget stabile.

5.3.3 Hjemmepris Raffinerte oljeprodukter

Det er innarbeidet en relasjon der hjemmeprisen følger importprisen fullt ut på lang sikt. Enhetskostnadene og importprisene er sterkt korrelert slik at data ikke gir mye hjelp til å bestemme hvilken av disse to variablene som skal bestemme hjemmeprisen. Men uansett valg her, vil råoljeprisen være den viktigste prisbestem-

Tabell 5.9. Hjemmepris. Raffinerte oljeprodukter

Venstresidevariabel: Δb_h

R^2 : 0,545 SER: 8,9% DW: 1,99 T: 82 K: 5
 Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

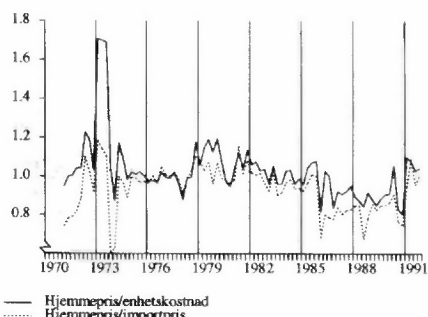
LM F(1,76): 0,00 (0,92) LM F(2,75): 0,64 (0,53)
 LM F(4,73): 0,49 (0,74) LM F(8,69): 1,11 (0,36)
 NORM $\chi^2(2)$: 222,5 (0,0) RESET F(1,76): 0,28 (0,61)
 ARCH F(1,75): 0,11 (0,74) ARCH F(4,69): 0,08 (0,99)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,01	-1,22
Δb_i	0,59	6,41
Δb_{i-1}	0,20	2,17
$(b_h - b_i)_{i-1}$	-0,31	-3,90
D1 · DUM74	0,14	4,04

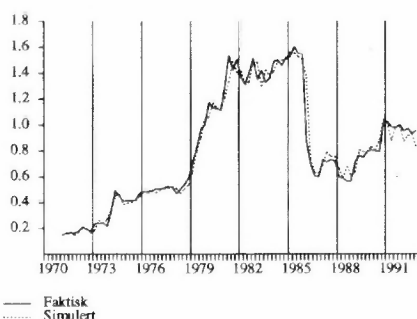
mende faktoren siden prisen på råolje er den dominerende faktoren både for enhetskostnadene og prisen på raffinerte produkter på verdensmarkedet.

Normalitetstesten gjør utslag for denne prisen, noe som trolig har sammenheng med at residualene blir spesielt store i forbindelse med de store oljeprishoppene, særlig i 1973. De rekursive estimatene avdekker skift i parameterestimatene ved oljeprisfallet i 1986. Det kan synes som om estimatet på tilpasningshastigheten ved økte importpriser øker fra det tidspunktet.

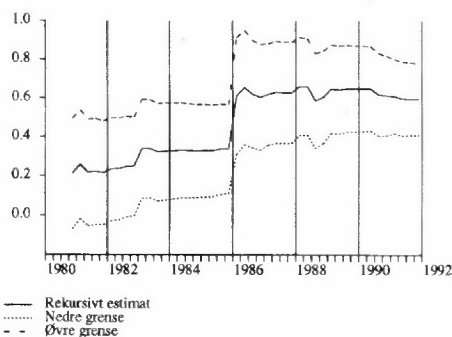
Figur 5.3.3.1. Historiske data



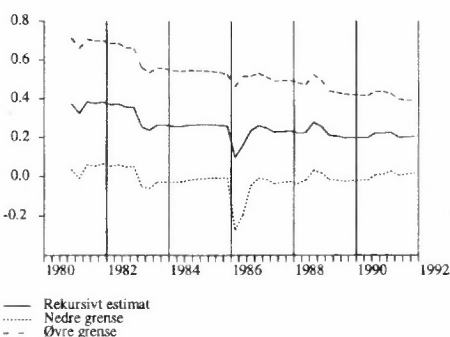
Figur 5.3.3.2. Historisk simulering

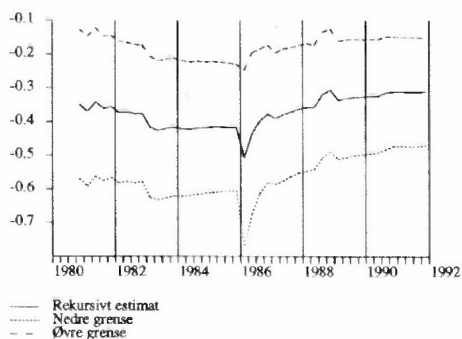


Figur 5.3.3.3. Rekursivt estimat for koeff. for Δb_i +/- 2 st. avvik

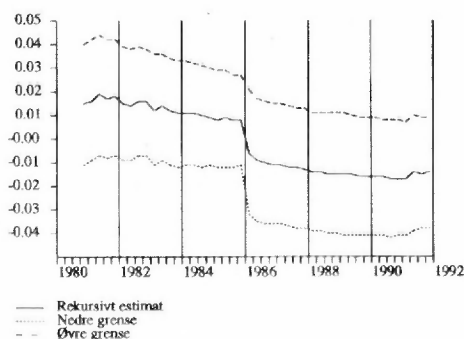


Figur 5.3.3.4. Rekursivt estimat for koeff. for Δb_{i-1} +/- 2 st. avvik



Figur 5.3.3.5. Rekursivt estimat for koeff. for $(bh-bi)_{t-1}$ +/- 2 st. avvik

Figur 5.3.3.6. Rekursivt estimat for koeff. for konstantleddet +/- 2 st. avvik



5.3.4 Hjemmepris Verkstedprodukter

Hjemmeprisen for verkstedprodukter ser ut til å kointegrere med enhetskostnadene før 1985. I årene etter 1985, øker prisen mer enn både importprisen og enhetskostnadene. Samtidig avtar kapasitetsutnyttningen. Det ser dermed ikke ut til at vi har noen god forklaring på økningen i marginene i sektoren etter 1985. Om vi likevel pålegger prishomogenitet, slår dette ut i autokorrelasjonstestene, som forkaster hvit støy forutsetningen. Vi har sett etter sektorvariable som kan si noe om eventu-

Tabell 5.10 Hjemmepris. Verkstedprodukter

Venstresidevariabel: Δbh

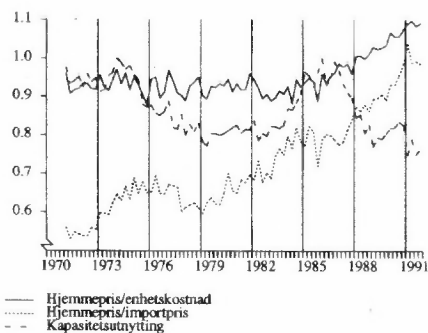
R^2 : 0,577 SER: 1,9% DW: 1,93 T: 82 K: 11
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

LM F(1,70): 0,16 (0,69) LM F(2,69): 0,25 (0,78)
LM F(4,67): 0,54 (0,71) LM F(8,63): 0,48 (0,87)
NORM $\chi^2(2)$: 6,61 (0,04) RESET F(1,70): 2,40 (0,13)
ARCH F(1,69): 0,01 (0,93) ARCH F(4,63): 0,15 (0,96)

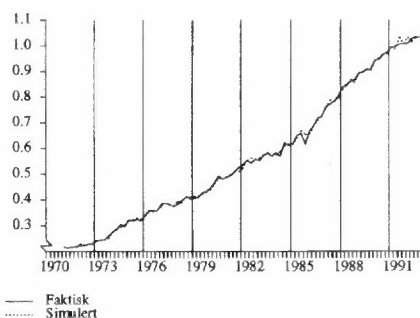
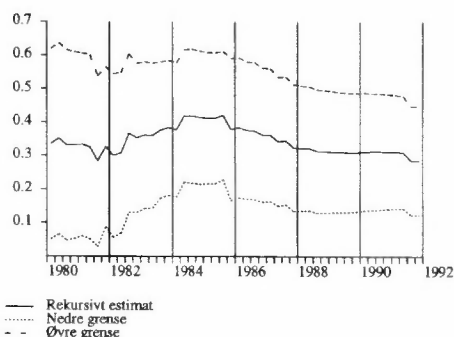
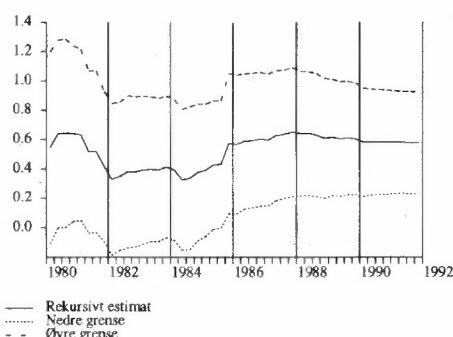
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,11	-3,03
Δbi_{t-1}	0,28	3,10
Δpv	0,58	2,78
$(bh-pv)_{t-1}$	-0,53	-4,42
$KAP_{t-1} \cdot 100$	0,08	2,30
D1-100	1,08	1,91
D1-BRUDD-100	3,52	4,10
D3-BRUDD-100	-3,46	-3,75
D1-DUM85-100	-1,78	-2,21
D3-DUM85-100	2,06	3,11
trend fra 1986:1 · 100	0,46	4,29

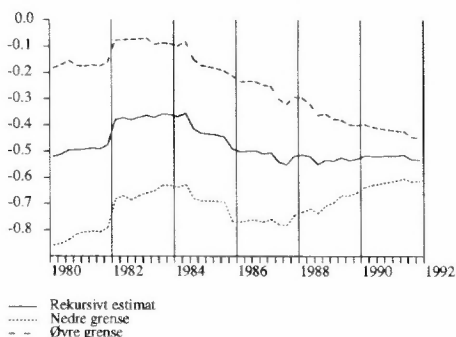
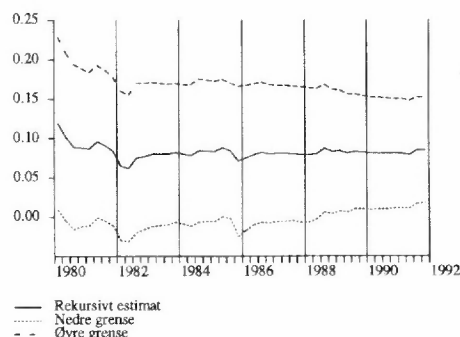
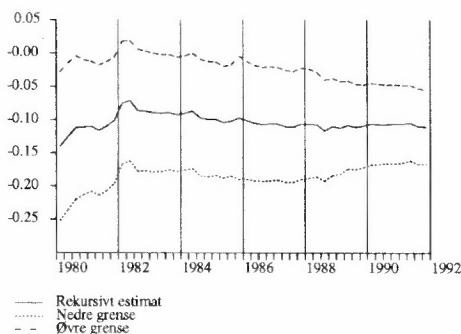
elle sammensetningseffekter i sektoren. I denne perioden økte eksporten klart mer enn samlet produksjon, mens forholdstallet mellom eksport og produksjon endret seg lite i perioden før 1985. Den eksportøkningen som fant sted fra sektoren mot slutten av 1980-tallet, skjedde dels som en følge av at hjemmemarkedet ble redusert og at bedriftene vred sin produksjon mot eksport. Om denne vridningen skjedde ved at de rimeligste varene i større grad enn før ble eksportert, ville det føre til at den registrerte gjennomsnittsprisen til hjemmemarkedet gikk opp. En mulighet som er blitt prøvet er å inkludere eksport/produksjonsraten i denne sektoren som lagget nivåvariabel. Det bedret føyningen og fjernet autokorrelasjonen i residualene, men fungerte dårlig i praktisk bruk av KVARTS, idet normale svingninger i den raten genererte prisbevegelser det ikke var mulig å knytte til noen rimelig økonomisk begrunnelse. Vi har således endt opp med å inkludere en trend i prisrelasjonen fra og med 1. kvartal 1986. Ved implementering av relasjonen i KVARTS (og ved simuleringen på denne prisrelasjonen i dette kapitlet) har vi stoppet denne trenden fra 1. kvartal 1992. Med denne trenden gav testobservatorene gode resultater, med et lite unntak for normalitetstesten.

Figur 5.3.4.1. Historiske data



Figur 5.3.4.2. Historisk simulering

Figur 5.3.4.3. Rekursivt estimat for koeff. for Δbi , +/- 2 st. avvikFigur 5.3.4.4. Rekursivt estimat for koeff. for Δpv , +/- 2 st. avvik

Figur 5.3.4.5. Rekursivt estimat for koef. for (bh-pv), γ , +/- 2 st.avvik**Figur 5.3.4.6. Rekursivt estimat for koef. for KAP, γ , +/- 2 st.avvik****Figur 5.3.4.7. Rekursivt estimat for koef. for konstantleddet +/- 2 st.avvik**

5.3.5 Hjemmepris Skip og plattformer

Denne sektoren har gjennomgått en sterk strukturendring i løpet av estimeringsperioden. Etter utelukkende å ha produsert skip før oljealderen, utgjorde oljeplattformer knapt 30 prosent av sektorens produksjon i 1991. Også innenfor skipsbygging har endringene vært svært store, idet mindre spesialskip har fått langt større vekt enn før. Det sier seg selv at å skille mellom pris- og kvantumeffekter da må bli svært vanskelig.

I den relasjonen vi endte opp med, bestemmes hjemmeprisen på lang sikt av utviklingen i enhetskostnadene, mens kapasitetsutnyttingen bare har kortsiktige priseffekter. Databaserte likhetsrestriksjoner på koeffisientene innebærer at fortegnet på effektene av endret kapasitetsutnyttning er både positivt og negativt, og vi har akseptert dette ut fra omtalen av teorien i avsnitt 2.3.

For å unngå utslag på normalitets- og heteroskedastisitetstestene måtte vi inkludere en dummyvariabel med verdi 1 i fire kvartaler (i 1974 og i 1982). Dette var kvartaler hvor hjemmeprisindeksen hadde unormalt store utslag. Inkluderingen av dummyen påvirket ikke merkbart øvrige koeffisientestimer.

Som instrumenter inkluderte vi i tillegg til de vanlige, også endring i påløpte oljeinvesteringer, lagget opptil fire kvartaler. Påløpte oljeinvesteringer ble definert som bruttoinvesteringer i oljesektoren tillagt lagerendring av skip og oljeplattformer.

Tabell 5.11. Hjemmepris. Skip og plattformer

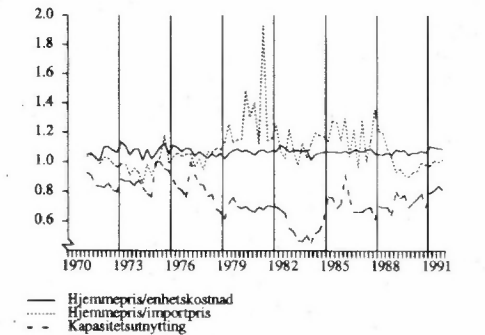
Venstresidevariabel: Δbh

R^2 : 0,686 SER: 1,6% DW: 1,84 T: 82 K: 11
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

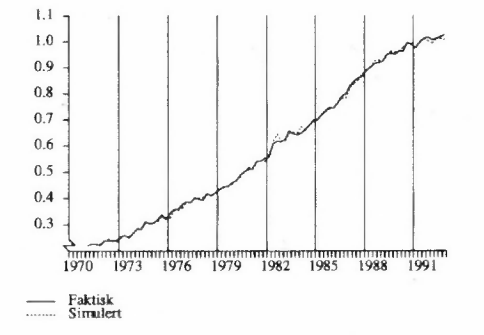
LM F(1,70): 0,62 (0,43)	LM F(2,69): 0,54 (0,59)
LM F(4,67): 0,96 (0,44)	LM F(8,63): 1,53 (0,16)
NORM $\chi^2(2)$: 1,17 (0,56)	RESET F(1,70): 0,69 (0,41)
ARCH F(1,69): 0,29 (0,59)	ARCH F(4,63): 1,17 (0,33)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,04	6,48
Δpv	0,60	5,01
Δpv_{-1}	-0,34	-3,85
$(\Delta KAP - \Delta KAP_{-1} + \Delta KAP_{-2} - \Delta KAP_{-3}) \cdot 100$	0,06	3,91
$(bh - pv)_{-1}$	-0,44	-5,18
PRISSTOPP $\cdot 100$	-0,82	-2,16
D1 $\cdot 100$	-0,62	-1,69
D2 $\cdot 100$	0,64	2,01
D1 $\cdot DUM74 \cdot 100$	3,80	4,61
D3 $\cdot DUM74 \cdot 100$	-1,58	-2,21
$(D743 + D734 + D822 + D823) \cdot 100$	6,52	7,40

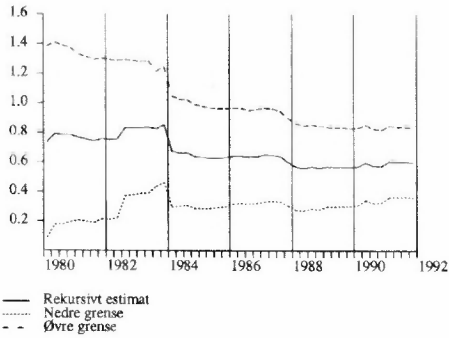
Figur 5.3.5.1. Historiske data



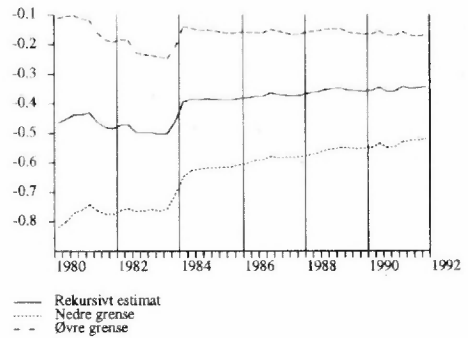
Figur 5.3.5.2. Historisk simulering



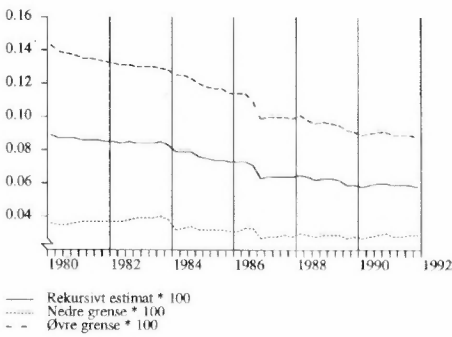
Figur 5.3.5.3. Rekursivt estimat for koeff. for Δp_v +/- 2 st.avvik



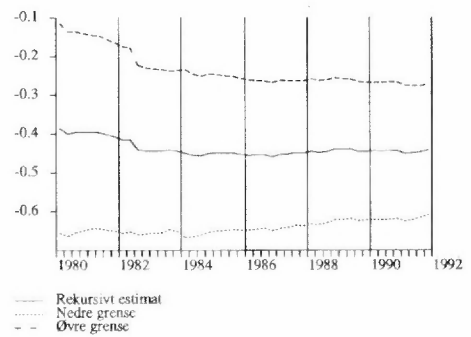
Figur 5.3.5.4. Rekursivt estimat for koeff. for $\Delta p_{v,1}$ +/- 2 st.avvik



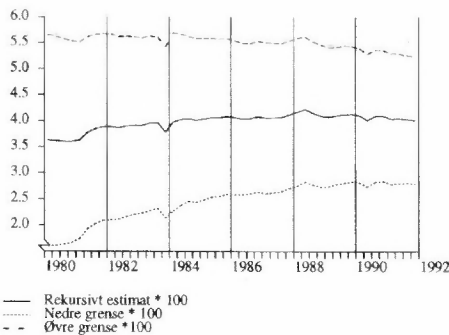
Figur 5.3.5.5. Rekursivt estimat for koeff. for ΔKAP +/- 2 st.avvik



Figur 5.3.5.6. Rekursivt estimat for koeff. for $(bh-pv)_1$ +/- 2 st.avvik



Figur 5.3.5.7. Rekursivt estimat for koeff. for konstantleddet +/- 2 st.avvik



5.3.6 Hjemmepris Bygg og anlegg

Hjemmeprisen i forhold til enhetskostnadene ser ut til å være en stasjonær variabel helt til den store nedgangen i aktivitetsnivået i byggesektoren mot slutten av 1980-tallet. Det er derfor ikke overraskende at kapasitetsutnyttningen inngår både på endrings- og nivåform.

Det er tendenser til ustabilitet i enkelte koeffisienter. De rekursive estimatene for endring og nivå av kapasitetsutnyttningen er imidlertid svært stabile. Koeffisienten til endring i enhetskostnad i inneværende periode øker over tid, mens koeffisienten til lagget endring går ned omtrent like mye. Koeffisienten foran feiljusteringsleddet går opp i tallverdi. De samlede effektene på den estimerte tilpasningshastigheten er at kostnadsendringer slår raskere ut i prisendringer over tid.

I tillegg til ordinære instrumenter nyttet vi lag i endring i (logaritmen til) boliginvesteringene.

T-verdien til feiljusteringskoeffisienten er også i laveste laget om vi tolker denne som en test på at vi har funnet en kointegrerende vektor. Ut fra figurbetraktningene skulle imidlertid ikke dette avvike være av stor betydning.

Tabell 5.12. Hjemmepris. Bygg og anlegg

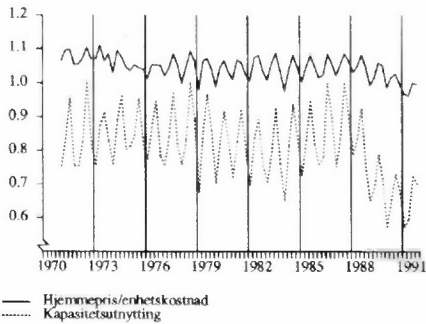
Venstresidevariabel:

R^2 : 0,713 SER: 1,0% DW: 1,82 T: 82 K: 10
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

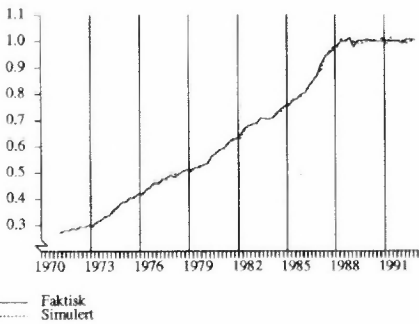
LM F(1,71): 0,73 (0,39) LM F(2,70): 2,04 (0,14)
LM F(4,68): 1,08 (0,37) LM F(8,64): 0,86 (0,56)
NORM $\chi^2(2)$: 0,71 (0,70) RESET F(1,71): 0,50 (0,48)
ARCH F(1,70): 0,10 (0,76) ARCH F(4,64): 0,22 (0,93)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,07	-3,42
Δp_v	0,52	5,51
$\Delta p_{v,-1}$	0,14	2,67
$\Delta KAP \cdot 100$	0,15	4,83
$(bh-pv)_{-1}$	-0,17	-2,12
$KAP_{-1} \cdot 100$	0,10	3,52
$D1 \cdot 100$	-1,45	5,93
$D2 \cdot 100$	0,74	1,70
$D3 \cdot BRUDD \cdot 100$	-1,71	-4,65
$D2 \cdot DUM85 \cdot 100$	1,11	2,94

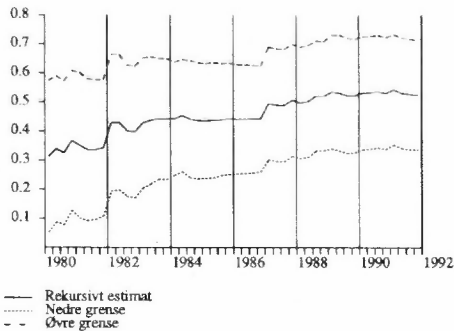
Figur 5.3.6.1. Historiske data



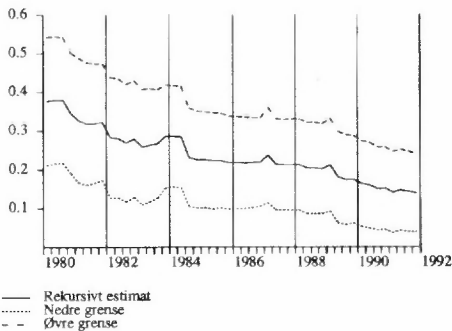
Figur 5.3.6.2. Historisk simulering



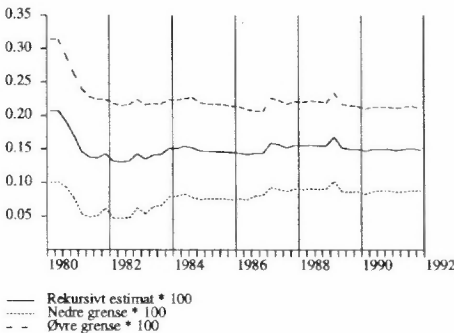
Figur 5.3.6.3. Rekursivt estimat for koeff. for Δp_v , +/- 2 st. avvik



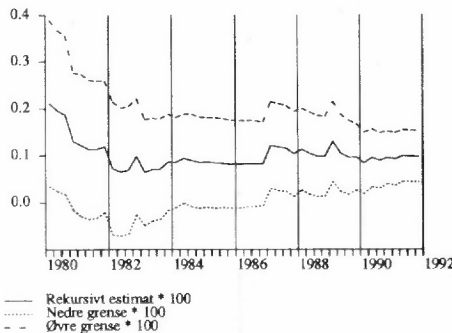
Figur 5.3.6.4. Rekursivt estimat for koeff. for $\Delta p_{v,1}$, +/- 2 st. avvik

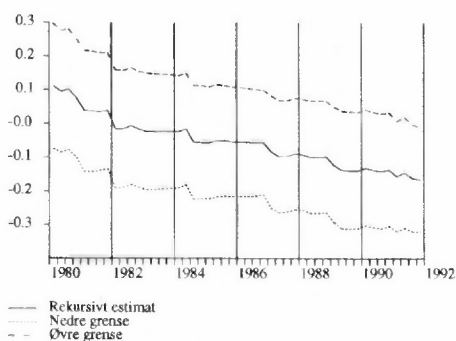


Figur 5.3.6.5. Rekursivt estimat for koeff. for ΔKAP , +/- 2 st. avvik

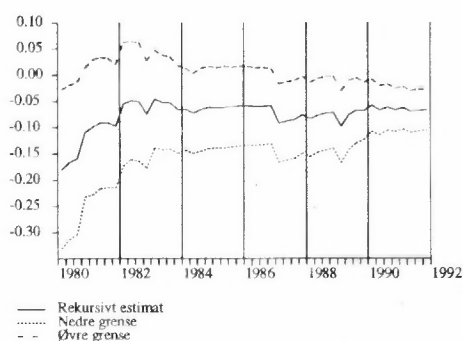


Figur 5.3.6.6. Rekursivt estimat for koeff. for $KAP_{v,1}$, +/- 2 st. avvik



Figur 5.3.6.7. Rekursivt estimat for koeff. for $(bh-pv)_{t-1}$, +/- 2 st.avvik

Figur 5.3.6.8. Rekursivt estimat for koeff. for konstantleddet, +/- 2 st.avvik



5.3.7 Hjemmepris Bank og forsikring

Hjemmeprisen for bank- og forsikringstjenester ser ut til å kointegrere med enhetskostnadene i sektoren før 1984. Denne prisen omfatter tjenester som bankene og forsikringsselskapene tar seg betalt for, bl. a. ulike typer gebyrer. Rentebetalinger til og fra bankenes kunder er imidlertid ikke med i denne prisen. Rentemarginen, som er det kundene betaler for kreditt-tjenestene, er ført i hjelpektoren Frie banktjenester.

I 1984 og 1985 fant det sted sterk økning i hjemmeprisen uten at kostnadene økte tilsvarende. Deretter utviklet kostnader og priser seg om lag i takt igjen. I perioden da kredittmarkedet ble deregulert midt på 1980-tallet, gikk bankene over til i langt høyere grad enn før å ta gebyrer for ulike typer tjenester, og dette slo ut i økte priser på tjenester fra sektoren. Dette er trolig grunnen til den sterke prisveksten i 1984 og 1985, uten at kostnadene økte tilsvarende. Vi har derfor innført en dummyvariabel (DUMBH63 i tabellen) for å ta hensyn til det nivåskiftet i pris/kostnadsforholdet i disse årene. Dette er nødvendig for å få pent utseende residualer, og for å få et så godt grep på korttidssykkel som mulig. Vi innførte en dummyvariabel som var 1 i alle år til utgangen av 1984, var 0.5 i 1985 og 0 i alle år deretter. Til tross for dette, klarte vi ikke helt å fjerne all autokorrelasjon av orden to og høyere i residualene. Dette har trolig også sammenheng med store endringer i sesongmønsteret i løpet av perioden, som vi har forsøkt å ta hensyn til ved å inkludere dummies for brudd i sesongen fra 1. kvartal 1985.

Enhetskostnadsvariabelen for bank og forsikring er i motsetning til det som er tilfellet for de fleste andre sektorene definert uten å inkludere netto sektorskatter. Det skyldes at disse i overveiende grad utgjøres av rentestøtten i statsbankene (netto sektorskatter er negative). Og denne støtten har ikke noe med prisindeksen for bankenes tjenester å gjøre, siden rentemarginen ikke inngår i denne prisindeksen. Av samme grunn er endring i sektorskatter ikke med som instrumenter i instrumentligningen for enhetskostnadene i denne sektoren.

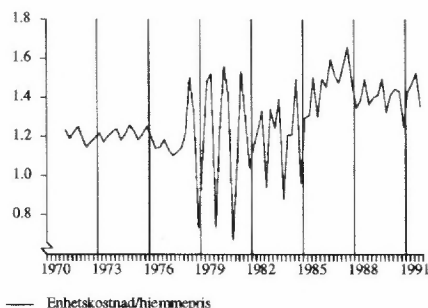
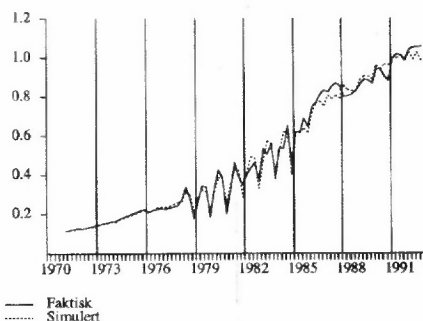
Ved fri estimering av prisrelasjonen ble tallverdien for endringen i enhetskostnadene tildels betydelig større enn 1 (i størrelsesorden 1,3-1,4). Ut fra hensynet til å unngå betydelig overshooting i prisdannelsen og tatt hensyn til kvaliteten på prisdataene for denne tjenesten, påla vi at denne koeffisienten skulle være lik 1, noe som ble akseptert av data. Det er således en svært rask tilpasning av prisen til endringer i enhetskostnadene for denne tjenesten.

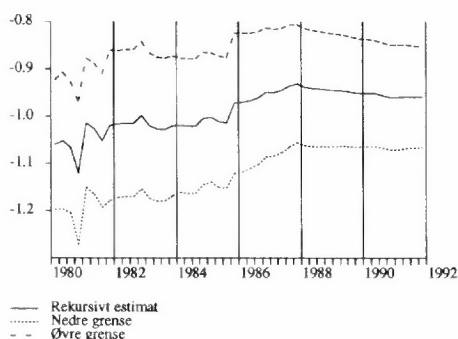
Tabell 5.13. Hjemmepris. Bank og forsikring

Venstresidevariabel: $\Delta bh - \Delta pv$
 R^2 : 0,890 SER: 7,3% DW: 1,79 T: 82 K: 8
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

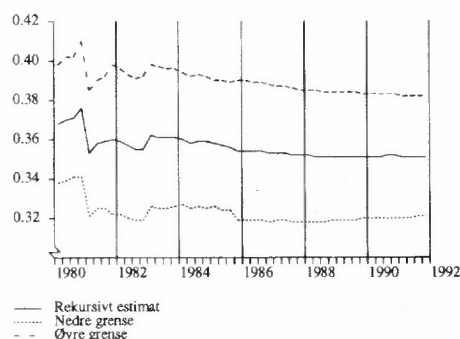
LM F(1,73): 1,06 (0,31) LM F(2,72): 4,08 (0,02)
LM F(4,70): 2,41 (0,06) LM F(8,66): 2,57 (0,02)
NORM $\chi^2(2)$: 19,40 (0,0) RESET F(1,73): 2,36 (0,13)
ARCH F(1,72): 0,88 (0,35) ARCH F(4,66): 8,43 (0,0)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,35	13,56
(bh-pv) ₋₁	-0,96	-16,28
DUMBH63	-0,19	-8,88
D3 · 100	5,80	2,94
D1 · 100	5,80	2,94
D2 · BRUDD · 100	-19,60	-5,82
D3 · BRUDD · 100	-16,58	-5,10
D2 · DUM85 · 100	16,94	7,20
D3 · DUM85 · 100	10,87	3,58

Figur 5.3.7.1. Historiske data

Figur 5.3.7.2. Historisk simulering


Figur 5.3.7.3. Rekursivt estimat for koeff. for $(bh-pv)_{t-1}$ +/- 2 st.avvik

Figur 5.3.7.4. Rekursivt estimat for koeff. for konstantleddet +/- 2 st.avvik



5.3.8 Hjemmepris Innenlands samferdsel

Forholdet mellom hjemmepris og enhetskostnader avtok noe fra 1971 til rundt 1980 og har hatt en svakt stigende tendens på 1980-tallet. Kapasitetsutnyttningen har vist svært små variasjoner og ble ikke signifikant. Den rapporterte relasjonen pålagt statisk prishomogenitet tyder imidlertid ikke på at avvik fra kointegrasjon er noe problem, idet t-verdien til lagget hjemmepris på nivåform er nær 6 i tallverdi. Ifølge relasjonen tar det svært lang tid før endringer i kostnader slår ut i endrede priser.

Testobservatorene for autokorrelasjon er lave, men det er visse problemer knyttet til normalitetstesten. For å unngå svært store verdier på testobservatorene for hete-

Tabell 5.14. Hjemmepris. Innenlands samferdsel

Venstresidevariabel: Δbh

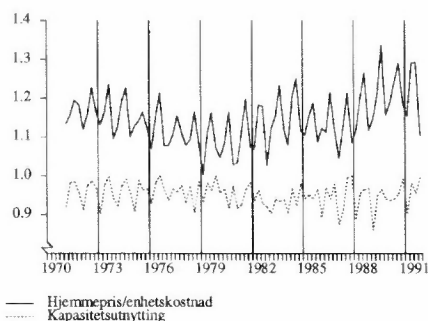
R^2 : 0,481 SER: 1,4% DW: 2,02 T: 82 K: 5
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

LM F(1,76): 0,02 (0,87) LM F(2,75): 0,25 (0,78)
LM F(4,73): 1,83 (0,13) LM F(8,69): 0,96 (0,48)
NORM $\chi^2(2)$: 8,98 (0,01) RESET F(1,76): 1,36 (0,24)
ARCH F(1,75): 0,03 (0,87) ARCH F(4,69): 0,50 (0,74)

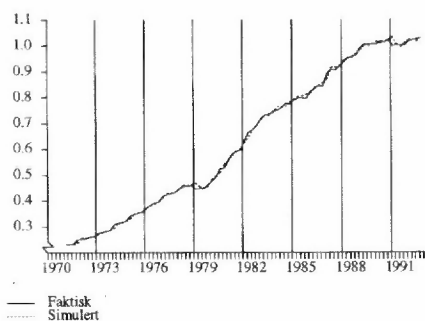
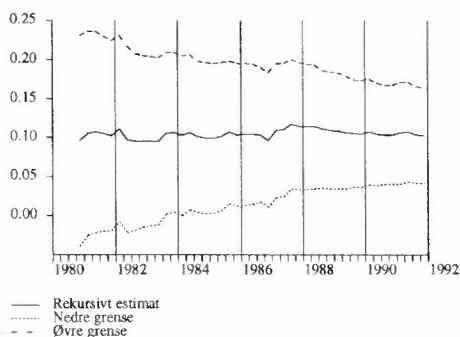
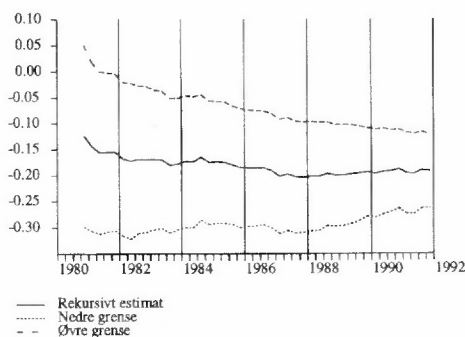
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,04	9,23
Δpv	0,10	3,44
$(bh-pv)_{t-1}$	-0,19	-5,73
PRISSTOPP · 100	-1,17	-3,67
(DUM714-DUM721) · 100	4,36	4,19

roskedastisitet og/eller normalitet, har vi måttet inkludere en dummy for å nulle ut observasjonene i 1971:4 og 1972:1, da det var unormalt store variasjoner i prisvariabelen. Vi kunne pålegge samme koeffisient. Likevel er det enkelte store residualer igjen, som er hovedgrunnen til at normalitetstesten blir signifikant. Ytterligere dummier kunne gitt lavere verdier på denne, men vi fikk da utslag på autokorrelasjonstestene, noe som vi vurderte som mindre ønskelig. Estimatenes på de interessante parametrene var praktisk talt helt uavhengig av introduksjonen av disse dummyvariablene. Koeffisientestimatene er også meget stabile. Prisstoppvariabelen er signifikant.

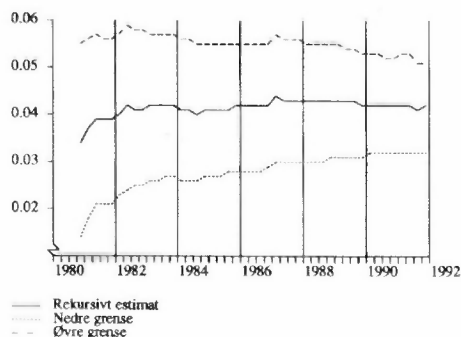
Figur 5.3.8.1. Historiske data



Figur 5.3.8.2. Historisk simulering

Figur 5.3.8.3. Rekursivt estimat for Δp_v +/- 2 st. avvikFigur 5.3.8.4. Rekursivt estimat for koeff. for $(bh-pv)_{t-1}$ +/- 2 st. avvik

Figur 5.3.8.S. Rekursivt estimat for koeff. for konstantleddet, ± 2 st. avvik



5.3.9 Hjemmepris Varehandel

Hjemmeleveransene fra varehandelssektoren til de ulike sluttleveringskategoriene er i nasjonalregnskapssammenheng definert som avanse eksklusive avgifter og subsidier som påløper i varehandelsleddet i forbindelse med lagring og omsetning. Disse leveransene har både en priskomponent og en volumkomponent, og vi skal her modellere priskomponenten. Prisen på varehandelsavansen inngår additivt i pris-kryssløpet, på linje med andre hjemmepriser. Varehandelsprisen inngår med betydelig vekt i prisindeksene for alle varekategoriene i privat konsum og enkelte investeringsarter, og er således den av modellens varer og tjenester som har den sterkeste direkte effekten på deflatoren for privat konsum.

Avansesatsene fastsettes av den enkelte bedrift. I tråd med den generelle prissettingsregelen fra kap. 2, vil avansesatsen være proporsjonal med grensekostnadene ved omsetning. En kan her tenke seg to yttertilfeller avhengig av hvordan kostnadene i sektoren er. En kan som et yttertilfelle tenke seg at avansesatsen fastsettes som et bestemt antall kroner per omsatt enhet, dvs. uavhengig av prisen per enhet eksklusive avanse. I dette tilfellet må vi da tenke oss at grensekostnadene er uavhengig av prisen på den varen som omsettes, og bare er knyttet til lagring og drift i varehandelsbedriften. Som et motsatt yttertilfelle kan en tenke seg at bedriften fastsetter avansesatsen som et konstant prosentvis påslag på vareprisen eksklusive avgift. Dette vil være tilfellet hvis grensekostnadene også avhenger av prisen på varene som omsettes. Det påløper ytterligere kostnader enn rene driftskostnader. Varehandelsbedriften vil se forsikringskostnader og risiko for prisfall eller å sitte med tiloversblevne varer som en kostnad, og disse kostnadene per enhet er større jo høyere vareprisene er. Dette medfører at avansen målt i kroner per enhet, øker med prisen på varene som omsettes.

Enhetskostnadsvariabelen er for denne sektoren definert til ikke å omfatte netto sektorskatte. Grunnen til dette er at Nasjonalregnskapet har ført store deler av subsidiene til jordbruket i varehandelen, og vi får dermed et helt misvisende ut-

trykk for de sektorskatter som betales (eller subsidier som mottas) av denne sektoren. Tankegangen har vært at disse subsidiene utbetales til meieriene (den delen av meierisektoren som er i varehandelen). Føringsmessig ender subsidiene til slutt likevel i jordbruket ved at varehandelssektoren betaler høyere priser for vareinn-sats i form av matvarer fra jordbruket. Denne føringsmåten er lite egnet for våre formål, siden vi trenger et uttrykk for nettoskatter som betales av varehandelssektoren.

I tidligere modellversjoner har vi bare hatt enhetskostnadene som forklaringsvariabel, og det har vært problematisk siden hjemmeprisen for varehandel ikke kointegrerer med enhetskostnadene. For å oppnå kointegrasjon, forsøkte vi å konstruere en prisindeks til, som uttrykker prisene på de varene som omsettes i varehandelen. Denne prisvariabelen ble konstruert ved hjelp av KVARTS' priskryssløpsrelasjoner. Denne prisindeksen, kalt PVARER, veier sammen hjemmepriser og importpriser på alle varer som omsettes gjennom varehandelsleddet. Prisindeksen er definert som

$$(5.2) \quad PVARER = \sum_k \tau_k \left(\sum_i \Lambda_{ik} ((1 - \Lambda_{ik}^I) DI_i) BH_i + \Lambda_{ik}^I DI_i BI_i \right)$$

der τ_k er volumandelen etterspørselskategori k utgjør av samlet omsetning i varehandelen. De etterspørselskategoriene som forutsettes å bli omsatt i varehandelen er konsumgruppene matvarer, drikkevarer og tobakk, fyringsolje, driftsutgifter til egne transportmidler, kjøp av egne transportmidler, kjøp av andre varige goder, klær og skotøy, helsetjenester, samt bruttoinvesteringer i transportmidler og maskiner. Forøvrig er

DI_i Importandel vare i relativt til importandelen i basisåret.

Λ_{ik} Kryssløpskoeffisient for samlet leveranse av vare i til etterspørselskategori k i basisåret.

Λ_{ik}^I Kryssløpskoeffisient for import av vare i til etterspørselskategori k i basisåret.

Basisårs-kryssløpskoeffisientene (Λ_{ik} 'ene) er skalert slik at de for hver etterspørselskategori k summerer seg til 1 for de varene som inngår i den aktuelle kategorien. Likeledes vil definisjonsmessig τ_k 'ene også summere seg til 1.

PVARER er således en indikator for gjennomsnittet av hjemme- og importpriser på varer omsatt i varehandelen. Prisindeksen er bare en tilnærming for prisen på denne vareomsetningen. Det skyldes bl.a. at vi måler denne i kjøperverdi og ikke i basisverdi. Dette er gjort fordi modellens variable måles i markedsverdi og vi vil bruke variable som inngår i modellen. Siden vi bare er opptatt av relative endringer i omsatte kvanta, er dette neppe alvorlig. Det er trolig heller ikke noe stort problem at vi ikke klarer å avgrense varehandelsomsetningen helt eksakt, men må ty til en konvensjonell definisjon på modellens aggregeringsnivå. Valget av hvilke etterspørselskategorier som antas å være omsatt i varehandelen er basert på modellens volumkryssløpsrelasjoner. Vi har utelatt etterspørselskategorier med kryssløpskoeffisienter nær null for ikke å gjøre relasjonen unødig stor. Bare

etterspørselskategorier som genererer varehandelsavanse av noe omfang (mer enn 2-3 prosent av nivået på etterspørselskategorien målt i kjøpverdi), regnes i den sammenhengen å være omsatt i varehandelen.

Det tas hensyn til variasjoner i importandelene for de ulike modellvarene innenfor hver enkelt konsumgruppe (ved DI'ene) og for endringer i den vekt hver enkelt konsumgruppe (og investeringsart) utgjør av samlet vareomsetning, slik det er definert her.

Det viser seg at med denne prisvariabelen oppnås kointegrasjon for varehandelen, og variabelen blir signifikant på nivåform.

På lang sikt får denne prisvariabelen en elastisitet på litt over 0,5 mens enhetskostnadene forklarer resten. Priser på norskproduserte og importerte varer får på denne måten en effekt på aggregerte priser som f. eks. konsumprisene via avansesatsette i varehandelen, og vi har dermed elementer av tilfelle to over, med klare innslag av multiplikative mark-up satser. Importpriser og priser på norskproduserte varer er omtrent like viktige for varehandelsprisen, med de importandelene som var i 1992. Kapasitetsutnyttningen er ikke signifikant. Prisstopp-dummyen er signifikant.

Tabell 5.15. Hjemmepris. Varehandel

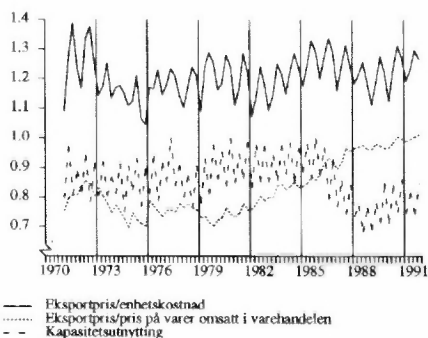
Venstresidevariabel:

R^2 : 0,681 SER: 1,5% DW: 1,84 T: 82 K: 7
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

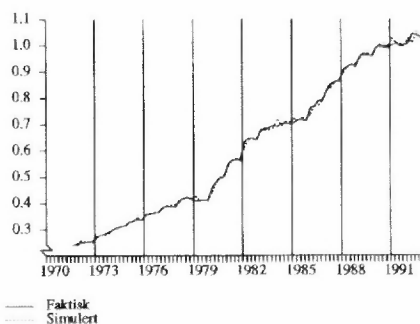
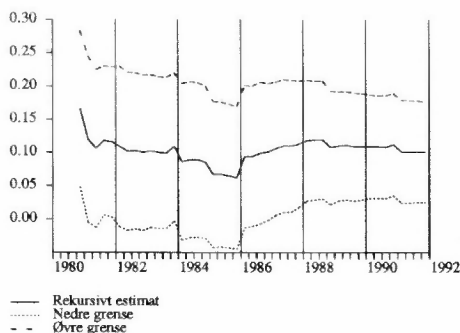
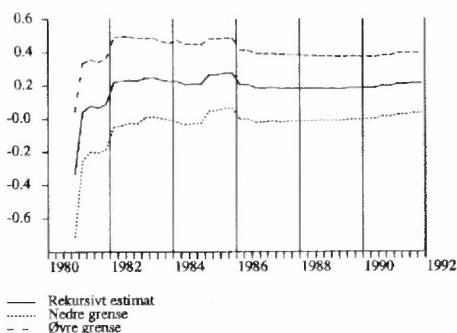
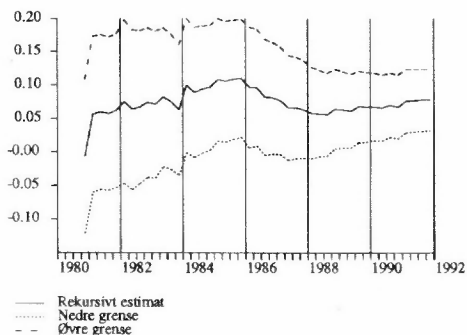
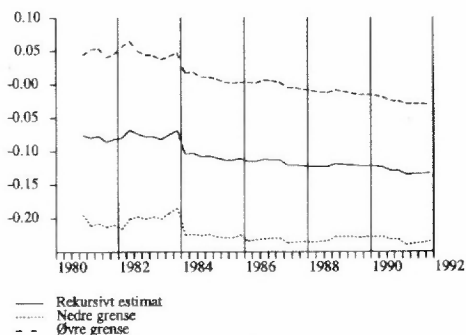
LM F(1,74): 0,56 (0,46) LM F(2,73): 0,82 (0,45)
LM F(4,71): 1,04 (0,39) LM F(8,67): 1,14 (0,35)
NORM χ^2 (2): 2,12 (0,35) RESET F(1,74): 15,7 (0,0)
ARCH F(1,73): 0,27 (0,61) ARCH F(4,67): 1,38 (0,25)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,02	1,75
Δpv	0,10	2,67
Δbh_{-4}	0,21	2,38
$(bh-pv)_{-1}$	-0,13	-2,60
$(pvarer-pv)_{-1}$	0,08	3,39
PRISSTOPP · 100	-1,74	-5,10
D1 · 100	0,98	2,82

Figur 5.3.9.1. Historiske data



Figur 5.3.9.2. Historisk simulering

Figur 5.3.9.3. Rekursivt estimat for koeff. for Δp_v +/- 2 st.avvikFigur 5.3.9.4. Rekursivt estimat for koeff. for $\Delta b h_{+1}$ +/- 2 st.avvikFigur 5.3.9.5. Rekursivt estimat for koeff. for $(p_{\text{varer}} - p_v)_{+1}$ +/- 2 st.avvikFigur 5.3.9.6. Rekursivt estimat for koeff. for $(b h - p_v)_{+1}$ +/- 2 st.avvik

5.3.10 Hjemmepris Boligtjenester

Hjemmeprisen på Boligtjenester i Nasjonalregnskapet er identisk med konsumprisindeksens husleieindeks som er basert på en kvartalsvis undersøkelse av husleier. I denne undersøkelsen er det forsøkt skilt ut den «rene» husleien fra brensel, lys etc., som normalt oppfattes som en del av husleien. Denne rensede husleien brukes på hele boligkapitalen slik at det også for eneboliger og selveierleiligheter blir berignet en slags markedshusleie.

I den «rensed» husleien inngår dermed følgende komponenter

- lønnsutgifter til vaktmester etc.
- reparasjons- og vedlikeholdsutgifter
- kommunale avgifter og gebyrer
- renter og avdrag på lånegjeld

De tre første komponentene kommer stort sett med i Nasjonalregnskapet og utgjør det som vanligvis utgjør variable kostnader i boligsektoren på samme måte som i øvrige sektorer. For boligselskaper er det ikke rimelig å legge «grensekostnad-sprinsippet» til grunn for atferden på samme måten som for private produksjonssektorer. Det er mer rimelig å anta at disse fastsetter husleien slik at de samlede løpende utbetalinger dekkes. Spørsmålet er i så fall hvordan vi skal spesifisere renter og avdrag på lån. Den eksisterende boligselskapsmassen består av boligkapital etablert bakover i historien til ulike byggekostnader og muligens med ulik egenkapitalandel.

Til en viss grad er også rentenivået avhengig av hvor gammelt lånet er, blant annet har Husbanken en opptrappingsprofil for rentenivået for hver enkelt låntaker. Det er således av stor betydning for gjennomsnittlig rentekostnad for boligselskapene hvordan boligkapitalen i disse selskapene er sammensatt mht. alder. Med mange nye låntakere en periode, vil andelen med lave renteutgifter pga. at disse er lave de første årene, øke. Vi har ikke forsøkt å ta hensyn til dette, av hensyn til hvor mye arbeid det ville kreve å framskaffe data. Kvaliteten på slike data ville trolig også være tvilsom. Et ytterligere kompliserende moment er eventuelle variasjoner over tid i egenkapitalandelen og avdragstid for de som tar opp boliglån. Endringer i disse forholdene må også antas å slå ut i den beregnede gjennomsnittlige husleien. Gjelden på en bolig vil også være avhengig av prisen på tomten boligen står på. Historiske verdier for tomtepris, utnyttelssgrad mv. vil dermed også spille inn.

Vi har tatt et svært enkelt utgangspunkt, nemlig i brukerprisen på realkapital ifølge nyklassisk teori (med alle dens forutsetninger som ikke er tilfredsstillt for husleiene). På lang sikt er det grunn til å tro at husleiene vil bevege seg i takt med den beregnede brukerprisen for en selveierbolig, evt. med et tillegg som følge av preferanser og transaksjonskostnader.

Iflg. nyklassisk teori har vi følgende uttrykk for brukerprisen på boligtjenester:

$$BP = PV + LP$$

hvor

PV Variable enhetskostnader i boligsektoren (lønnskostnader og vareinnsats (bl.a. reparasjoner og vedlikehold))

LP Beregnet kapitalkostnad ved å eie kapitalen (unntatt det som inngår i PV).

Ifølge nyklassisk teori er denne leieprisen

$$LP = P \cdot [r(1-t_m) + \delta - \Delta P/P_{-1}]$$

hvor

P Pris på boligkapital, settes lik nyinvesteringsprisen i Nasjonalregnskapet

r Nominell rente

δ depresieringsrate boligkapital

t_m marginalsatesats på renteinntekter/utgifter

$\Delta P/P$ Forventet prisstigning på boligkapital

I dette tilfellet blir leieprisen lik investeringsprisen korrigert for realrenten og depresieringsraten.

Det er rimelig å anta at husleieprisen på lang sikt beveger seg i takt med brukerprisen på boligkapital, dvs.

$$\ln(BH) = \text{konst} + \alpha \cdot \ln(P \cdot (1 + \text{realrente})) + (1 - \alpha) \cdot \ln(PV)$$

α uttrykker kostnadsandelen til kapitalleien, mens $1 - \alpha$ uttrykker andelen knyttet til de variable kostnadene i boligsektoren.

Med konstant skalaутbytte i bygge- og anleggssektoren, vil den langsiktige markedsprisen på nye boliger (eksklusive tomt) være bestemt av lønns- og teknisk nivå i bygge- og anleggssektoren. Økt realrente medfører en tilleggskostnad som slår ut i økte boligkostnader, men ikke i byggeprisen.

På kort sikt er det trolig mange borettslag og boligselskaper som indekserer etter den generelle prisutviklingen, ofte målt med konsumprisindeksen. Vi har derfor også forsøkt denne variabelen. I den dynamiske relasjonen som estimeres, har vi også inkludert endring i det nominelle rentenivået som forklaringsvariabel.

Rentesatsene i KVARTS er regnet per kvartal, men i ligningen for boligprisen er disse regnet om til pro anno rate. Depresieringsraten er også regnet pro anno. Den brukte formelen for leieprisen innebærer at denne blir negativ i store deler av estimeringsperioden, noe som har sammenheng med lavrentepolitikken på 1970-tallet som også innebar rasjonering av kreditten. Denne leieprisen gir således ikke uttrykk for den reelle kapitalkostnaden. For på en meget enkel måte å ta hensyn til dette, har vi sagt at realrentekomponenten er null i de kvartalene hvor formelen over gir negativ realrente. De to realrentebegrepene er vist i figur 5.3.10.2. Etter at rentenivået begynte å øke på 1980-tallet, er de to rentebegrepene helt sammenfallende. I prisstigningsleddet i realrenteformelen har vi lagt til grunn en tilbake-

skuende forventningsdannelse, der vektene for tidligere endring i prisindeksen for boliginvesteringer gradvis avtar til null over 12 kvartaler.

I relasjonen for boligprisen ser vi at både investeringsprisen (P) og enhetskostnadene (PV) kommer med i langsiktsløsningen. Utviklingen i de ulike relative priser viser ikke noen åpenbare kandidater for kointegrerende sammenhenger, jfr. figur 5.3.10.1. Både enhetskostnader og leiepris er aktuelle landidater, selv om de relative prisene viser store svingninger på 1980-tallet. Det er klart at konsumprisene ikke kointegrerer med husleieprisen med en koeffisient på en. Dette blir da også resultatet i den dynamiske relasjonen, der konsumprisene blir signifikant på endringsform, men ikke på nivåform.

Vi forsøkte først å estimere andelen α fritt, ved å inkludere både $\ln(PV)$ og $\ln(PJ(1+LP))$ som laggede høyresidevariable. Imidlertid ble alltid koeffisienten for PV negativ. Som alternativ forsøkte vi å fastlegge vekten α a priori. Variable kostnader utgjorde på andre halvdel av 1980-tallet omtrent 20 prosent av verdien av produksjonen av boligjenester ifølge Nasjonalregnskapet. Som neste alternativ påla vi derfor at kapitalleiekomponenten utgjorde de resterende 80 prosentene og de variable kostnadene altså 20 prosent. Når dette ble pålagt, ble koeffisienten foran lagget husleiepris insignifikant, men fikk som forventet positivt fortegn. Som siste alternativ forsøkte vi å bruke prisindeksen for boliginvesteringer også som indikator for de variable kostnadene i boligsektoren. Dette er trolig ikke urealistisk, siden mye av de variable kostnadene i boligsektoren er vedlikeholdskostnader, der investeringsvarer veier tungt. Bruken av denne variabelen gav bedre resultater, selv om koeffisienten for lagget husleie fortsatt ble lav i tallverdi.

Endring i nominell rente ble signifikant på endringsform, lagget hhv. ett, fem og seks kvartaler. Data godtok som restriksjon at koeffisientene var like i tallverdi for disse laggede variablene.

Den valgte relasjonen innebærer at en økning i nominell rente på 1 prosentpoeng medfører en økning i realrenten etter skatt på 0,72 prosentpoeng, med dagens skattesatser. Det igjen gir en langsiktig økning i husleieindeksen på 0,58 prosent. Korttidodynamikken for rentevariabelen innebærer en viss overshooting på husleieprisen (om lag 0,7 prosents økning ved en prosentpoeng økning i nominell rente).

En økning i prisen på boliginvesteringer på 1 prosent, medfører en økning i husleiene på en prosent på lang sikt, fordi denne prisindeksen i tillegg til kapitalleiekostnader også ivaretar prisendringer på den variable kostnadskomponenten i husleiene.

Konsumprisene har en midlertidig effekt på husleieprisen. Koeffisienten for de laggede nivåleddene er små i tallverdi, noe som medfører at det tar meget lang tid før langtidsløsningen nås ved en virkningsberegning, men indikerer også at vi kan ha ikke-kointegrasjon i denne ligningen. Korttidodynamikken spiller således en større rolle enn i de fleste av de andre prisrelasjonene. At det tar særlig lang tid før langtidsløsningen nås for prisen på boligjenester, har sammenheng med den lange

levetiden for boligkapitalen. Endringer i byggekostnader vil således påvirke husleiene i mange år etter at boligen er ferdigstilt.

Tabell 5.16. Hjemmepris. Boligtjenester

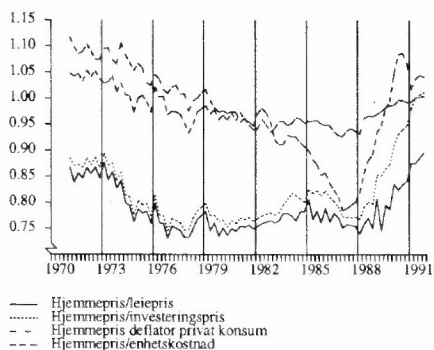
Venstresidevariabel: Δb_h

R^2 : 0,711 SER: 0,6% DW: 1,77 T: 82 K: 10
 Periode: 1971:1-1991:4 Metode: MKM

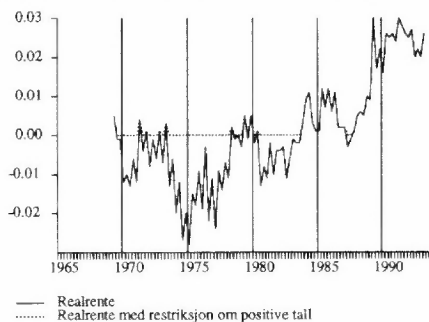
LM F(1,71): 1,02 (0,31) LM F(2,70): 0,58 (0,56)
 LM F(4,68): 0,73 (0,58) LM F(8,64): 0,73 (0,78)
 NORM $\chi^2(2)$: 2,56 (0,28) RESET F(1,71): 11,65 (0,0)
 ARCH F(1,70): 0,03 (0,87) ARCH F(4,64): 1,14 (0,34)

VARIABLE	ESTIMAT	T-VERDI
konstant · 100	0,55	1,63
$\Delta p_{c,1}$	0,26	2,60
$\Delta R_{-1} + \Delta R_{-5} - \Delta R_{-6}$	2,64	2,90
$(b_h - 0,8 \cdot p - 0,2 \cdot p)_{-1}$	-0,03	-2,28
D1 · BRUDD · 100	1,21	5,44
D2 · BRUDD · 100	-0,68	-2,60
DUM781	-3,30	-4,87
(DUM791 + DUM792) · 100	-2,19	-4,36
D1 · 100	1,08	7,74
D3 · 100	-0,50	-4,13

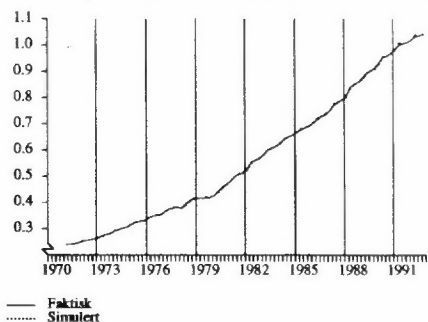
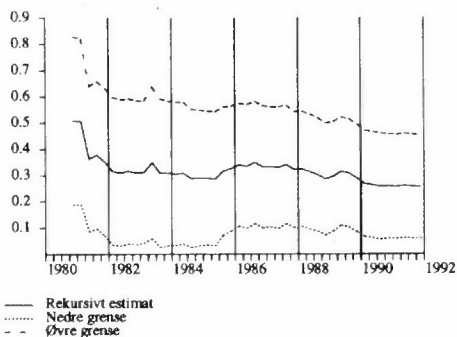
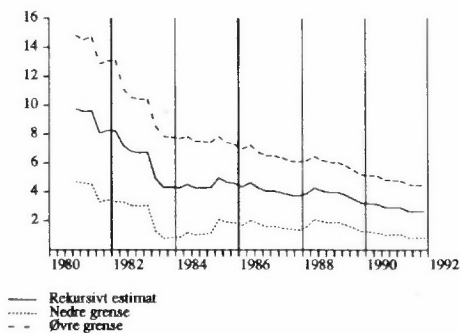
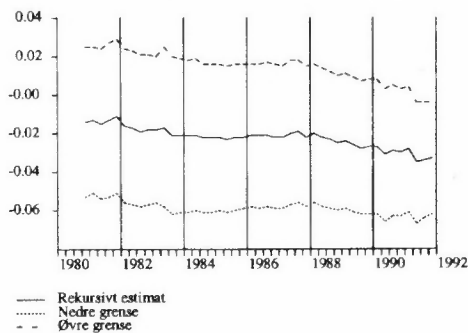
Figur 5.3.10.1. Historiske data



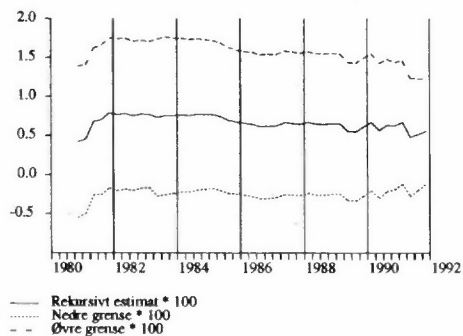
Figur 5.3.10.2. Realrentevariable i boligprisrelasjonen. Andel



Figur 5.3.10.3. Faktisk og simulert pris

Figur 5.3.10.4. Rekursivt estimat, koef. for Δp_{t-1} , +/- 2 st. avvikFigur 5.3.10.5. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta Rente_t$, +/- 2 st. avvikFigur 5.3.10.6. Rekursivt estimat, koef. for $(bh-0,8lp-0,2p)_{t-1}$, +/- 2 st. avvik

Figur 5.3.10.5. Rekursivt estimat, koef. for konstantleddet, +/- 2 st. avvik



5.3.11 Hjemmepris Øvrige private tjenester

Hjemmeprisen for øvrige private tjenester avhenger på lang sikt fullt ut av enhetskostnadene, og kapasitetsutnyttningen har langsiktige effekter på prisnivået. Effekten er sterk. Koeffisientestimatene er meget stabile. Det er interessant at koeffisienten for nivået på kapasitetsutnyttningen er stabilt over den perioden hvor det skjedde en sterk endring i nivået på denne variabelen. Mens den varierte mellom 90 og 100 fram til 1985, falt den til 70 i 1991. Prisstopp-variabelen er også klart signifikant. Relasjonen inneholder ikke konstantledd (insignifikant).

Enhetskostnadene er definert eksklusive netto sektorskatter fordi en vesentlig del av subsidiene til denne sektoren er rettet mot ikke markedsrettede aktiviteter og således ikke kan forventes å påvirke prisindeksen på sektorens tjenester. Bl.a. er store deler av offentlige bevilgninger til forskningsrådene ført som subsidier til sektoren.

Tabell 5.17. Hjemmepris. Øvrige private tjenester

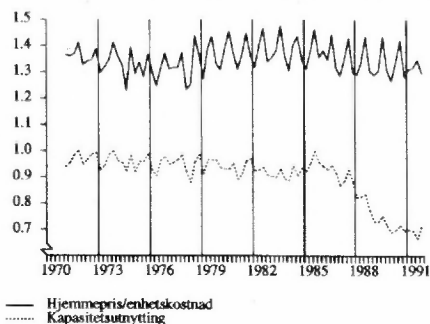
Venstresidevariabel: Δbh

R^2 : 0,815 SER: 1,2% DW: 2,10 T: 82 K: 6
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

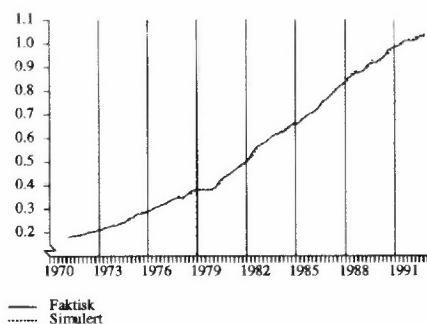
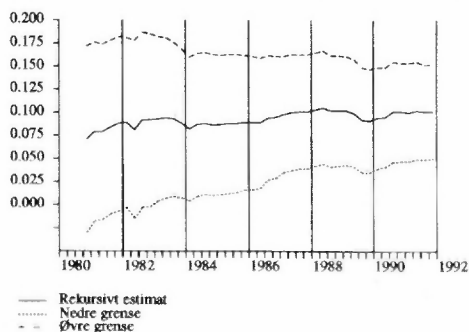
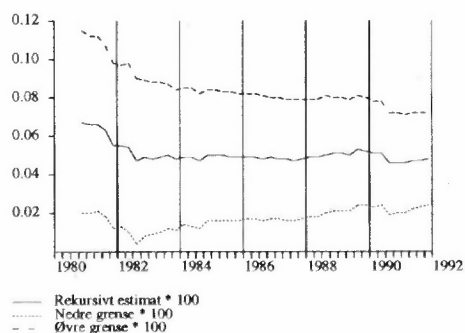
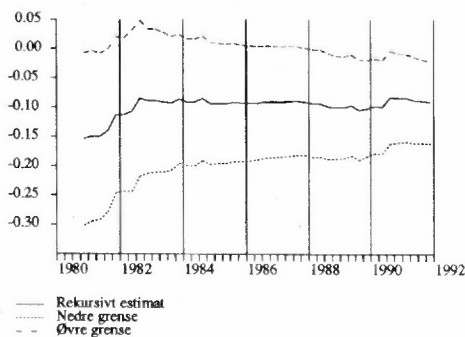
LM F(1,75): 0,21 (0,65) LM F(2,74): 0,12 (0,89)
LM F(4,72): 0,71 (0,59) LM F(8,68): 0,51 (0,84)
NORM $\chi^2(2)$: 7,08 (0,03) RESET F(1,75): 0,0 (0,98)
ARCH F(1,74): 0,28 (0,60) ARCH F(4,68): 0,48 (0,75)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
$\Delta pv_{-1} + \Delta pv_{-3}$	0,10	3,98
$KAP_{-1} \cdot 100$	0,05	3,95
$(bh-pv)_{-1}$	-0,09	-2,59
PRISSTOPP-100	-1,00	-3,79
D1-100	-1,21	-5,33
D2-100	0,91	3,88

Figur 5.3.11.1. Historiske data



Figur 5.3.11.2. Faktisk og simulert pris

Figur 5.3.11.3. Rekursivt estimat, koef. for Δp_{t-1} +/- 2 st. avvikFigur 5.3.11.4. Rekursivt estimat, koef. for KAP_{t-1} +/- 2 st. avvikFigur 5.3.11.5. Rekursivt estimat, koef. for $(bh-pv)_{t-1}$ +/- 2 st. avvik

5.3.12 Prisene på offentlige gebyrvarer

Offentlig sektor selger tjenester til privat sektor og til utlandet mot betaling. Slike betalinger kalles gebyrer. I KVARTS er det spesifisert sivile og militære gebyrer til hhv. hjemme- og eksportmarkedet. Den største delen av disse gebyrinntektene motas av kommunesektoren, og disse inntektene utgjør en betydelig del av sektorens inntekter. De militære gebyrene, særlig fra eksport, er imidlertid også betydelige og har sammenheng med betalinger via NATO. Omfanget av gebyrer er gjenstand for politiske vedtak. I siste halvdel av 1980-tallet fant det sted en sterk økning i omfanget av gebyrer, noe som må ses i sammenheng med kommunenes svake finansielle stilling. Basisprisene for gebyrvarene skal i prinsippet uttrykke økningen i gebyrsatsene for tjenester som det offentlige allerede har gebyrbelagt. Å innføre gebyrer på tjenester som tidligere ble produsert gratis, må tolkes som en volumeffekt. I praksis har det i Nasjonalregnskapet vært betydelige problemer med å skille økningen i gebyrinntektene på en pris- og en volumkomponent.

Det er (minst) to tilnærminger til endogenisering av gebyrprisene. En tilnærming kan være å estimere en sammenheng mellom enhetskostnader og gebyrpriser, f. eks. en feiljusteringsmodell. Ifølge data er det imidlertid langt fra kointegrasjon mellom enhetskostnader og gebyrpriser. Om vi pålegger statisk prishomogenitet likevel, vil vi få en helt feilspesifisert dynamikk.

En kan alternativt se en prisvekst som avviker fra kostnadsveksten som diskresjonær politikk, dvs. at det er etablert en politikkregel om at gebyrprisene skal øke i takt med enhetskostnadene. I så fall trenger vi bare å innarbeide i makromodellen relasjoner som f. eks.

$$\Delta_4 \ln B H_{\text{gebyr}} = \Delta_4 \ln P V_{\text{off}} + B H R_{\text{gebyr}}$$

hvor BHR er et restledd, som har karakter av å være en politikkparameter. Dette vil gjøre modellen litt mindre egnet til prognosebruk, siden en må gjette på avviket fra denne politikkregelen. Men en slik modellutforming gjør modellen bedre egnet til å utføre analyser av politikkendringer, og er valgt i KVARTS (og MODAG).

5.4 Estimeringsresultater eksportpriser

5.4.1 Eksportpris Konsumvarer

Eksportprisen for denne varen avhenger på lang sikt både av importpriser og enhetskostnader. På kort sikt har vi imidlertid inkludert endringen i eksportprisen på råolje. Grunnen til dette er at vi uten denne variabelen fikk autokorrelasjonsproblemer i ligningen. Å inkludere denne variabelen kan begrunnes med at kull er en del av denne KVARTS-varen. Økt råoljepris gjør konkurranseforholdene for kull som energikilde lettere, og drar dermed også med seg en økning i eksportprisen på kull. Vi fant imidlertid ikke noen langsiktig effekt av råoljeprisen. Kapasitetsutnyttingen fikk en midlertidig effekt på eksportprisen for konsumvarer.

Tabell 5.18. Eksportpris. Konsumvarer

Venstresidevariabel: Δpa R^2 : 0,521 SER: 2,0% DW: 1,68 T: 82 K: 9

Periode: 1971:1-1991:4 Metode: IV

LM F(1,72): 1,95 (0,17)

LM F(2,71): 1,33 (0,27)

LM F(4,69): 0,94 (0,45)

LM F(8,65): 0,79 (0,62)

NORM $\chi^2(2)$: 0,18 (0,91)

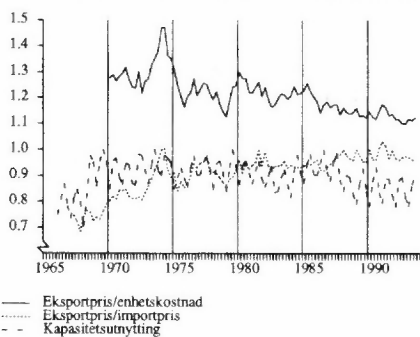
RESET F(1,72): 0,07 (0,79)

ARCH F(1,71): 1,81 (0,18)

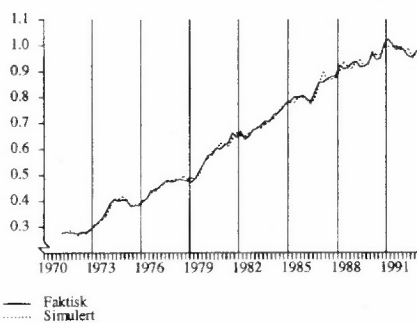
ARCH F(4,65): 0,58 (0,68)

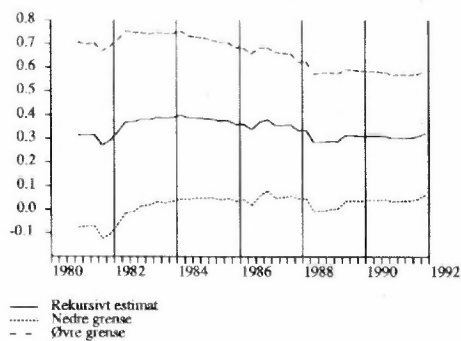
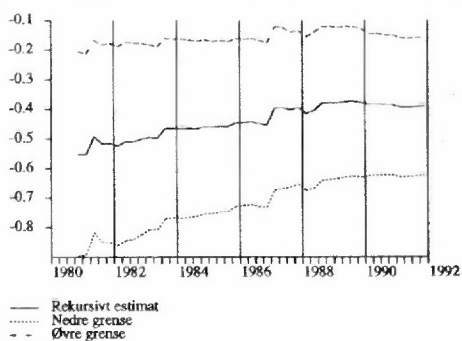
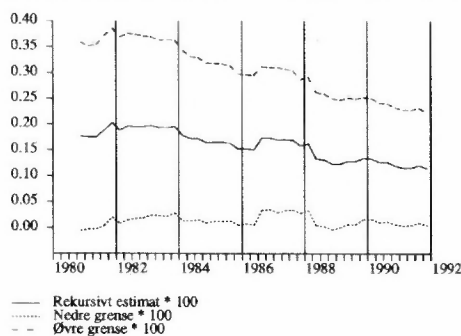
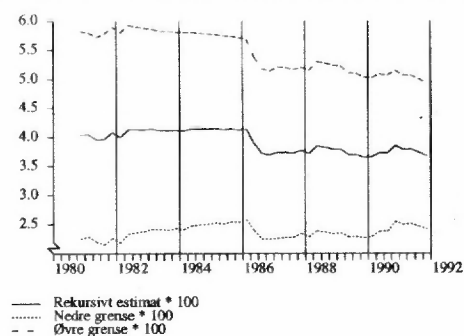
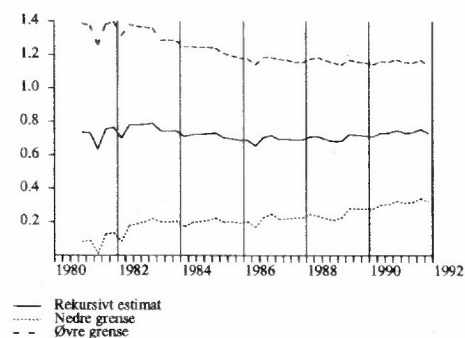
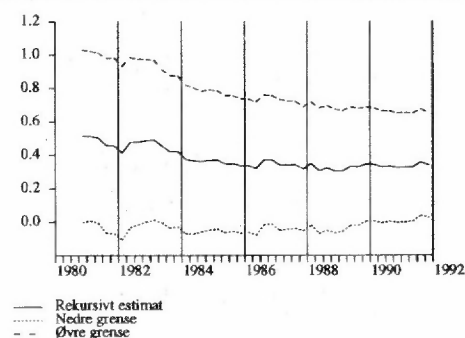
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant-100	1,84	2,19
Δpv	0,73	3,59
Δpv_{-1}	0,34	2,17
Δbi_{-1}	0,32	2,46
Δbi_{-4}	-0,39	-3,36
$\Delta KAP-100$	0,11	2,08
$\Delta pa66 + \Delta pa66_{-1} + \Delta pa66_{-3}$	0,04	5,85
$(pv-bi)_{-1}$	-0,16	-3,77
$(pa-pv)_{-1}$	-0,33	-4,79

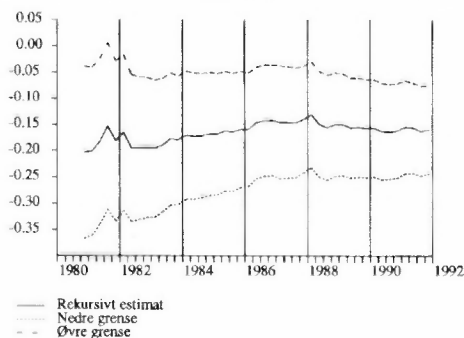
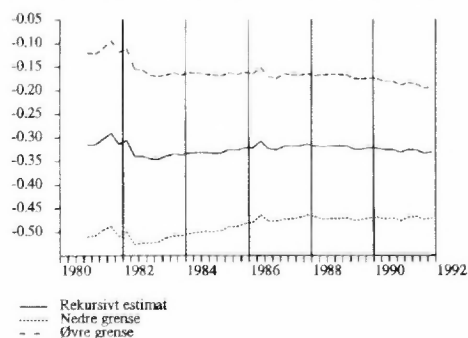
Figur 5.4.1.1. Data for konsumvarer



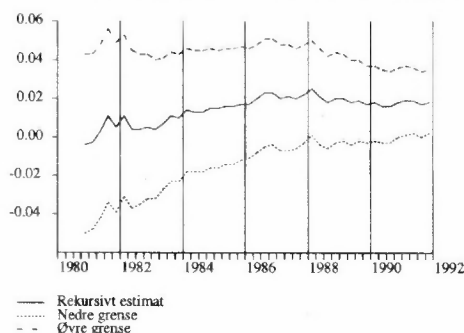
Figur 5.4.1.2. Faktisk og simulert pris



Figur 5.4.1.3. Rekursivt estimat, koeff. for Δbi_{1t} +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.1.4. Rekursivt estimat, koeff. for Δbi_{4t} +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.1.5. Rekursivt estimat, koeff. for ΔKAP_t +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.1.6. Rekursivt estimat, koeff. for Δpa_{66t} +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.1.7. Rekursivt estimat, koeff. for Δpv_{1t} +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.1.8. Rekursivt estimat, koeff. for Δpv_{1t} +/- 2 st.avvik**

Figur 5.4.1.9. Rekursivt estimat, koeff. for $(pv-bi)_{t-1}$ +/- 2 st.avvikFigur 5.4.1.10. Rekursivt estimat, koeff. for $(pa-pv)_{t-1}$ +/- 2 st.avvik

Figur 5.4.1.11. Rekursivt estimat, koeff. for konstantleddet +/- 2 st.avvik



5.4.2 Eksportpris Råvarer

For denne varen ser eksportprisen ut til å kointegrere med enhetskostnadene, men det er store sykliske svingninger i forholdet mellom eksportpris og enhetskostnad. Det viser seg at disse svingningene gjenfinnes i importprisen og i en beregnet verdensmarkedspris på råvarer. I KVARTS er det i eksportvolumrelasjonen for råvarer inkludert en verdensmarkedspris på råvarer. Denne er konstruert som et veid snitt av importprisen på treforedlingsprodukter, kjemiske råvarer og verdensmarkedsprisen på metaller. Denne verdensmarkedsprisen er hentet fra IMF Financial Statistics. Disse tre prisindeksene er sammenveid med eksportvekter. Vi har således tre mulige kandidater som prisbestemmende faktorer for eksportprisen for råvarer.

På nivåform blir bare enhetskostnadene signifikant, men på endringsform kommer både verdensmarkedsprisen og særlig importprisene med. Svingningene i forholdet mellom eksportpris og enhetskostnader forklares således i hovedsak ved endringer i import- og verdensmarkedspriser, men disse har ingen betydning på lang sikt. Ka-

pasitetsutnyttningen kommer med på nivåform. Den rapporterte relasjonen innebærer betydelig overshooting med verdier opptil 1,3-1,4 i enkelte kvartaler. Overshootingeffekten er imidlertid praktisk talt borte etter fire kvartaler.

Tabell 5.19. Eksportpris. Råvarer

Venstresidevariabel: Δpa

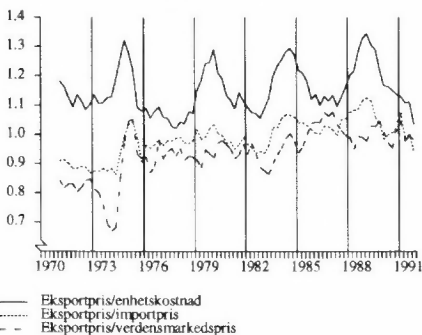
R^2 : 0,775 SER: 2,0% DW: 2,23 T: 82 K: 9
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

LM F(1,72): 1,90 (0,17)	LM F(2,71): 1,33 (0,27)
LM F(4,69): 1,93 (0,11)	LM F(8,65): 1,01 (0,44)
NORM $\chi^2(2)$: 0,35 (0,84)	RESET F(1,72): 2,32 (0,13)
ARCH F(1,71): 1,11 (0,29)	ARCH F(4,65): 1,00 (0,41)

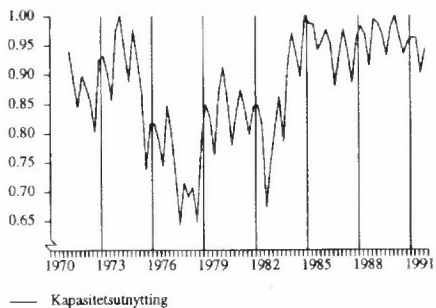
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,05	-1,86
Δbi_{-1}	0,46	5,58
Δbi_{-3}	0,33	5,10
Δpb_{-1}	0,13	2,38
$\Delta pv_{-1} + (pa - pv)_{-1}$	-0,17	-3,04
Δpa_{-1}	0,40	4,78
Δpa_{-3}	-0,18	-1,86
$KAP_{-1} \cdot 100$	0,08	2,29
$(D1 \cdot BRUDD + D2 \cdot DUM85 - D3 \cdot DUM85) \cdot 100$	-1,08	-2,74

1) PB er verdensmarkedsprisen på råvarer.

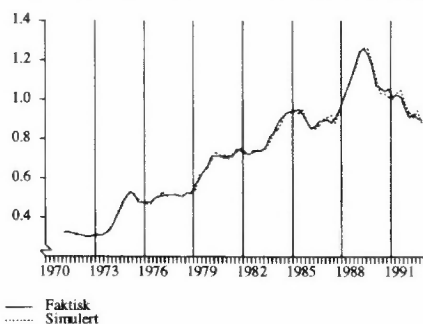
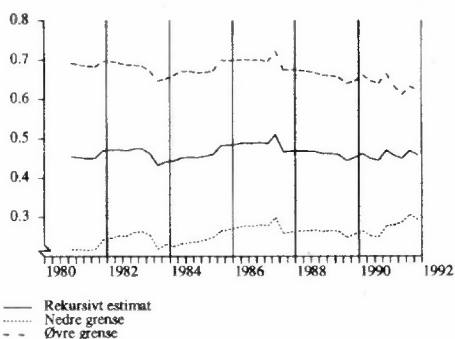
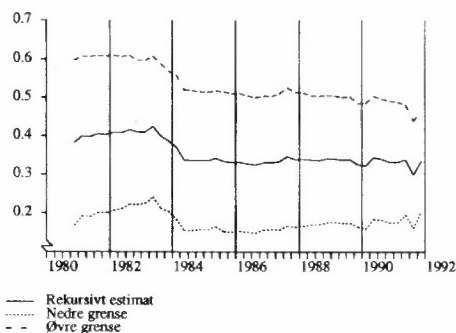
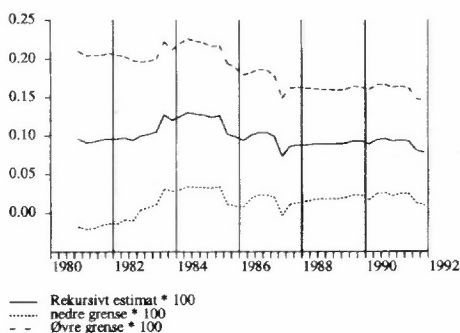
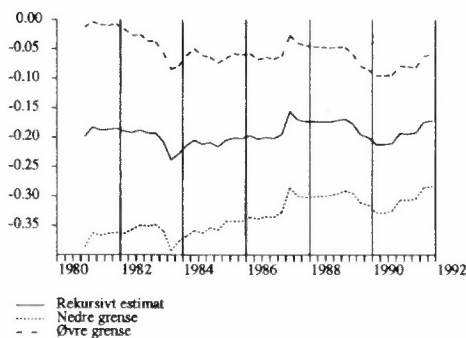
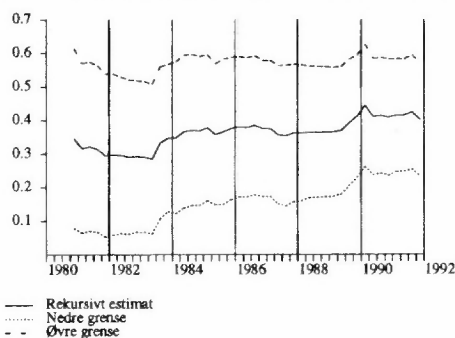
Figur 5.4.2.1. Data for råvarer

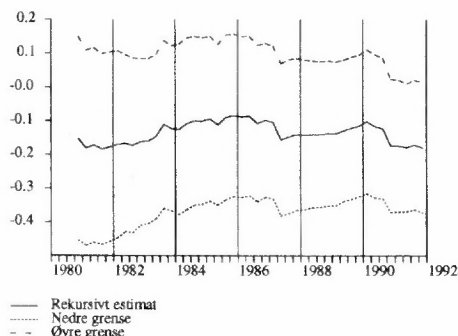
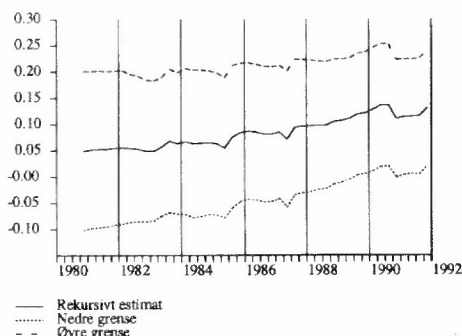


Figur 5.4.2.2. Data for råvarer

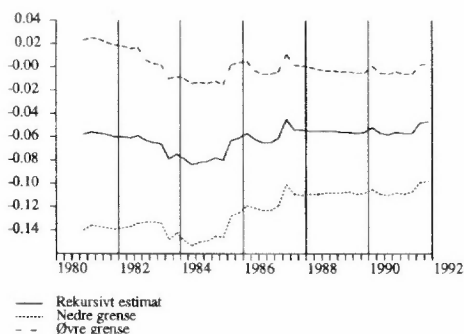


Figur 5.4.2.3. Faktisk og simulert pris

Figur 5.4.2.4. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta bi_{t-1} \pm 2$ st. avvikFigur 5.4.2.5. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta bi_{t-1} \pm 2$ st. avvikFigur 5.4.2.6. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta kap_{t-1} \pm 2$ st. avvikFigur 5.4.2.7. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta pv_{t-1} + (pa-pv)_{t-1} \pm 2$ st. avvikFigur 5.4.2.8. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta pa_{t-1} \pm 2$ st. avvik

Figur 5.4.2.9 Rekursivt estimat, koeff. for Δp_{a3} +/- 2 st.avvikFigur 5.4.2.10 Rekursivt estimat, koeff. for Δp_b +/- 2 st.avvik

Figur 5.4.2.11 Rekursivt estimat, koeff. for konstantleddet +/- 2 st.avvik



5.4.3 Eksportpris. Raffinerte oljeprodukter

Eksportprisen på Raffinerte oljeprodukter har steget mer enn både enhetskostnadene og importprisene i estimeringsperioden, og forholdet mellom eksportpris og importpris er ikke stasjonært. Vi implementerter likevel en prisrelasjon med forutsetning om statisk homogenitet, og det er grunnen til at t-verdien til estimatet på koeffisienten foran lagget eksportpris blir så lav som 1,9 i tallverdi.

Avvikene fra kointegrasjon kan ha sammenheng med endret sammensetning av eksporten av raffinerte oljeprodukter. I løpet av estimeringsperioden har denne sektoren vokst voldsomt og den største veksten har funnet sted i eksporten som vokste fra 2,4 milliarder (1991-) kroner i 1971 til nær 10 milliarder i 1991. Produksjonen vokste fra vel 8 til 15 milliarder. Økningen i raffineringsskapasiteten kan ha medført en vridning mellom import- og eksport av ulike drivstoffkvaliteter med ulikt prisnivå noe som slår ut i en aggregert prisindeks for raffinerte oljeprodukter. Vi har

derfor vurdert å inkludere eksportandelen for sektoren, som en ytterligere forklaringsvariabel for å ta hensyn til dette og for å oppnå kointegrasjon. Siden dette har medført problemer ved bruk i KVARTS og siden avviket fra kointegrasjon ikke har vært svært sterkt, har vi valgt å implementere en relasjon uten en slik variabel.

Tabell 5.20. Eksportpris. Raffinerte oljeprodukter

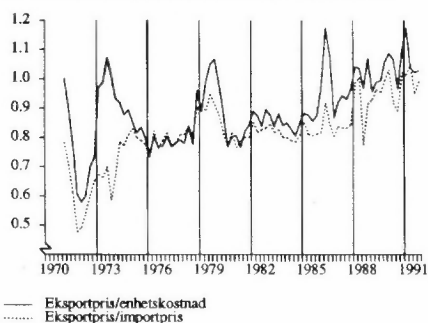
Venstresidevariabel: Δp_a

R^2 : 0,772 SER: 6,3% DW: 2,07 T: 82 K: 7
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

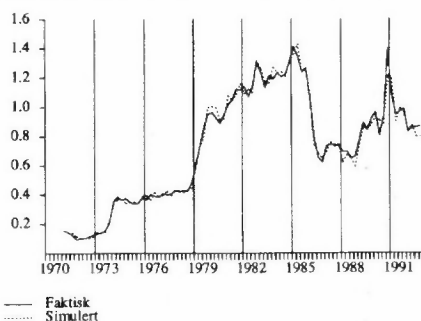
LM F(1,74): 0,58 (0,45) LM F(2,73): 0,36 (0,70)
LM F(4,71): 1,93 (0,12) LM F(8,67): 1,16 (0,34)
NORM $\chi^2(2)$: 2,91 (0,23) RESET F(1,74): 1,15 (0,29)
ARCH F(1,73): 4,31 (0,04) ARCH F(4,67): 0,42 (0,79)

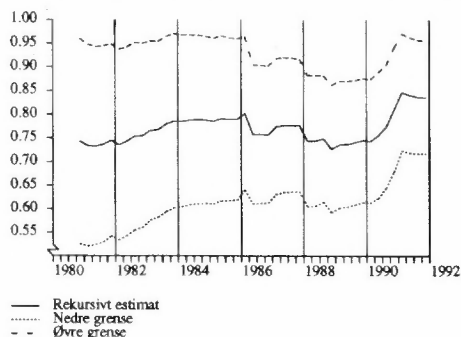
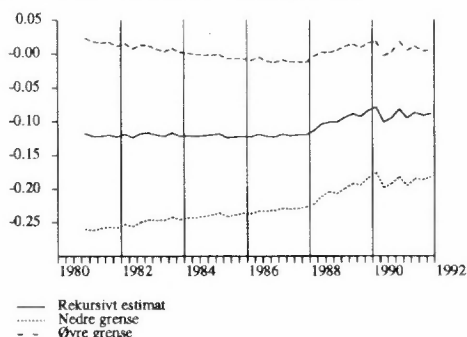
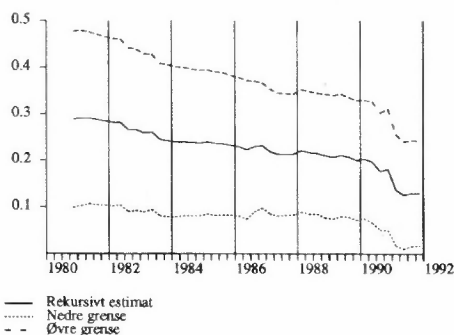
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,01	-0,90
Δb_i	0,84	3,71
Δp_{a-1}	0,13	2,28
$(p_a - b_i)_{-1}$	-0,09	-1,85
D1-DUM74-100	7,72	3,13
D3-100	-2,14	-2,10
DUM883	-0,20	-3,00

Figur 5.4.3.1. Data for raffinerte oljeprodukter

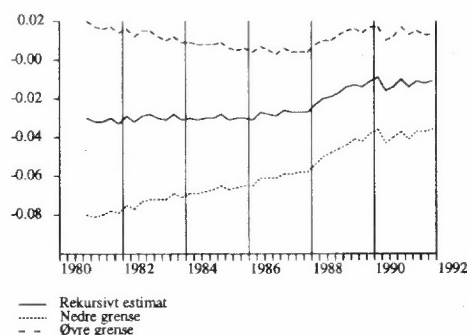


Figur 5.4.3.2 Faktisk og simulert pris



Figur 5.4.3.3. Rekursivt estimat, koef. for Δb_i , +/- 2 st. avvikFigur 5.4.3.4. Rekursivt estimat, koef. for $(pa-b)_i$, +/- 2 st. avvikFigur 5.4.3.5. Rekursivt estimat, koef. for Δpa_i , +/- 2 st. avvik

Figur 5.4.3.6. Rekursivt estimat, koef. for konstantleddet, +/- 2 st. avvik



5.4.4 Eksportpris Verkstedprodukter

I den rapporterte relasjonen betyr enhetskostnadene og importprisene om lag like mye for eksportprisen på lang sikt. Kapasitetsutnyttningen kommer med på nivåform. I det 4. kvartalet etter en samtidig endring i enhetskostnader og importpriser er det en betydelig overshooting på 1,5, men denne er borte kvartalet etterpå. Vi inkluderte en dummy for to kvartaler i 1979, for å eliminere ekstremobservasjoner.

Koeffisientestimatene er stabile fra midten av 1980-tallet, men flere koeffisienter endrer seg betydelig fra 1980 til 1985.

Tabell 5.21. Eksportpris. VerkstedprodukterVenstresidevariabel: Δp_a R^2 : 0,618 SER: 3,8% DW: 2,00 T: 82 K: 9

Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

LM F(1,72): 0,00 (0,96)

LM F(2,71): 0,55 (0,58)

LM F(4,69): 0,43 (0,78)

LM F(8,65): 0,35 (0,94)

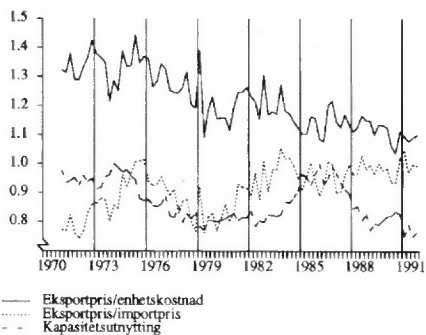
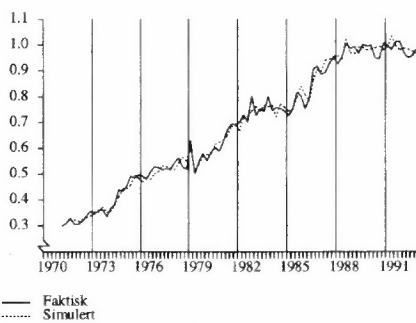
NORM $\chi^2(2)$: 1,99 (0,37)

RESET F(1,72): 0,00 (0,99)

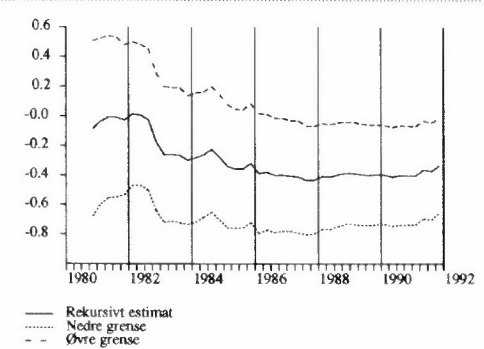
ARCH F(1,71): 0,35 (0,56)

ARCH F(4,65): 2,01 (0,10)

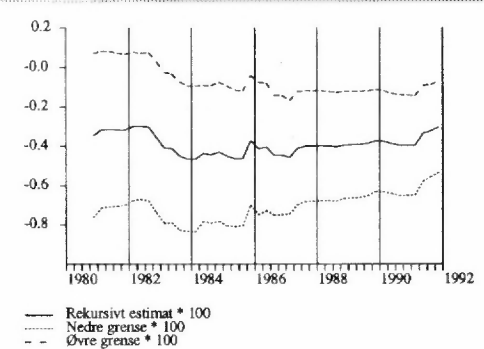
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,10	-1,82
Δp_{v-3}	0,91	3,36
Δb_{i-2}	-0,33	-2,09
$\Delta KAP_{-1} \cdot 100$	-3,05	-2,63
$KAP_{-1} \cdot 100$	1,44	2,19
$(p_a - p_v)_{-1}$	-0,43	-5,26
$(b_i - p_v)_{-1}$	0,21	4,24
DUM7912	0,19	6,84
(D1-D3) $\cdot 100$	-2,42	-3,38

Figur 5.4.4.1 Data for Verkstedprodukter**Figur 5.4.4.2 Faktisk og simulert pris**

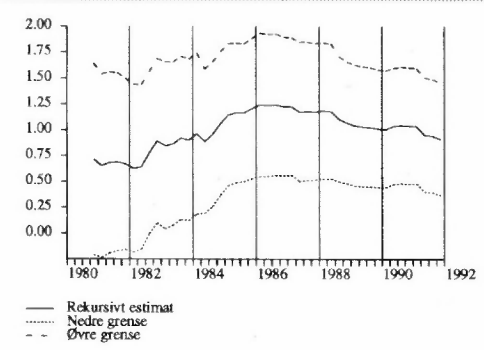
Figur 5.4.4.3. Rekursivt estimat, koef. for Δbi_{2t} +/- 2 st.avvik



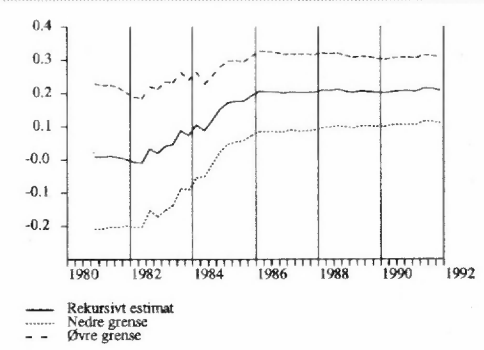
Figur 5.4.4.4. Rekursivt estimat, koef. for ΔKAP_t +/- 2 st.avvik



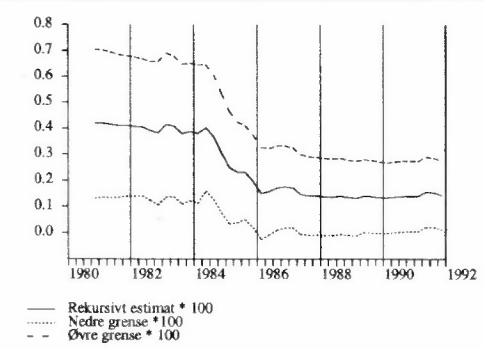
Figur 5.4.4.5. Rekursivt estimat, koef. for Δpv_{3t} +/- 2 st.avvik



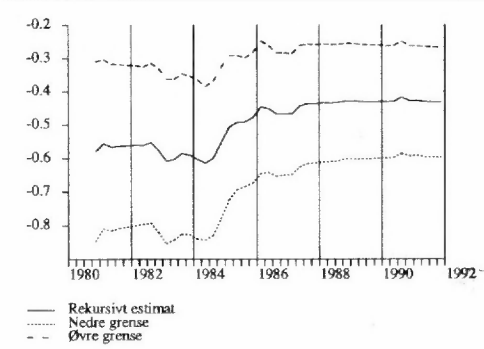
Figur 5.4.4.6. Rekursivt estimat, koef. for $(bi-pv)_{1t}$ +/- 2 st.avvik



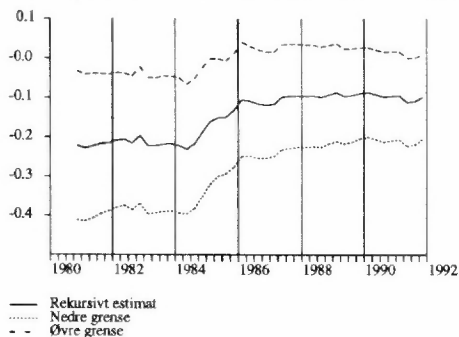
Figur 5.4.4.7. Rekursivt estimat, koef. for KAP_{1t} +/- 2 st.avvik



Figur 5.4.4.8. Rekursivt estimat, koef. for $(pa-pv)_{1t}$ +/- 2 st.avvik



Figur 5.4.4.9. Rekursivt estimat, koeff. for konstantleddet. ± 2 st. avvik



5.4.5 Eksportpris Skip og plattformer

Denne prisindeksen omfatter i praksis bare skip, siden eksporten av plattformer er av neglisjerbar størrelse. Eksportprisen for skip- og oljeplattformer relativt til både enhetskostnadene og til importprisene økte med nær 40 prosent fra 1971 til 1975 og avtok 40 prosent igjen fram til 1980. Deretter har forholdet mellom eksportpris og enhetskostnader vært stabilt. Skipseksporten har trolig endret sammensetning, med etter hvert langt større andel av spesialskip enn tidligere. Problemene med datamessig å skille priseffekter fra volumeffekter er nok derfor spesielt store for denne varen. Siden vi ikke fikk meningsfulle estimater av prisrelasjonen for denne varen ved bruk av hele perioden 1971-1991, introduserte vi to trendvariable, en for perioden 1971-1975 og en for perioden 1975-1980. Vi valgte å følge denne prosedyren i stedet for bare å estimere på 1980-tallet, hvor det syntes mer sannsynlig at vi kunne få estimert en rimelig relasjon, fordi KVARTS skal brukes i historiske simuleringer. Da er det en stor fordel at relasjonene noenlunde klarer å reproducere den historiske utviklingen. Om modellen bare skulle bli brukt til prognoser, hadde vi valgt bare å estimere på 1980-tallet for denne eksportprisen. Kapasitetsutnyttningen kommer med på endringsform. Koeffisientestimatene innebærer at fortegnet på effekten varierer.

Tabell 5.22. Eksportpris. Skip og plattformer

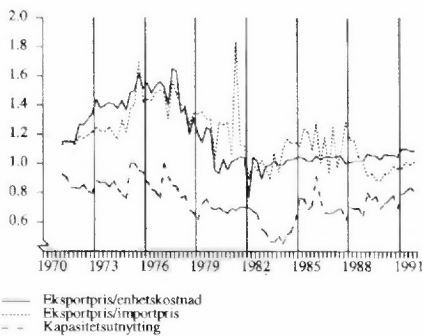
Venstresidevariabel: Δp_a

R^2 : 0,705 SER: 4,4% DW: 2,25 T: 82 K: 8
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

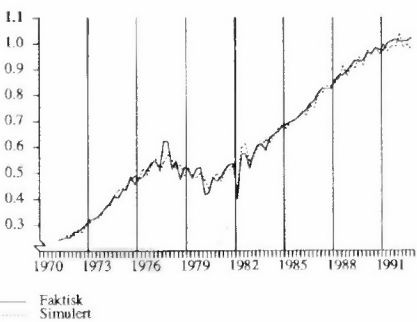
LM F(1,73): 2,02 (0,16) LM F(2,72): 1,03 (0,36)
LM F(4,70): 0,73 (0,57) LM F(8,66): 0,64 (0,74)
NORM $\chi^2(2)$: 10,27 (0,00) RESET F(1,73): 3,45 (0,07)
ARCH F(1,72): 1,96 (0,17) ARCH F(4,66): 2,11 (0,09)

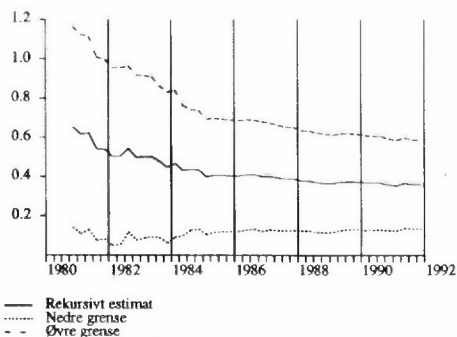
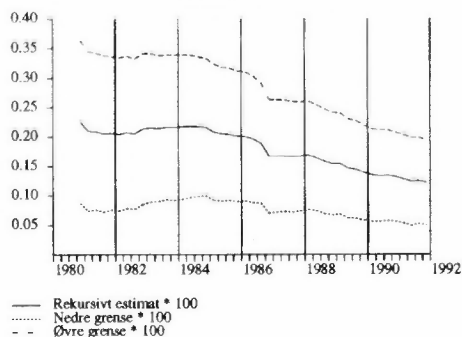
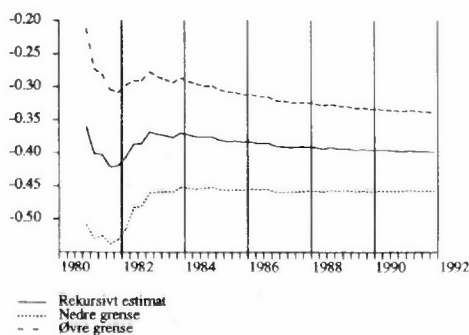
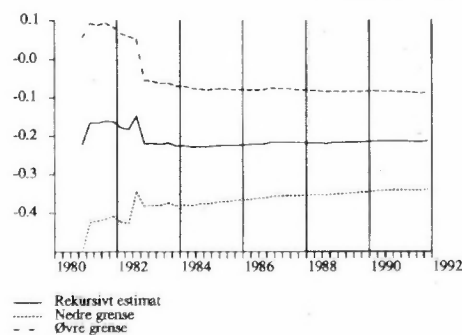
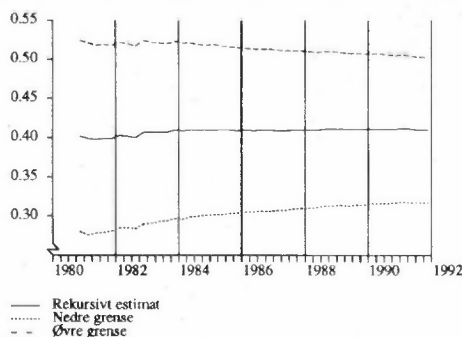
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,41	5,85
$\Delta p_v - p_{v,1} + p_{v,2} + p_{v,4}$	0,36	3,14
$(\Delta KAP - \Delta KAP_{,1} + \Delta KAP_{,2} - \Delta KAP_{,3}) \cdot 100$	0,12	3,30
$\Delta p_{a,2}$	-0,21	-3,36
$(p_a - p_v)_{,1}$	-0,40	-5,89
trend 1971:1-1975:4-100	0,90	4,06
trend 1977:1-1981:4-100	-1,32	-5,89
(DUM821-DUM822)	-0,27	-8,25

Figur 5.4.5.1.Data for Skip og plattformer



Figur 5.4.5.2 Faktisk og simulert pris



Figur 5.4.5.3. Rekursivt estimat, koef. for Δp_v -ledd. +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.5.4. Rekursivt estimat, koef. for ΔKAP -ledd. +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.5.5. Rekursivt estimat, koef. for $(pa-pv)_1$. +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.5.6. Rekursivt estimat, koef. for Δpa_2 . +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.5.7. Rekursivt estimat, koef. for konstantleddet. +/- 2 st.avvik**

5.4.6 Eksportpris Naturgass

Norsk eksport av naturgass kom for alvor i gang i 1978, og gassprisen og råoljeprisen ser ut til å kointegrere perfekt i perioden etterpå. I den estimerte relasjonen har endringsleddene for råoljeprisen negativt (dvs. tilsynelatende et urimelig) fortegn. Interimmultiplikatoren avhenger imidlertid også av feiljusteringsleddet. Med en databasert restriksjon om lik koeffisient på endringsleddet for råoljeprisen og feiljusteringsleddet, vil en råoljeprisøkning ikke slå ut i gassprisen i det hele tatt før etter tre kvartaler. Deretter skjer tilpasningen mot langtidslikevekt relativt raskt. Det er visse problemer med stabiliteten til de estimerte koeffisientene.

Tabell 5.23. Eksportpris. Naturgass

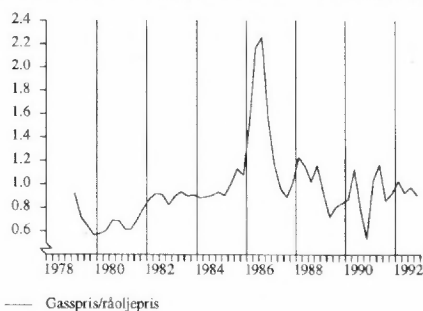
Venstresidevariabel: Δp_a

R^2 : 0,748 SER: 5,1% DW: 1,95 T: 52 K: 7
Periode: 1979.1-1991.4 Metode: MKM

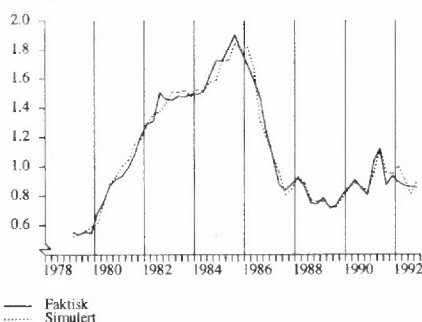
LM F(1,44): 0,01 (0,92) LM F(2,43): 1,87 (0,17)
LM F(4,41): 1,07 (0,38) LM F(8,37): 0,87 (0,55)
NORM $\chi^2(2)$: 1,20 (0,55) RESET F(1,44): 0,95 (0,43)
ARCH F(1,43): 0,23 (0,63) ARCH F(4,37): 0,06 (0,99)

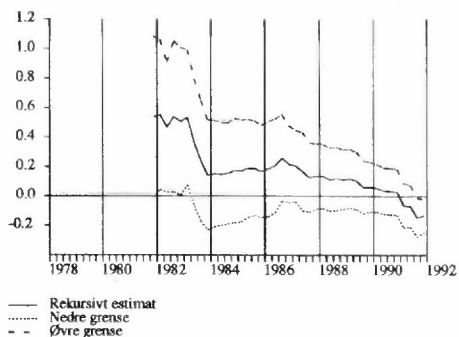
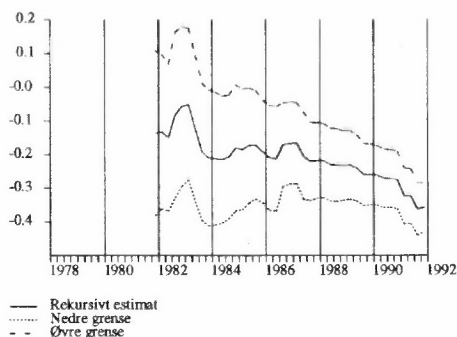
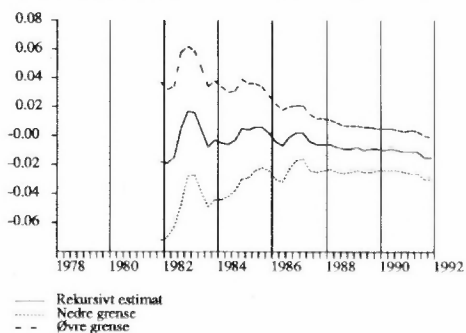
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,02	-2,05
$\Delta p_a 66_3$	-0,13	-2,19
$(p_a - p_a 66)_1$	-0,36	-9,46
D1-100	4,53	2,64
D3-100	-5,64	-3,15
D1-DUM6085-100	-4,42	-1,90
D3-DUM6085-100	-7,44	3,09

Figur 5.4.6.1. Data for Naturgass



Figur 5.4.6.2 Faktisk og simulert pris



Figur 5.4.6.3 Rekursivt estimat, koeff. for $\Delta pa66_3$ +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.6.4** Rekursivt estimat, koeff. for $(pa-pa66)_1$ +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.6.5** Rekursivt estimat, koeff. for konstantleddet +/- 2 st.avvik

5.4.7 Eksportpris Innenlands samferdsel

Forholdet mellom eksportprisen og enhetskostnadene gjør en u-sving i løpet av estimeringsperioden, men i den rapporterte relasjonen inngår likevel bare enhetskostnadene. Importprisen ble ikke signifikant. T-verdien til lagget eksportprisnivå ble også meget høy og gir klart støtte til kointegrasjon. Feilspesifikasjonstestene tyder imidlertid på at det er problemer knyttet både til avvik fra normalitet og til heteroskedastisitet. Estimatenes innebærer en meget tidsutstrakt prosess fra kostnadene endrer seg til dette slår ut i eksportprisen.

Tabell 5.24. Eksportpris, Innenlands samferdsel

Venstresidevariabel: Δp_a
 R^2 : 0,552 SER: 1,7% DW: 2,08 T: 82 K: 9

Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

LM F(1,72): 0,45 (0,50)

LM F(2,71): 0,47 (0,63)

LM F(4,69): 0,40 (0,81)

LM F(8,65): 0,41 (0,91)

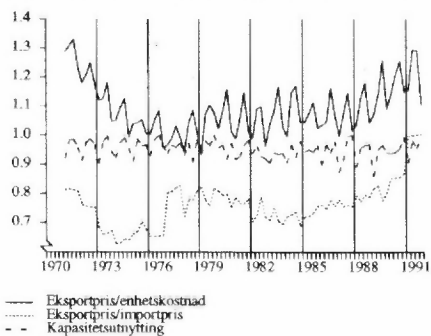
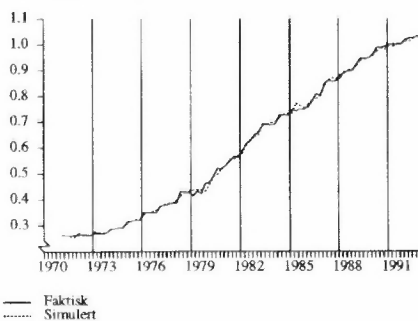
NORM $\chi^2(2)$: 22,9 (0,0)

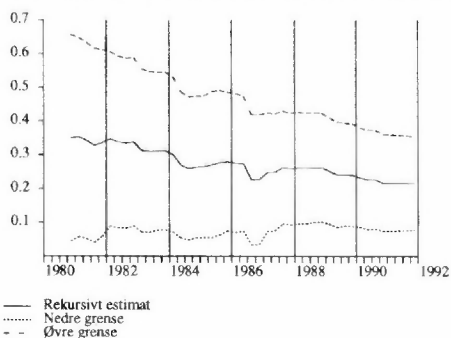
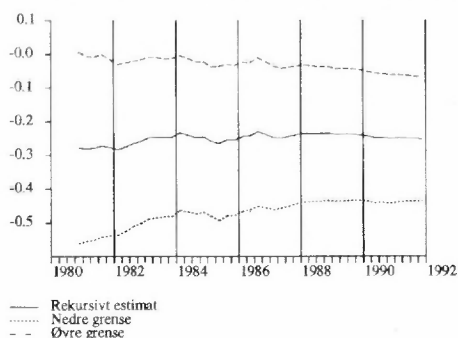
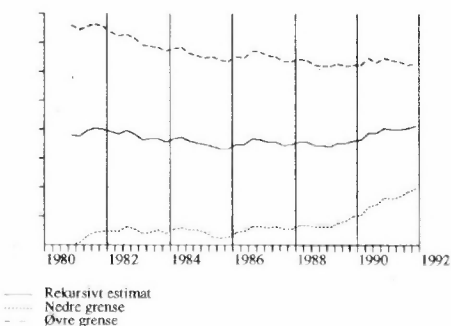
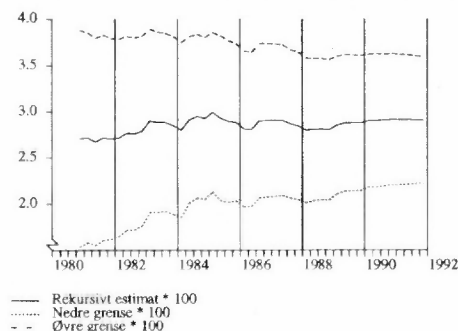
RESET F(1,72): 9,12 (0,00)

ARCH F(1,71): 0,09 (0,77)

ARCH F(4,65): 9,52 (0,0)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,03	8,34
Δp_v	0,22	3,03
$\Delta p_{a,1}$	-0,25	-2,74
$(p_a - p_v)_{,1}$	-0,15	-5,43
D2-100	1,14	2,71
D1-BRUDD-100	3,81	4,86
D2-BRUDD-100	-2,58	-3,14
D3-BRUDD-100	-1,41	-2,18
(D1-D2)DUM85-100	-1,65	-3,61

Figur 5.4.7.1. Data for Innenlands samferdsel

Figur 5.4.7.2 Faktisk og simulert pris


Figur 5.4.7.3 Rekursivt estimat, koef. for Δp_v , +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.7.4** Rekursivt estimat, koef. for Δp_{a-1} , +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.7.5** Rekursivt estimat, koef. for $(p_a - p_v)_1$, +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.7.6** Rekursivt estimat, koef. for konstantleddet, +/- 2 st.avvik

5.4.8 Eksportpris Varehandel

Eksportprisen kointegrerer med enhetskostnadene, og kapasitetsutnyttningen blir signifikant på endrings- og nivåform for denne tjenestegruppen. T-verdien for lagget eksportpris er klart i laveste laget, noe som tyder på at vi har problemer med kointegrasjon. Også for denne eksportprisen skjer overveltingen av økte kostnader svært langsomt.

Tabell 5.25. Eksportpris. Varehandel

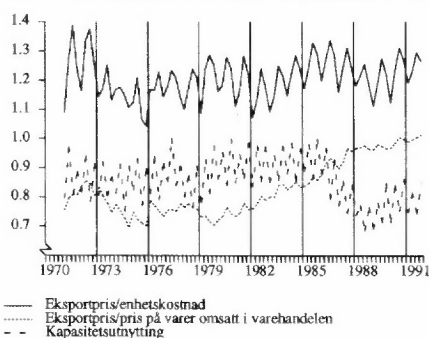
Venstresidevariabel: Δp_a

R^2 : 0,691 SER: 1,6% DW: 1,96 T: 82 K: 8
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

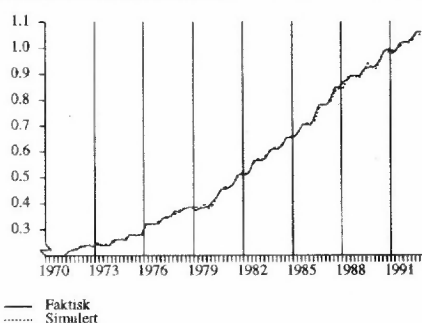
LM F(1,73): 0,02 (0,90) LM F(2,72): 0,04 (0,96)
LM F(4,70): 0,63 (0,64) LM F(8,66): 0,41 (0,91)
NORM $\chi^2(2)$: 0,18 (0,91) RESET F(1,73): 2,10 (0,15)
ARCH F(1,72): 0,45 (0,50) ARCH F(4,66): 1,09 (0,37)

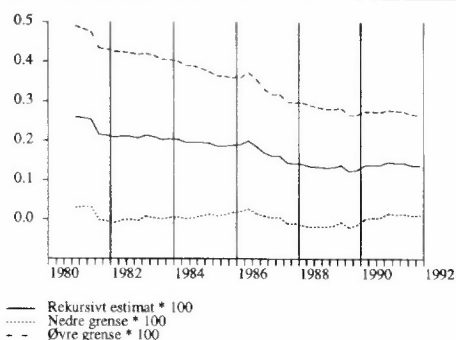
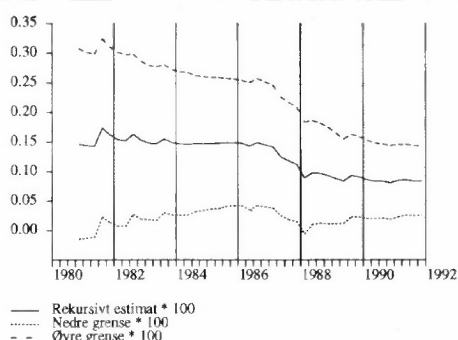
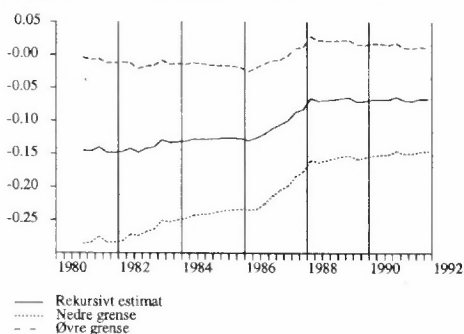
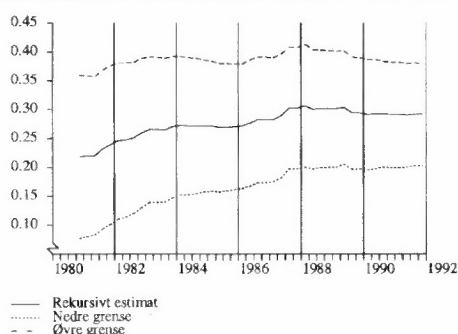
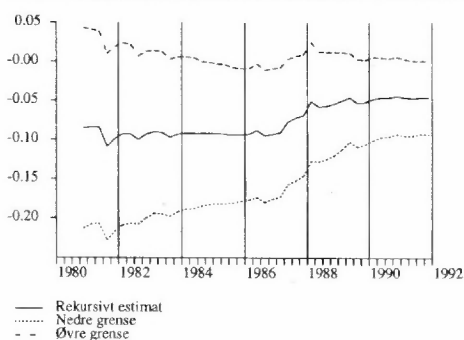
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,05	-1,96
Δp_{v-2}	0,29	6,54
$KAP_{-1} \cdot 100$	0,08	2,89
$(p_a - p_v)_{-1}$	-0,07	-1,73
$\Delta KAP_{-1} \cdot 100$	0,14	2,17
D1-100	-1,13	-2,99
D1-BRUDD-100	7,09	9,10
(D2+D3)-BRUDD-100	-3,98	-8,17

Figur 5.4.8.1. Data for Varehandel



Figur 5.4.8.2 Faktisk og simulert pris



Figur 5.4.8.3. Rekursivt estimat, koef. for $\Delta KAP_{1,t}$ +/- 2 st.avvik**Figur 5.4.8.4 Rekursivt estimat, koef. for $KAP_{1,t}$ +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.8.5 Rekursivt estimat, koef. for $(pa-pv)_{1,t}$ +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.8.6 Rekursivt estimat, koef. for $\Delta pv_{2,t}$ +/- 2 st.avvik****Figur 5.4.8.7 Rekursivt estimat, koef. for konstantleddet +/- 2 st.avvik**

5.4.9 Eksportpris Øvrige private tjenester

Det er full overveltning av økte enhetskostnader på eksportprisene for Øvrige private tjenester. Det er ingen effekter av kapasitetsutnyttningen. Vi har nullet ut fire ekstremsobservasjoner ved hjelp av dummyvariable.

Tabell 5.26. Eksportpris. Øvrige private tjenester

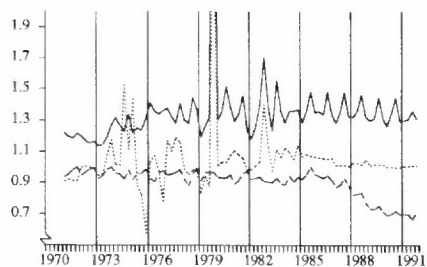
Venstresidevariabel: Δp_a

R^2 : 0,971 SER: 3,6% DW: 2,25 T: 82 K: 9
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: IV

LM F(1,72): 1,52 (0,22) LM F(2,71): 0,76 (0,47)
LM F(4,69): 0,57 (0,68) LM F(8,65): 0,50 (0,85)
NORM $\chi^2(2)$: 18,64 (0,0) RESET F(1,72): 0,94 (0,34)
ARCH F(1,71): 6,01 (0,02) ARCH F(4,65): 2,15 (0,08)

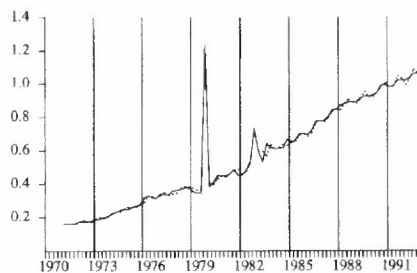
VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	0,07	4,00
Δp_v	0,25	2,33
$(p_a - p_v)_{-1}$	-0,21	-3,58
$(D1-D3) \cdot 100$	-4,94	-4,41
$(D1-D3) \cdot BRUDD \cdot 100$	8,42	5,47
DUM794	1,25	34,69
DUM801	-0,90	-11,42
DUM824	0,29	8,01
DUM831	-0,14	-3,57

Figur 5.4.9.1 Data for Øvrige private tjenester

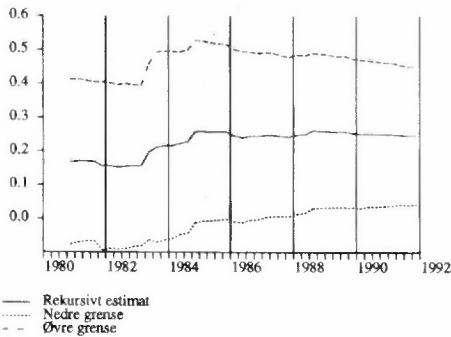
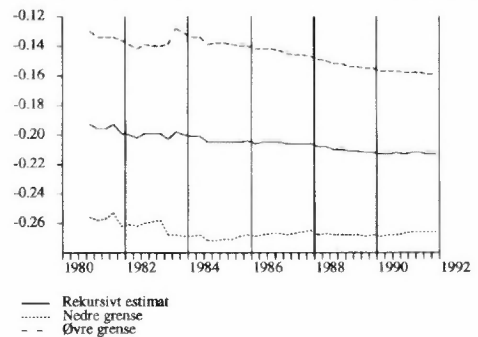
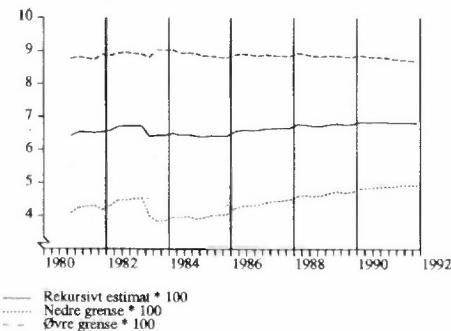


— Eksportpris/enhetskostnad
..... Eksportpris/importpris
- - - Kapasitetsutnyttning

Figur 5.4.9.2 Faktisk og simulert pris



— Faktisk
..... Simulert

Figur 5.4.9.3 Rekursivt estimat, koef. for Δp_v , +/- 2 st. avvik**Figur 5.4.9.4** Rekursivt estimat, koef. for $(p_a - p_v)_t$, +/- 2 st. avvik**Figur 5.4.9.5** Rekursivt estimat, koef. for konstantleddet, +/- 2 st. avvik

5.5 Estimeringsresultater importpriser

5.5.1 Importpriser raffinerte oljeprodukter

I raffineriene er det en del andre kostnader enn råolje. En skulle derfor forvente at importprisene på raffinerte oljeprodukter ikke kointegerer fullt ut med eksportprisen for råolje, men med råoljeprisen og en annen pris som sier noe om andre kostnader ved raffinering. En kan tenke seg at ved store svingninger i råoljeprisene, vil prisene på raffinerte produkter på verdensmarkedet svinge mindre enn råoljeprisen som følge av mindre variasjon i kostnader som ikke er forbundet med råolje. Vi har gjort en del forsøk med å bruke importprisen på verkstedprodukter som en slik proxyvariabel, og la denne inngå som langsiktsvariabel. Resultatene var imidlertid ikke særlig oppløftende vurdert ut fra føyning, så til tross for teoretiske argumenter innebærer den endelige relasjonen at importprisen på raffinerte produkter følger råoljeprisen fullt ut. Som vi kan se av de rekursive estimatene, er det et parameterbrudd i tilknytning til oljeprisfallet i 1986.

Tabell 5.27. Importpris. Raffinerte oljeprodukter

Venstresidevariabel: Δb_i
 R^2 : 0,458 SER: 9,0% DW: 1,75 T: 82 K: 4

Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

LM F(1,77): 1,10 (0,30)

LM F(2,76): 0,84 (0,44)

LM F(4,74): 0,95 (0,44)

LM F(8,70): 1,09 (0,38)

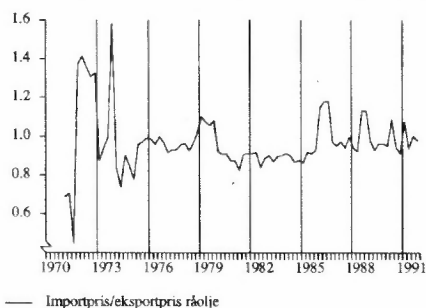
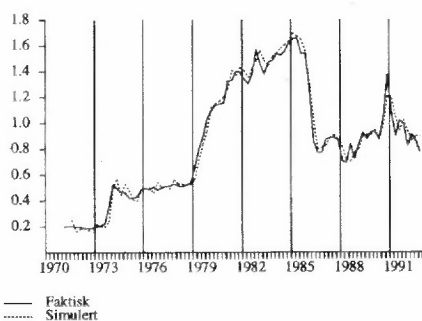
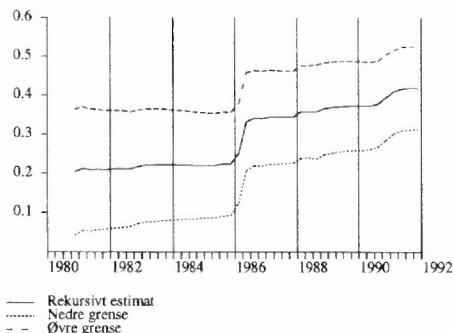
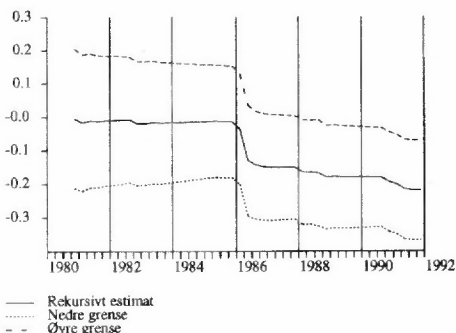
NORM $\chi^2(2)$: 64,86 (0,0)

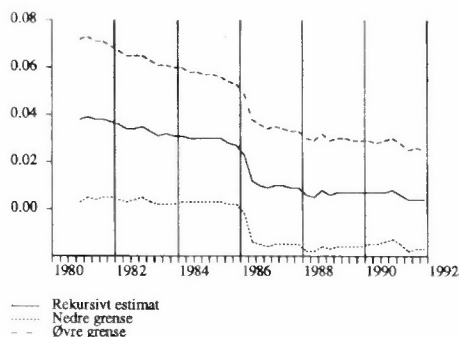
RESET F(1,77): 0,12 (0,73)

ARCH F(1,76): 0,26 (0,62)

ARCH F(4,70): 0,07 (0,99)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant-100	0,42	0,39
$\Delta pa66$	0,42	7,84
$(bi-pa66)_{t-1}$	-0,22	-3,00
D3-BRUDD-100	-6,98	-2,85

Figur 5.5.1.1 Data for Raffinerte oljeprodukter

Figur 5.5.1.2 Praktisk og simulert pris

Figur 5.5.1.3 Rekursivt estimat, koeff. for $\Delta pa66$. +/- 2 st.avvik

Figur 5.5.1.4 Rekursivt estimat, koeff. for $(bi-pa66)_{t-1}$. +/- 2 st.avvik


Figur 5.5.1.5 Rekursivt estimat, koeff. for konstantledd. +/- 2 st.avvik

5.5.2 Importpris Råolje

Importprisen på råolje følger eksportprisen på råolje med en elastisitet på 1 på lang sikt. I estimeringsperioden har imidlertid forholdet mellom eksportprisen og importprisen på råolje en stigende trend og en langsiktselastisitet på 1 får ikke støtte i data. Vi har imidlertid a priori all grunn til å tro at denne elastisiteten er 1, og at mangelen på kointegrasjon kan ha sammenheng med endret sammensetning av import og eksport, på ulike oljekvaliteter. Vi inkluderte derfor en trend i relasjonen, som stopper ved utløpet av estimeringsperioden.

Relasjonen har en del problemer både med normalitet og den generelle feilspesifikasjonstesten, samt med stabilitet knyttet til oljeprisfallet i 1986. Det er en viss tidsforsinkelse fra økt eksportpris på råolje til denne har slått fullt ut i importprisen.

Tabell 5.28. Importpris. Råolje

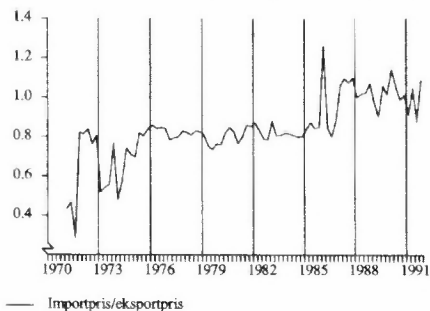
Venstresidevariabel: Δbi

R^2 : 0,580 SER: 11,1% DW: 1,91 T: 82 K: 4
Periode: 1971:3-1991:4 Metode: MKM

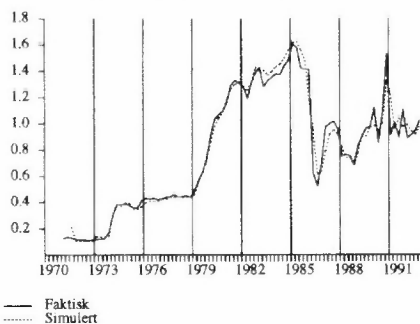
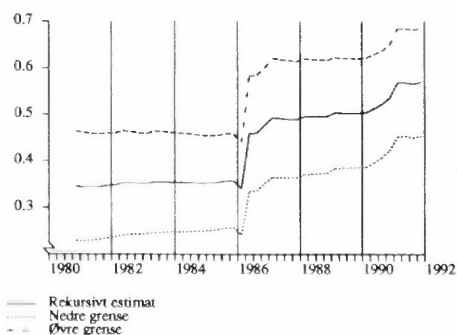
LM F(1,77): 1,33 (0,25) LM F(2,76): 0,72 (0,50)
LM F(4,74): 0,77 (0,55) LM F(8,70): 1,03 (0,42)
NORM $\chi^2(2)$: 179,9 (0,0) RESET F(1,77): 21,49 (0,0)
ARCH F(1,76): 2,04 (0,15) ARCH F(4,70): 1,83 (0,13)

VARIABEL	ESTIMAT	T-VERDI
konstant	-0,25	-4,00
$\Delta pa66$	0,57	9,80
trend:100	0,26	3,49
$(bi-pa66)_{-1}$	-0,51	-5,95

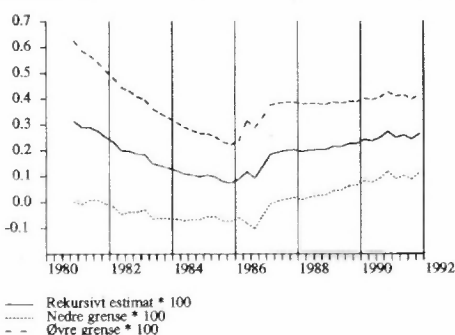
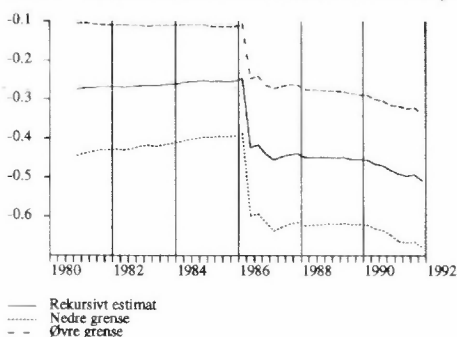
Figur 5.5.2.1 Data for Råolje



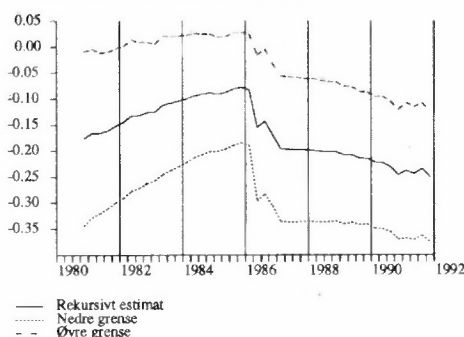
Figur 5.5.2.2 Praktisk og simulert pris


Figur 5.5.2.3 Rekursivt estimat, koeff. for $\Delta pa66$, +/- 2 st.avvik


Figur 5.5.2.4 Rekursivt estimat, koeff. for tid, +/- 2 st.avvik


Figur 5.5.2.5 Rekursivt estimat, koeff. for $(bi-pa66)_t$, +/- 2 st.avvik


Figur 5.5.2.6 Rekursivt estimat, koeff. for konstantledd +/- 2 st.avvik



5.6 Modell for aggregerte prisindekser

Vi har til nå sett på relasjoner for priser på de enkelte varene i norsk økonomi slik de er aggregert sammen i KVARTS. Et viktig mål med prismodellen er at den detaljerte behandlingen av enkeltvarer skal gi gode prognoser og analysemuligheter for aggregerte størrelser som f.eks. deflatoren for samlet privat konsum. Vi vil i dette avsnittet beskrive en modell som veier sammen de enkelte vareprisene for å beregne de aggregerte prisene, der pris-kryssløpsrelasjonene i KVARTS nyttes. Sentralt er her at prisene på vareinnsats i de ulike sektorene avhenger av prisutviklingen på alle andre varer i økonomien. Den omfattende prismodellen som beskrives i avsnitt 5.6.1 sikrer dette. I avsnitt 5.6.2 beskriver vi resultatene fra en full dynamisk simulering på denne prismodellen, mens avsnitt 5.6.3 inneholder virkningsberegninger ved partielle endringer i de eksogene variablene i denne prismodellen. De variablene som er eksogene i denne modellen er importpriser, lønnsnivået, rentenivået, volumavgifter og det vi kan kalle andre eksogene priser som er priser på varer fra primærnæringene og elektrisitetspriser.

5.6.1 Strukturen i en prismodell med eksogene lønninger

I dette avsnittet vil vi sette opp en modell som veier sammen alle vareprisene ved hjelp av kryssløpsrelasjonene i KVARTS.

Simuleringer på prisrelasjonene sett i isolasjon, får ikke med seg indirekte virkninger. F. eks. vil økt lønn føre til økte produksjonskostnader i alle sektorer, noe som i sin tur fører til økte produktpriser. Det vil igjen føre til økte priser på vareinnsats og medføre en ytterligere kostnadsimpuls. Ved å lage en simuleringsmodell ved hjelp av et utvalg av relasjoner fra KVARTS-modellen, har vi kunnet utføre beregninger som tar vare på slike indirekte effekter. Resultatene er betinget av hvordan denne simuleringsmodellen er satt sammen. Den modellen vi har benyttet, er bygget opp på følgende måte.

$$(5.3) \quad PH_i = \sum_j (1 + TM_j)((1 + TVV_j + TPV_j)\Lambda_{H,ji}((1 - \Lambda_{H,ji}DI_j)BH_j + \Lambda_{H,ji}DI_jBI_j) + TVX_j + TPX_j)$$

$$(5.4) \quad PC_i = \sum_j (1 + TM_j)((1 + TVV_j + TPV_j)\Lambda_{C,ji}((1 - \Lambda_{C,ji}DI_j)BH_j + \Lambda_{C,ji}DI_jBI_j) + TVX_j + TPX_j)$$

$$(5.5) \quad PV_j = ZLW_j W_j + ZH_j PH_j + \frac{YTS_j}{X_j}$$

$$(5.6) \quad BH_j = f_j(PV_j, BI_j, KAP_j)$$

Relasjon (5.3) og (5.4) er priskryssløpsrelasjonene for alle konsumkategoriene (PC_i) og samlet vareinnsats i hver sektor (PH_i). Relasjon (5.5) definerer variable enhetskostnader, mens (5.6) er en forenklet versjon av hjemmeprislikningene som er beskrevet i kapittel 5.3 foran.

$\Lambda_{H,ji}$ Kryssløpskoeffisient for leveranse av vare j til vareinnsats i sektor i

$\Lambda_{HI,ji}$	Kryssløpskoeffisient for importleveranse av vare j til vareinnsats i sektor i
$\Lambda_{C,ji}$	Kryssløpskoeffisient for leveranse av vare j til konsumaktivitet i
$\Lambda_{CI,ji}$	Kryssløpskoeffisient for importleveranse av vare j til konsumaktivitet i
BI_j	Importprisindeks, vare j
DI_j	Indeks for endring i forhold til basisåret i importandel, vare j
KAP_j	Kapasitetsutnyttingsindikator, sektor j
PH_j	Prisindeks for vareinnsats, sektor j
PV_j	Variable enhetskostnader, sektor j
TM_j	Sats for merverdiavgift, vare j
TVV_j	Sats for verdiavgift varehandelsleddet, vare j
TPV_j	Sats for verdiavgift produsentleddet, vare j
TVX_j	Sats for mengdeavgift varehandelsleddet, vare j
TPX_j	Sats for mengdeavgift produsentleddet, vare j
W_j	Lønnskostnad per time, sektor j
X_j	Bruttoproduksjon, sektor j
YTS_j	Netto sektoravgifter (kronebeløp), sektor j
ZH_j	Vareinnsats per produsert enhet, sektor j
ZLW_j	Timeverk per produsert enhet, sektor j

Kryssløpsrelasjonene er nærmere beskrevet i bl.a. Cappelen (1992). Priskryssløpsrelasjonene for konsumpriser og vareinnsatspriser veier sammen hjemmepriser og importpriser på de ulike KVARTS-varene til aggregerte prisindekser for de ulike konsumkategoriene og prisindekser for samlet vareinnsats i produksjonssektorene. Vareavgiftene slår umiddelbart ut i konsumpriser og prisene på vareinnsats via kryssløpsrelasjonene. Økte importpriser slår umiddelbart ut i prisene på konsum og vareinnsats via priskryssløpsrelasjonene. I tillegg kommer andre runde effekter via de estimerte prisrelasjonene (5.5), slik at den endelige virkningen av økte importpriser blir større enn første runde effekten.

Verdiavgiftene utlignes per krone eksklusive avgift slik at ved økte priser eksklusive avgift vil avgiftsbeløpet fra verdiavgifter automatisk gå opp. Dette er ikke tilfellet med mengdeavgifter. I virkningsberegningene nedenfor vil vi således bare se på partielle effekter av økte mengdeavgifter.

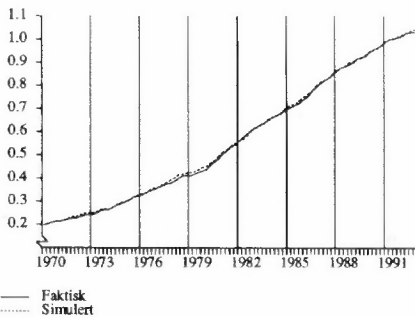
Enhetskostnadene defineres i relasjon (5.5) og disse består av kostnader til arbeidskraft, vareinnsats og netto sektorskatter. Produktiviteten av timeverk og vareinnsats er eksogene i denne analysen (i KVARTS er de endogene), mens prisindeksene på vareinnsatsen er beregnet i denne modellen. Lønningene er eksogene. Det må de naturligvis være når vi skal analysere de partielle virkningene nettopp av endrede lønninger. I modellberegningen vil bare feil i hjemmeprisene tillates å slå ut i den aggregerte konsumdeflatoren. Eventuelle feil i priskryssløpsrelasjonene (de er tallfestet ved basisårstall fra 1991), er eliminert ved å innføre residualer i alle kvartaler utenfor basisåret. Slike feil kan f.eks. være at priskryssløpsrelasjonene forutsetter full og momentan overveltning av moms og særavgifter på sluttleveringsprisene.

5.6.2. Historisk simulering på prismodellen

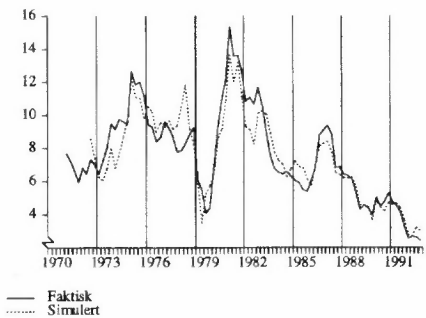
For å få et inntrykk av hvordan prisrelasjonene ved full dynamisk simulering prediker aggregerte priser, har vi utført en modellberegning over hele estimeringsperioden. Resultatene er vist i figur 5.6.2.1 til 5.6.2.4. Vi viser deflator privat konsum og deflator endogen eksport, på nivåform og på vekstrateform over 4 kvartaler. Tabell 5.29 viser årsvekstrater for faktisk og simulert pris for årene 1987-1992.

I den historiske simuleringen synes modellen best å reprodusere fluktuasjonene i konsumprisveksten. De store svingingene i eksportprisveksten klarer modellen relativt godt å gjenskape, med et visst unntak av post-sample året 1992. Da gikk eksportprisen ned med 5,4 prosent mens modellen predikerte en oppgang på 1,9 prosent. 1992-tallene er imidlertid foreløpige NR-tall, så vi kan håpe på datarevisjoner som går i modellens favør.

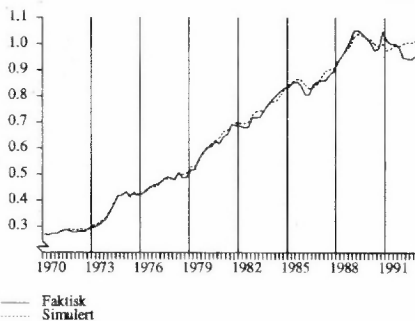
Figur 5.6.2.1 Konsumdeflator. Nivå



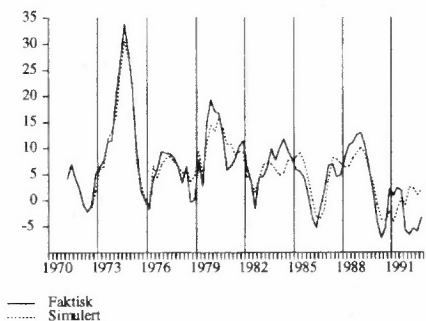
Figur 5.6.2.2 Konsumdeflator. Prosentvis vekst over 4 kvartaler



Figur 5.6.2.3 Deflator endogen eksport. Nivå



Figur 5.6.2.4 Deflator endogen eksport. Prosentvis vekst over 4 kvartaler



Tabell 5.29. Faktisk og simulert årlig vekst i deflator privat konsum og deflator endogen eksport. Prosent

	Konsumpris		Eksportpris	
	Faktisk	Simulert	Faktisk	Simulert
1987	7,9	7,2	5,7	6,7
1988	6,0	6,1	10,6	7,5
1989	4,3	4,3	7,6	7,0
1990	4,9	4,6	-3,7	-2,7
1991	4,2	4,3	-0,3	-1,7
1992	2,6	2,9	-5,4	1,9

5.6.3 Virkningsberegning på prismodellen

I virkningsberegningen har vi tatt utgangspunkt i den historiske simuleringen. Deretter har vi suksessivt endret en og en gruppe eksogene variable for å beregne de samlede effektene på konsumdeflatoren og deflatoren for endogen eksport på kort og lang sikt av disse endringene.

De rapporterte resultatene er basert på en modell med eksogen timeverksproduktivitet og vareinnsatsproduktivitet. Resultatene ble nesten helt identiske hvis vi inkluderte de estimerte relasjonene for disse variablene. Grunnen til dette er at økte lønninger som reduserer arbeidskraftsbruken i bedriftene også medfører en økning i vareinnsatsen, på en slik måte at de samlede variable kostnadene bare endres lite. Det ble imidlertid store forskjeller i resultatene hvis vi ikke hadde en symmetrisk behandling av de to innsatsfaktorene, dvs. bare tok med timeverksrelasjonene og lot vareinnsatskoeffisientene være eksogene. Det understreker behovet for en konsistent modellering av faktoretterterspørselen.

I KVARTS er det to viktige eksogene priser som vi ikke har modellert, og det er prisene på primærnæringsprodukter hvor jordbruksprisene spiller en avgjørende

Tabell 5.30. Virkning av en økning på 1 prosent i ulike prisbestemmende faktorer på deflator privat konsum. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Økte timelønnsatser	0,07	0,11	0,13	0,16	0,22	0,29	0,33	0,39
Økte importpriser	0,25	0,27	0,29	0,30	0,34	0,38	0,39	0,41
Økte eksogene priser	0,10	0,11	0,11	0,12	0,13	0,13	0,14	0,14
Økte volumavgifter	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
Økt rentenivå ¹⁾	0	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,07	0,07
Økt kapasitetsutnyttning ²⁾	0,07	0,14	0,20	0,27	0,52	0,94	1,25	1,93

1) Økning på 1 prosentpoeng.

2) Økning med ett standardavvik (for de fleste sektorer mellom 5 og 10 poeng).

Tabell 5.31. Virkning av en økning på 1 prosent i ulike prisbestemmende faktorer på deflator endogen eksport. Prosent

	Kvartal etter endring							
	1	2	3	4	8	16	24	48
Økte timelønssatser	0,08	0,13	0,17	0,26	0,26	0,30	0,32	0,35
Økte importpriser	0,26	0,62	0,63	0,68	0,56	0,56	0,57	0,56
Økte eksogene priser	0,04	0,06	0,06	0,06	0,07	0,08	0,08	0,08
Økte volumavgifter	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Økt kapasitetsutnyttning ¹⁾	0,23	0,09	0,68	1,37	1,63	1,99	2,16	2,40

1) Se note tabell 4.3.2.

rolle, og det er elektrisitetsprisene. Disse prisene er også eksogene i prismodellen i dette kapitlet. Resultatene fra virkningsberegningene er vist i tabell 5.30 og 5.31.

Importpriser og lønnsatser har omtrent like stor betydning for konsumprisene på lang sikt ifølge denne beregningen. Økte importpriser målt i norske kroner slår raskere ut i form av konsumpriser enn økte lønninger. Dette skyldes tidsforsinkelsene fra kostnadsøkninger til prisøkninger som er estimert for hjemmeprisene på de enkelte varene. Økte importpriser medfører dels økte kostnader i bedriftene som først etter en stund slår ut i prisøkninger, men i priskryssløpsrelasjonene slår prisøkninger på importerte konsumvarer umiddelbart ut i økte konsumpriser.

De første kvartalene er konsumpriseeffekten av økte lønninger relativt liten, og den er selv etter fire kvartaler under halvparten av den langsiktige effekten på 0,39. Den tilsvarende andelen for importprisene er omtrent 3/4.

Økte priser på primærnæringsprodukter og elektrisitet slår relativt raskt ut i økte konsumpriser. Virkningen av økte priser på primærnæringsprodukter går hovedsakelig via økte produksjonskostnader i konsumvareindustrien som deretter veltes over i prisene på matvarer. Økte elektrisitetspriser vil slå direkte ut i konsumprisene på elektrisitet. De fører også til økte produksjonskostnader som delvis veltes over i prisene på andre produkter.

En økning i volumavgiftene på 1 prosent slår raskt ut i konsumprisene, siden dette per forutsetning ligger inne i priskryssløpsrelasjonene. Ved estimeringene av hjemmeprisrelasjonene er det undersøkt om økte vareavgifter har medført lavere priser eksklusive avgift, men vi fant ingen slike effekter. Grunnen til at effekten øker noe etter hvert, er tilbakevirkningen via effekten av samlede konsumpriser i relasjonen for basisprisen for boligjenestene (husleiene).

Etter 48 kvartaler (12 år) er summen av de partielle effektene av økt importpris, økt lønn, økte eksogene priser og økte avgiftssatser til sammen 1,00, mens dette tallet er 0,99 etter 6 år. Den betydelige tidsforsinkelsen har særlig sammenheng med de store treghetene som er estimert i prisen på boligjenestene. Dette trenger

langt fra være urealistisk, siden det vil ta mange år før økte byggekostnader slår fullt ut i gjennomsnittlige husleier for hele boligmassen.

En økning i nominelt rentenivå på 1 prosentpoeng utgjør noe under 0,1 prosent på konsumprisene i alt og finner sted via prisen på bolig tjenester.

For å få et grep på virkningene av kapasitetsutnyttingsleddene i prisrelasjonene har vi også utført en virkningsberegning der disse er økt. De historiske variasjonene i disse indikatorene har vært relativt ulike for ulike sektorer. For å få en felles størrelsesorden på økningene i kapasitetsutnyttningen i beregningen, valgte vi å øke kapasitetsutnyttingsindikatoren i hver sektor med det historiske standardavviket for de årlige gjennomsnittene for denne variabelen. De eksakte endringene var: Konsumvareindustrien +4; Råvareindustri +7; Verkstedindustri +7; Produksjon av skip og plattformer +13; Bygge- og anleggsvirksomhet +8; Varehandel +5; Øvrig privat tjenesteyting +9. Tankegangen er at skiftet skal uttrykke effekten av 'gjennomsnittlig' endring i kapasitetsutnyttningen.

Med disse endringene øker konsumdeflatoren med i størrelsesorden 0,2 prosent det første året økende til 1,9 prosent på lang sikt. De langsiktige virkningene finner sted i hovedsak via prisene på Bygge- og anleggstjenester og Øvrige private tjenester, der det er estimert relativt sterke langsiktige effekter av endring i kapasitetutnyttningen.

For eksportprisene spiller endringene i importprisene relativt til lønnssetter større rolle enn for konsumdeflatoren.

Vi legger igjen merke til at det er overshooting i eksportdeflatoren når importprisene går opp. Dette har sammenheng med at de historiske svingningene i norske eksportpriser har vært betydelig større enn svingningene i importprisene, som er viktige prisbestemmende faktorer i eksportprisrelasjonene.

Volumavgifter og eksogene priser påvirker eksportdeflatoren bare indirekte, via priskryssløpet og økte kostnader for industrien, som til slutt veltes over i eksportprisene. Effektene via de eksogene prisene skyldes i alt overveiende grad økte kostnader i råvareindustrien som følge av økt elektrisitetspris.

Virkningene av økt kapasitetsutnyttning er en del sterkere på eksportprisen enn konsumprisen, særlig på kort og mellomlang sikt. Rentenivået inngår ikke i noen eksportprisrelasjoner, og det er heller ingen tilbakevirkninger fra boligprisene til kostnader i industrien (så lenge lønningene er eksogene), slik at eksportprisene er helt upåvirket av endringer i rentenivået.

5.7 Dynamisk homogenitet i prisrelasjonene

Vi har ikke pålagt restriksjoner som sikrer dynamisk homogenitet. Vi har i stedet tallfestet størrelsen på disse effektene ved å beregne effekten på prisenivået av endringer i steady state inflasjon, ved formel 2.14. Det har sammenheng med at det finnes teorier som gir som resultat at mark-up raten avtar med nivået på inflasjonen

Tabell 5.32. Beregnede endringer i steady state mark up ved partiell økning i steady state inflasjon med 1 prosentpoeng per år. Prosent

Vare	Hjemmepris	Eksportpris	Importpris
Konsumvarer mv.	-0,33	0,19	
Råvarer	-0,58	0,19	
Raffinerte oljeprodukter	-0,17	-0,08	-0,66
Verkstedprodukter	-0,20	-0,34	
Skip og oljeplattformer	-0,15	-0,75	
Bygge- og anleggsverks.	-0,52	-	
Bank- og forsikringstjenester	0,00	-	
Innenlands samferdsel	-1,25	-1,73	
Boligtjenester	-5,60	-	
Øvrige private tjenester	-2,22	-0,89	
Varehandel	-1,33	-2,54	
Råolje			-0,21
Naturgass		-1,06	

(jfr. også omtalen i avsnitt 2.7). Vi har således en viss teoretisk ryggdekning for slike nominelle effekter, selv om dette ikke er integrert i det teoretiske rammeverket vi har startet med. Disse teoriene tar utgangspunkt i konsumentenes søkeaktivitet og bedriftenes prissetting. Det antas at prisene endres med visse mellomrom, og holdes konstant en periode. Ved høy inflasjon vil hver prisjustering på bedriftsnivå bli større enn ved lav prisstigning. Dette fører til større prisspredning på ethvert tidspunkt enn ved lav prisstigning. Større prisvariasjon vil gjøre konsumentenes avkastning av søking etter varer med lavest pris, større. Således vil høy prisstigningstakt gå sammen med høy søkeaktivitet fra konsumentenes side, som igjen virker til å presse mark-up-faktorene ned i markeder med ufullkommen konkurranse.

Tabell 5.32 viser vi avvikene fra dynamisk homogenitet i de ulike prisrelasjonene. En økning i steady state prisstigningstakt på 1 prosent per år tilsvarer ca. 0,25 prosent per kvartal.

Det er en overveiende tendens til at steady state prisnivået avtar for gitte kostnader og konkurransepriser, jo høyere den underliggende inflasjonen er. Modellen impliserer således at høyere inflasjonstakt går sammen med lavere mark-up faktorer i bedriftene. At fortegnet på denne effekten er negativt, har sammenheng med at summen av alle koeffisientene for variablene på endringsform i de aller fleste tilfellene er mindre enn 1 (langtidsløsningen). Avvikene fra dynamisk homogenitet er gjennomgående større for tjenestepreisene enn for vareprisene, både for eksportprisligningene og hjemmeprisligningene. Hjemmeprisen for boligtjenester peker seg ut med spesielt stort avvik fra dynamisk homogenitet. Der medfører en økning i steady state inflasjonstakt på 1 prosent per år, en nedgang i prisnivået på nesten 6 prosent. Til tross for dette har vi holdt på den valgte spesifikasjonen som den beste, av hensyn til føyningsegenskapene.

At prismodellen har den egenskap at den predikerer lavere prisnivå (for gitte konstnader og konkurransepriser) jo høyere prisstigningstakten er, bidrar isolert sett til at reallønnsnivået blir høyere. Den samlede effekten av inflasjon på reallønnsnivået i KVARTS framkommer imidlertid ved å analysere pris- og lønnsmodellen under ett. De lønnsrelasjonene som er dokumentert i Langørgen (1993), og som inntil nylig har vært innarbeidet i KVARTS, utviser også store avvik fra dynamisk homogenitet⁷, og effektene er større enn i prismodellen. Sett under ett gav således disse relasjonene det resultat at økt inflasjon fører til lavere reallønn. Vi finner denne egenskapen urimelig å innarbeide i makromodellene, og vi har nå respesifisert lønnsrelasjonene og funnet data-akseptable lønnsrelasjoner med dynamisk homogenitet.

7 Det samme gjelder lønnsrelasjonene i MODAG, jfr. Bowitz og Holm (1993) for dokumentasjon av den siste versjonen av denne modellen.

Vedlegg

Variabeldefinisjoner

BH _j	Hjemmepris, vare j
BI _j	Importpris, vare j
K _j	Realkapital ved utgangen av perioden, sektor j
KAP _j	Kapasitetsutnyttingsindikator (normert mot 100)
L _j	Timeverk lønnstakere (1000), sektor j
PA _j	Eksportpris, vare j
PA66	Eksportpris råolje
PB	Beregnet verdensmarkedspris råvarer
PH _j	Prisindeks samlet vareinnsats, sektor j
PV _j	Variable enhetskostnader, sektor j
R	Rente bruttogjeld for husholdningene, kvartalsrate
TID	Trendvariabel (1966:1=1)
W _j	Lønnskostnad per time, sektor j
X _j	Bruttoproduksjon, sektor j
D _i	Dummyvariabel, verdi 1 i kvartal i, -1 i 4. kvartal, 0 ellers (i=1,2,3)
BRUDD	Dummyvariabel med verdi 1 i alle kvartaler til og med 1977:4, 0 ellers
DUM74	Dummyvariabel med verdi 1 i alle kvartaler til og med 1974:4, 0 ellers
DUM85	Dummyvariabel med verdi 1 i alle kvartaler til og med 1985:4, 0 ellers
DUM _{kl}	Dummyvariabel med verdi 1 i år k, kvartal l, 0 ellers
DUM7912	Dummyvariabel med verdi 1 i 1979:1, -1 i 1979:2, 0 ellers
DUMBH63	Dummyvariabel for hjemmeprisligning i bank og forsikring. Verdi 1 til og med 1984:4, 0,5 i alle kvartaler i 1985, 0 ellers
PSTOPINN	Dummyvariabel for prisstopp og prisregulering (jfr. tabell 2.3). Verdi 1 i kvartaler med regulering, 0 ellers
PSTOPUT	Dummyvariabel for utfasing av prisstopp og prisregulering (jfr. tabell 2.3). Verdi -1 i kvartaler med gjeninnhenting, 0 ellers
PRISSTOPP	PSTOPINN+PSTOPUT

Referanser

Aukrust, O. (1970): PRIM 1. A Model of the Price and Income Distribution Mechanism of an Open Economy, *Review of Income and Wealth*, 16, 51-78. Også trykt som Artikler nr. 35, Statistisk sentralbyrå.

Aukrust, O. (1977): Inflation in the Open Economy: A Norwegian Model, i L. B. Krause og W. S. Salant, *Worldwide Inflation: Theory and Recent Experience*, Brookings, Washington D.C., 109-153. Også trykt som Artikler, nr. 96, Statistisk sentralbyrå.

Ball, R. J. og F. B. A. St. Cyr (1966): Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry, *Review of Economic Studies*, 33, 179-207.

Bannerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith og D. F. Hendry (1993): *Co-Integration, Error Correction and Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press.

Benabou, R. (1992): Inflation and markups. *European Economic Review*, 36, 556-574.

Bergland, H. og Å. Cappelen (1981): *Produktivitet og sysselsetting i industrien*, Rapporter 81/21, Statistisk sentralbyrå.

Bikker, J. A., P. J. A. van Els og M. E. Hemerijck (1993): Rational Expectations variables in macroeconomic models, *Economic Modelling*, 11, 301-314.

Bils, M. (1989): Pricing in a customer market, *Quarterly Journal of Economics*, November, 699-718.

Blanchard, O. J. og S. Fischer (1989): *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge Massachusetts.

- Blanchard, O. J and N. Kioyaki (1987): Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand, *American Economic Review*, 77, 647-666.
- Blanchard, O. J. og P. A. Muet (1993): Competitiveness through disinflation: an assessment of the French macroeconomic strategy, *Economic policy* 16, 12-56.
- Bleivik, K. G. (1992): TESTEST - An interactive programme to test econometric equations/models, Upublisert notat, Norges Bank.
- Bowitz, E. og T. Eika (1986): KVARTS-86. A quarterly macroeconomic model. Formal structure and empirical characteristics, Rapport 89/2, Statistisk sentralbyrå.
- Bowitz, E. og I. Holm (1993): Teknisk dokumentasjon av de økonometriske ligningene i MODAG, Notater 93/26, Statistisk sentralbyrå.
- Campbell, John Y. and P. Perron (1991): *Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots*, Research memorandum 360. Econometric Research Program, Princeton University.
- Cappelen, Å. og N. H. M. v.d. Fehr (1986): *Kapasitetsutnyttelse i norske næringer*, Rapport 86/26, Statistisk sentralbyrå.
- Cappelen, Å. og S. Longva (1987): MODAG A: A Medium-Term Macroeconomic Model of the Norwegian Economy. I O. Bjerkholt og J. Rosted (red.) *Macroeconomic Medium-Term Models in the Nordic Countries*, North-Holland, Amsterdam, 153-211.
- Cappelen, Å., K. O. Moene og R. Nymoene (1992): Fra full sysselsetting til varig ledighet?, *Nordisk Tidsskrift För Politisk Ekonomi* 27/28, 17-37.
- Cappelen, Å., og N. M. Stølen (1985): *Etterspørsel etter arbeidskraft*, Tekniske rapporter 40, 84-105, Nordisk statistisk sekretariat, København.
- Craine, R. (1973): On the Service Flow from Labour, *Review of Economic Studies*, 40, 39-46.
- Cuikerman, A. (1979): The relationship between relative prices and the general price level; A suggested interpretation, *American Economic Review* 69, 444-447.
- Currie, D. (1981): Some Long Run Features of Dynamic Time Series Models, *Economic Journal*, 91, 704-715.
- Engle, R. F. (1982): Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, *Econometrica* 50,4, 987-1007.
- Engle, R. og C. W. J. Granger (1987): Co-Integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55, 2, 251-276.

- Engle, R. F. og D. F. Hendry (1993): Testing Superexogeneity and invariance in regression models, *Journal of Econometrics* 56, 119-139.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, D. F. og J. F. Richard (1983): Exogeneity, *Econometrica* 51, 2, 177-304.
- Engle, R. og B. S. Yoo (1987): Forecasting and testing in co-integrated systems, *Journal of Econometrics* 35, 143-159.
- Ericsson, N. R. (1992): Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview, *Journal of Policy Modeling* 14, 251-280.
- Fair, R. C. (1993): Testing the Rational Expectations Hypothesis in Macroeconomic Models, *Oxford Economic Papers* 45, 169-190.
- Flaig, G. og V. Steiner (1990): Markup differentials, cost flexibility and capacity utilization in West-German manufacturing, Augsburg University, *Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe* no. 40.
- Gerosky, P. A. og S. G. Hall (1992): Price and quantity responses to cost and demand shocks, Centre for Economic Forecasting, London Business School, Discussion paper no 19-92.
- Godley, W. og W. D. Nordhaus (1972): Pricing in the Trade Cycle, *Economic Journal*, 82, 853-882.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974): Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Harvey, A. C. (1981): *The econometric analysis of time series*, Oxford: Philip Allan.
- Hendry, D. F. (1980): Econometrics - Alchemy or science?, *Economica*, 47, 387-406.
- Hendry, D. F. og C. Favero (1992): Testing the Lucas critique, a review, *Econometric Reviews*, 11, 265-306.
- Hoel, M. og R. Nymoen (1987): The supply side of RIKMOD. Short-run producer behaviour in a model of monopolistic competition, *Economic Modelling*, 5, 58-70.
- Jansen, E. (1978): Samvariasjon mellom norske hjemmepriser, variable enhetskostnader og utenlandspriser, Arbeidsnotater IO 78/27, Statistisk sentralbyrå.
- Jarque, C. M. og A. K. Bera (1980): Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals, *Economic Letters* 6, 255-259.
- Johansen, S. (1988): Statistical analysis of co-integrating 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.

Johansen, S. og K. Juselius (1990): Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 187-207.

Kremers, J. J. M, N. R. Ericsson, J. Dolado (1992): The Power of Co-integration Tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325-348.

Langørgen, A. (1993): *En økonometrisk analyse av lønnsdannelsen i Norge*, Rapport 93/5, Statistisk sentralbyrå.

Lindquist, K.-G. (1993): *Empirical Modelling of Exports of Manufactures: Norway 1962-1987*, Rapport 93/18, Statistisk sentralbyrå.

Lucas, R. E. Jr. (1973): Some international evidence on output-inflation trade offs, *American Economic Review* 63, 326-334.

Lucas, R. E. Jr. (1976): Econometric policy evaluation: a Critique, i K. Brunner og A. H. Meltzer (eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Supplement til Journal of Monetary Economics.

MacKinnon (1991): Critical values for Co-Integration tests, i R. F. Engle og C. W. J. Granger (red.), *Long Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 267-276.

Magnussen, K. og T. Skjerpen (1992): *Consumer demand in MODAG and KVARTS*, Rapport 92/22, Statistisk sentralbyrå.

Mankiw, N. G. (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model, *Quarterly Journal of Economics*, 100 (2), 529-538.

Moene, K. og R. Nymoen (1991): The dependency of labour demand on unemployment. Norwegian industry 1966(1)-1989(4), Arbeidsnotat 1991/3, Norges Bank.

Mysen, H. T. (1991): *Substitusjon mellom olje og elektrisitet i produksjonssektorene i en makromodell*, Rapport 91/7, Statistisk sentralbyrå.

Naug, B. (1990): Importvolum og importpriser, Arbeidsnotat 1991/8, Norges Bank.

Naug, B. og R. Nymoen (1993): Import Price Formation and Pricing to Market. A Test on Norwegian Data, Arbeidsnotat 1993/9, Norges Bank.

Naug, B. (1994): *En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer 1968-1990*, Sosiale og økonomiske studier 84, Statistisk sentralbyrå.

- Nickell, S. (1984): An Investigation of the Determinants of manufacturing Employment in the United Kingdom, *Review of Economic Studies*, 51, 529-557.
- Nickell, S. (1985): Error Correction, Partial Adjustment and all that: An expository Note, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 47, 119-129.
- Nickell, S. (1988): The Supply Side and Macroeconomic Modelling, i Bryant, R. C. m. fl., *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*, Brookings Institution, Washington.
- Nymoen R. (1991): Testing av økonometriske teorier ved hjelp av økonometriske metoder for analyse av tidsrekke-data, *Norsk økonomisk tidsskrift*, 105, 117-138.
- Pagan, A. (1985): Time series Behaviour and Dynamic Specification, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 47, 3, 199-211.
- Patterson, K. D. (1987): Growth Coefficients in Dynamic Time Series Models, *Oxford Economic Papers*, 39, 282-292.
- Patterson, K. D. og J. Ryding (1984): Dynamic Time Series Models With Growth Effects Constrained to Zero, *Economic Journal* 94, 137-143.
- Patterson, K. D. (1987): Growth Coefficients in Dynamic Time Series Models, *Oxford Economic Papers* 39, 282-292.
- Pindyck, R. og J. Rotemberg (1983a): Dynamic factor demands and the effects of energy price shocks, *American Economic Review* 5, 1066-1079.
- Pindyck, R. og J. Rotemberg (1983b): Dynamic Factor Demands under Rational Expectations, *Scandinavian Journal of Economics* 2, 223-238.
- Ramsey, J. B. (1969): Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis, *Journal of the Royal Statistical Society, Serie B* 31, 350-371.
- Ringstad, V. (1974): *Prisutvikling og prisatferd i 1960-årene*, Samfunnsøkonomiske studier nr. 23, Statistisk sentralbyrå.
- Rossana, R. J. (1984): A Model for the Demand for Investment in Inventories of Finished Goods and Employment, *International Economic Review*, 25, 731-741.
- Rotemberg, J. J. (1982): Sticky Prices in the United States, *Journal of Political Economy*, 90, 6, 1187-1211.
- Rotemberg, J. og G. Saloner (1986): A supergame-theoretic model of price wars during booms, *American Economic Review* 76, 390-407.
- Salmon, M. (1982): Error Correction Mechanisms, *Economic Journal*, 92, 615-629.

Salter, W. E. G. (1959): Internal and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects, *Economic Record*, 35, 226-38.

Shapiro, C. og J. E. Stiglitz (1984): Equilibrium unemployment as a worker discipline device, *American Economic Review*, 74, 433-444.

Sheshinski, E. og Y. Weiss (1977): Inflation Costs and Price Adjustment, *Review of Economic Studies* 44, 287-304.

Soteri, S. og P. Westaway (1993): Explaining Price Inflation in the UK: 1972-92, *National Institute Economic Review*, 144, 85-94.

Streeten, P. (1962): Wages, Prices and Productivity, *Kyklos*, 15, 723-733.

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

Svendsen, I. (1990): Importmodellen i MODAG og KVARTS, Rapport 90/20, Statistisk sentralbyrå.

Taylor, J. B. (1980): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, *Journal of Political Economy*, 1, 1-23.

Taylor, J. B. (1988): The Treatment of Expectations in Large Multicountry Econometric Models i Bryant, R. C. m. fl. (1988), *Empirical Macroeconomics for Interdependent Economies*, Brookings Institution, Washington.

Turner, D. S.: The Determination of the NAIRU Response in Simulations on the Treasury Model, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53, 3, 225-242.

Tveitereid, S. (1976): Analyse av delindeksen i konsumprisindeksen. Kvartalsdata for årene 1970-75, Arbeidsnotater IO 77/9, Statistisk sentralbyrå.

Tveitereid, S. (1979): En kvartalsmodell for priser og lønninger, Rapport 79/24, Statistisk sentralbyrå.

Urbain, J.P. (1992): On weak exogeneity in error correction models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 187-207.

von der Fehr, N. H. M. (1987): Prisdannelse på importvarer, Rapport 87/23, Statistisk sentralbyrå.

Wallis, K. F. (1982): *Introductory Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.

Wren-Lewis, S. (1989): Recent Developments in the Institute's Domestic Macro-model, *National Institute Economic Review* 130, 47-51.

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: Framskriving 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 Kittsrød: 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: Inntektsulikhet 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
- Nr. 84 Bjørn E. Naug: En økonometrisk analyse av utviklingen i importandelene for industrivarer 1968-1990. *An Econometric Analysis of the Development of Manufacturing Import Shares 1968-1990*. 1994-78s. 95 kr. ISBN 82-537-3955-9

Nr. 85 Einar Bowitz og Ådne Cappelen:
Prisdannelse og faktoretterspørsel i norske næringer. *Price Formation and Factor Demand in Norwegian Industries*. 1994-177s. 125 kr. ISBN 82-537-4024-7.

Nr. 86 Klaus Mohn: Modelling Regional Producer Behaviour – A Survey. *Modellering av regional produsentatferd – En litteraturoversikt*. 1994-71s. 95 kr. ISBN 82-537-4042-5.



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

Publikasjonen kan bestilles fra:
Statistisk sentralbyrå
Salg- og abonnementservice
Postboks 8131 Dep.
N-0033 Oslo

Telefon: 22 86 49 64
Telefaks: 22 86 49 76

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

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

ISBN 82-537-4024-7
ISSN 0801-3845

Pris kr 125,00



Statistisk sentralbyrå
Statistics Norway



9 788253 740249