



# Danmarks Nationalbank

MONA

- en kvartalsmodel af  
dansk økonomi

## MONA – EN KVARTALSMODEL AF DANSK ØKONOMI

---

November 2003

Det er tilladt at kopiere fra publikationen.

Henvendelse om Mona - en kvartalsmodel af dansk økonomi kan i øvrigt ske til og rekvireres ved henvendelse til:

Danmarks Nationalbank, Informationssektionen, Havnegade 5, 1093 København K

Telefon 33 63 70 00 (direkte) eller 33 63 63 63

E-mail: [info@nationalbanken.dk](mailto:info@nationalbanken.dk)

[www.nationalbanken.dk](http://www.nationalbanken.dk)

Tryk: Schultz Grafisk A/S

ISBN 87-87251-39-6

(Online) ISBN 87-87251-42-6

---

# Indhold

---

FORORD .....	11
I. INDLEDNING .....	13
1. Modeltype .....	14
2. Modelvalg .....	16
3. Plan for resten af publikationen.....	20
II. ADFÆRDSRELATIONER .....	21
1. Eksport.....	22
Industrieksporten, mængde .....	22
Industrieksporten, pris .....	26
Eksportpris på energi og tjenester.....	27
Den samlede eksportreaktion på løn og valutakurs.....	30
2. Privatforbrug .....	31
Privatforbrug i alt.....	32
Nogle forbrugskomponenter .....	39
3. Boligmarked .....	41
Husprisrelationen .....	42
Boliginvesteringsrelationen.....	46
Den samlede boligmodel.....	50
4. Kapitalapparat og beskæftigelse .....	51
Om faktorefterspørgselen under ét .....	52
Beskæftigelsen .....	56
Kapitalen.....	58
Nærmere om især kapitalomkostningerne .....	60
Den afledte produktionsomkostning .....	63
Bygge- og anlægsinvesteringer.....	63
Lagerinvesteringer .....	65
5. Import .....	67
Vareimport, mængde .....	68
Vareimport, pris .....	73
Import af energi .....	75
6. Arbejdsmarked.....	77
Lønrelationen .....	78
Erhvervsfrekvens .....	82
7. Indenlandsk prisdannelse .....	85
Principper i Monas prisdannelse .....	87
Prisen på privatforbrug.....	89

Om nettoprisindekset .....	89
Om forbrugsdeflatoren.....	94
Prisen på investeringer i materiel og bygninger.....	96
Prisen på offentligt forbrug og lagre .....	98
Egenskaber i det samlede prissystem.....	100
Appendiks.....	104
III. Sammenbinding og oversigt .....	117
1. Hovedkonti .....	118
2. Om ikke-estimerede relationer .....	120
3. Modelstørrelse og modeldiagram .....	125
IV: Multiplikatorberegninger .....	129
1. Stød til offentligt varekøb.....	129
Om eksperimentets beregninger .....	130
Hovedtræk i beregningsresultatet.....	131
Nærmere om den umiddelbare reaktion i forsyningsbalancen....	134
Privatforbrug og boligmarked .....	134
Erhvervsinvesteringerne.....	137
Beskæftigelsen .....	141
Løn og priser .....	142
Import og eksport .....	146
Produktion .....	148
De offentlige finanser.....	150
Om forventningsdannelsen .....	152
2. Stød til rente og valutakurs.....	153
3. Stød til erhvervsfrekvensen .....	157
4. Stødserie til forbrugs- og til lønrelation .....	160
V: Simulationer på historisk periode .....	163
1. Historisk simulation 1975-2000 .....	163
Simuleret og faktisk BNP .....	164
Sammenligning med første version af Mona.....	165
Fejlen i andre variable .....	166
Mere om mønstret i faktiske og modelberegnete variable .....	169
2. Brug af justeringsled.....	174
Justeringsled i en relation .....	175
Justeringsled og modelforecast .....	177
Litteratur .....	183
Monas relationer .....	187
Variabelliste .....	219

---

## Figurer

---

II.1.1	Dansk markedsandel og lønkonkurrenceevne .....	23
II.1.2	Rekursiv estimation, eksportmængde.....	25
II.1.3	Rekursiv estimation, eksportpris .....	28
II.2.1	Forbrugs- og formuekvote .....	33
II.2.2	Arbejdsløshed og forbrug .....	35
II.2.3	Pristigninger og forbrugsfald .....	36
II.2.4	Rekursiv estimation, forbrugsrelationen .....	39
II.2.5	Bilforbrug og samlet forbrug .....	40
II.3.1	Huspriser, indkomst og renter .....	42
II.3.2	Huspris- og renteændring samt indkomst/bolig .....	43
II.3.3	Rekursiv estimation, huspris .....	45
II.3.4	Boliginvesteringer og Tobins Q .....	47
II.3.5	Boliginvesteringer og boligbeholdning .....	47
II.3.6	Rekursiv estimation af boliginvesteringsrelationen .....	49
II.4.1	Trendrenset arbejds- og kapitalproduktivitet samt beskæftigelsesændring .....	53
II.4.2	Trendrenset relativ faktorpris og kapitalproduktivitet samt ændring i kapitalapparat .....	54
II.4.3	Trendrenset kapitalproduktivitet og ændring i kapitalapparat .....	55
II.4.4	Rekursiv estimation, beskæftigelse .....	58
II.4.5	Rekursiv estimation, materielinvesteringer .....	59
II.4.6	Kapitalomkostning i forhold til løn .....	61
II.4.7	Bygge- og anlægsinvestering og trendrenset kapitalproduktivitet .....	64
II.4.8	Lagerinvestering og lagerkvote .....	65
II.4.9	Rekursiv estimation, lagerinvesteringer .....	67
II.5.1	Standardberegnet importkvote og relativ pris .....	69
II.5.2	Ændring i import og importefterspørgsel i forhold til året før .....	69

II.5.3	Rekursiv estimation af importmængden .....	72
II.5.4	Importpris og udenlandsk pris .....	73
II.5.5	Rekursiv estimation af importprisen .....	75
II.6.1	Årlig lønstigningstakt og ledighed .....	78
II.6.2	Årlig lønstigningstakt, inflation, arbejdstid og kompensationsgrad .....	80
II.6.3	Rekursiv estimation af lønrelationen .....	82
II.6.4	Erhvervs- og beskæftigelsesfrekvens .....	83
II.6.5	Samvariation mellem beskæftigelse og arbejdsstyrke .....	84
II.7.1	Stigning i forbrugerpriser .....	90
II.7.2	Rekursiv estimation, IMI-indeks .....	93
II.7.3	Rekursiv estimation, materielinvesteringernes basispris .....	97
II.7.4	Rekursiv estimation, byggeinvesteringernes basispris .....	99
II.7.5	Prisgennemslag .....	101
A.1	Residualer, eksportmængde .....	105
A.2	Residualer, eksportpris .....	105
A.3	Residualer, pris på energiekспорт .....	106
A.4	Residualer, pris på eksport af tjenester .....	106
A.5	Residualer, privatforbrug .....	107
A.6	Residualer, bilkøb .....	107
A.7	Residualer, huspris .....	108
A.8	Residualer, boliginvesteringer .....	108
A.9	Residualer, beskæftigelse .....	109
A.10	Residualer, materielinvesteringer .....	109
A.11	Residualer, bygge- og anlægsinvesteringer .....	110
A.12	Residualer, lagerinvesteringer .....	110
A.13	Residualer, importmængde .....	111
A.14	Residualer, importpris .....	111
A.15	Residualer, energiimport .....	112
A.16	Residualer, importpris for energi .....	112
A.17	Residualer, løn .....	113
A.18	Residualer, erhvervsfrekvens .....	113
A.19	Residualer, nettopris på energi .....	114
A.20	Residualer, underliggende prisindeks, IMI-indeks .....	114
A.21	Residualer, basispris på investeringer i materiel .....	115
A.22	Residualer, basispris på investeringer i bygninger mv. ....	115
IV.1.1	Effekt på forsyningsbalancen .....	133
IV.1.2	Effekt på BNP og beskæftigelse .....	133

IV.1.3	Kortsigtet effekt på lager, import og værditilvækst .....	135
IV.1.4	Effekt på privatforbruget .....	135
IV.1.5	Effekt på huspris og boliginvesteringer .....	136
IV.1.6	Effekt på huspris og boligbeholdning .....	137
IV.1.7	Effekt på erhvervsinvesteringer, pct. af BNP .....	139
IV.1.8	Effekt på erhvervsinvesteringer.....	140
IV.1.9	Effekt på materielinvesteringer.....	140
IV.1.10	Effekt på beskæftigelsen og produktivitet .....	141
IV.1.11	Effekt på kapacitet, lønomkostning og forbrugsdeflator ....	143
IV.1.12	Effekt på IMI-indeks og enhedslønomkostninger.....	144
IV.1.13	Effekt på bytteforhold .....	146
IV.1.14	Effekt på importkvote og eksport .....	147
IV.1.15	Effekt på BNP og byerhvervenes BVT .....	150
IV.1.16	Effekt på nettofordringserhvervelser .....	151
IV.3.1	Effekt på arbejdsmarkedet af øget erhvervsfrekvens .....	158
IV.3.2	Effekt på privatforbruget og lønnen af øget erhvervsfrekvens .....	159
IV.3.3	Effekt på BNP og eksporten af øget erhvervsfrekvens .....	159
IV.4.1	Effekt på forbrug og løn .....	161
IV.4.2	Effekt på privat beskæftigelse .....	161
V.1.1	Realt BNP, faktisk og simuleret .....	165
V.1.2	Realt BNP, simuleret minus faktisk i pct. af faktisk.....	166
V.1.3	Simuleret minus faktisk i pct. af faktisk.....	168
V.1.4	Simuleret minus faktisk i pct. af faktisk.....	169
V.2.1	Effekt af 1 pct. ændring i forbrugsrelationens justeringsled.....	177
V.2.2	Gennemsnitlig bias ved forecast 1 kvartal frem, periode .....	179
V.2.3	Gennemsnitlig spredning ved forecast 1 kvartal frem .....	180
V.2.4	Gennemsnitlig bias ved forecast 1 kvartal frem .....	180
V.2.5	Gennemsnitlig spredning ved forecast 4 kvartaler frem .....	181
V.2.6	Gennemsnitlig bias ved forecast 4 kvartaler frem .....	181

---

## Tabeller

---

II.1.1	Eksportmængde, langsigsrelation .....	24
II.1.2	Eksportmængde .....	24
II.1.3	Eksportpris .....	27
II.1.4	Pris på energieksport .....	29
II.1.5	Pris på eksport af tjenester .....	30
II.1.6	Priselasticiteter i eksporten .....	31
II.2.1	Privatforbrug .....	37
II.2.2	Bilkøb .....	41
II.3.1	Huspris .....	44
II.3.2	Boliginvesteringsrelation .....	48
II.3.3	Virkninger i boligmodellen isoleret .....	50
II.4.1	Beskæftigelse .....	57
II.4.2	Materielinvesteringer .....	59
II.4.3	Bygge- og anlægsinvesteringer .....	64
II.4.4	Lagerinvesteringer .....	67
II.5.1	Importmængde .....	71
II.5.2	Importpris, langsigsrelation .....	74
II.5.3	Importpris .....	74
II.5.4	Import af energi .....	76
II.5.5	Importpris for energi .....	76
II.6.1	Lønrelation .....	81
II.6.2	Erhvervsfrekvens .....	85
II.7.1	Direkte og indirekte indhold af primære input .....	87
II.7.2	Nettopris på energi .....	91
II.7.3	Underliggende prisindeks (IMI-indeks) .....	92
II.7.4	Basispris på investering i materiel .....	96
II.7.5	Basispris på investering i bygninger .....	98
II.7.6	Pris på værditilvækst .....	103
III.1.1	Balanceopstilling for flowvariable .....	119
IV.1.1	Effekt af øget offentlig forbrug på 1 pct. af BNP .....	132



IV.2.1	Effekt af monetært stød .....	155
IV.2.2	Dekomponering af monetært støds effekt på BNP .....	156
IV.3.1	Effekt af øget erhvervsfrekvens .....	157
V.1.1	Historisk simulation 1975-2000, gennemsnitlig fejl .....	167
V.1.2	Korrelation mellem BVT i private byerhverv og udvalgte variable .....	170
V.1.3	Korrelation mellem privatforbrug og udvalgte variable .....	172
V.1.4	Korrelation mellem materielinvesteringer og udvalgte variable .....	173
V.1.5	Korrelation mellem arbejdsløshed og lønstigning .....	174
V.2.1	Justeringsled ved forecast 1 kvartal frem, skævhed og spredning .....	178

---

## Bokse

---

II.3.1	Tobins Q og ønsket boligstock .....	48
II.4.1	Grænseomkostning i Mona .....	62f
IV.1.1	Opstilling og betydning af basisforløb .....	131
IV.1.2	Betydning af priselasticiteten i boligefterspørgslen .....	138
IV.1.3	Sammensætningseffekt på BVT-deflatoren.....	145f
IV.1.4	Nogle faktorer i crowding-out mekanismen .....	148f
IV.1.5	Finanspolitisk reaktion .....	152
IV.1.6	Fremadrettede forventninger .....	153f

### DIAGRAM

---

III.3.1	Mona oversigtsdiagram.....	128
---------	----------------------------	-----

---

## Forord

---

Den økonomiske model Mona blev opstillet i slutningen af firserne. Gennem årene er Monas ligninger blevet løbende reestimeret og har ændret udseende, så den oprindelige beskrivelse af modellen ikke længere er dækkende. Hermed fremlægges en ny samlet redegørelse for Mona. Analogt til Nationalbankens working papers beskriver publikationen resultatet af et udviklingsarbejde for at bidrage til en faglig debat omkring modellering af dansk økonomi.

Dan Knudsen har hele vejen fra modelarbejdets start i firserne til nu været drivkraften bag modeludviklingen. Uden hans indsats var Mona aldrig blevet det gode værktøj til økonomiske analyser, som tilfældet er. Han har også ansvaret for arbejdet med denne publikation, som desuden drager nytte af en række bidrag fra tidligere og nuværende medarbejdere i Økonomisk Afdeling. En stor tak til alle for den ydede indsats.

Anders Møller Christensen



---

# I: Indledning

---

Den kvartalsvise økonomiske model Mona er udviklet i Nationalbankens Økonomiske Afdeling. Navnet Mona er en sammentrækning af ordene "model" og "Nationalbank". Modellen anvendes til prognoser for dansk økonomi og andre samfundsøkonomiske beregninger. Prognoserne er altid interne og offentliggøres ikke. Selve modellen og dens relationer er derimod principielt offentlig tilgængelig, og dele af modelarbejdet har været beskrevet i artikler, ligesom modellen har været brugt i økonomiundervisning. Modellen kan betragtes som et arbejdsredskab uden en officiel status. Den første version af Mona er beskrevet i Christensen og Knudsen (1992).

Mona er en konjunkturmodel, der beskriver efterspørgselskomponenter, produktion og beskæftigelse samt løn og priser. Modellen består i sin nuværende form af 336 ligninger, hvoraf 42 er estimerede adfærdsrelationer. De 294 ikke-estimerede ligninger fordeler sig på identiteter, på såkaldt tekniske relationer, fx til bestemmelse af skatteprovenuier, samt på ikke-estimerede adfærdsrelationer, fx til bestemmelse af landbrugseksport og tjenesteeksport.

Som så mange andre anvendte konjunkturmodeller kan Mona ses som en syntese mellem den rene kortsigtsmodel, hvor priserne aldrig ændres, og den rene langsigtsmodel, hvor mængderne altid er i ligevægt, fordi priserne clearer markedet. I de første kvartaler efter et efterspørgselsstød reagerer Mona udpræget som en kortsigtsmodel, fordi det tager nogle kvartaler, før lønnen overhovedet begynder at reagere. Omvendt er der på langt sigt ingen speciel grænse for løntilpasningen, så på langt sigt påvirker efterspørgselsstød prisen snarere end produktionen.

Mona skal beskrive vilkårene for dansk økonomi. Det indebærer fx, at rente og valutakurs ligesom udenlandsk efterspørgsel og udenlandsk prisniveau er givet udefra som eksogene variable. Dvs. at modellen reelt beskriver samme type fastkursregime, som gælder for euromedlemmer.

Offentligt forbrug samt modellens skatte- og transfereringsatser er ligeledes eksogene, men disse variable kan bruges som finanspolitiske instrumenter, så mens Mona ikke lægger op til selvstændig dansk pengepolitik, kan der godt føres finanspolitik inden for modellens rammer.

I det følgende beskrives Mona som modeltype, og valget af modeltype diskuteres.

I princippet burde en models estimerede relationer både være teoretisk velfunderede og samtidig beskrive data udtømmende. I praksis gælder dog, at man ikke så let kan skræve over det data- og det teorikonforme på samme tid. Mona er derfor ikke både data- og teorikonform, men snarere et kompromis mellem de to hensyn.

Afvejningen mellem teori og empiri er et velkendt problem, og afvejningen anvendes fx i Pagan (2003) til at karakterisere de økonomiske konjunkturmodeller, som centralbanker bruger. Pagens papir er en grundig diskussion af Bank of Englands arbejde med forecast og modeller.

I det mest rendyrkede empiriske hjørne ligger de rene tidsrække modeller, hvor man især tænker på de såkaldte VAR-modeller eller fx på diffusionsindeks, jf. Stock og Watson (1998). I det teoretiske hjørne har man de dynamiske stokastiske ligevægtsmodeller i den udformning, som anvendes i akademisk konjunkturforskning.

Ind imellem ligger nogle hybrider. I Pagan tales fx om en hybridtype, hvor modellen har en ligevægt, der følger af de estimerede ligninger, jf. at der altid ligger en ligevægt i en relation på fejlkorrektionsform. Monas relationer er typisk på fejlkorrektionsform, og multiplikatoreksperimenterne i kapitel IV peger da også på, at Mona på langt sigt producerer et steady state forløb.

Man kan sige, at Mona dermed producerer et langsigtet forløb, som afspejler ligevægtsrelationerne. Det er alt andet lige nemmere forståeligt, når en model stabiliserer sig om et sådant steady state forløb, end når den ikke gør. Fx kan en sådan stabilitet gøre det lettere at sammenligne med mere teoretiske modeller og danne udgangspunkt for fremadrettede forventninger. Det er formentlig bl.a. derfor, at Pagan gør kravet om langsigtlig evægt til et benchmark for empirisk/teoretiske blandingsmodeller.

Modeller, der alene er baseret på simple estimerede fejlkorrektionsrelationer, anbefales dog ikke af Pagan, som betoner, at det principielt forbedrer og klarificerer ens model, hvis tilpasningen til ligevægt er baseret på fremadrettede forventninger. Det anbefales i den forbindelse også at indlægge langsigtet finanspolitisk holdbarhed som en restriktion. Følger man disse anbefalinger, kommer man til et empirisk/teoretisk hybrid, hvor dynamikken – kortsigtssammenhængen – er mere teoretisk baseret end med den simple fejlkorrektionsrelation.

Angående fremadrettede forventninger betones disse formentlig hos Pagan, fordi der tænkes på økonomier med flydende valutakurs og egen rentedannelse. Den fremadrettede forventningsdannelse i modeller fokuserer ofte på valuta- og kapitalmarkedet.

Dermed være ikke sagt, at størrelser som forventet inflation og forventet indkomst ikke er værd at beskæftige sig med, men det er svært at estimere, og vi har ingen gode estimationsresultater omkring fremadrettede forventninger i nogen relation. Det, der er gjort i Mona, er, at inflationsleddene i modellens user cost led er formuleret, så man også kan lave disse led med fremadrettede forventninger, hvilket i praksis vil sige, at det modelberegnete skøn på de kommende års prisstigning indgår i kvartalets user cost.

Angående finanspolitisk holdbarhed indgår i den her fremlagte udgave af Mona en simpel kalibreret ligning, der tilpasser punktafgiftssatsen på privatforbrug, så den offentlige saldo stabiliseres i forhold til BNP. Det påvirker selvfølgelig tilpasningen i økonomien. Man skal dog huske, at endogeniseringen af afgiftssatsen kun er et regneeksempel, og at tilpasningen i økonomien ændres, hvis holdbarheden sikres af et andet instrument. Kravet om finanspolitisk holdbarhed vedrører i øvrigt det lange sigt, og i de kortsigtede prognoser er den omtalte ligning ikke med.

I det hele taget knytter de langsigtede egenskaber sig til steady state og er mindre væsentlige, når modellen bruges til kortsigtede beregninger. På det korte sigt udnyttes snarere simple egenskaber, som at forbrugskvote og investeringskvote ofte stiger, hvis de ligger lavt i udgangspunktet, samt at udsving umiddelbart kan forstærke sig selv, ved at efterspørgsel skaber mere aktivitet og efterspørgsel. Desuden vil det for en kortsigtsberegning være vigtigt, hvordan man justerer konstantleddet i relationer, der synes at ligge systematisk for højt eller lavt. Generelt er det ved kortsigtsprognoser almindeligt at inddrage mere information, end der ligger i modellens estimerede relationer, så det skal helst være nemt og overskueligt at justere i modellen ved hjælp af justeringsled.

Angående den mere grundlæggende justering af modellen, er Mona blevet reestimeret mange gange siden den første version og har da også ændret sig på nogle punkter. Fx indgår nu en direkte effekt på importen fra kapacitetsudnyttelsen og dermed fra modellens produktionsside. Desuden er prisdannelsen blevet bygget op omkring den marginale lønomkostning beregnet ud fra modellens produktionsfunktion. Det nævnte er eksempler på indarbejdelse af kapacitetseffekter, der dog kun får betydning i modellen i det omfang, der estimeres en betydningsfuld koefficient. Den største principielle ændring siden første version er i øvrigt, at den endogene bestemmelse af den lange rente fra den gang er fjernet. Da Mona i årevis kun har været anvendt med den lange rente eksogeniseret er den reelle ændring på det punkt dog ikke særlig ny. Tilsammen har ændringerne nok fået Monas egenskaber til at fremstå lidt klarere; men Mona er essentielt samme type simple estimerede konjunkturmodel som i første version.

Opstilling af prognoser samt tilhørende beregninger om konjunkturfænomener og konjunkturpolitik er en standardopgave for mange institutioner i mange lande. Flere af disse har brugt økonomiske modeller til det formål i mange år, så der burde foreligge en betydelig erfaring.

En almindelig erfaring omkring prognoser og modeller er, at estimerede sammenhænge fra tid til anden bryder mere eller mindre sammen. Så hvis man kun skal have en "talmaskine", er det for besværligt at have en model med strukturerede økonomiske sammenhænge. Man er til det formål bedre hjulpet med teoriløse tidsrækkemodeller, fx baseret på diffusionsindeks, der netop er udviklet med henblik på at forecaste. Sådanne tidsrækkemodeller er lette at reestimere efter et brud, fordi man ikke behøver en økonomisk forklaring.

Det er imidlertid et krav for de fleste, at en prognose skal kunne begrundes, og det taler mod at forlade sig på en ren tidsrækkemodel. Tidsrækkemodeller er i praksis for partielle til at give brugeren et overblik. Fx vil en tidsrækkemodel typisk levere et skøn på privatforbrug uden korresponderende skøn på skattetryk, disponibel indkomst og formue. Det er også tvivlsomt, om en tidsrækkemodel kan sige noget særligt om konsekvensen af en afgiftsændring og lignende.

Tidsrækkemodeller kan alt i alt næppe være et alternativ, men måske et supplement, til en mere strukturel model som Mona. Supplementet fra tidsrækkemodellerne kan vedrøre forecastet, og der kan være tale om, at opstillingen af enkeltrelationer inspireres af VAR metodologien. Fx er en sådan inspiration indgået omkring Monas faktorefterspørgsel, hvor de indledende estimationer var baseret på den såkaldte Johansenmetode og dermed på VAR-tilgangen.

Har man brug for en model med strukturelle relationer, er opgaven at leve bedst mulig med de tilbagevendende brud i relationerne. Da ideen med Mona er, at man skal kunne tolke de estimerede ligninger, er det selvfølgelig mest givende, hvis man i tilfælde af brud kommer op med noget, der forklarer bruddet og stabiliserer relationens koefficienter. Sådanne gedigne redningsaktioner lykkes dog ikke uden videre i praksis. Fx kan problemet være, at man skal vente nogle år på at få tilstrækkelig med observationer, hvis man kun estimerer på den periode, hvor nationalregnskabstallene er såkaldt endelige.

Der er i virkeligheden altid svagheder i modellens relationer, og gør man ikke noget herved, har forecast med Mona givetvis ringere træfsikkerhed end forecast med en simpel tidsrækkemodel.

Hvis man ikke kan lave en bedre relation, må man justere ens dårlige relation, så Mona anvendes til prognosebrug ikke bare, som den er



estimeret. I alle Monas relationer indgår et additivt justeringsled. Hvis en relation ikke passer så godt længere, viser det sig ved, at justeringsledet bevæger sig systematisk. Fx kunne justeringsleddet gå fra at ligge pænt omkring nul i størstedelen af estimationsperioden til at blive systematisk positivt efter estimationsperioden.

I prognoser med Mona videreføres justeringsleddene normalt på deres seneste niveau – eller forholdsvis tæt herved. Det svarer til, at vi lægger et eventuelt brud i konstantleddet, men i øvrigt fortsætter med de estimerede koefficienter, så modellens marginale egenskaber er upåvirket. Fremgangsmåden er ikke unik for prognoser med Mona, men almindelig praksis for denne modeltype, jf. Hendry og Clements (2003). En sådan systematisk anvendelse af justeringsled skulle kunne forbedre træfsikkerheden i en model af Monas type, muligvis så det minder om en nyestimeret tidsrækkemodel.

Efter at have beskrevet Mona og dens anvendelse i forhold til tidsrækkemodellerne tilbagestår en afgrænsning over for de mere kalibrerede konjunkturmodeller, der helst skal forklare konjunkturtilpasning og konjunkturbevægelser som resultat af nytte- og profitmaksimerende agents adfærd.

Man kan begrunde et præcist teoretisk fundament med udgangspunkt i det allerede omtalte problem med brud i estimerede relationer. Den traditionelle Lucaskritik, Lucas (1976), af økonomiske modeller går netop på, at især simple og måske overfladiske økonomiske relationer som i Mona let bryder sammen. Anvendelsen af de teoretisk baserede konjunkturmodeller kan ses som et forsøg på at imødekomme Lucaskritikken. Det er dog mere et teoretisk end et empirisk svar på brudproblemet, da teoretisk baserede modeller også kan have hårdt brug for justering i relationerne.

En lidt anden begrundelse for et præcist teoretisk fundament er, at den ansvarlige institution – ofte en centralbank – ønsker en formel model, der sammenfatter institutionens mening om de økonomiske sammenhænge, dels for at indarbejde det i institutionens prognoser og analyser og dels for at udvikle og skærpe institutionens mening om økonomiske sammenhænge og økonomisk politik.

I praksis kan justeringerne i en teoretisk konjunkturmodel være så store, at den producerede prognose er langt fra at være et resultat af modellens teoretisk elegante ligninger. Det kan derfor være både nemmere og mere tolkeligt at basere sine prognoser på modeller af Monas type. Noget andet er, at man kan have brug for uddybende beregninger i forhold til en grundprognose, fx til evaluering af politiske tiltag, og her kan teoretisk baserede modeller komme til deres ret.

Hvis man fx med prognosen som udgangspunkt vil ændre ved indkomstskatten, kan Mona også sige noget om effekten heraf på konjunkturforløbet. Herunder vil imidlertid indgå, at der i Mona ikke er nogen effekt på arbejdsudbuddet, for der er ikke estimeret en sådan sammenhæng mellem skat og arbejdsudbud.

Hvis det lyder usandsynligt, og reaktionen i arbejdsudbuddet er en væsentlig problemstilling, må man vende sig til kalibrerede relationer, hvor den slags sammenhænge er lagt ind, så man kan studere skattens effekt på arbejdsudbuddet. Selv om effekten ikke er estimeret, kan det øge fornemmelsen for størrelsesorden og virkemåde. Mona er i øvrigt heller ikke fri for simple kalibrerede sammenhænge. For fx landbrugssektoren er indlagt en priselasticitet. Selv om det ikke har været muligt at estimere noget overbevisende, er det på den anden side urimeligt at antage, at priselasticiteten på landbrugsvarer er nul. Et andet eksempel på simpel kalibrering i Mona er, at prisrelationernes vægte baserer sig på beregninger ud fra en input/output tabel.

Der skal derfor ikke tages afstand fra kalibrerede relationer, men da man med disse fjerner sig fra data, er der ikke uden videre tale om en forbedring af modellen, men om en anden afvejning af teori og empiri.

Der er alt andet lige lettest at betjene sig af én model, og det taler for at indlægge fx en kalibreret udbudseffekt af skatteændringer i Mona evt. bare ved at justere erhvervsfrekvensen. Hvis man på den anden side har mulighed for det, kan det være bedre at bruge en anden og mere teoretisk model til formålet end at sætte sig mellem to stole, hvor en overvejende estimeret model som Mona suppleres med kalibrerede effekter i større og større omfang. Styrken ved en simpel estimeret model er det virkelighedsnære, mens styrken ved en kalibreret model er den teoretiske konsistens. Man kan miste begge argumenter ved at blande de to.

Som modeltype minder Mona om såvel Adam fra Danmarks Statistik, jf. Dam (1996), som Smec fra Det økonomiske Råd, jf. Bocian, Nielsen og Smidt (1999). Til forskel fra disse årsmodeller er Mona på kvartalsdata og dermed mere fokuseret på det korte sigt. Desuden er specielt Adam en mere detaljeret og disaggregeret model med op imod 2.000 ligninger.

Apropos valg af modeltype bemærkes, at de to største brugere af Smec og Adam, henholdsvis Det økonomiske Råd og Finansministeriet, bruger disse modeller til konjunkturanalyser og normalt også til mellemfristede fremskrivninger, mens de ofte bruger kalibrerede ligevægtsmodeller som Gesmec og Dream til strukturanalyser.

Det understreges, at der med Gesmec og Dream er tale om ligevægtsmodeller, der beskriver økonomien på langt sigt og ikke siger meget om konjunkturbevægelser. Der er altså ikke tale om eksempler på kalibrerede konjunkturmodeller.

Eksempler på anvendelse eller opstillingsforsøg vedrørende kalibrerede konjunkturmodeller kan man finde hos de efterhånden adskillige centralbanker, der i dag lægger en betydelig indsats omkring den slags modeller. En anden nyere tendens i centralbankers modelarbejde er i øvrigt, at man har mere end én model. Man satser ikke bare på fx et kompromis mellem forskellige modeltyper, men har i stedet en modelportefølje, der spænder fra overvejende empiriske til mere teoretiske og kalibrerede modeller.

Da første version af Mona blev opstillet i slutningen af 1980'erne, afspejlede Mona nogenlunde den type konjunkturmodel, der jf. Pagan var typisk på det tidspunkt. Selv om der stadig er mange anvendte modeller, der minder om Mona, repræsenterer Mona i dag ikke på samme måde "state of the art" for nyopstilling af konjunkturmodeller.

Tyngdepunktet i modelbyggeriet er flyttet i retning af det mere teoretiske og kalibrerede, hvor man søger at modellere både et slags mikrofundament for konjunkturbevægelserne og ikke mindst elegante langsigtssegenskaber. Der arbejdes også med at trække kalibreringen af de forholdsvis teoretiske modeller i retning af estimation, fx Smets og Wouters (2002); men det er ikke nødvendigvis der, man begynder, når fx en centralbank vil opstille en teoretisk funderet model til brug for policy analyse og måske forecast. Samtidig ser man også en del forholdsvis akademisk orienteret forskning omkring VAR-modeller og andre tidsrækkemodeller. De opstilles dels for at indgå i en portefølje af forskellige slags modeller og dels for at afdække informationsindholdet i data. Man kan sige, at der er kommet mere fokus på modeloplæg med enten klar teori eller klar empiri end på simple hybrider af Monas type.

De internationale tendenser på modelfronten repræsenterer naturligvis en inspiration for det videre arbejde med Mona. Nationalbanken vil gerne bidrage til at analysere dansk økonomi, men banken har ikke samme behov for modeller som en centralbank med inflationsmålsætning. Specielt med hensyn til forecast er der brug for en orientering af Nationalbankens ledelse omkring dansk økonomi og udsigterne herfor og i forlængelse heraf en orientering inden for kredsen af EU-centralbanker.

For at kunne bruge Mona som værktøj må modellen holdes køreklar, og umiddelbart virker det mest fremkommeligt at prøve at rette op på de konkrete brudproblemer i Monas adfærdsrelationer, jf. omtalen i kapitel II. Det kan i øvrigt vise sig kompliceret, når det skal ske under hensyntagen til hele modellens egenskaber og gennemskuelighed. Der kommer næppe en ny type model ud af en sådan tilgang; men der kan ligge et interessant estimationsresultat, og man får mulighed for at bruge Mona i endnu en årrække.

Angående opstilling af VAR-modeller og kalibrerede konjunkturmodeller skal udgangspunktet ikke nødvendigvis være, at man vil erstatte Mona som "work horse" model for at lave hurtigere og bedre forecast. Man skal snarere tage udgangspunkt i en problemstilling som fx transmissionen fra rente og valutakurs til den indenlandske økonomi. Det har Mona et bud på, men det kan være værdifuldt at inddrage andre tilgange, hvor man kan fokusere på problemet uden krav om, at man skal levere et forecast for alle økonomiske hovedtal. Man kan desuden tage spørgsmål omkring Mona op til nærmere analyse i form af alternativ modellering. Dog er der også grænser for, hvad der kan nås.

### PLAN FOR RESTEN AF PUBLIKATIONEN

### 3

I det efterfølgende kapitel II gennemgås de vigtigste adfærdsrelationer i Mona. Mona er en empirisk orienteret model, og ved fremstillingen i kapitel II er lagt vægt på, at Monas relationer repræsenterer nogle empiriske regulariteter, "stylised facts", i data. Der er også lagt vægt på at illustrere graden af stabilitet i relationerne bl.a. ved estimation med rullende estimationsperiode. I et appendiks vises estimationsresidualer.

I det forholdsvis korte kapitel III samles op omkring de tekniske og definitions-mæssige relationer, der skal supplere de estimerede adfærdsrelationer for, at vi får en færdig model.

I kapitel IV gennemgås nogle eksperimenter på Mona for at beskrive modellens egenskaber. Der er tale om såkaldte multiplikationseksperimenter, hvor man studerer modellens respons på en ændring i en eller et par eksogene variable. En betydelig del af kapitlet drejer sig om effekten af et større offentligt varekøb, hvor flere facetter af Mona søges illustreret. Herunder belyses, hvad fremadrettede forventninger, krav om langsigtet finanspolitisk holdbarhed samt ændringer i nogle centrale koefficienter kan betyde. Der er også en enkelt illustration af betydningen af fastprisopgørelsen, jf. de kædeindeks der i dag bruges i fx USA. I kapitel IV indgår også en beregning på en renteændring i euroområdet og et simpelt eksempel på stokastiske stød.

Kapitel V drejer sig om at vurdere modellen i sin helhed og dens anvendelse til forecast. I forbindelse med en simulation over en historisk periode sammenholdes korrelationsmønstret i Monas resultat med korrelationsmønstret i data. Desuden illustreres anvendelsen af justeringsled i forecast.

---

## II: Adfærdsrelationer

---

I dette kapitel gennemgås de vigtigste af modellens 42 estimerede relationer. Det, der er udeladt, er nogle helt simple relationer, som fx gør reinvesteringen proportional med kapitalapparatet, samt nogle finansielle relationer, som ikke længere spiller en væsentlig rolle i modellen, i og med obligationsrenten er eksogen.

Ved fremstillingen er der ikke lagt megen vægt på det teoretiske indhold i de generelt simple adfærdsrelationer. Der er lagt mere vægt på at illustrere, hvordan nogle af relationerne knytter sig forholdsvis tæt til "stylised facts" i data.

Datagrundlaget er primært det officielle kvartalsvise nationalregnskab på sæsonkorrigeret form, suppleret med egne beregninger og finansiel statistik. Danmarks Statistiks kvartalsvise nationalregnskab med start i 1988 er ført tilbage til 1971. Dels ved hjælp af et tidligere officielt datasæt i 1980-priser og dels ved hjælp af egne indikatorer. Specielt for den offentlige sektor starter de officielle kvartalstal først i 1999 (nogle i 1991), så her er data mest baseret på vor egen udspredding af de officielle årsserier på kvartaler. Alle udspreddinger er foretaget, så det årlige gennemsnit af kvartalsdata giver årsdata. Metoden svarer til Danmarks Statistiks, men er dog baseret på et mere beskedent udsnit af indikatorserier til brug for udspreddingen, jf. Christensen (1989).

Monas adfærdsrelationer er estimeret som enkeltligninger enten med OLS eller med instrumentestimation. Udformningen af nogle af adfærdsrelationerne er inspireret af resultater fra multivariat estimation, nærmere bestemt Johansens kointegrationsmetode; men til brug for den løbende estimation og reestimation af relationerne anvendes, som sagt, enkeltligningsmetoder. Disse metoder er potentielt mindre effektive men til gengæld lettere at gentage ved reestimation på nye nationalregnskabstal.

Gennemgangen af de vigtige relationer er samlet i nogle hovedgrupper. Vi starter med eksporten, der repræsenterer den udenlandske efterspørgsel. Derefter følger hovedgrupperne i indenlandsk efterspørgsel samt importen, og vi ender med løn- og prisdannelsen. I slutningen af publikationen forefindes variabeliste.

Hele den estimerede del af modellen er baseret på estimationssampler, der slutter i 1997 og starter i 1970'erne. Da de første af publikationens beregninger blev færdiggjort, var 1997 det seneste såkaldt endelige år i nationalregnskabet. Med det nuværende datasæt er 1999 seneste endeli-

ge år. Out-of-sample egenskaber er illustreret ved rullende regressioner frem til 2001, hvor de seneste data stadig er præliminære.

## EKSPORT

1

Eksportens reaktion på ændringer i konkurrenceevnen er en afgørende ligevægtskabende mekanisme i økonomien. Overophedning og pres på arbejdsmarkedet øger vores lønstigning i forhold til udlandets. Den resulterende forøgelse af relativ løn skaber ligevægt ved at reducere eksporten, så presset fra den samlede efterspørgsel aftager. Eksportens lønelasticitet og tilpasningshastighed er central for forløbet i denne fortrængningsproces.

Lønelasticiteten for industrieksporten er estimeret til 1,2 som langsigtet effekt. Med en lønelasticitet på 0,6 for industrieksportens pris, svarer det til en langsigtet eksportpriselasticitet på 2 ( $1,2/0,6$ ). Det er i den høje ende sammenlignet med typiske internationale undersøgelser for OECD-lande inkl. Danmark, jf. fx Murata mfl. (2000). På den anden side virker de 2 ikke urealistisk som langsigtelasticitet, og man finder en dansk eksportpriselasticitet på 3 i Bocian mfl. (1999) og i Nielsen (2001). Sidstnævnte anvender tal fra Monas databank.

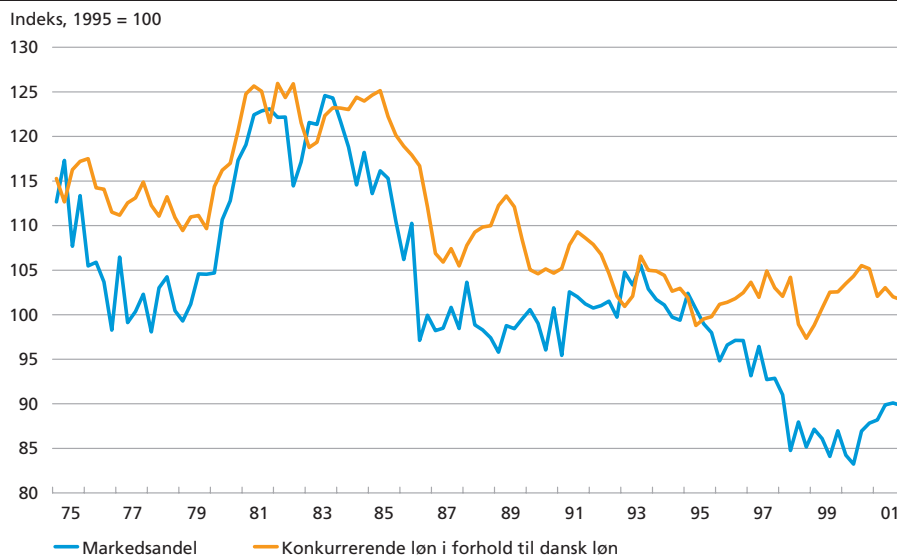
### Industrieksporten, mængde

En simpel sammenstilling af industrieksportens markedsandel og dens relative pris bekræfter, at markedsandelen er høj, når dansk arbejdskraft er relativt billig, jf. figur II.1.1. På den anden side er der ikke klare tegn på, at markedsandelen fortsætter med at vokse, så længe den danske arbejdskraft er billig. Alt i alt virker data konsistent med et traditionelt oplæg med endelige priselasticiteter i udenrigshandelen, jf. Armington (1969).

For en umiddelbar betragtning virker det desuden, som om sammenhængen mellem relativ løn og markedsandel er svækket efter midten af 1980'erne. Markedsandelen reagerer åbenbart på andet end relativ løn, for i begyndelsen af 1990'erne vokser markedsandelen, og i slutningen af 1990'erne svækkes markedsandelen, uden at det kan relateres til relativ løn. Der er i 1990'erne tale om en kraftig stigning i markedsandelen på det tyske marked oven på genforeningen. Tysk import fra omverdenen steg generelt kraftigt i de år, og importen fra Danmark steg særlig kraftigt. Det kan formentlig tilskrives en kombination af, at Danmark ligger tæt på det østlige Tyskland, hvorfra den nye importefterspørgsel kom, samt at det danske hjemmemarked var svagt i de år. Der er brugt en "genforeningsdummy" til at forklare den særlig gunstige eksportreaktion i 1990'erne.

DANSK MARKEDSANDEL OG LØNKONKURRENCEEVNE

Figur II.1.1



Anm.: Industrieksporten er defineret som SITC grupperne 5-9 og udgør ca. halvdelen af den samlede danske eksport. Markedsandelen er beregnet som dansk eksportmængde i forhold til et mængdemæssigt eksportmarked defineret som et vejet gennemsnit af importen i 21 OECD lande. Vægtene er givet ved landefordelingen af Danmarks industrieksport i 1998. De 21 markeder aftager tilsammen ca. 85 pct. af den samlede danske industrieksport. Priskonkurrenceevnen i kortsigtdynamikken er beregnet som den implicite deflator i danske kroner på det definerede eksportmarked i forhold til den danske eksportpris.

Med dummy kan en simpel langsigsrelation for markedsandelen skrives

$$\log\left(\frac{\text{eksport}}{\text{aftagernes import}}\right) = a \cdot \log\left(\frac{\text{aftagernes løn}}{\text{dansk løn}}\right) + b \cdot d90q3 + \text{trend} \quad (\text{II.1})$$

hvor  $a$  er eksportens lønelasticitet, og  $b$  ventes positiv. Trenden fanger strukturelle forhold, som ikke forklares af udtrykket for relativ løn. Fx er dansk industrieksport anderledes sammensat end landenes import af industrivarer. Dertil kommer, at vores og andre gamle industrilandes markedsandel vil tendere at falde, når nye og ekspanderende industrilande kommer ind i handelsmønsteret.

Oplysningerne om aftagerlandenes import er baseret på OECD-statistik for industrisegmentet SITC 5-9, og ved estimationen defineres dansk industrieksport tilsvarende. Det afviger lidt fra modellens industrieksport, der følger den danske opdeling efter produktionsgrene. Alligevel anvendes den estimerede ligning i modellen.

Eksportrelationen er estimeret i to trin. Først langsigsrelationen, og derefter en samlet relation, der også giver tilpasningen over tid.

Den estimerede langsigsrelation fokuserer på betydningen af relativ løn i fælles valuta, og lønelasticiteten bliver 1,2. Et test peger på, at langsigsrelationens residualer er tæt ved at være stationære, så de indgående variable er bundet tæt sammen, jf. at værdien ADF (Augmented

EKSPORTMÆNGDE, LANGSIGTSRELATION			Tabel II.1.1
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Markedsandel	$\log(feind/feu)$		
Udenlandsk løn/dansk løn	$\log(lonudll/(lnio-efkrks))$	1,1902	11,9
Dummy, tysk genforening	dum903	0,0589	3,2
Trend	0,001-trend	-1,1822	1,0
Konstant		11,9461	5,1
T = 1975:1 – 1997:4    DW = 0,958    ADF = 3,824    Se = 0,0436			
R <sup>2</sup> = 0,7218			

Anm.: Relationen er estimeret ved OLS. *Dum903* er en dummy, der antager værdien 0 fra 1975 til 1990q2 og 1 derefter. Ved langsigtsrelationer vises Augmented Dickey Fuller test (ADF), se anmærkning til tabel II.1.2 for omtale af øvrige teststatistikker.

Dickey Fuller) for residualerne ligger tæt på en 95 pct. grænse på 3,9 skønnet fra MacKinnon (1991). Trenden har lav t-værdi og kan let undværes. På den anden side gør den ingen skade og beholdes for at gøre relationen robust over for løbende reestimation. Langsigtsrelationen er vist i tabel II.1.1.

I trin to indsættes residuallet fra langsigtsrelationen i en eksportrelation med kortsigtsdynamik. De supplerende variable i denne relation er mest i ændringer, men der indgår også et mål for kapacitetsudnyttelsen baseret på Monas produktionsfunktion for private byerhverv. Det giver en kapacitetseffekt direkte mængde-til-mængde ved siden af den ef-

EKSPORTMÆNGDE			Tabel II.1.2
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i eksport	$\Delta\log(feind)$		
Ændring i eksport lagget	$\Delta\log(feind_{,1})$	-0,2580	2,8
Ændring i eksport lagget	$\Delta\log(feind_{,2})$	-0,1346	1,7
Ændring i marked	$\Delta\log(feud)$	0,9032	6,0
Ændring i relativ pris	$\Delta\log(pxudll/pxden)$	0,4431	2,5
Fejlkorrrektionsled	$\log(feind_{,1}) - \log(feind^*_{,1})$	-0,2077	2,4
Kapacitetsudnyttelse	$tuc_{,1}$	-0,1298	2,3
Konstant		2,4607	2,4
T = 1976:2 – 1997:4    DW = 2,201    AR(1) = 3,235    Se = 0,0280			
R <sup>2</sup> = 0,4856    JB = 2,457    AR(4) = 6,032			

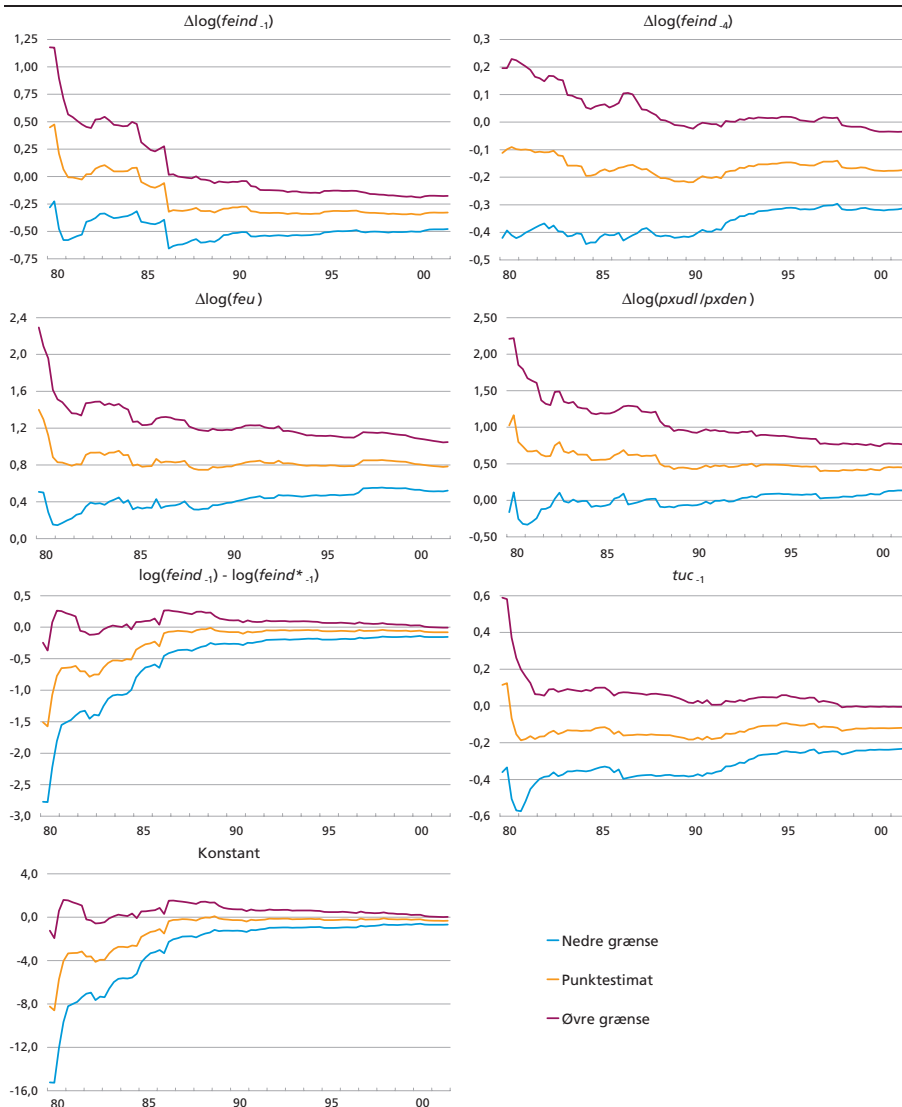
Anm.: Relationen er estimeret ved OLS. Ønsket industrieksport,  $\log(feind^*)$  er jf. tabel II.1.1:  $\log(feud) + 1,1902 \cdot \log(lonudll/(lnio/efkrks)) + 0,0589 \cdot dum903 - 1,1822 - 0,001 \cdot trend$ . Kapacitetsudnyttelsen, *tuc*, måler bruttoværditilvæksten BVT i byerhverv ift. BVT ved optimal udnyttelse af kapitalapparat, jf. afsnit om erhvervsinvesteringer.

For de gennemgåede relationer viser kapitel II's tabeller standardbegreber som spredning, også kaldet standardfej (SE), samt R<sup>2</sup>, t-værdi og Durbin-Watson (DW). Residualernes autokorrelation er desuden beskrevet ved Lagrange Multiplier-test for 1 og op til 4 kvartaler, AR(1) og AR(4), som er  $\chi^2$  fordelte med henholdsvis 1 og 4 frihedsgrader. Residualernes normalitet testes også ved Jarque-Bera test (JB), der er  $\chi^2$  fordelt med 2 frihedsgrader. JB bliver signifikant ved outliers eller skævhed i residualerne.



## REKURSIV ESTIMATION, EKSPORTMÆNGDE

Figur II.1.2



Anm.: Den øvre og nedre grænse er bestemt som punktestimatet plus/minus to gange standardafvigelsen.

fekt, der kommer ind via den relative løn i fejlkorrigeringsleddet. Også det relative prisled giver en hurtig effekt på eksporten, hvis danske eksportører fx hæver deres priser forholdsvis meget. Eksportrelationen er vist i tabel II.1.2.

Residualerne har en vis negativ autokorrelation, som måske kan relateres til måleusikkerhed på eksportens fordeling på kvartaler. LM-testene er dog under signifikansgrænsen for de tilknyttede  $\chi^2$  fordelinger, så autokorrelationen er ikke signifikant, og Jarque-Bera testet kan ikke afvise normalitet i residualerne.

Parameterstabiliteten i eksportrelationen fra tabel II.1.2 er testet med rullende regressioner, hvor samplet først er fra 1976 til 1980 og derefter udvides til at gå til 2001. Det er længere, end de endelige nationalregnskabstal går, men det giver en fornemmelse af, hvordan relationen passer ud over estimationsperioden i tabellen. Resultatet af de rekursive estimationer er vist i figur II.1.2. Alle parametre er relativt stabile fra 1990 og frem.

### Industrieksporten, pris

Til at bestemme eksportprisen anvendes omkostning og importpris. I loglineær form skrives den langsigtede prisrelation

$$\log\left(\frac{\text{eksportpris}}{\text{markedspris}}\right) = b \cdot \log\left(\frac{\text{omkostning}}{\text{markedspris}}\right) + \text{trend} \quad (\text{II.2})$$

Markedsprisen er prisen på eksportmarkedet. Relationen angiver, at jo mere de indenlandske omkostninger afviger fra markedsprisen, jo mere afviger vores eksportpris fra markedsprisen. Relation (II.2) gør eksportprisen til et geometrisk gennemsnit af indenlandsk omkostning og markedspris med henholdsvis  $b$  og  $1-b$  som vægte, og i den sammenhæng kan markedsprisen også opfattes som importpris for industrivarer. Trenden kan fx fange, at produktivitet og omkostning i fremstillingen af industrivarer stiger i et andet tempo end i byerhverv.

Indenlandsk omkostning er udtrykt ved grænseomkostningen med hensyn til arbejdskraft. Anvendelsen af grænseomkostningen giver en kapacitetseffekt, hvor eksportprisen stiger, hvis beskæftigelsen stiger i forhold til kapitalapparatet. Denne kapacitetseffekt på prisen er dog forholdsvis ringe.

Markedsprisen knytter sig til det markedsbegreb, der indgår i mængde-relationen, dvs. aftagerlandenes import. Markedsprisen er en international pris på industrivarer baseret på et gennemsnit af importerende OECD-landes enhedsværdier. Markedsprisen er opstillet i en gennemsnitlig valuta svarende til den effektive krone og omregnes til kr. ved hjælp af denne.

Den dynamiske relation for eksportprisen er estimeret direkte. Derved bestemmes langsigtsrelationen samtidig med koefficienterne til ændringer i pris- og omkostningsvariable. Der indgår omkostningsændring og ændring i markedspris. Den estimerede eksportprisrelation er vist i tabel II.1.3.

Der er ingen væsentlig autokorrelation, jf. LM-størrelserne, og Jarque-Bera testet tyder på normalitet.

Om koefficienterne bemærkes fx, at kronekursens umiddelbare prisgennemslag er lille og insignifikant sammenlignet med gennemslaget fra markedspris og omkostning.

EKSPORTPRIS		Tabel II.1.3	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i eksportpris	$\Delta \log(pxden/efkrks)$		
Ændring i markedspris	$\Delta \log(pxudl/efkrks)$	0,3074	3,1
Ændring i effektiv kronekurs	$\Delta \log(efkrks)$	0,1429	1,2
Ændring i omkostning	$\Delta \log(mulc)$	0,3677	3,4
Eksportpris	$\log(pxden_{,t}/efkrks_{,t})$	-0,3073	4,3
Markedspris	$\log(pxudl_{,t}/efkrks_{,t})$	0,1207	5,1
Omkostning	$\log(mulc_{,t})$	0,1866	3,7
Trend	0,001-trend	-3,1369	3,5
Konstant		5,4876	3,5
T = 1975:2 – 1997:4	DW = 2,028	AR(1) = 0,512	Se = 0,0082
R <sup>2</sup> = 0,6511	JB = 2,839	AR(4) = 1,280	

Anm.: Relationen er estimeret ved OLS. Den pålagte homogenitetsrestriktion accepteres let med en teststørrelse på 4,2, der er F(1,83) fordelt.

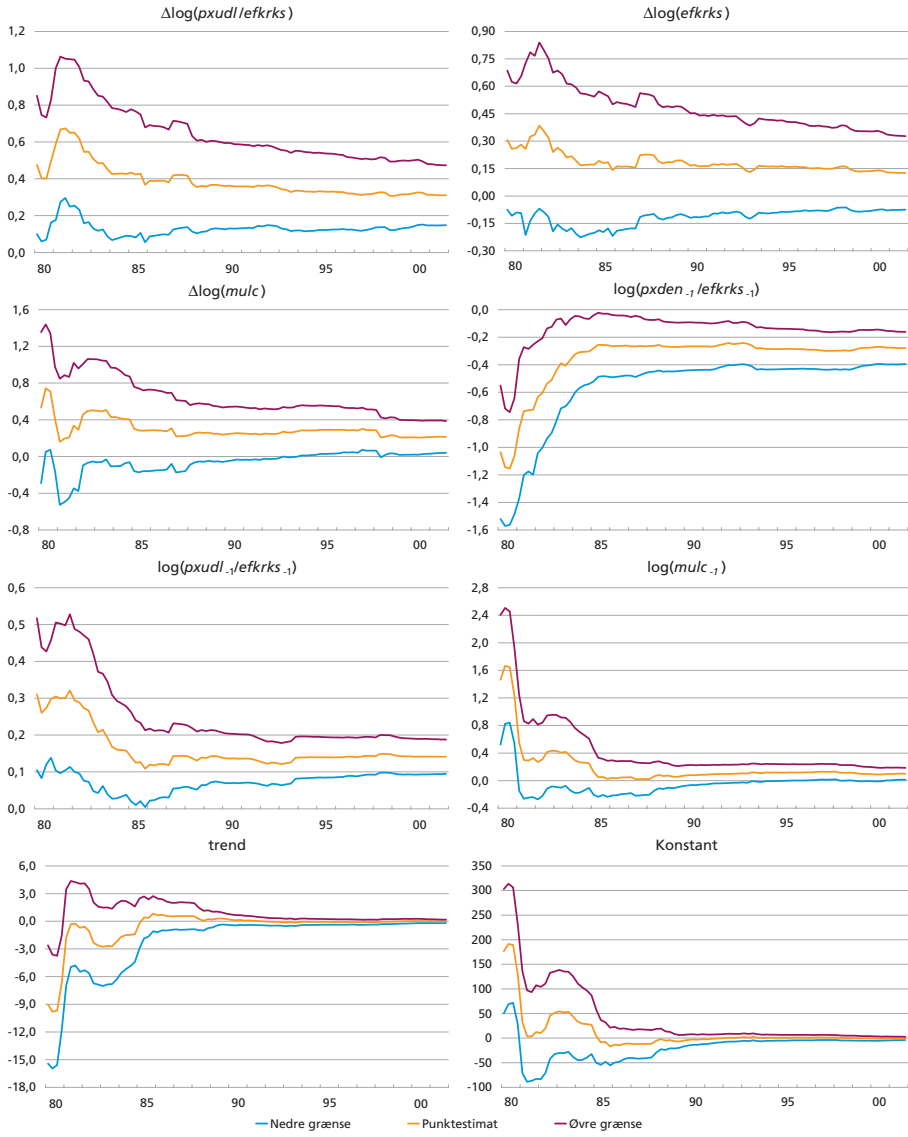
Det langsigtede gennemslag fra omkostning på eksportpris er godt 0,6 (0,1866/0,3073), og med arbejdskraftens grænseomkostning som omkostningsbegreb repræsenterer det samtidig lønnens langsigtede gennemslag. Sammenholdt med eksportens lønelasticitet på 1,1902, jf. tabel II.1.1, følger en priselasticitet for industrieksporten på tæt ved 2. På en måde virker en priselasticitet på 2 for lav, for det er tæt på at indikere, at eksportprisen er for lav. Hvis priselasticiteten numerisk er under én, øger man eksportindtægten ved at øge prisen. Med en importandel på 40 pct. i eksporten vokser nettoeksportindtægten, hvis den numeriske priselasticitet er under brøken  $1/(1-0,4) = 1,67$ . Vi er godt nok over de 1,67 med et gennemsnit på 2 for alle industrivarer; men afstanden er lille. Der skal ikke megen spredning til, før nogle eksportvarer forbindes med uudnyttet monopol. Det vil sige, at profitten øges, hvis prisen øges, og det skal næppe tages bogstaveligt. Det er ikke en problemstilling, som er speciel for Mona-modellen eller danske data. Mange finder moderate priselasticiteter i eksporten.

Parameterstabiliteten er illustreret ved rekursiv estimation jf. figur II.1.3. Koefficienterne falder til ro, når samplet er nået frem til slutningen af 1980'erne.

### Eksportpris på energi og tjenester

På eksportsiden er yderligere estimeret relationer for prisen på energi-eksporten og for prisen på eksport af tjenester ekskl. turistindtægterne.

Prisen på energiekporten følger først og fremmest olieprisen, men der er også et lille gennemslag fra lønomkostningerne. Resultatet er vist i tabel II.1.4.



Den simple relation for prisen på energiekporten har nogle outliers i residualerne, hvor prisen på vores energiekport fx ikke er hoppet i takt med råolieprisen. Det er med til at afvise residualerne som normalfordelte jf. den store Jarque-Bera statistik. Hvis man med dummy fjerner største outlier tre gange, får man dummy for 1. og 2. kvartal 1979 samt 1. kvartal 1982, og JB-statistikken bringes under 5 pct.-grænsen. En sådan dummy-indsættelse ændrer kun lidt ved koefficienterne i øvrigt.

Energiekporten omfatter ud over olieprodukter fx også strøm, og det medvirker til, at relationen ikke blot afspejler den sammenhæng, som

PRIS PÅ ENERGIEKSPORT		Tabel II.1.4	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i eksportpris	$\Delta \log(pebra)$		
Ændring i eksportpris lagget	$\Delta \log(pebra_{,t})$	0,1698	3,4
Ændring i oliepris	$\Delta \log(praoli \cdot eusd)$	0,5492	15,1
Eksportpris	$\log(pebra_{,t})$	-0,4447	6,5
Oliepris	$\log(praoli_{,t} \cdot eusd_{,t})$	0,4105	6,5
Lønomkostning	$\log(lonudl_{,t} / efkrks_{,t})$	0,0342	3,3
Konstant		-1,7414	6,4
T = 1974:2 – 1997:4	DW = 1,928	AR(1) = 1,863	Se = 0,0434
R <sup>2</sup> = 0,7806	JB = 49,319	AR(4) = 7,051	

Anm.: Den pålagte homogenitetsrestriktion accepteres let med en teststørrelse på 0,13, der er F(1,89) fordelt.

gælder mellem prisen ved vores oliesalg og den noterede spotpris på råolie fra Nordsøen, *praoli*. Relationen for eksportprisen på brændsel minder i øvrigt meget om relationen for prisen på energiimport, jf. senere under importen.

I eksporten af tjenester fylder fragtindtægterne godt til, og et indeks for fragtraterne (i dollar) er sammen med udenlandsk løn forklarende variable i en estimeret relation for prisen på tjenesteeksporten ekskl. turistindtægter. Dollarkursen indgår særskilt i dynamikken, og der reageres forholdsvis hurtigt på dollarkursen. Der er formentlig et vist gennemslag fra danske omkostninger, fx på prisen på ingeniørydelser, men det fylder ikke meget, og der er ikke estimeret nogen effekt fra danske omkostninger. Dermed er prisen på tjenesteeksporten ekskl. turistindtægter givet udefra i forhold til dansk økonomi.

Selv om der er en tydelig umiddelbar samvariation mellem dollarkursændringer og prisen på tjenesteeksporten, skal dollarens mere langsigtede betydning ikke overvurderes. Internationale priser som oliepriser og fragtrater målt i dollar må formodes at være afhængig af dollarens stilling over for andre store valutaer herunder over for euro og dermed også over for kronen. Ved en mærkbar ændring af dollar/euro kursen må man regne med en afsmitning på fx oliepriser og fragtrater i dollar. Det er et eksempel på, at eksogene variable i Mona ikke altid kan opfattes som uafhængige variable. De kan godt spille sammen uden for modellen fx som her via verdensmarkedet. Relationen for prisen på tjenesteeksport ekskl. turistindtægter er vist i tabel II.1.5.

Der er tendens til outliere i relationens residualer, fordi nogle tydelige prissving på tjenesteeksporten ikke kan forklares, og det slår ud i den store Jarque-Bera-statistik. Muligvis er det et vilkår, at deflatorerne på tjenesteeksporten og -importen er volatile og svære at forklare. Det

PRIS PÅ EKSPORT AF TJENESTER			Tabel II.1.5
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i eksportpris	$\Delta \log(pes)$		
Ændring i fragtrate	$\Delta \log(pship-eusd)$	0,2233	3,0
Ændring i udenlandsk løn	$\Delta \log(lonudl/efkrks)$	0,5364	2,7
Ændring i dollarkurs	$\log(eusd/eusd_{-1})$	0,1026	3,8
Eksportpris	$\log(pes_{-1})$	-0,1881	3,6
Fragtrate	$\log(pship_{-1}-eusd_{-1})$	0,0378	1,4
Lønoms-kostning	$\log(lonudl_{-1}/efkrks_{-1})$	0,1502	3,5
Trend	0,001-trend	-4,5049	3,3
Konstant		9,5148	3,3
T = 1974:2 – 1997:4      DW = 2,146      AR(1) = 1,255      Se = 0,0274			
R <sup>2</sup> = 0,4470      JB = 21,472      AR(4) = 2,861			

Anm.: Den pålagte homogenitetsrestriktion har en teststørrelse på 2,2, der er F(1,87) fordelt.

bemærkes også, at fragtratevariablen betyder klart mindre end udenlandsk løn, selv om søfragt er vigtig i tjenesteeksporten. Man kan i øvrigt bringe JB-statistikken under 5 pct.-grænsen ved med dummy at fjerne den største outlier, som ligger tilbage i 4. kvartal 1979, hvor man også finder det største kvartalsvise hop i prisen på tjenesteeksporten. En sådan dummy-indsættelse ændrer kun lidt ved koefficienterne i øvrigt, og fx gør det ikke fragtraten mere signifikant.

### Den samlede eksportreaktion på løn og valutakurs

For de komponenter, hvor der ikke er estimeret en priselasticitet anvendes i flere tilfælde et resultat for industrieksporten – enten fra relationen i Mona eller fra Nielsen (2001). For nogle komponenter anvendes dog en forholdsvis lille elasticitet – evt. nul. I tilfælde med verdensmarkedspriser kan man ikke regne med en efterspørgselselasticitet i forhold til den danske pris. Man skal i så tilfælde snarere regne med en udbudselasticitet bestemt af forholdet mellem verdensmarkedspris og dansk prisniveau.

Konkret er priselasticiteten sat til nul for eksporten af energi samt for fisk, skind og vegetabiliske produkter. Disse eksportvariable er eksogene i modellen. Tempoet i udvindingen af olie fra Nordsøen kan påvirkes af olieprisen, så man kunne have brugt en udbudselasticitet i energieksperten, men det er undladt. Også energiudvindingen er eksogen i modellen, men fx vil man til brug for en fremskrivning ofte se energiudvinding og energiekспорт under ét og øge energieksperten, når man øger nordsøproduktionen.

For de nævnte landbrugsvarer gælder, at trods afhængighed af regler og vejrforhold kan udbuddet påvirkes gennem investeringer, så pris-

PRISELASTICITETER I EKSPORTEN		Tabel II.1.6
Variabel	Elasticitet	Relativ pris
<i>Feind</i> Industrieksport	-1,19	$(Inio\text{-}efkrks)/lonudl$ Dansk løn over udenlandsk løn i fælles valuta
<i>Feani</i> Eksport af animalske landbrugsprodukter	-3,14	$peani\text{-}efkrks/pxudl$ Egenpris over udenlandsk pris i fælles valuta
<i>Fekqd</i> Eksport af mælk og kød	-3,14	$pekqd\text{-}efkrks/pxudl$ Egenpris over udenlandsk pris i fælles valuta
<i>Fey</i> Eksport af skibe og fly	-2,00	$peyl(pxudl\text{-}efkrks)$ Egenpris over udenlandsk pris i fælles valuta
<i>Fet</i> Turistindtægter	-1,50	$petl(pxudl\text{-}efkrks)$ Egenpris over udenlandsk pris i fælles valuta
<i>Fes</i> Eksport af service, ekskl. turistindtægter	0,30 <sup>1</sup>	$pesl\text{mulc}$ Egenpris over danske omkostninger

<sup>1</sup> Udbudselasticitet.

elasticiteterne på nul underdriver eksportens følsomhed over for danske omkostninger.

Der anvendes en udbudselasticitet for tjenesteeksporten udover turistindtægter. Elasticiteten er beskeden, da en stor del af tjenesteindtægterne er baseret på indsats af arbejdskraft og kapital i udlandet og dermed uafhængig af det danske omkostningsniveau.

Tabel II.1.6 opsummerer for de enkelte eksportkomponenter, hvad den relative pris reagerer på ved fx en ændring i kronens kurs. Euroområdet fylder mere end halvdelen i den effektive kronekurs, så fastkurspolitikken indebærer, at kronen giver sig godt 2 pct. over for andre valutaer, når den effektive kronekurs giver sig 1 pct. Samtidig er vist eksportmængdernes reaktion på 1 pct. ændring i den relative pris. Den resulterende priselasticitet for den samlede eksport er omkring -2,5, så eksporten er lidt mere priselastisk end i fx Adam.

## PRIVATFORBRUG

2

Det private forbrug er største komponent i efterspørgslen og alene af den grund vigtig for aktivitet og beskæftigelse. Konjunktursving afspejler ofte sving i forbrugskvoten. Forbruget er også interessant, fordi privat – og offentligt – forbrug udgør et endemål med økonomisk aktivitet. Eksport og investering har ingen direkte nytteværdi, men de har selvføl-

gelig en indirekte, da de er med til at sikre samfundets forbrugsmuligheder.

I modellen er det samlede private forbrug bestemt i en enkelt adfærdsrelation, hvor den private sektors indkomst og formue er de to væsentligste forklarende variable. Det er i tråd med traditionelle forlæg, jf. Modigliani og Brumberg (1979) eller oversigten i Muelbauer og Lattimore (1996), og en standardtilgang i mange modeller. Bestemmelse af forbrug ud fra formue og indkomst kan med tilnærmelse tolkes som, at man opskriver en (intertemporal) budgetrestriktion med forbruget på venstresiden. Med det udgangspunkt bør det også være ukontroversielt, at der er en formueeffekt på forbruget, jf. Poterba (2000); men selv om den principielle sammenhæng synes enkel nok, er det ikke uden videre klart, hvordan indkomst og formue skal opgøres.

Især kan formuen formuleres forskelligt. Ved mere teoribaserede oplæg repræsenterer formuen værdien af i princippet al forventet fremtidig indkomst. I Mona er formuen primært begrænset til værdiansættelse af kapitalapparat og værdipapirer. En beregnet værdi af forventet folkepension udgør undtagelsen fra brugen af formue funderet i realkapital eller værdipapirer. Kapitalapparatet omfatter værdien af husholdningernes boligbeholdning, så udviklingen på modellens boligmarked påvirker forbruget. Påvirkningen fra huspriserne er med til at gøre forbruget konjunkturfølsomt, ligesom huspriserne skaber en kanal for rentens påvirkning af forbruget.

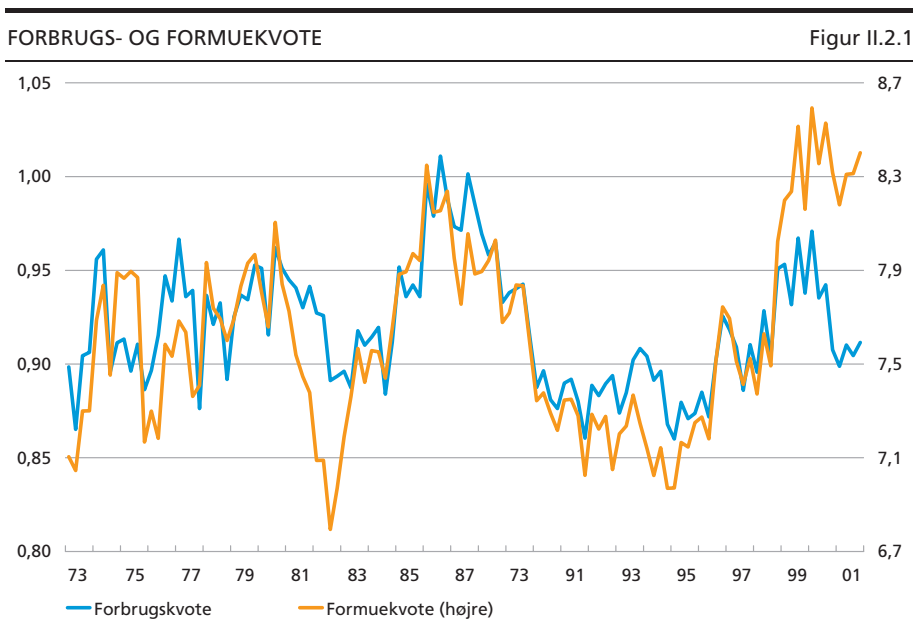
Ud over indkomst og formue indgår i relationen en negativ reaktion på øget arbejdsløshed, som øger risikoen for indkomstfald. Sammenhængen gør forbruget mere konjunkturfølsomt. Endelig indgår et inflationsled, som betyder, at ændringer i prisniveauet påvirker forbruget hurtigere end ændringer i husholdningernes nominelle indkomst.

Samtidig med at forbrugsrelationen bestemmer forbruget, bestemmer den også opsparingen og dermed tilvæksten i forbrugernes finansielle formue. Dermed er formuen ikke en rigtig eksogen variabel i forhold til forbrugsrelationen. På langt sigt er indkomsten den grundlæggende eksogene determinant, som forbrug og formue indstiller sig i forhold til og vokser proportionalt med.

### **Privatforbrug i alt**

Forbruget og det valgte formuebegreb har nogenlunde samme trend og deres udsving i forhold til trenden samvarierer positivt. Sat i forhold til indkomsten følger forbrug og formue nogenlunde hinanden. De to kvoter er vist i figur II.2.1 på hver sin skala. Vi opfatter sammenhængen således, at forbrugskvoten følger formuekvoten med en positiv elasticitet under 1.





Den simple sammenhæng gør forbruget til en loglineær relation i indkomst og formue

$$\log(\text{forbrug}) = a \cdot \log(\text{formue}) + (1 - a) \cdot \log(\text{indkomst}) + \text{konstant} \quad (\text{II.3})$$

Man kan diskutere, om relationen skal formuleres i logaritmer. Hvis det ansues som en slags budgetrestriktion, er der ingen grund til at bruge logaritmer. Det er dog ikke afgørende for relationens statistiske egenskaber, om man bruger logaritmer.

Som *disponibel indkomst* er i Mona anvendt hele den private sektors disponible indkomst og altså ikke blot husholdningernes, idet dog indkomsten i energisektoren fratrækkes. For et bredt indkomstbegreb taler, at en stor del af selskaberne i sidste ende ejes af danske husholdninger. Det har også bidraget til at vælge en bred indkomstafgrænsning, at vi, jf. omtalen af formuen nedenfor, bruger virksomhedernes produktionskapital i genanskaffelsespriser og dermed ikke inddrager en markedsværdi for selskabssektoren. I kortsigtdynamikken fratrækkes indkomsten indbetalinger til pensionskasser og livsforsikringselskaber, og i langsigtrelationen (II.3) anvendes indkomst netto for afskrivninger.

På langt sigt er formuedannelsen afgørende. Hvis fx et indkomstsegment er holdt ude af relationens indkomstbegreb men indgår i formuen, opsamles det i formuen og ender dermed med at påvirke forbruget. Uanset hvad der anvendes som indkomstbegreb i langsigtrelationen (II.3), afspejler forbruget definitionen på formuen.

Opgørelsen af formuen fremstår som et større problem end opgørelsen af indkomsten. I teoretiske ræsonnementer omfatter formuen ofte den tilbagediskonterede værdi af fremtidig indkomst svarende til, at en forbruger har hele sin forventede livsindkomst til rådighed, og fordeler forbruget af den over tid. I Mona anvendes imidlertid et snævrere formuebegreb.

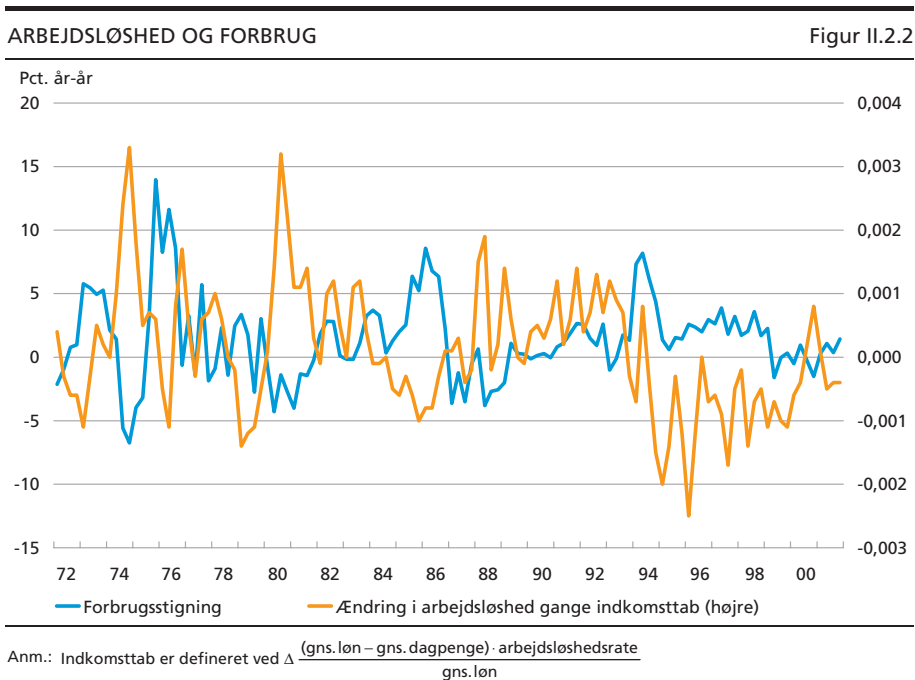
*Formuen* i forbrugsrelationen er summen af følgende elementer:

- Kontantværdien af boligmassen.
- Den private sektors finansielle fordringer til kursværdi. Der er ikke Ricardiansk ækvivalens. Statsobligationer indgår på lige fod med realkreditobligationer og udenlandske obligationer. Fordringer opsparet via pensionskasser og livsforsikringselskaber vægtes lavere svarende til, at de typisk beskattes ved udbetaling og føles fjernere end ubundne midler.
- Erhvervskapital til genanskaffelsespriser. Erhvervskapital omfatter beholdningen af materiel, dvs. maskiner og transportmidler, samt bygninger og anlæg.
- Beregnet værdi af fremtidig folkepension for 30-65 årige. De 30-årige starter med en folkepensionsformue på nul, og denne formue vokser lineært med alderen op til de 65. De 65-årige tildeles en formue svarende til 16 års restlevetid gange årets folkepension.

Inddragelsen af boligformuen i det anvendte formuebegreb gør forbruget rentefølsomt og bidrager også til forbrugets reaktion på konjunktursving.

Boligformue er ikke formue på samme måde som finansielle krav på andre sektorer, og betydningen af værdistigninger på fast ejendom har altid været omdiskuteret. Værdistigninger på egen bolig afspejler en større forventet værdi af den tilbagediskonterede boligjeneste. Efter en lejestigning betaler en lejer større ydelser til boligejeren, som dermed får en større indkomst. Den, der ejer sin bolig, "betaler" de større ydelser til sig selv efter en stigning i boligens værdi. Man kan sige, at den der ejer sin bolig, ikke bliver rigere af den højere huspris, men vedkommende slipper for lejerens ekstra udgift. Man sikrer sig mod den slags markedsmæssige huslejeændringer, når man køber egen bolig, og i forhold til de betydelige bevægelser i husprisen over tid ligger der et element af lotteri i købstidspunktet.

En mulig grund til at boligformuen påvirker det private forbrug er, at høje huspriser øger belåningsmulighederne. Kreditrationerede boligejere får på den måde større forbrugsmuligheder efter en værdistigning på boligen. I estimationsperioden er der en positiv samvariation mellem

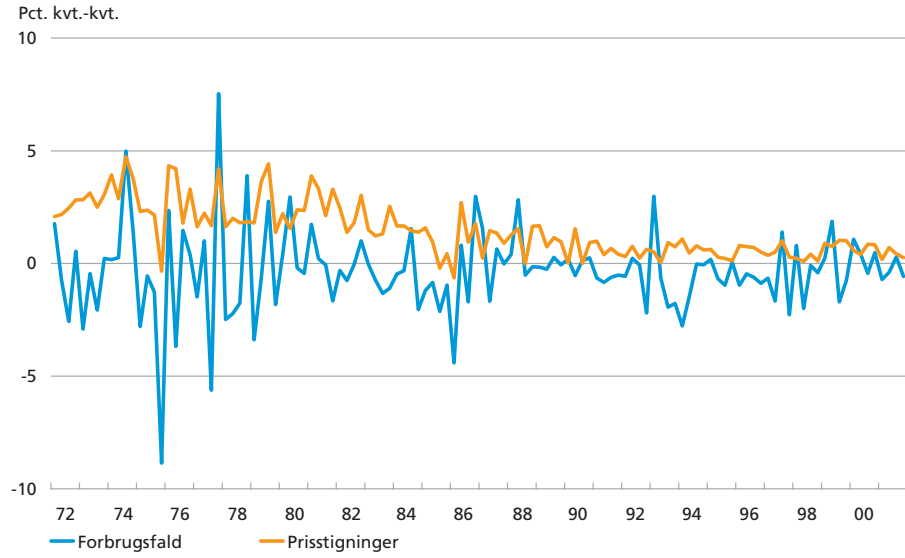


udviklingen på boligmarkedet og forbrugstilbøjeligheden, og det fanges op af den estimerede forbrugsrelation. Det er dog ikke sikkert, om der alene er tale om, at privatforbruget reagerer på boligformuen, eller det også er privatforbrug og boligmarked, der reagerer på de samme baggrundsvARIABLE.

Boligformuen er også interessant derved, at boligprisen er den eneste fremadrettede endogene markedspris i formuen. Erhvervskapitalen er målt i genanskaffelsespriser og ikke markedspriser. Man kunne derfor argumentere for en særlig høj koefficient til boligformuen, men det forbedrer ikke forbrugsrelationen, især ikke med henblik på de seneste år, jf. også den rullende regression figur II.2.4.

Inddragelsen af den imputerede pensionsformue indebærer, at en reduktion af folkepensionens reale størrelse øger opsparingen i de fondede fordringer. Pensionsformuen implicerer også en alderseffekt, hvor stigende aldersgennemsnit mindsker opsparingstilbøjeligheden.

Indkomst og formue er centrale for forbrugsrelationen, ikke mindst for det lange sigt, men dynamikken er også påvirket af andre forhold. Fx indgår ændringen i arbejdsløshedsprocenten gange det gennemsnitlige indkomsttab ved at gå fra løn til understøttelse. Variablen udtrykker (ændringen i) det i gennemsnit forventede indkomsttab ved arbejdsløshed. Højere tabsrisiko mindsker forbruget. Arbejdsløshedsvariablen er vist sammen med forbrugskvoten i figur II.2.2.



Det er også inddraget i relationen, at stærk prisudvikling ofte giver en svag forbrugsudvikling. De kvartalsvise forbrugs- og prisændringer fluktuerer meget, så sammenhængen kan kun anes i figur II.2.3, som viser kvartalsvise prisstigninger og forbrugsfald.

En negativ indflydelse fra pris- til forbrugsudvikling er ikke noget nyt, jf. fx Deaton (1977), og effekten i Monas forbrugsrelation er diskuteret i Høyer (1998). Sammenhængen kan afspejle, at husholdningernes forbrugsbudget i kroner reagerer trægt. Det indebærer, at forbruget i faste priser reagerer hurtigt og forholdsvis kraftigt på prisændringer.

Figur II.2.3 viser tydelige siksak bevægelser i forbruget ved den midlertidige momsnedsettelse i 4. kvartal 1975 og 1. kvartal 1976 og endnu klarere ved en annonceret afgiftspakke i efteråret 1977. Disse forventningseffekter er beskrevet med dummyer i forbrugsrelationen. Dummyerne består af nuller og sekvensen 1,-1, hvor de har effekt.

Vi har nu introduceret og illustreret elementerne i forbrugsrelationen. Sammenfattende siger forbrugsrelationen, at ændringer i forbruget bestemmes af afvigelser fra den langsigtede relation (II.3) samt af indkomstændringer, inflationsled, arbejdsløshedsled og af to dummyer. Estimationsresultatet er vist i tabel II.2.1.

Der er, jf. LM-statistikkerne, ingen større autokorrelation i residualerne, der dog kan afvises at være normalfordelte på grund af en outlier i 4. kvartal 1978. Det kan hænge sammen med en momsforøgelse. Hvis man fjernede nævnte kvartal med en dummy, som er 1 i kvartalet og nul

PRIVATFORBRUG		Tabel II.2.1	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i forbrug	$\Delta \log(fcp)$		
Ændring i indkomst	$\Delta \log(ydpk/pcp)$	0,0972	1,3
Indkomst over forbrug	$\log(ydpl_{,t}/pcp_{,t}) - \log(fcp_{,t})$	0,1125	2,7
Formue over forbrug	$\log(realfor_{,t}) - \log(fcp_{,t})$	0,1631	2,6
Abejdsløshedsled	<i>arblos2</i>	-3,4255	2,5
Inflationsled	<i>dlogpcpt</i>	-0,6035	3,0
Dummy	<i>d7734</i>	0,0528	5,3
Dummy	<i>dmims</i>	0,0321	3,0
Konstant		-0,3529	2,6
T = 1973:3 – 1997:4	DW = 1,992	AR(1) = 0,036	Se = 0,0135
R <sup>2</sup> = 0,5854	JB = 9,454	AR(4) = 3,330	

Anm.:  $ydp_l = ydp - ipv - pyfe \cdot fyfe$  og  $ydp_k = ydp - dalo - pyfe \cdot fyfe$ . Formuleringen indebærer, at forbruget på sigt er homotetisk i indkomst og formue. Det accepteres på 5 pct. med en teststørrelse på 3,2,  $F(1,89)$  fordelt.

i øvrigt, ville det reducere JB-statistikken til en insignifikant værdi på 2, uden at rykke væsentligt ved koefficienterne i øvrigt.

Den estimerede forbrugsrelation har en beskeden kortsigtet indkomstelasticitet på 0,1 for samme kvartal. Indkomstelasticiteten for første år kan beregnes til 0,2. Det svarer til 0,2 pct. gennemsnitlig forbrugsreaktionen for samme kvartal og tre første kvartaler efter en fastholdt indkomstforøgelse på 1 pct. Det kan sammenlignes med første års elasticitet for en forbrugsrelation på årsdata. Der er tradition for at mistænke estimerede forbrugsrelationer for simultaneitetsbias, hvorved den umiddelbare indkomstelasticitet overvurderes. Den beskedne kortsigtede indkomstelasticitet antyder dog, at dette bias-problem er lille i vores sammenhæng.

I den langsigtede forbrugsrelation er indkomstelasticiteten 0,41 ( $0,1124/(0,1124+0,1631)$ ), og formueelasticiteten er 0,59. Omsat til kvoter betyder elasticiteterne, at af en indkomstforøgelse på 1 kr. anvendes 35-40 øre til forbrug – ved fastholdt formue – og af en formueforøgelse på 1 kr. går omkring 8 øre til forbrug.

Størrelsen på formueelasticiteten skal ses i sammenhæng med, hvordan formuen er afgrænset, jo trægere formueudtryk jo større formueelasticitet. Monas formueudtryk er i gennemsnit mere trægt end opgørelser uden erhvervskapital i genanskaffelsespriser. I fx Smec er forbrugets elasticitet med hensyn til formuen mindre end det halve af Monas, men der er kun moderat forskel på forbruget ud af en formueforøgelse på 1 kr., så reelt minder formueeffekten i de to modeller om hinanden, jf. Bocian mfl. (1999).

De omtalte reaktioner på 1 kr. indkomst henholdsvis 1 kr. formue er alt andet lige betragtninger. Formueændringer fx via husprisen kan

udmærket være det mest spændende forbrugsdrivende element i en konjunkturfase; men på sigt er indkomstudviklingen afgørende. Indkomst er en strøm, mens formue er en beholdning. Når en øget formue øger forbruget, reducerer det opsparingen og dermed også formuen. På sigt forbruges formueforøgelsen, og dens tilskud til forbruget forsvinder.

Mens den langsigtede forbrugseffekt fra formuen er mindre, end det umiddelbart fremgår, er den langsigtede forbrugseffekt af indkomsten større end den umiddelbare. Den beskedne indkomstelasticitet på 0,41 implicerer, at en indkomstforøgelse får formuen til at vokse, hvorefter den voksende formue får forbruget til at vokse, indtil forbruget afbalancerer indkomstforøgelsen. På langt sigt er indkomstelasticiteten derfor ikke 0,41 men 1, fordi formuen er en endogen variabel. Samtidig gælder på langt sigt, at plus 1 pct. på indkomsten ikke bare øger forbruget men også formuen med 1 pct.

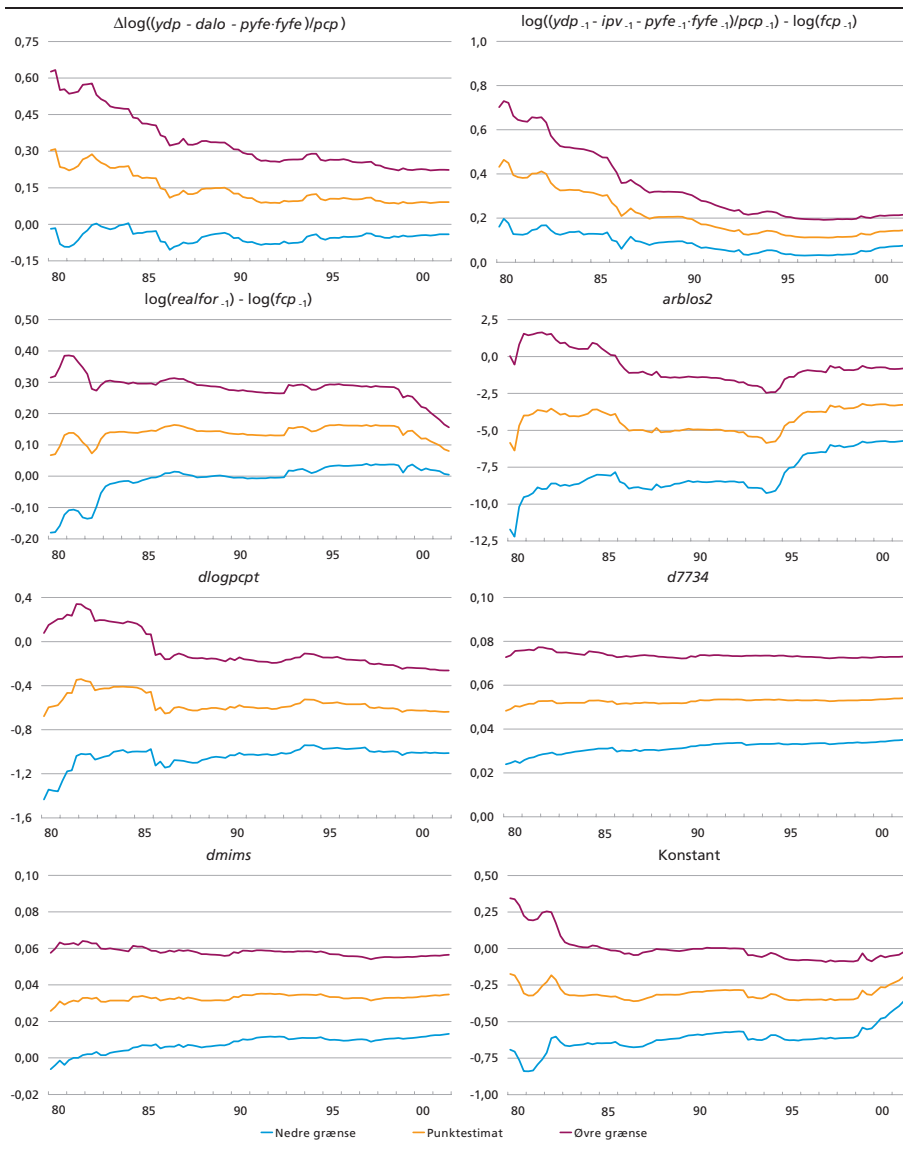
Variablen med effekten af ændringer i arbejdsløsheden og dagpenge-nes dækning er med til at beskrive forbrugets reaktion på ændrede konjunkturer. Kun forbrugets dynamik påvirkes, da variabelen afspejler ledighedens ændring og ikke dens niveau. Man kan opgøre variabelens påvirkning i forbrugsrelationen til, at en fastholdt forøgelse af ledigheden på 1 procentpoint sænker forbruget med godt 0,5 pct. pr. kvartal i to kvartaler, i alt godt 1 pct., derefter går påvirkningen i nul over to kvartaler.

Inddragelse af prisstigningen som forklarende faktor foregår via en hjælperelation, der definerer et inflationsled uden lineær trend. Prisstigningen var i 1990'erne blevet tydeligt lavere end i 1970'erne, og konkret fjernes den inflationstrend, som ses frem til begyndelsen af 1990'erne. For årene derefter bruges den kvartalsvise prisstigning, som den er. Hvis man ikke trendrensede prisstigningen i estimationsperioden, ville inflationsleddet tage forklaring fra indkomst og formue, og det er ikke et brugbart resultat. Inflationsleddet skal alene fange kortsigtet monetær illusion hos forbrugerne.

Parameterstabiliteten er undersøgt ved rullende estimation, jf. figur II.2.4. Generelt er koefficienterne stabile over de seneste 10-15 år vurderet i forhold til deres spredning. Der er dog drift i fx koefficienten til indkomstleddet, og koefficienten ville have været større, hvis estimationsperioden sluttede i 1980'erne. Tendensen mod mindre vægt til indkomsten kan afspejle liberaliseringen på de finansielle markeder. Der er dog ingen klar bevægelse mod mere vægt til relationenes formuevariabel. Bedømt på udviklingen efter 1998, synes formuens indflydelse tværtimod svækket – herunder ikke mindst boligformuens indflydelse. Muligvis er der brug for en bredere afgrænsning af formuen, så fx redu-

## REKURSIV ESTIMATION, FORBRUGSRELATIONEN

Figur II.2.4



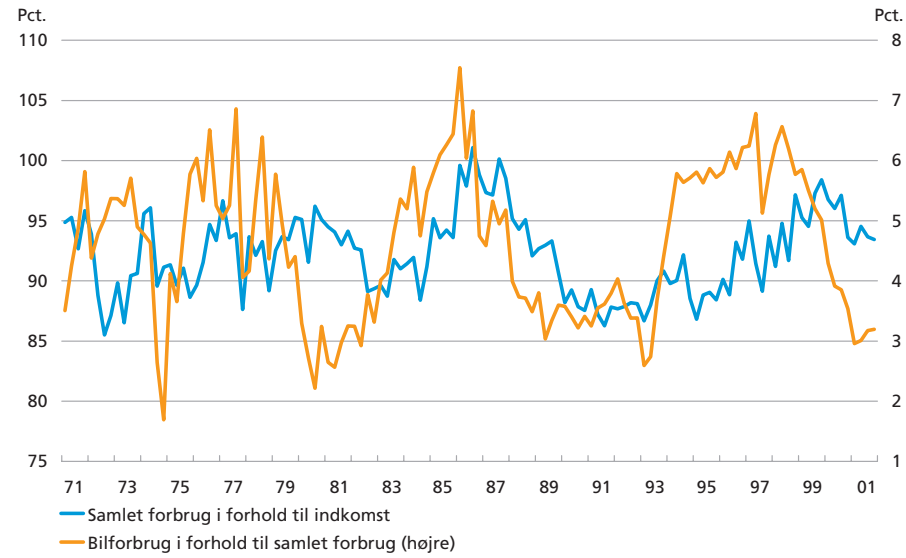
cerede forventninger om efterløn optræder som et opsparingsfremmende formuetab.

### Nogle forbrugskomponenter

Det centrale i modellens forbrugsbestemmelse er den samlede forbrugsfunktion, som netop er gennemgået. Der er gjort mindre ud af forbrugets sammensætning, men nogle komponenter er dog bestemt. Boligforbruget følger boligbeholdningen, der beregnes ud fra boliginveste-

BILFORBRUG OG SAMLET FORBRUG

Figur II.2.5



ringerne, jf. omtalen af modellens boligblok. Desuden er turistudgifter og -indtægter bestemt eksplicit for kunne indgå i udenrigshandel og betalingsbalance. Det samlede privatforbrug består af forbrug i Danmark plus danske turisters køb i udlandet minus udenlandske turisters køb i Danmark.

Eneste forbrugskomponent med estimeret adfærdsrelation er bilforbrug eller bilkøb. Som anskaffelse af et varigt forbrugsgode er det at sammenligne med investering. Bilkøb er særlig konjunkturfølsom og ofte forbundet med låntagning. Der er ikke meget privat dansk indkomstdannelse i bilkøb, uden at importindholdet ligger specielt højt. Afgiftsindholdet i bilpriserne er højt, så den separate bestemmelse af bilkøbet er interessant i forhold til de offentlige finanser, som bliver lidt mere konjunkturfølsomme, når bilkøbet får lov at svinge.

Bilkøb som andel af privatforbruget har siden 1970'erne svinget mellem 2 og 8 pct. dvs. med en faktor fire. Andelen samvarierer med den samlede forbrugskvote, men den kraftige konjunkturreaktion i bilkøbet kommer normalt tidligt i et konjunkturforløb. Bilkøb i forhold til samlet forbrug er i figur II.2.5 vist sammen med forbrugskvoten.

Relationen for bilkøb skal bare fange den særlige konjunkturfølsomhed. Fx er der ikke lavet langsigsrelation for bilbeholdningen. Der er i stedet estimeret en langsigsrelation for bilkøb, som følger det samlede forbrug med en elasticitet tydeligt over én og desuden afhænger af renten efter skat. Residualet fra langsigsrelationen indgår i en relation for ændringen i bilforbruget, jf. tabel II.2.2.



BILKØB		Tabel II.2.2	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i bilkøb	$\Delta \log(fcb)$		
Ændring i indkomst	$\Delta \log((ydp - ipv)/pcp)$	1,1579	1,7
Fejlkorrektionsled	$\log(fcb_{t-1}) - \log(fcb^*_{t-1})$	-0,2999	4,0
Konstant		0,0047	0,3
T = 1971:2 – 1997:4	DW = 2,246	AR(1) = 3,544	Se = 0,1865
R <sup>2</sup> = 0,1567	JB = 17,407	AR(4) = 9,959	

Anm.: Relationen er estimeret ved OLS. Ønsket bilkøb  $\log(fcb^*) = 1,7795 \cdot \log(fcp_{t-1}) - 5,4717 \cdot \text{rente} - 7,5340$ , som er estimeret med en ADF-statistik på -2,994, som numerisk er lidt for lav til at indikere kointegration.

Relationens residualer er ikke hvid støj, jf. tendensen til autokorrelation. Desuden er residualerne store, jf. at spredningen svarer til godt 20 pct. Bilkøbet reagerer tit kraftigt på forventninger om prisændringer og lignende, og den store Jarque-Bera statistik afspejler outliers. Relationen gør bilkøb konjunkturfølsomt; men derudover er der ikke meget at hente.

## BOLIGMARKED

3

Boligmarkedet er beskrevet i en modelblok med to centrale adfærdssrelationer; én for huspriserne og én for boliginvesteringerne.

Huspriserne bestemmes af rente, indkomst og boligbeholdning. Boliginvesteringerne og dermed også boligbeholdningen bestemmes principielt af huspriserne i forhold til byggeomkostningerne. Ved et rentefald, stiger både huspriser og boligbyggeri, hvorefter det øgede udbud af boliger efterhånden presser huspriserne tilbage mod en ligevægt, hvor de modsvarer byggeomkostningerne.

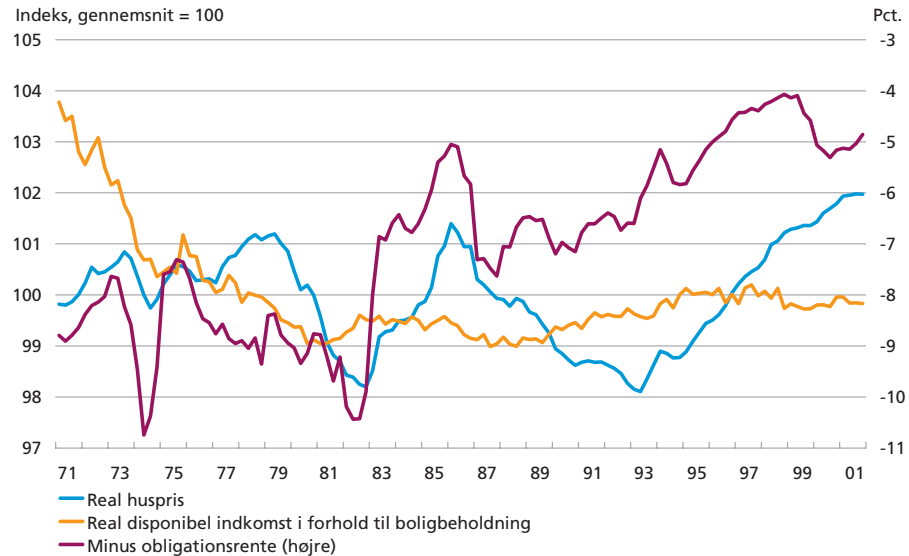
Der er tale om en traditionel tilgang til investeringssiden, som lægger op til, at forholdet huspris/byggeomkostninger styrer boliginvesteringerne. Det er en Tobins q betragtning kendt fra andre boligmodeller, jf. Andersen (1992). Som det vil fremgå, afviger vi dog også fra grundskemaet. Forholdet mellem huspris og byggeomkostning bider ikke så meget i investeringerne, der i højere grad trækkes af en investeringsrelation med indkomst og kapitalomkostning direkte.

En sådan direkte anvendelse af variablene bag boligefterspørgslen strider ikke mod Tobins q; men man kan sige, at relationen for boliginvesteringerne er kommet til at minde om de andre investeringer.

Udover at huspriserne påvirker boligbyggeriet, indgår de i forbrugsrelationens boligformue og påvirker det private forbrug. Dermed går rentens påvirkning af det private forbrug primært via boligmarkedet, og det er yderligere grund til at se nærmere på boligmarkedet.

## HUSPRISER, INDKOMST OG RENTER

Figur II.3.1



Anm.: Serierne for real huspris og real disponibel indkomst i forhold til boligbeholdningen er af præsentationshensyn skaleret, således at de har samme middelværdi og varians i perioden 1971 – 2000. Obligationsrenten er efter skat tillagt lejeværdisats.

### Husprisrelationen

Vi ser først på bestemmelsen af huspriserne, som vi i den forbindelse relaterer til efterspørgselssiden. Sker der noget, som påvirker efterspørgslen efter boliger, tager det tid, før det slår igennem på boligbeholdningen. Boliginvesteringerne er beskedne i forhold til beholdningen. I stedet kan huspriserne reagere hurtigt på højere eller lavere efterspørgsel.

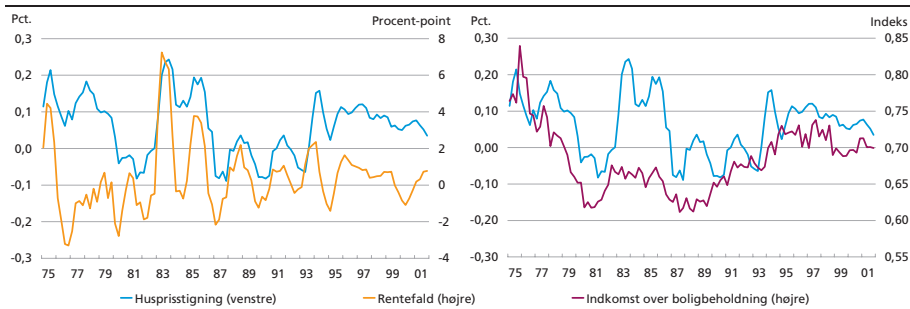
Samvariationen mellem den reale huspris og obligationsrenten efter skat er tydelig negativ, jf. figur II.3.1. Forholdet mellem indkomst og boligbeholdning faldt i 1970'erne, men er siden da forløbet om en vandret trend med ret lange cykler. Der er tendens til, at en forholdsvis høj indkomst efterfølges af en forholdsvis høj huspris, jf. igen figur II.3.1.

Vi kan supplere dette billede af variabelniveauer med at illustrere den umiddelbare positive korrelation mellem rentefald og husprisstigning samt illustrere den positive sammenhæng mellem indkomst over boligbeholdning og husprisstigning, jf. figur II.3.2.

Det tyder på, at der er en sammenhæng, hvor bl.a. rente og forholdet mellem indkomst og boligbeholdning driver husprisen. For at få en struktur ind i sammenhængen opfatter vi det som, at husprisen bestemmes af en efterspørgselsrelation for boliger.

HUSPRIS- OG RENTEÆNDRING SAMT INDKOMST/BOLIG

Figur II.3.2



I en langsigtet efterspørgselsrelation afhænger efterspørgslen efter boliger positivt af indkomsten og negativt af prisen på boligbenyttelse relativt til prisen på substitutter, fx relativt til den samlede forbrugerpris.

$$\log(\text{boligbeholdning}) = \log(\text{indkomst}) - a \cdot \log\left(\frac{\text{user cost}}{\text{forbrugerpris}}\right) \quad (\text{II.4})$$

Residualet i en sådan langsigtetsrelation kan fx styre den følgende periodes husprisændring svarende til en fejlkorrektionsform, hvor vi kan supplere kortsigtsdynamikken.

I den skitserede langsigtetsrelation (II.4) er indkomstelasticiteten 1, og egenpriselasticiteten negativ. User cost ved boligbenyttelse kan principielt formuleres som realrente plus et skatteelement plus afskrivning ganget på husprisen. Der er en del måleproblemer tilknyttet disse størrelser, ikke mindst til realrente og herunder især til forventet inflation. Vi vil derfor bruge en friere formulering, hvor den relative pris i (II.4) splittes op i 1) forholdet huspris/forbrugerpris, 2) nominel rente plus skatteelement samt 3) forventet inflationstakt, og hvor der i øvrigt er flere bidrag til sidstnævnte inflationstakt. Med en sådan friere formulering kan størrelsernes forklaringsbidrag estimeres.

I forbindelse med bidrag til forventet inflationstakt til realrenten indfører vi et prisstigningsled, der er baseret på forbrugerpriserne glattet med et HP-filter og med halv vægt på stigningen. Det skal modellere trægheden i inflationsforventningen, jf. Knudsen (2002). Man kan argumentere for, at inflationstakten skal afspejle kapitalgodets prisstigning, og stigningen i huspriserne indgår da også i husprisrelationen, hvor den bidrager til forventet inflationstakt.

Den estimerede husprisrelation er vist i tabel II.3.1. Der er en lille tendens til positiv autokorrelation i residualerne, men det er ikke signifikant, jf. LM-statistikkerne, og der er ikke noget væsentligt problem med outlierere, jf. Jarque-Bera statistikken.

HUSPRIS		Tabel II.3.1	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Huspris	$\Delta \log(kp)$		
Forbrugsdeflator	$\Delta \log(pcp)$	0,3074	1,4
User cost ændring	$\Delta(\text{rente} + \text{ssats})$	-3,7811	8,7
User cost ændring lagget	$\Delta(\text{rente}_{-1} + \text{ssats}_{-1})$	-0,7791	1,7
User cost	$\text{rente}_{-1} + \text{ssats}_{-1} + 0,01$	-0,7927	2,5
Forv. ændring i forbrugsdeflator	$dpcpe_{-1}$	0,7709	2,2
Forv. ændring i huspris	$dkpe_{-1}$	0,1949	2,9
Real huspris	$\log(kp_{-1}/pcp_{-1})$	-0,1026	3,8
Realindkomst ift. boligomfang	$\log((ydp_{-1} - ipv_{-1})/pcp_{-1}) - \log(fwh_{-1})$	0,0554	2,0
Konstant		0,0663	3,5
T = 1974:2 – 1997:4	DW = 1,691	AR(1) = 2,499	Se = 0,0169
R <sup>2</sup> = 0,6920	JB = 0,803	AR(4) = 6,388	

Anm.: Relationen er estimeret ved restrikeret OLS. Restriktionen gør summen af koefficienterne til prisstigningerne lig koefficienten til renten. Det accepteres med en teststatistik på 0,0, F(1,87). Desuden er indkomstelasticiteten i boligefterspørgslen restrikeret til 1. Det accepteres med en teststatistik på 0,4, F(1,86).

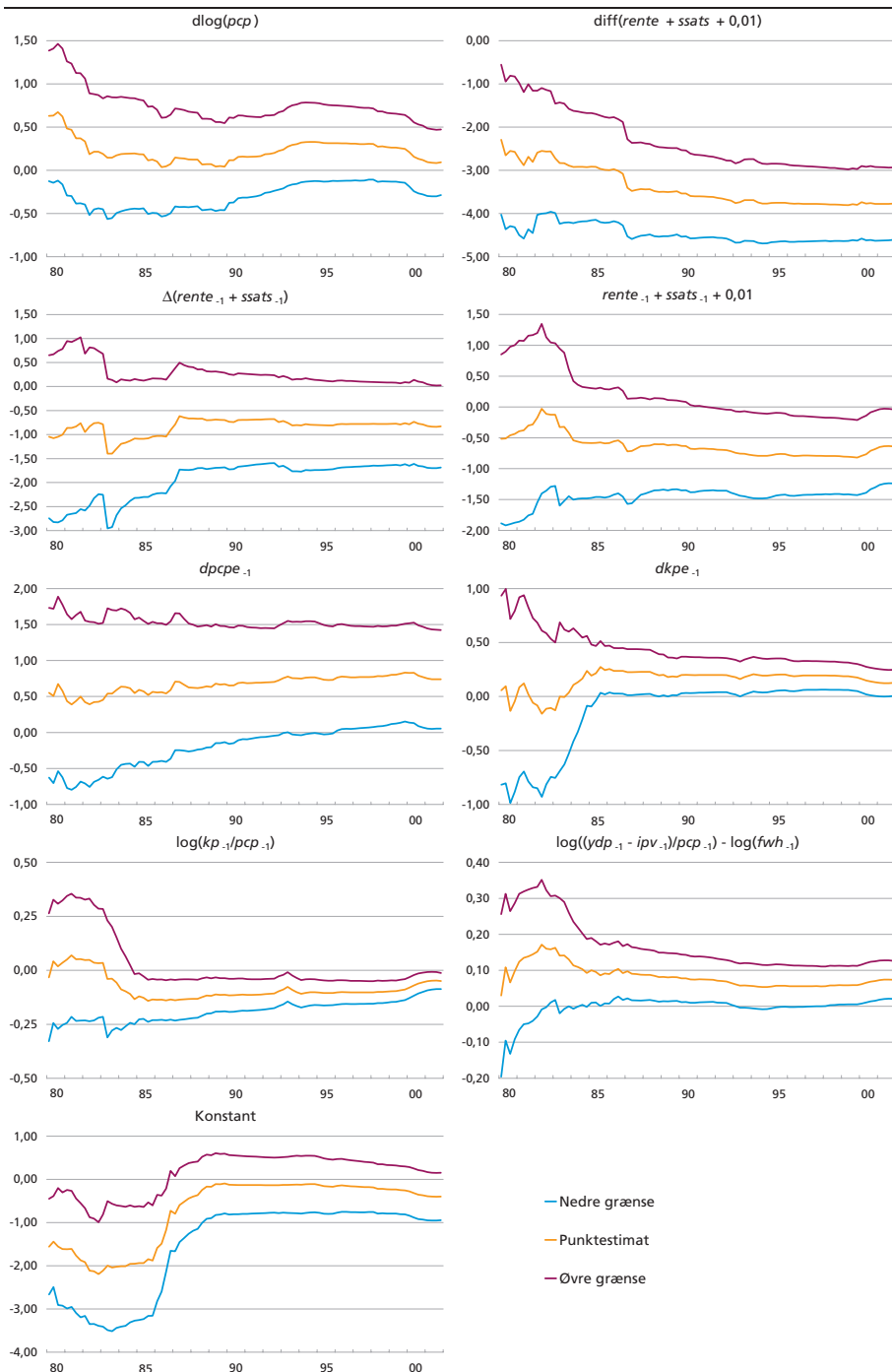
Det bemærkes, at en skønnet afskrivningsrate på 0,01 eksplicit indgår i user cost leddet. Det har ingen betydning i den additive form, men er en reminiscens fra en logaritmisk opskrivning af user cost leddet.

Af de estimerede koefficienter ses, at en stigning i realindkomsten på 1 pct. for given boligbeholdning øger huspriserne med 0,5 pct. (0,0554/0,1026) på langt sigt, mens et fald i den lange rente efter skat på 1 procentpoint på langt sigt øger husprisen med knap 8 pct. (0,7927/0,1026). Man kan beregne de tilhørende førsteårseffekter til at være henholdsvis knap 0,1 pct. og 5 pct. målt som gennemsnittet for de første fire kvartaler. Det vil sige, at tilpasningen er forholdsvis hurtig ved renteændringer. Det kan forklares med, at den lange rente umiddelbart repræsenterer de fremtidige finansieringsomkostninger. Derimod skal en indkomstændring gælde et stykke tid, før den opfattes som permanent, og der disponeres boliganskaffelse ud fra den.

Ved estimationen af husprisrelationen er der lagt restriktion på koefficienterne til prisændringsvariablene i tabel II.3.1, så der sikres en formel realrentesammenhæng i husprisrelationen. Nærmere bestemt er koefficienterne til samtlige led med prisændring restrikeret, så et løft i prisstigningen på 1 procentpoint p.a. på langt sigt hæver huspriserne med det samme som et fald på 1 procentpoint i renten efter skat,  $0,3074/4 + 0,7709 + 0,1949 - 0,25 = 0,7927$ . Renten er p.a., og kvartalsvise prisstigninger vægter derfor en fjerdedel. De minus 0,25 er bidraget fra prisstigningen på relationens venstre side. Der er ikke skelnet mellem stigning i huspris og forbrugerpris. I et steady state forløb med relationen stiger de to priser lige meget.

## REKURSIV ESTIMATION, HUSPRIS

Figur II.3.3



Relationens inflationsforventning identificeres ved at sætte prisstigningerne i fælles parentes med renten i niveau. Ignorerer dateringen af de

variable, kan en således udledt inflationsforventning skrives som et vejlet gennemsnit af prisændringsudtryk

$$0,10 \cdot \Delta \log (pcp) + 0,97 \cdot dpce + 0,25 \cdot dkpe - 0,32 \cdot \Delta \log (kp) \quad (II.5)$$

hvor  $0,10 = (0,3074/4)/0,7927$ ,  $0,97 = 0,7709/0,79247$  osv.

Med dette udtryk til at repræsentere inflationsleddet i realrenten, er der mere tale om en formel end en reel realrentesammenhæng. Bag den forventede forbrugerprisstigning,  $dpce$ , ligger nemlig, som omtalt, et udtryk med kun halv vægt til faktisk prisstigning. Desuden er der et betydeligt lag, fordi prisserien filtreres til brug for den forventede forbrugerprisstigning.

Som omtalt senere under multiplikatorberegningerne kan man også løse modellen med fremadrettede modelkonsistente prisstigningsforventninger, og her bliver der tale om en reel realrentesammenhæng.

Rekursiv estimation af husprisrelationen viser for den seneste halve snes år ikke nogen klare brud; men der er en tendens til drift i de aller-seneste år, hvor husprisstigningen da også har været overraskende robust efter reduktionen af rentefradraget i 1998. Formentlig skal relationen fremover estimeres på basis af en gennemsnitlig lånerente, der indtager lånetyper med forholdsvis korte renter. Resultatet af den rekursive estimation er vist i figur II.3.3.

### **Boliginvesteringsrelationen**

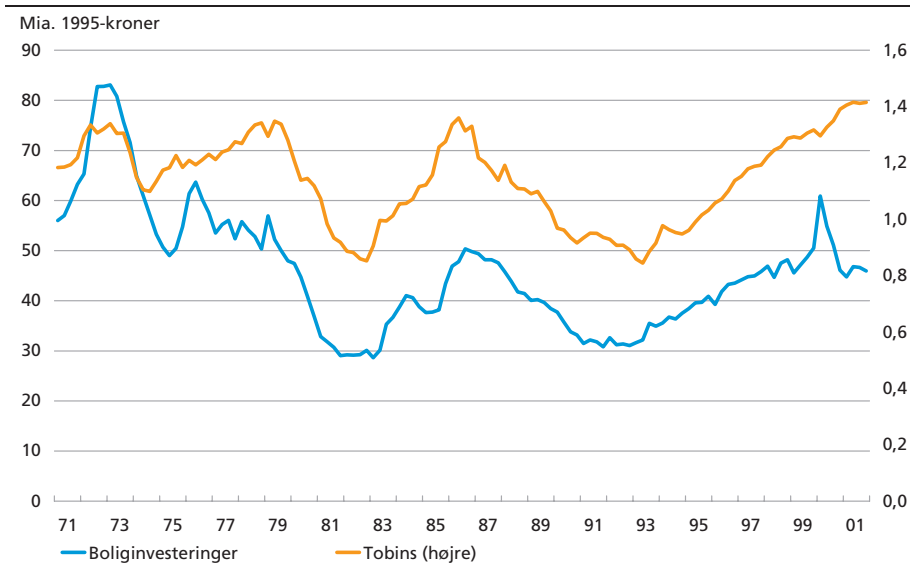
Omfanget af boligbyggeriet kan bestemmes med udgangspunkt i forholdet mellem priserne på de eksisterende huse og byggeomkostningerne. Når huspriserne er høje i forhold til byggeomkostningerne, bliver nybyggeri fordelagtigt, og boliginvesteringerne stiger. Vi ser her bort fra, at jord eller mere præcist byggegrunde med en bestemt beliggenhed er et gode, der ikke kan produceres.

Sammenhængen mellem produktions- og færdigvarepris svarer til essensen i Tobins  $q$  model, jf. Tobin (1969). Samvariationen mellem Tobins  $q$ , dvs. huspriser/byggeomkostninger, og boliginvesteringerne er illustreret i figur II.3.4.

I investeringsrelationen er Tobins  $q$  suppleret med forholdet mellem faktisk og ønsket boligbeholdning, hvor ønsket boligbeholdning er efterspurgt beholdning for huspris lig byggeomkostningerne. Udvidelsen med dette led åbner fx op for tilpasningsmønstre, hvor boliginvesteringerne kan påvirkes, uden at det går gennem huspriserne. Samtidig gælder de grundlæggende langsigsrelationer omkring Tobins  $q$  mekanismen uændret. Formuleringen er diskuteret i boks II.3.1.

BOLIGINVESTERINGER OG TOBINS Q

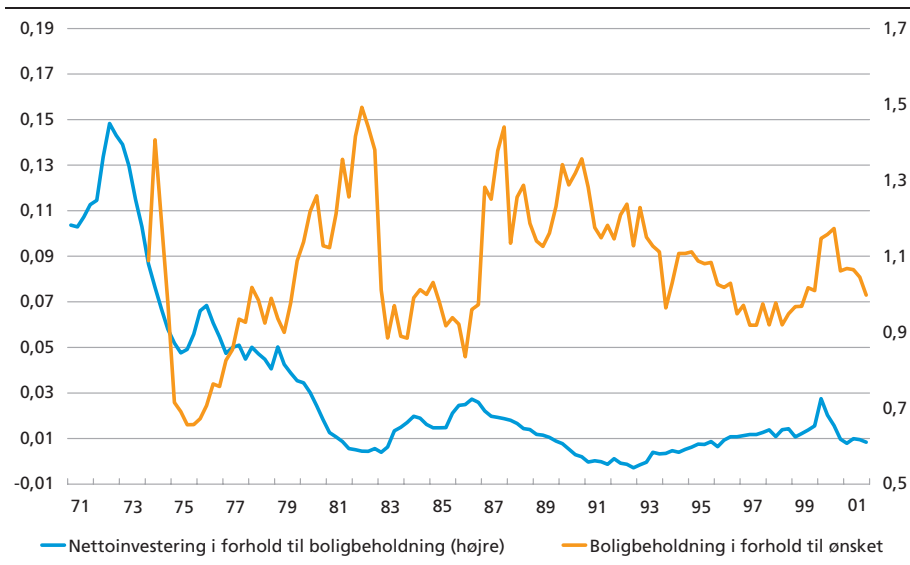
Figur II.3.4



Korrelationen mellem på den ene side boliginvesteringerne og på den anden side forholdet mellem huspris og investeringspris er klart positiv. Man ser også den negative korrelation mellem boliginvesteringerne og forholdet mellem faktisk og ønsket boligbeholdning, jf. figur II.3.5. Inddragelsen af forholdet mellem faktisk og ønsket beholdning hjælper

BOLIGINVESTERINGER OG BOLIGBEHOLDNING

Figur II.3.5



Uligevægt i henhold til Tobins q udtrykker, at husprisen er enten større eller mindre end byggeomkostningerne, som repræsenterer genanskaffelsespriserne. En sådan uligevægt i prisforholdet har et modstykke i mængderne. Er husprisen større end byggeomkostningerne, er den faktiske boligbeholdning mindre end den ønskede, hvor sidstnævnte kaldes *fwhoe* og defineres som efterspurgt boligbeholdning for huspris lig byggeomkostning.

Langsigtsrelationen for efterspurgt boligbeholdning kan udledes af den estimerede husprisrelation i tabel II.3.1. Vi ignorerer datering og renteændringer, samler user cost og prisstigningsvariable til en real user cost, hvorefter vi skriver husprisrelationen op med boligbeholdning på venstre side og indkomst samt real user cost på højre side.

$$\log(fwh) = \log\left(\frac{ydp - ipv}{pcp}\right) - 1,85 \cdot \log\left(\frac{kp}{pcp}\right) - 14,31 \cdot \text{"real user cost"} \quad (1)$$

1,85 = 0,1026/0,0554, 14,31 = 0,7927/0,0554. Konstanten er ignoreret.

Tobins q sammenhængen indebærer, at husprisindekset i en steady state følger boliginvesteringernes prisindeks, som afspejler byggeomkostningerne. Det giver den simple langsigtsrelation  $\log(kp) = \log(pih)$ , der udtrykker en langsigtet vandret udbudsrelation. Indsættes den i (1) fås det omtalte udtryk for ønsket boligbeholdning, *fwhoe*

$$\log(fwhoe) = \log\left(\frac{ydp - ipv}{pcp}\right) - 1,85 \cdot \log\left(\frac{pih}{pcp}\right) - 14,31 \cdot \text{"real user cost"} \quad (2)$$

Ved at introducere forholdet mellem faktisk og ønsket boligbeholdning ved siden af forholdet mellem markedspris og genanskaffelsespris åbnes op for en mere fleksibel tilpasning af boligbeholdningen.

Anvendelse af en ønsket boligbeholdning, defineret som i (2), til at modellere boliginvesteringerne er i øvrigt helt analogt til at modellere erhvervsinvesteringerne på traditionel vis ud fra aktivitet og relativ faktorpris, hvor kapitalomkostningen er baseret på investeringsprisen, jf. omtalen af erhvervsinvesteringerne.

BOLIGINVESTERINGSRELATION

Tabel II.3.2

Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Nettoinvestering/beholdning	$\Delta(fihn/fwh_{,t})$		
Nettoinvestering/beholdning	$fihn_{,t}/fwh_{,t-2}$	-0,1424	7,5
Faktisk/ønsket boligbeholdning	$\log(fwh_{,t}/fwhoe_{,t})$	-0,0131	6,1
Huspris ift. investeringspris	$\log(kp_{,t}/pih_{,t})$	0,0019	0,7
Dummy	$d76q1$	0,0112	4,4
Dummy	$d79q1$	0,0124	5,0
Konstant		-0,0011	3,0

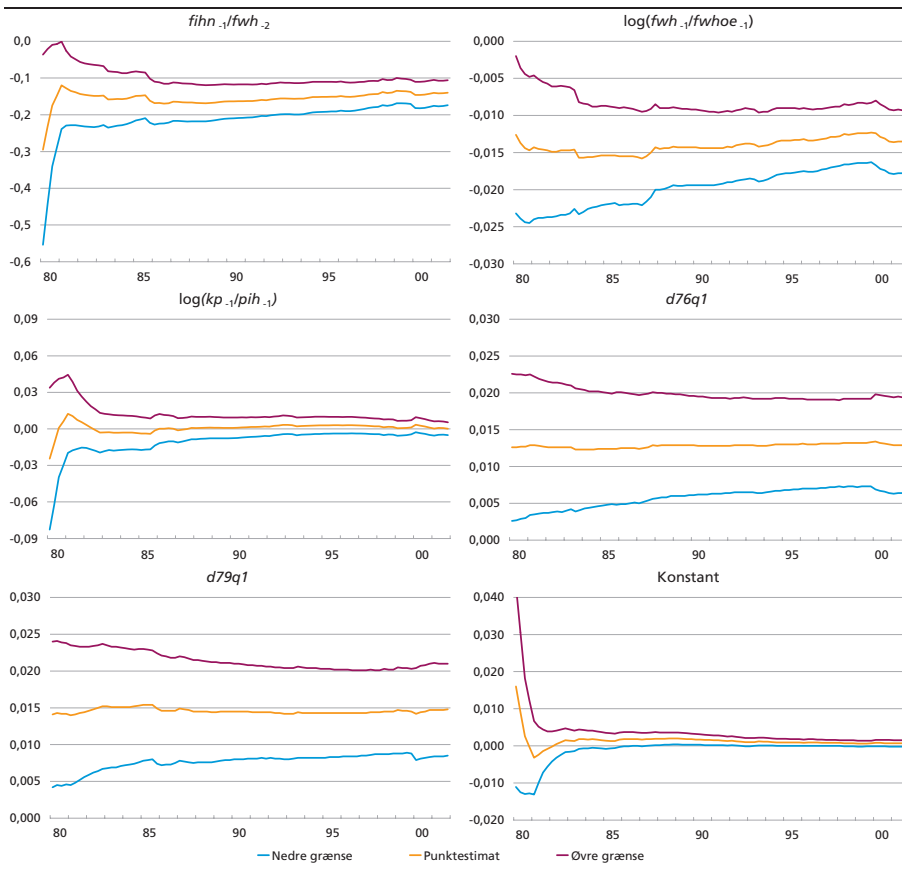
T = 1974:3 – 1997:4      DW = 1,690      AR(1) = 2,426      Se = 0,0024  
 R<sup>2</sup> = 0,5804      JB = 10,181      AR(4) = 8,919

Anm.: Relationen er estimeret med OLS. I udtrykket for ønsket boligbeholdning er  $\Delta\log(kp)$  og  $\Delta\log(pcp)$  erstattet af henholdsvis  $dkpe$  og  $dpcpe$ .  $\log(fwhoe) = \log((ydp - ipv)/pcp) - 1,8521 \cdot \log(pih/pcp) - 14,3142 \cdot (rente + ssats + 0,01) + 15,3084 \cdot dpcpe - 0,9942 \cdot dkpe + 1,1977$



## REKURSIV ESTIMATION AF BOLIGINVESTERINGSRELATIONEN

Figur II.3.6



bl.a. til at forklare det aftagende boligbyggeri i sidste halvdel af 1970'erne.

Den estimerede relation for boliginvesteringerne indeholder to dummys, der fanger outliers i 1. kvartal 1976 og 1. kvartal 1979. Outlieren i 1976 hænger formentlig sammen med den midlertidige momsnedsettelse. Estimeringsresultatet for boliginvesteringsrelationen fremgår af tabel II.3.2.

Jarque-Bera testet afviser normalitet, hvilket skyldes enkelte outliers uden stor betydning for parameterestimerterne. Der er en vis tendens til negativ autokorrelation over fire kvartaler, jf. at den tilhørende LM-statistik er tæt på 5 pct.-grænsen for  $\chi^2$  fordelingen. Muligvis afspejler det, at det er vanskeligt at fordele boliginvesteringerne på kvartaler.

Den estimerede dynamik er forholdsvis langstrakt, jf. at de laggede nettoinvesteringer får en koefficient forholdsvis tæt på 1 (1-0,1424). Det bemærkes også, at Tobins q prisforholdet for huse er insignifikant. Det er i stedet forholdet mellem faktisk og ønsket boligbeholdning, som

trækker et signifikant forklaringsbidrag. Trods manglende gennemslag er Tobins  $q$  bibeholdt i relationen af hensyn til kommende reestimationer.

En rekursiv estimation af boliginvesteringsrelationen viser generelt en pæn parameterstabilitet med et mindre udslag i et par koefficienter i de allerseneste år, jf. figur II.3.5. I specielt 2000 hopper boliginvesteringerne på grund af omfattende reparationsarbejder efter decemberorkanen i 1999. Det fanges ikke af de forklarende variable og taler for en dummy, når boliginvesteringsrelationen estimeres frem til 2000.

### Den samlede boligmodel

Relationerne for huspriser og boliginvesteringer kan ses under ét som en boligblok, når de suppleres med en definitions-mæssig ligning, der danner boligbeholdningen ud fra investeringerne. I boligblokken er huspriser og boliginvesteringer endogene, mens rente, indkomst og investeringspris er eksogene.

Reaktionen på ændringer i rente, indkomst og investeringspris er angivet i tabel II.3.3. Stød til rente og indkomst påvirker kun husprisen på kort sigt. På længere sigt tilpasser boligbeholdningen sig, når indkomst eller rente ændres. Det eneste, der flytter husprisen på langt sigt, er ændringer i investeringsprisen – dvs. i byggeomkostningerne. Det afspejler, at ændringer i investeringsprisen flytter den vandrette udbudskurve.

Reaktionen i fx boligbeholdningen er generelt langsom og ikke tilendebragt inden for 10 år. Specielt ved rentefaldet er tilpasningen af boligbeholdningen ikke nået meget mere end halvvejs efter 10 år. Man

VIRKNINGER I BOLIGMODELLEN ISOLERET		Tabel II.3.3			
	Afvigelse fra udgangsforløb				
	1. år	5. år	10. år	Langt sigt	
<i>Permanent fald i rente på 1 procentpoint</i>					
Huspris, pct. ....	5,0	6,6	4,5	0,0	
Boligbeholdning, pct. ....	0,1	3,5	8,5	15,4	
Boliginvesteringer, pct. ....	3,4	17,8	20,5	15,4	
<i>Permanent stigning i indkomst på 1 pct.</i>					
Huspris, pct. ....	0,1	0,4	0,3	0,0	
Boligbeholdning, pct. ....	0,0	0,2	0,6	1,0	
Boliginvesteringer, pct. ....	0,2	1,1	1,3	1,0	
<i>Permanent stigning i investeringspris på 1 pct.</i>					
Huspris, pct. ....	0,0	0,1	0,5	1,0	
Boligbeholdning, pct. ....	0,0	-0,5	-1,1	-1,8	
Boliginvesteringer, pct. ....	-0,5	-2,4	-2,5	-1,8	

Anm.: Beregnet med udgangspunkt i samme slags forløb, der anvendes til multiplikatoreksperimenterne.

kan diskutere den høje træghed, der følger af estimationsresultaterne. Det er naturligt, at tilpasningen er træg på et marked for langvarige kapitalgoder, hvor investeringerne og dermed ændringen i kapitalbeholdningen kun fylder lidt i forhold til kapitalbeholdningens niveau. Samtidig er det dog også uklart, om vi har fundet en relevant tilpasningshastighed og tilpasningsprofil.

Et generelt problem er, at ved problemer med relationens formulering eller de anvendte data kommer den forklarede variabel i for høj grad til at forklare sig selv, så tilpasningshastigheden bliver for lang.

I tilpasningsfasen ændres boliginvesteringerne relativt mere end boligbeholdningen, mens den procentvise ændring i flow og stock er lige stor på langt sigt. Tabellen viser effekten på bruttoinvesteringerne, som er inkl. reinvesteringerne. Reinvesteringerne følger boligbeholdningen, så den procentvise ændring i nettoinvesteringerne er endnu større.

## KAPITALAPPARAT OG BESKÆFTIGELSE

## 4

Efterspørgslen efter kapital og arbejdskraft er i høj grad bestemt af produktionsomfanget, og ikke mindst på længere sigt har tekniske fremskridt og tekniske ændringer en vigtig rolle. Dertil kommer indflydelsen fra priserne på de to produktionsfaktorer. Jo dyrere arbejdskraft er relativ til kapital, jo større incitament er der til at vælge kapitalintensiv produktion.

Kapitalapparatet bruges over flere perioder, så renten er en del af prisen på kapitalanvendelse. Det betyder, at indflydelsen fra finansielle variable på den reale økonomi ikke bare går via boligmarkedet, som blev beskrevet i foranstående afsnit, men også går gennem erhvervenes kapitaldannelse. Erhvervenes kapitalapparat er sammen med arbejdskraften nødvendigt input i produktionen, så i nærværende afsnit analyserer vi efterspørgslen efter erhvervsinvesteringer sammen med efterspørgslen efter arbejdskraft.

Tilgangen til modelleringen af investeringerne er simpel anvendelse af "benchmark" modellen i oversigtsartiklen Chirinko (1993), og opstillingen af den integrerede delmodel for kapital og arbejdskraft er, som nævnt, baseret på, at begge dele indgår i produktionsfunktionen. Der findes en del litteratur om estimation af produktionsfunktioner. I vores tilfælde med to inputvariable er problemet dog overskueligt, så vi forholder os frit til sammenhængene og insisterer ikke på en klar funktionsform endsige på at være på isokvanten.

Nærmere bestemt bestemmes den ønskede kapital og dermed investeringerne af output og af de relative faktorpriser svarende til, at man omkostningsminimerer. Substitutionselasticiteten mellem kapital og ar-

bejdskraft estimeres i den forbindelse til  $2/3$ , altså lidt mindre end 1. Alligevel udtrykkes den ønskede beskæftigelse ved at indsætte output og kapital i en Cobb-Douglas produktionsfunktion.

Tilpasningen til de ønskede faktorinput tager tid, og systemet er ikke restrikeret til altid at være på isokvanten. Tilpasningen er trægest for kapitalen, men der er også træghed i tilpasningen til ønsket beskæftigelse. Det betyder, at arbejdskraftens produktivitet på kort sigt korrelerer med output, svarende til en labour hoarding effekt.

Det er ikke hele erhvervenes realkapital, der er behandlet parallelt med beskæftigelsesrelationen, kun beholdningen af materiel. Materielinvesteringer omfatter maskiner, transportmidler og software. Derimod er bygnings- og anlægskapital ikke givet en tilbagevirkning på beskæftigelsen.

Det er principielt forkert, at bygnings- og anlægskapital på den måde har en outputelasticitet på nul. Der skal normalt være tag over hovedet, for at man kan producere, og en velindrettet bygning øger effektiviteten. På den anden side virker det mere konkret at øge arbejdskraftens produktivitet ved at investere i maskiner end ved at investere i bygninger.

Gennemgangen i det følgende fokuserer på bestemmelsen af de to produktionsfaktorer arbejdskraft og materiel, hvor vi først illustrerer og diskuterer de to under ét. Derefter omtales bygge- og anlægsinvesteringerne, der som sagt ikke er knyttet sammen med arbejdskraftefterspørgslen. Til sidst kommer lagerinvesteringerne, der heller ikke er integreret med produktionssiden, men alligevel spiller en særlig rolle for modellens kortsigtede outputreaktion, især fordi Mona er en kvartalsmodel.

### **Om faktorefterspørgslen under ét**

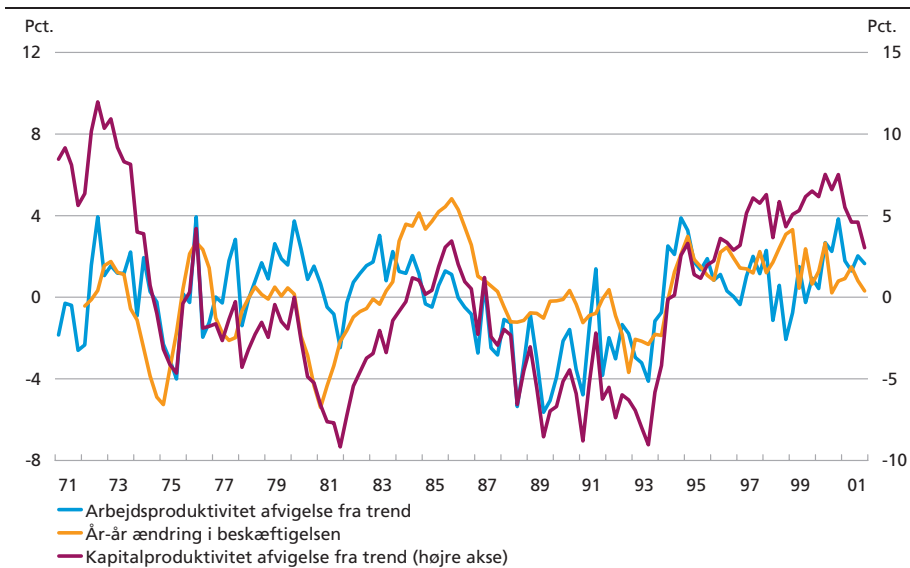
Efterspørgslen efter produktionsfaktorerne arbejdskraft og kapital bestemmes af output og faktorpriser. Ved output forstås bruttoværditilvæksten (BVT) i byerhverv, nærmere bestemt opgøres bruttoværditilvæksten ekskl. produktrelaterede nettoafgifter. Output og kapital måles i faste priser, mens arbejdskraft er i timer målt som beskæftigelse gange aftalt årlig arbejdstid pr. person. Nærmere sagt er arbejdstid pr. person opløftet i potensen 0,7. Det indebærer, at arbejdstidsforkortelser øger produktiviteten med en elasticitet på 0,3.

En afgørende økonomisk egenskab ved faktorefterspørgslen er substitutionen mellem kapital og arbejdskraft. Kernen i faktorsubstitutionen er, at kapitalintensiteten påvirker arbejdsproduktiviteten: Jo mere kapital pr. outputenhed, jo større output pr. arbejdskraftenhed.

Substitutionsmekanismen implicerer, at de to simple faktorproduktivtetsmål, output pr. arbejdskraftenhed og output pr. kapitalenhed, er

**TRENDRENET ARBEJDS- OG KAPITALPRODUKTIVITET SAMT  
BESKÆFTIGELSEÆNDRING**

Figur II.4.1



negativt korreleret. En sådan negativ sammenhæng kan imidlertid ikke ses i figur II.4.1 med arbejds- og kapitalproduktivet. Tværtimod synes de to faktorproduktiviteter at have en positiv samvariation.

Det er ikke helt overraskende, for begge produktivetsmål har output i tælleren, så enhver træghed i tilpasningen af faktorindsatsen implicerer en umiddelbar positiv samvariation mellem faktorproduktiviteterne over et konjunkturførløb. Muligvis er den negative samvariation, som faktorsubstitutionen implicerer, for længe om at indstille sig, til at samvariationen direkte kan observeres på data for produktivetsniveauerne.

Derimod kan man observere, at både høj arbejds- og høj kapitalproduktivitet normalt får beskæftigelsen til at stige, jf. figur II.4.1. De viste faktorproduktiviteter er renset for lineær trend, og den synlige sammenhæng til beskæftigelsesændringen kan, med et lag på et kvartal, udtrykkes ved

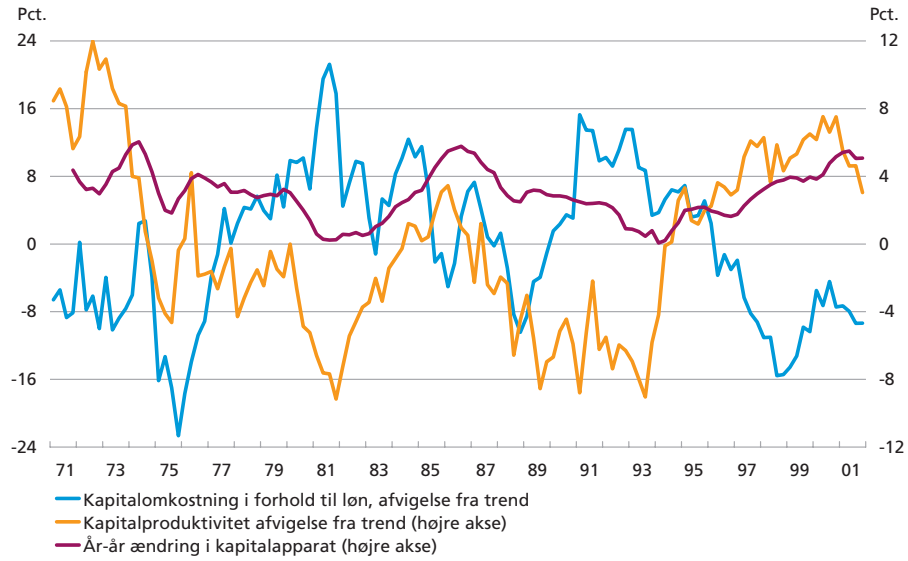
$$\Delta \log(\text{arbejdskraft}) = a \cdot \log\left(\frac{\text{output}_{-1}}{\text{arbejdskraft}_{-1}}\right) + b \cdot \log\left(\frac{\text{output}_{-1}}{\text{kapital}_{-1}}\right) + \text{trend} \quad (\text{II.6})$$

Relation (II.6) beskriver, at beskæftigelsen bliver trukket mod en langsigtet produktionsmæssig relation mellem niveauerne for output, arbejdskraft og kapital. Normaliseret på arbejdskraften kan denne langsigtetsrelation skrives

$$\log(\text{arbejdskraft}) = \frac{a+b}{a} \cdot \log(\text{output}) - \frac{b}{a} \cdot \log(\text{kapital}) + \text{trend} \quad (\text{II.7})$$

TRENDRENET RELATIV FAKTORPRIS OG KAPITALPRODUKTIVITET SAMT ÆNDRING I KAPITALAPPARAT

Figur II.4.2



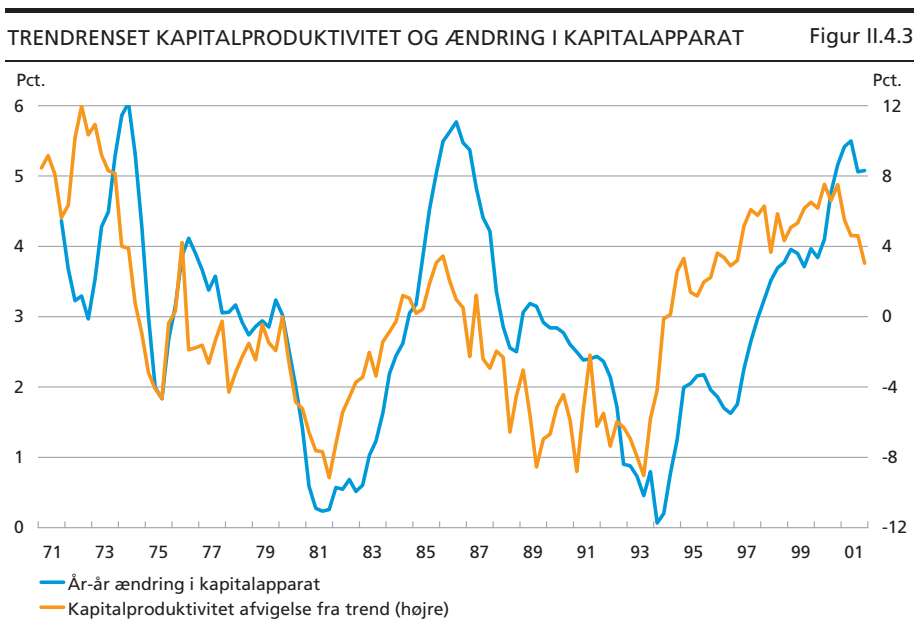
Den loglineære relation (II.7) er en simpel Cobb-Douglas produktionsfunktion. Trenden i (II.7) er en lineær funktion af trenden i (II.6), og  $f_x$  er arbejdskraftens outputelasticitet  $a/(a+b)$  udtrykt ved parametrene fra (II.6). Relation (II.7) er den ene langsigsrelation i Monas bestemmelse af faktorefterspørgslen for givet output og givne faktorpriser.

Der er to produktionsfaktorer, så der er brug for en relation mere, og relation nummer to skal nødvendigvis inddrage de relative faktorpriser, for de er ikke med i produktionsfunktionen.

Vi tager igen afsæt i substitutionsmekanismen, der indebærer, at de relative faktorpriser påvirker kapitalproduktiviteten. Ligesom man ikke uden videre kunne se substitutionen mellem faktorproduktiviteterne i niveau, kan man imidlertid heller ikke umiddelbart se en positiv sammenhæng mellem på den ene side output over kapital og på den anden side kapitalomkostning over timelønsomkostning, jf. figur II.4.2.

Der observeres snarere en negativ sammenhæng i figur II.4.2, som formentlig afspejler, at en høj rente svækker konjunktoren og dermed sænker output i forhold til den mere trægt bevægelige kapital. Denne konjunkteffekt på kapitalproduktiviteten overdøver, at en højere kapitalomkostning underliggende trækker i retning af at spare på kapitalen.

Man skal relatere til kapitalapparatets bevægelse for at kunne se en substitutionsdrevet sammenhæng med de relative faktorpriser. Kapitalapparatet tenderer at falde, når kapitalomkostning over løn er høj, jf. figur II.4.2. Man kan også se den simple mængdemæssige sammen-



hæng, at kapitalapparatet normalt stiger, når output over kapital er høj, jf. figur II.4.3. De to observationer relateret til kapitalapparatets bevægelse kan under ét beskrives ved en relation for ændringen i kapitalapparatet, hvor der som ved relation (II.6) indsættes et lag.

$$\Delta \log(\text{kapital}) = c \cdot \log\left(\frac{\text{output}_{-1}}{\text{kapital}_{-1}}\right) - d \cdot \log\left(\frac{\text{kapitalomkostning}_{-1}}{\text{løn}_{-1}}\right) \quad (\text{II.8})$$

Principielt er der også plads til en trend som i (II.6), men trenden er ikke så afgørende ved kapitalefterspørgslen som ved arbejdskraftefterspørgslen. Relation (II.8) beskriver, som sagt, hvad man kan observere i figur II.4.2 og II.4.3, og relationen implicerer, at kapitalapparatet tilpasser sig langsigsrelationen

$$\log(\text{kapital}) = \log(\text{output}) - \frac{d}{c} \cdot \log\left(\frac{\text{kapitalomkostning}}{\text{løn}}\right) \quad (\text{II.9})$$

Relation (II.9) afspejler homogenitet i forhold til output samt omkostningsminimering for givet faktorprisforhold. Principielt vil elasticiteten,  $d/c$ , for en Cobb-Douglas funktion svare til arbejdskraftens outputelasticitet,  $a/(a+b)$ . Data tyder dog på en lavere elasticitet til faktorprisforholdet i (II.9), og vi har undladt at binde koefficienten i (II.9). I stedet fås to log-lineære relationer, der tilsammen mimer en produktionsfunktion med lidt mindre substitution end Cobb-Douglas, uden at der konkret er indført fx en CES-funktion. Det indebærer et beskedent element af approksimation.

Vi bruger (II.7) og (II.9) som de to langsigsrelationer i faktorefterspørgslen. Det er nærliggende at anvende en multivariat estimationsmetode, når man søger to relationer på et datasæt med relativt få variable. I Kristensen og Knudsen (1999) er anvendt kointegrationsanalyse til at estimere de to simple langsigsrelationer. Datasættet består af (logaritmen til) kapitalapparat, beskæftigelse, output og relative faktorpriser samt af en lineær trend, og der findes to sammenhænge, der kan tolkes som (II.7) og (II.9).

Vi vil ikke prøve at gentage den multivariate analyse her, men estimerer beskæftigelses- og investeringsrelationer enkeltvis. Det er mere overkommeligt især med henblik på den løbende reestimation, og desuden ændrer enkeltligningsestimation ikke afgørende ved resultatet.

Det måske vigtigste resultat i Kristensen og Knudsen vedrører da heller ikke direkte, hvordan relationerne for investering og beskæftigelse ser ud, men hvordan de spiller sammen med andre variable. Ikke bare investering og beskæftigelse men også output fremstår som endogene i en multivariat analyse. Output reagerer fx på kapacitetsudnyttelsen udtrykt ved afvigelser fra produktionsrelationen. Denne sammenhæng i datasættet har inspireret til, at residualet fra produktionsfunktionen indgår i importrelationen. En tilsvarende sammenhæng fra beskæftigelsesændring til output har inspireret til, at beskæftigelsesændringen indgår i lagerrelationen, jf. omtalen andetsteds af import og lagerrelation. Dermed gengiver den samlede model en direkte kapacitetsmæssig effekt mængde-til-mængde fra faktorsiden til output.

Som sagt bestemmer vi nu modellens arbejdskraft- og kapitalefterspørgsel med enkeltligningsestimation. Vi ser først på den estimerede beskæftigelsesrelation.

### Beskæftigelsen

Vi bruger  $2/3$  til arbejdskraftens outputelasticitet og faktorandel og  $1/3$  til kapitalens, dvs.  $a/(a+b)$  fra (II.7) er  $2/3$ . Det minder om henholdsvis løn- og restindkomstandel i byerhvervene. Produktionsfunktionens trend estimeres frit i beskæftigelsesrelationen. Det er en simpel beskæftigelsesrelation. Ud over trend og lagget residual fra produktionsfunktionen indgår kun samme kvartals outputændring som forklarende variabel. Det indebærer en umiddelbar påvirkning fra output til beskæftigelsen. Estimationsresultatet er vist i tabel II.4.1.

Der er ikke problemer med autokorrelation eller outliers i henhold til LM-testene og Jarque-Bera testet. Det bemærkes, at der er anvendt instrumentestimation af hensyn til koefficienten til den ulaggede outputændring. Problemet er her ikke simultanitet men målefejl. Den kvartalsvise outputændring er betydeligt mere volatil end den tilhørende



BESKÆFTIGELSE			Tabel II.4.1
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i beskæftigelse	$\Delta\log(qbyx)$		
Ændring i output	$\Delta\log(fyfbx)$	0,4248	3,8
Residual fra produktionsfunktion	a)	0,2149	4,9
Trend	0,001-trend	-2,0182	4,3
Konstant		-3,9504	4,3
T = 1971:4 – 1997:4      DW = 2,056      AR(1) = 0,908      Se = 0,0084			
R <sup>2</sup> = 0,0645      JB = 0,382      AR(4) = 4,781			

Anm.: Instrumentestimation med  $\Delta\log(qbyx)$  og  $\Delta\log(fyfbx)$  som endogene. Instrumenter er 1 og 2 kvartal lagget  $\Delta\log(qbyx)$ ,  $\Delta\log(fyfbx)$  og  $\Delta\log(km)$ . Test for instrumentering: 11,54 ;  $\chi^2(5)$ .  
a)  $\log(fyfbx.) - 0.67 \cdot \log(qbyx.) - 0.33 \cdot \log(km.)$ .

beskæftigelsesændring. Det er for så vidt naturligt, at output svinger mest, men den betydeligt større volatilitet i outputændringen dækker givetvis også over målemæssige problemer med byerhvervenes BVT i faste priser.

Ved estimationen optræder de laggede ændringer i beskæftigelse, output og kapital som instrumenter for den ulaggede outputændring. Der er brugt 1 og 2 kvartalers lag, så der er 6 instrumenter. Det ikke helt velvalgt, i og med et Sargan-test for instrumentering afviser, at den estimerede ligning kan ses som en linearkombination af reducerede ligninger for beskæftigelse og output. Instrumentvalget er inspireret af den multivariate analyse af det lidt ældre datasæt i Kristensen og Knudsen.

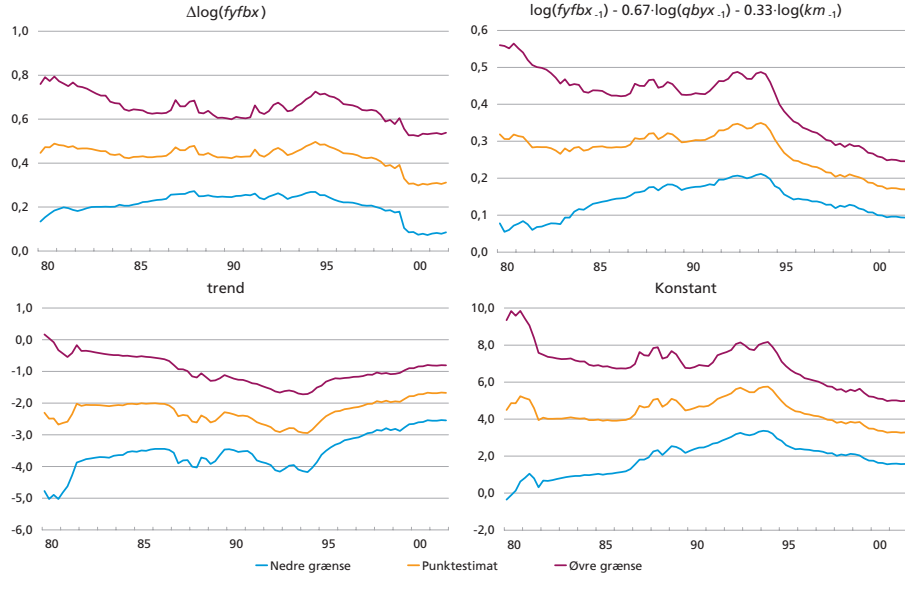
Koefficienten til outputændringen er godt 0,4, jf. tabel II.4.1. Ved en OLS regression er koefficienten til outputændringen kun halvt så stor. Ved instrumentestimationen erstattes faktisk outputændring med outputændringen regresseret på instrumenterne. Dette estimat på outputændringen er mere roligt end den faktiske outputændring og får, som sagt, en større koefficient i relationen.

Koefficienten på godt 0,4 er dog stadig klart mindre end én som udtryk for, at arbejdsproduktiviteten stiger, når produktionen stiger. Denne procykliske effekt på produktiviteten er et almindeligt og forventeligt resultat. Det er ikke gratis at tilpasse arbejdskraften, så arbejdskraften reagerer trægt. I øvrigt har vi ikke formuleret tilpasningsomkostninger og lignende, så der er ingen struktur bag den estimerede dynamik.

Anvendelsen af outputelastcitetet omkring 2/3 og 1/3 til henholdsvis arbejdskraft og kapital blev testet og accepteret i Kristensen og Knudsen (1999). Med det nyere datasæt kan restriktionen ikke uden videre accepteres i beskæftigelsesrelationen, fx afvises den af et F-test på den reducerede ligning for beskæftigelsesændringen. Det er imidlertid vanskeligt

## REKURSIV ESTIMATION, BESKÆFTIGELSE

Figur II.4.4



at formulere en enkel model uden en enkel langsigsrelation mellem output og de to input, hvorfor restriktionen er bibeholdt indtil videre.

Den rullende estimation tyder på en vis uro og drift i parametrene i de seneste år, jf. figur II.4.4.  $F_x$  får relationens fejlkorrigeringsled gradvis lavere koefficient, så tilpasningen bliver langsommere, når de senere års data kommer ind i estimationsperioden. Det kan evt. afspejle en større stramhedsgrad på arbejdsmarkedet, som der ikke er taget hensyn til.

### Kapitalen

Ligesom beskæftigelsesrelationen er enkel, er der heller ikke lagt meget ind i relationen for kapitalapparatets udvikling, dvs. investeringsrelationen. De tre variable i langsigsrelationen (II.9) indgår med et lag, og dertil kommer samme kvartals outputændring og ændringen i kapitalapparatet lagget et og to kvartaler. Kapitalapparatet reagerer langt trægere end beskæftigelsen, og de laggede ændringer i kapitalapparatet er med til at modellere den træge dynamik. Estimationsresultatet er vist i tabel II.4.2.

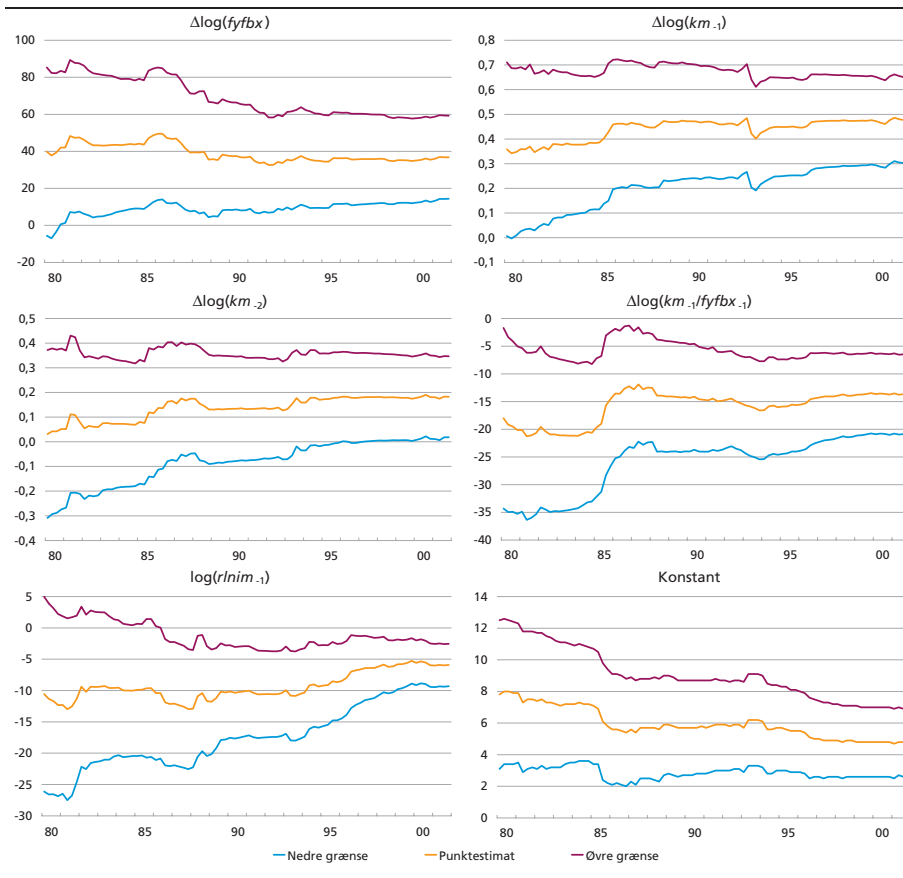
Der er ikke problemer med residualerne, jf. teststørrelser for autokorrelation og normalitet. Man kunne måske have ventet outliers fx i forbindelse med annoncerede indgreb i afskrivningsreglerne, ligesom der bruges dummyer i forbrugsrelationen i forbindelse med et par afgiftsændringer. Det er imidlertid svært at skelne effekten af politiske tiltag fra almindelig volatilitet, og relationenes residualer virker snarere nor-

MATERIELINVESTERINGER			Tabel II.4.2
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i kapitalapparat		$\Delta\log(km)$	
Ændring i output	$0,001 \cdot \Delta\log(fyfbx)$	35,9805	3,0
Lagget ændring i kapitalapparat	$\Delta\log(km_{-1})$	0,4736	5,1
Lagget ændring i kapitalapparat	$\Delta\log(km_{-2})$	0,1816	2,0
Kapital/output-forhold	$0,001 \cdot \log(km_{-1}/fyfbx_{-1})$	-13,9047	3,6
Faktorprisforhold	$0,001 \cdot \log(rlnim_{-1})$	-6,1497	2,6
Konstant	0,001	4,8604	3,2
T = 1971:3 – 1997:4	DW = 1,973	AR(1) = 0,128	Se = 0,0024
R <sup>2</sup> = 0,6676	JB = 0,795	AR(4) = 3,615	

Anm: Estimeret med OLS. Restriktionen af langsigtet outputelasticitet til 1 accepteres med en F-værdi på 0,13, F(1,99).

malfordelte med stor spredning i forhold til investeringernes størrelse end præget af enkelte outliers.

REKURSIV ESTIMATION, MATERIELINVESTERINGER Figur II.4.5



Spredningen på 0,0024 angiver, at den relative fejl på kapitalapparatet er ¼ pct. Set i forhold til investeringernes, især nettoinvesteringernes, størrelse er den procentvise fejl betydeligt større.

Trægheden i kapitaldannelsen fremgår af den estimerede dynamik med en numerisk lille koefficient på -0,0139047 til det laggede kapitalapparat og dermed til afvigelser fra langsigsrelationen. Desuden ses, at samme kvartals outputændring spiller en langt mindre rolle her i relationen for investeringer end i beskæftigelsesrelationen. Det gør da heller ingen større forskel at estimere med instrumenter for at tage hensyn til målefejlsproblemer i output, så vi har holdt os til OLS, jf. tabel II.4.2.

I langsigsrelationen for kapitalapparatet har de relative faktorpriser koefficienten -0,44 (6.1497/13.9047). Det er et stykke fra de -0.67, koefficienten skulle have været for at afspejle en ren Cobb-Douglas funktion med substitutionselasticitet på 1. Nu antyder koefficienterne, at substitutionselasticiteten er omkring 2/3 (0.44/0.67). Afvigelsen er ikke væsentlig. Cobb-Douglas-restriktionen har en F-statistik på 2,24, og det er ikke signifikant for F(1,100). Det er dog valgt at undlade restriktionen af hensyn til kommende reestimation og eventuel respecifikation af kapitalomkostningerne, som kan formuleres på flere måder, og påvirke estimatet af substitutionselasticiteten.

En rullende estimation tyder på, at koefficienterne er stabile over de seneste 10-15 år vurderet i forhold til deres spredning, jf. figur II.4.5.

### Nærmere om især kapitalomkostningerne

De indgående variable er som ved de andre relationer typisk baseret på Danmarks Statistiks tal. Fx er kapitalapparatet målt ved de officielle tal for bruttokapitalapparatet i den private erhvervssektor, ekskl. udlejningsboliger og ekskl. skibe. De officielle kapitaltal findes kun som ultimo årstal, men de er her interpoleret på ultimo kvartaler baseret på de kvartalsvise investeringer og de tilknyttede afskrivnings-satser.

Der er imidlertid én af de anvendte variable, der ikke uden videre findes i eller kan afledes fra offentlig statistik – nemlig kapitalomkostningerne. Her er anvendt et simpelt Jorgenson user cost udtryk. Det hedder *cum* for materiel.

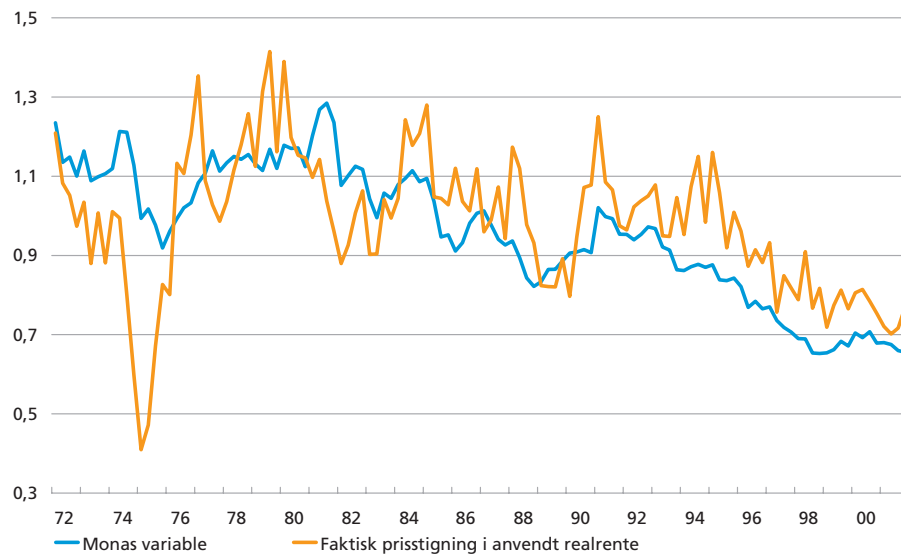
$$cum = \frac{1 - tax \cdot zmask}{1 - tax} pipm \cdot ((1 - tax) \cdot ibz - dpyfbxe + 0,16) \quad (II.10)$$

*tax* er skattesats, *pipm* investeringsdeflatoren, *ibz* obligationsrenten, *dpyfbxe* forventet inflation, og *zmask* er nutidsværdien af de skattemæssige afskrivninger.

Nutidsværdien af de skattemæssige afskrivninger er opgjort under hensyntagen til reglen om saldoafskrivning på driftsmidler. Reglen har

KAPITALOMKOSTNING I FORHOLD TIL LØN

Figur II.4.6



med tilpasninger været gældende i hele estimationsperioden siden begyndelsen af 1970'erne. Det er uden for rammerne at gennemgå beregningen af *zmmask*, men metoden er som i Sørensen (1984).

Et af de mere svævende spørgsmål omkring kapitalomkostningerne er, hvordan forventet inflation skal repræsenteres. Som forventet inflation i user cost udtrykket er her anvendt en halv gange år-til-år stigningen i et glidende gennemsnit af deflatoren, *pyfbx*, på byerhvervenes værditilvækst. Dermed anvendes en både udglattet og nedvægtet inflationsrate. Det er analogt med opstillingen af forventet forbrugerpris-inflation til brug for husprisrelationen, jf. gennemgangen af denne i boligafsnittet.

I investeringsrelationen anvendes user cost over timelønsomkostning, *cum/lnio*, ruset for lineær trend i estimationsperioden. Det anvendte trendensede udtryk for relativ faktoromkostning kaldes *rlnim*, jf. tabel II.4.2 med regressionsresultatet. Ikke mindst formuleringen af anvendt inflation er vigtig for estimationsresultatet. Det anvendte mål for de relative faktorpriser er i figur II.4.6 sammenlignet med et tilsvarende mål, hvor realrenten i user cost er baseret på år-til-år stigningen i BVT-deflatoren uden udglatning.

Det ses, at sidstnævnte user cost er mere volatil, specielt i første halvdel af 1970'erne. Dengang øgede olieprisomvæltningen værditilvækstens prisstigning, uden at man formentlig troede de kommende års realrente ville blive reduceret tilsvarende, og samtidig med at det negative udbudsstød fra olieprisen dæmpede investeringslysten. Hvis realrenten i user cost baseres på den simple år-til-år stigning i BVT-deflatoren

Med en substitutionselasticitet på 0,67 har vi en simpel sammenhæng mellem relativ faktorindsats og relativ faktorpris

$$\log\left(\frac{\text{arbejdskraft}}{\text{kapital}}\right) = 0,67 \cdot \log\left(\frac{\text{kapitalomkostning}}{\text{løn}}\right) \quad (1)$$

hvor vi ignorerer konstant og trend. Relation (1) kan siges at angive den optimale relative faktorindsats. Man kan imidlertid også vende (1) om og beregne kapitalomkostningen som funktion af faktisk indsats af produktionsfaktorer og faktisk løn. Det giver kapitalens skyggepris. Kostede kapitalindsatsen skyggeprisen, ville faktor anvendelsen være optimal og dermed i ligevægt.

Vi udnytter nu, at når faktor anvendelsen er i ligevægt, er styk- og grænseomkostning ens. Det betyder, at man får grænseomkostningen ved at indsætte kapitalens skyggepris i et udtryk for samlet stykomkostning, jf. Thomsen (1995). Nærmere bestemt indsætter vi skyggeprisen udledt af (1) på kapitalomkostningens plads i Cobb-Douglas formelen for stykomkostning

$$\log(\text{stykomkostning}) = 0,67 \cdot \log(\text{løn}) + 0,33 \cdot \log(\text{kapitalomkostning}) \quad (2)$$

og får

$$\text{grænseomkostning} = \frac{\text{løn}}{\left(\left(\frac{\text{kapital}}{\text{arbejdskraft}}\right)^{\frac{1}{0,67}}\right)^{0,33}} \quad (3)$$

Den intuitive udlægning af (3) er, at grænseomkostningen stiger, når arbejdskraftindsatsen stiger relativt til kapitalapparatet. I forhold til Monas relationer er det en tilsnigelse at bruge ren Cobb-Douglas-sammenhæng. Med en substitutionselasticitet på 0,67 er det principielt rigtige at tage udgangspunkt i definitionen af grænseomkostningen

$$\text{grænseomkostning} = \frac{\text{løn}}{\text{arbejdskraftens grænseprodukt}} \quad (4)$$

hvor arbejdskraftens grænseprodukt kan beregnes for en CES-funktion med substitutionselasticitet 0,67. Der er imidlertid ingen væsentlig forskel på at bruge (3) og (4). Den tætte approksimation kan illustreres ved for faktisk output og faktorpriser 1971-2001 at antage kapital og arbejdskraft bestemt af en CES-funktion med 0,67 som substitutionselasticitet, så (4) baseret herpå pr. antagelse giver det korrekte. Forløbet af forholdet mellem grænseomkostningen, jf. (3) og (4), CD/CES-forholdet er vist i figuren sammen med det relative faktorprisforhold løn/kapitalomkostning. Faktorprisforholdet er renset for simpel trend, svarende til at modelvariablen *rlnim* er renset for simpel trend.

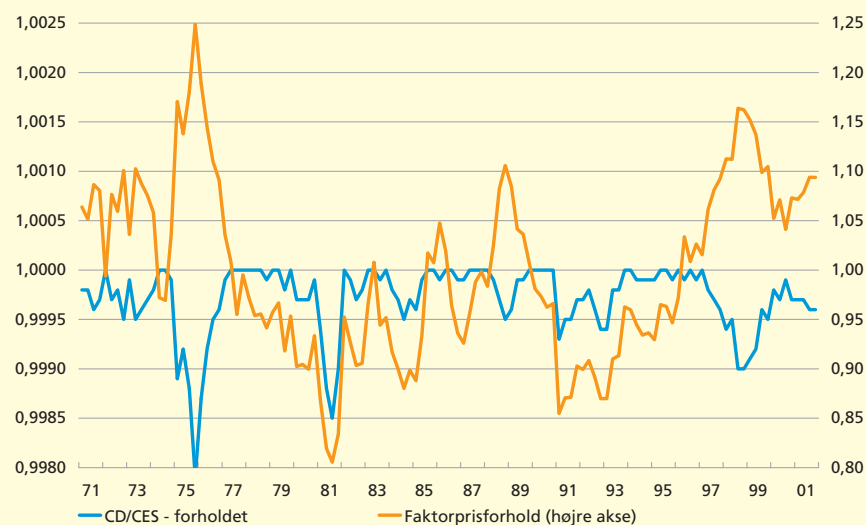
Det ses, at CD-grænseomkostningen altid falder i forhold til CES-grænseomkostningen, uanset om arbejdskraften bliver relativt dyrere eller billigere. Det afspejler, at større substitutionselasticitet betyder bedre tilpasning. Pointen ved figuren er, at

FORTSAT

Boks II.4.1

afvigelsen mellem det anvendte (3) og formelt korrekte (4) er forsvindende lille. Største afvigelse er 0,02 pct. i 1975, hvor faktorprisforholdet afviger mest fra gennemsnittet. Det forsvinder i den generelle usikkerhed om valg af funktionsform og opgørelse af de indgåede variable. Alt i alt kan man godt forholde sig lidt frit til funktionsformen, og det gælder i øvrigt også, selv om substitutionselasticiteten var endnu mindre end 0,67, fx 0,33.

#### GRÆNSEOMKOSTNINGER, APPROKSIMATIONSFEJL



Anm.: Faktorprisforholdet er skaleret således, at gennemsnittet for perioden 1971- 2001 er én.

bliver de relative faktorpriser insignifikante i investeringsrelationen, også hvis første halvdel af 1970'erne udelades fra estimationsperioden.

#### Den afledte produktionsomkostning

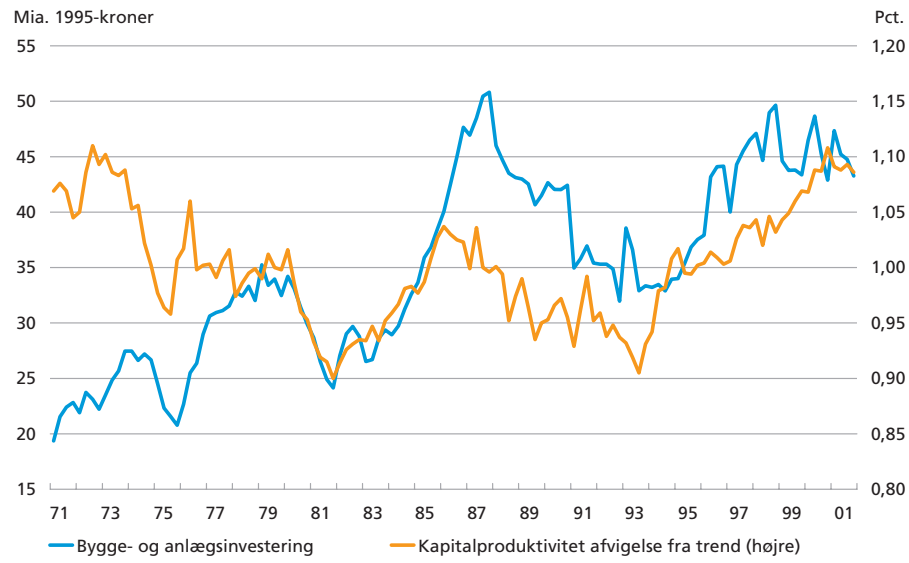
Udover at beskrive beskæftigelse og investering er de estimerede relationer udgangspunkt for at formulere omkostninger og kapacitetsmål. Især bemærkes, at den marginale stykomkostning eller grænseomkostningen anvendes i prisdannelsen, jf. senere omtale af prisrelationerne. Grænseomkostningen kan inden for rammerne af den opstillede to-faktor model findes som timeløn divideret med arbejdskraftens grænseprodukt. Som omtalt, er valgt en simpel loglineær formulering af faktormodellen, og udledningen af grænseomkostningen på det grundlag er vist i boks II.4.1.

#### Bygge- og anlægsinvesteringer

Bygge- og anlægsinvesteringer er typisk forbundet med en betydelig planlægningsperiode og reagerer derfor endnu langsommere på kon-

**BYGGE- OG ANLÆGSINVESTERING OG TRENDRENET  
KAPITALPRODUKTIVITET**

Figur II.4.7



junkturpåvirkninger end materielinvesteringerne. Det betyder ikke nødvendigvis, at bygge- anlægsinvesteringer svinger mindre end materielinvesteringer. Bygnings- og anlægskapitalen er stor i forhold til bygge- og anlægsinvesteringerne, og det bidrager til, at investeringerne reagerer relativt meget på et ønske om fx 1 pct. større kapitalapparat.

Investeringsrelationen for bygninger og anlæg minder helt om den for materiel. Den ønskede bygningskapital styres i høj grad af output og påvirkes desuden af de relative faktorpriser. Sammenhængen med output indebærer en positiv korrelation mellem på den ene side forholdet output/bygningskapital og på den anden side bygge- og anlægsinvesteringerne, jf. figur II.4.7.

**BYGGE- OG ANLÆGSINVESTERINGER**

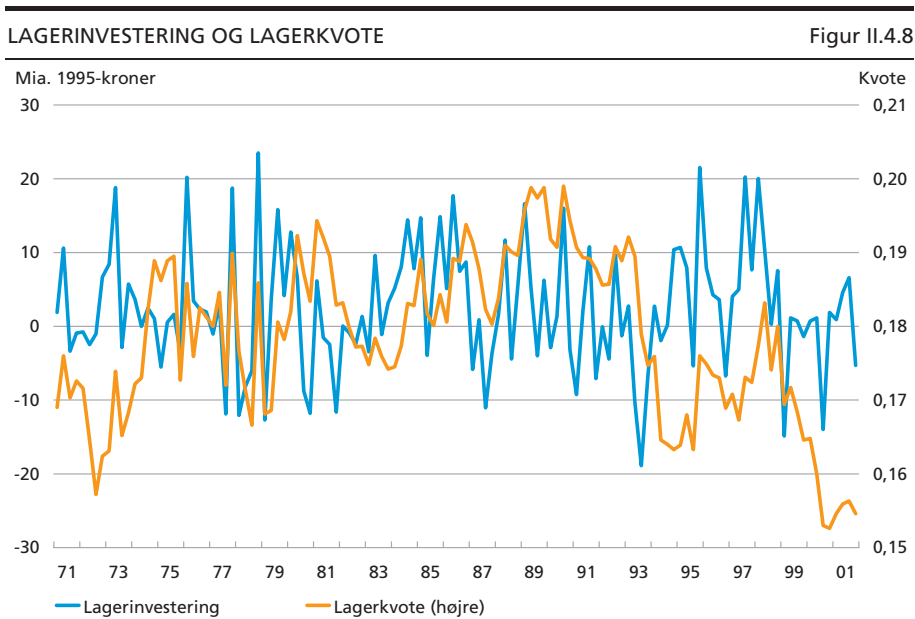
Tabel II.4.3

Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i kapitalapparat	$\Delta \log(kb)$		
Ændring i kapitalapparat	$\Delta \log(kb_{-1})$	0,8037	21,3
Kapital/output-forhold	$\log(kb_{-1}/fyfbx_{-1})$	-0,0041	4,0
Faktorprisforhold	$\log(rlnib_{-1})$	-0,0007	3,4
Konstant		0,0043	4,5

T = 1971:3 – 1997:4    DW = 3,003    AR(1) = 0,000    Se = 0,0004  
R<sup>2</sup> = 0,9273    JB = 5,534    AR(4) = 0,788

Anm.: Estimeret med OLS. Restriktionen af langsigtet outputelasticitet til 1 accepteres med en F-værdi på 1,0, F(1,101).





Dertil kommer, at en stigning i kapitalomkostningerne over for lønnen sænker bygnings- og anlægskapitalen relativt til output, ligesom den sænker intensiteten i indsatsen af materiel. Forskellen ligger i at bygnings- og anlægskapitalen ikke indgår i beskæftigelsesrelationen, så denne del af kapitalapparatet påvirker ikke arbejdsproduktiviteten.

Der er ikke væsentlig autokorrelation i relationens residualer, jf. tabel II.4.3. I modsætning til materielinvesteringerne er der her ved bygningsinvesteringerne en enkelt observation i 1. kvartal 1991, der skiller sig ud som outlier. Det er ikke noget stort problem. Indsættes en dummy til at fjerne denne observation, falder Jarque-Bera statistikken til under 1, uden at koefficienterne flytter sig meget.

### Lagerinvesteringer

Lagerinvesteringerne reagerer på forholdet mellem lagerbeholdning og efterspørgsel, også kaldet lagerkvoten. Er lagerkvoten lille, stimulerer det lagerinvesteringerne, er kvoten høj trækker det lagerinvesteringerne ned. Det er helt på linje med aktivitetspåvirkningen på beholdningen af materiel eller bygninger og anlæg. Sammenhængen er illustreret i figur II.4.8. Det bemærkes, at lagerkvoten har været faldende de senere år. En tilsvarende tendens i andre lande relateres nogle gange til forbedret teknologi omkring lagerregistrering og -styring.

Der findes ikke officielle tal for lagerbeholdningen. Den anvendte lagerserie er dannet som kumulerede lagerinvesteringer plus en konstant,

der fjerner trenden i lagerkvoten over hele estimationsperioden. Lagerrelationen vedrører byerhvervenes lagre ekskl. energilagre.

Det anvendte efterspørgselsudtryk svarer til byerhvervenes produktion plus import minus lagerinvesteringer. Det vil sige, at øget efterspørgsel kan tilfredsstilles på tre måder: Øget produktion, øget import eller lagernedgang.

Den sidstnævnte reaktion, hvor man tager ud af lageret, er forbeholdt vareefterspørgslen. Tjenester ligger ikke på lager. Desuden er der tale om en udpræget kortsigtseffekt, som man forholdsvis hurtigt vil supplere og erstatte ved at tilpasse import og produktion. Man kan givetvis ikke se meget af den kortsigtede lagerreaktion i årsdata.

Outputændringerne er ikke perfekt korrelerede med ændringer i efterspørgselsudtrykket, og vi estimerer på det foreliggende grundlag en relation for lagerinvesteringerne, hvor øget efterspørgsel reducerer lagrene samme kvartal, som efterspørgslen øges.

En sådan effekt, hvor lageret bruges som buffer, tenderer at udglatte output i forhold til efterspørgslen. Det må imidlertid tilføjes, at selve det forhold, at outputændringerne kun er delvist korrelerede med efterspørgselsændringerne, ikke nødvendigvis betyder, at output varierer mindre end efterspørgslen. Nationalregnskabets kvartalsvise lagerbevægelser bygger på egentlig primærstatistik fra 1987, og i perioden fra 1987 til nu er spredningen i output- og efterspørgselsændringerne nogenlunde lige stor. I nogle kvartaler synes udsvinget i output ligefrem befordret af lagerinvesteringerne, så lagerinvesteringernes outputglattende rolle er tvivlsom. Det er ikke en ny eller specifik dansk observation. I henhold til oversigten i Maccini (1992) er det velkendt, at lagrenes outputglattende rolle ikke altid dominerer.

En sidste forklarende variabel er beskæftigelsesudviklingen. Et delresultat af analysen omkring faktorefterspørgslen i Kristensen og Knudsen (1999) var, at øget beskæftigelse øger det følgende kvartals output. Denne effekt fanges i modellen, ved at beskæftigelsesændringerne påvirker lagerinvesteringerne. En simpel tolkning er, at øget beskæftigelse øger mængden af varer under produktion, og varer under produktion er en del af lageret.

Ud over de nævnte forhold kunne man forestille sig, at ønsket lagerkvote kan være påvirket af renten, som indgår i lageromkostningerne, men denne rentefølsomhed ses ikke i data og indgår heller ikke i relationen. Estimationsresultatet for lagerinvesteringerne er vist i tabel II.4.4.

Der er ikke de store problemer med autokorrelation eller outliers, jf. de tilhørende teststatistikker. Koefficienten til efterspørgselsændringen indebærer at knap 29 pct. af en forøgelse i efterspørgselsudtrykket *demand* bliver til en lagerreduktion i samme kvartal.

LAGERINVESTERINGER		Tabel II.4.4	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Lagerinvestering/efterspørgsel	$filbx/demand_{-1}$		
Ændring i efterspørgsel	$\Delta(demand)/demand_{-1}$	-0,2864	5,7
Ændring i beskæftigelse	$\Delta\log(qbyx_{-1})$	0,6400	4,6
Beholdning/efterspørgsel	$0,01 \cdot \log(stock_{-1}/demand_{-1})$	-5,3823	2,5
Konstant	0,001	-85,9256	2,3
T = 1971:3 – 1997:4	DW = 1,743	AR(1) = 2,149	Se = 0,0111
R <sup>2</sup> = 0,4033	JB = 1,866	AR(4) = 6,009	

Anm.: Relationen er estimeret ved OLS. Restriktionen på langt sigt om en efterspørgselselasticitet på 1 accepteres let med en F-værdi på 0,0. Konstruktionen af lagerserien, stock, lægger da også op til en elasticitet på 1.

Rullende estimation tyder på, at tilpasningen til den ønskede lagerbeholdning er ved at ændre sig, jf. figur II.4.9, og som nævnt synes lagerbeholdning over efterspørgsel at skifte niveau i de senere år.

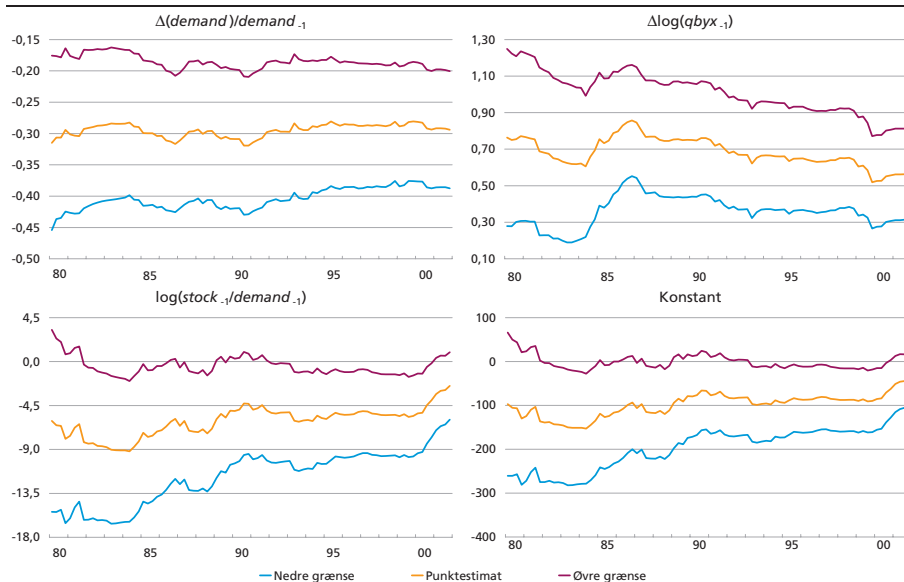
## IMPORT

5

Importen følger i høj grad efterspørgslen, især når efterspørgselskategorierne vægtes efter importindhold, så fx materielinvesteringer får høj vægt, og det private og offentlige forbrug med sit indhold af tjenester får en lavere vægt. Udover efterspørgslen afhænger importen af forhold-

## REKURSIV ESTIMATION, LAGERINVESTERINGER

Figur II.4.9



det mellem indenlandsk pris og importpris. Det er analogt til fx industrieksportens følsomhed over for relativ løn. Importens indhold af råvarer og i det hele taget varer uden oplagt dansk substitut, fx biler, reducerer dog importens prislefølsomhed, og importen betyder tydeligt mindre for modellens reaktion på konkurrenceevnen, end eksporten gør.

Mens prislefølsomheden er mindre for importen end for eksporten, er den direkte kapacitetseffekt på importen derimod forholdsvis stor. Denne effekt skabes af, at importrelationens kortsigtede efterspørgselselasticitet er større end én, og af at der indgår et udtryk for kapacitetsudnyttelsen.

Mens importmængderne primært bestemmes af den indenlandske efterspørgsel, er importpriserne i højere grad givet udefra. De er dog ikke helt udefra givne i modellen, men påvirkes lidt af det indenlandske prisniveau, jf. den efterhånden veletablerede "pricing to the market" effekt beskrevet i Krugman (1987).

Vareimporten er opdelt i tre komponenter 1) skibe og fly, 2) energi samt 3) vareimport ekskl. energi samt ekskl. skibe og fly. Der er estimeret relationer for 2) og 3). Vi koncentrerer os om 3), som udgør 90 pct. af vareimporten. Der er både en mængde- og en prisrelation. De er estimeret hver for sig.

### **Vareimport, mængde**

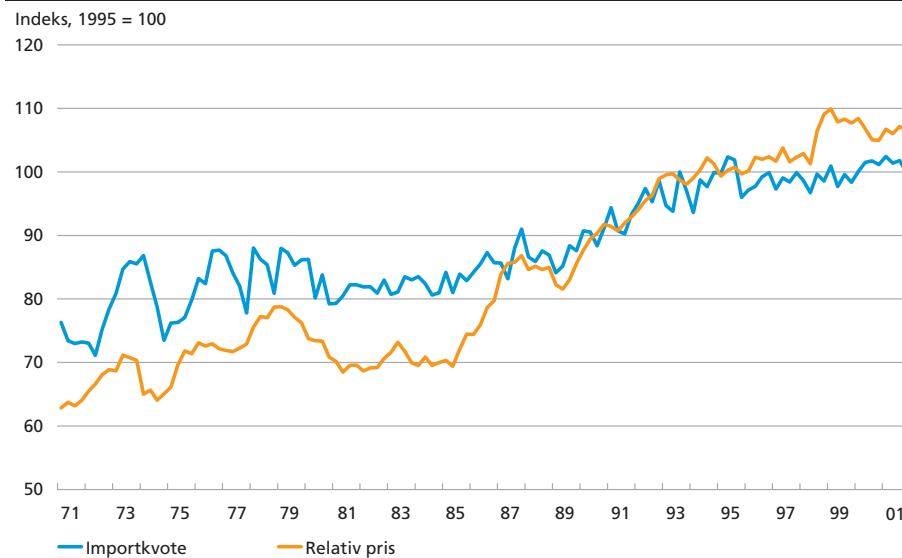
Den vigtigste importdeterminant er efterspørgslen. Efterspørgslen efter import opgøres i modellen som efterspørgselskomponenterne vejret sammen med deres gennemsnitlige importindhold i 1995 taget fra input-output tabellen. Dvs. at man bruger en standardberegnet importefterspørgsel. Forholdet mellem import og standardberegnet importefterspørgsel kaldes den standardberegnete importkvote. Importkvoten er normalt stigende. Det udtrykker formentlig en almindelig tendens til stigende arbejdsdeling. Importkvoten er vist i figur II.5.1.

Importens umiddelbare reaktion på efterspørgslen kan illustreres ved at sammenholde import- og efterspørgselsstigningen år-til-år. Der er en tydelig positiv samvariation og også en tendens til, at importen reagerer mere i pct. end efterspørgslen. Det illustrerer, at den kortsigtede efterspørgselselasticitet er større end én. Med andre ord er den marginale importkvote større end den gennemsnitlige, og sammen med den i foregående afsnit omtalte kortsigtsreaktion i lagrene dæmper det produktionens umiddelbare reaktion på efterspørgselsændringer. Efterspørgsels- og importstigning er vist i figur II.5.2.

Importerede varer konkurrerer med tilsvarende dansk producerede varer. Konkurrencen er stærkest for ensartede produkter, men selv råvarer, som ikke findes i Danmark, kan principielt konkurrere med input af dan-

STANDARDBEREGNET IMPORTKVOTE OG RELATIV PRIS

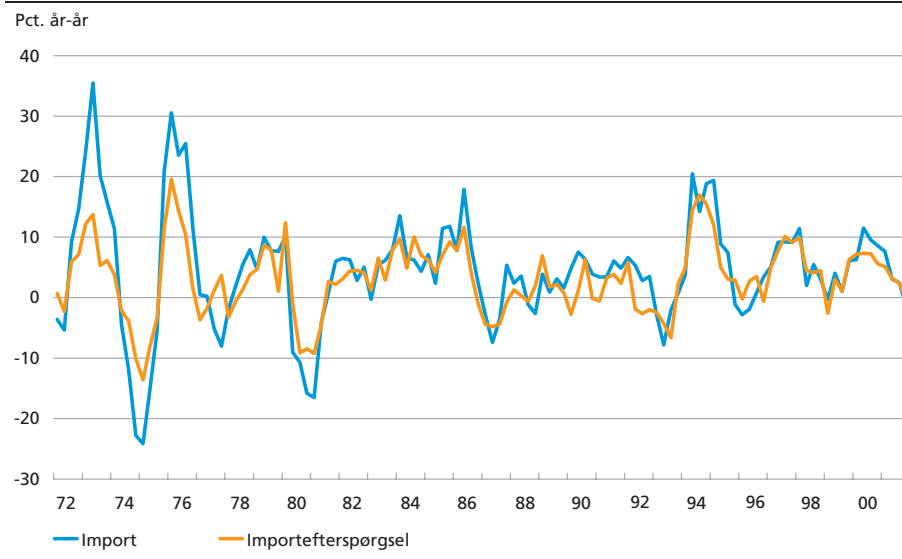
Figur II.5.1



ske produktionsfaktorer, fx arbejdskraft, hvis der er en substitutionsmulighed. Grundlæggende afhænger fordelingen mellem forbrug af danske varer og forbrug af importvarer af importprisen i forhold til prisen på dansk værditilvækst. Prisen på indenlandsk værditilvækst kan fx repræsenteres ved marginal lønomkostning.

ÆNDRING I IMPORT OG IMPORTEFTERSPØRGSEL I FORHOLD TIL ÅRET FØR

Figur II.5.2



Der er en vis samvariation mellem den standardberegnete importkvote og en relativ pris målt ved marginal lønomkostning i forhold til importprisen, jf. figur II.5.1. I denne figur må man i øvrigt se bort fra den del af samvariationen, der afspejler voksende trend i begge serier. Importrelationen estimeres nemlig med fri trend af hensyn til effekten fra øget arbejdsdeling, og det er umuligt at isolere en eventuel effekt fra forskellig trend i importpris og indenlandsk pris.

De illustrerede sammenhænge kan meget analogt med eksportsiden sammenfattes i en simpel langsigsrelation med efterspørgsel og relativ pris

$$\log\left(\frac{\text{import}}{\text{vægtet efterspørgsel}}\right) = -b \cdot \log\left(\frac{\text{importpris}}{\text{dansk omkostning}}\right) + c \cdot \text{trend} \quad (\text{II.11})$$

hvor parameteren  $-b$  er priselasticiteten. Anvendelse af den standardberegnete importkvote i langsigsrelationen indebærer, at elasticiteten fra efterspørgsel til import på langt sigt er bundet til én, så den langsigtede stigning i importkvoten bæres af den eksogene trend. Dermed omfatter trenden en normal effekt af stigende arbejdsdeling; men som antydnet ovenfor, kan trenden dække over mere end arbejdsdeling, fx over en særlig trend i lønomkostningen for de varegrupper, der i særlig grad er importkonkurrerende. Det kan man ikke udskille og identificere, og det gør heller ikke noget.

Ved siden af importens langsigsrelation er der en særlig kortsigtet påvirkning fra kapacitetsudnyttelsen på importen. Som nævnt i afsnittet om investeringer og beskæftigelse, er det tilsyneladende ikke bare beskæftigelsen, som reagerer og stiger, når output er højt i forhold til faktorindsatsen. Output reagerer selv ved at falde. En sådan kapacitetsmæssig output-reaktion kan principielt skyldes flere ting; men én mekanisme er, at importen stiger, hvis output er blevet stor i forhold til faktorindsatsen. Vi bruger derfor residualen fra produktionsfunktionen som kapacitetsmål i importrelationen. Derved er produktionsrelationen også med til at forklare importen.

Den estimerede importrelation er vist i tabel II.5.1.

Der er ikke problem med outliers, men der er tilsyneladende en del autokorrelation i relationens residualer. Fra kvartal til kvartal er autokorrelationen negativ, og det kan afspejle et måleproblem bestående i, at fx maskinimport og tilhørende maskininvestering ikke altid henføres til samme kvartal.

Det er valgt at afstå fra at introducere mere kompliceret dynamik i relationen for at reducere autokorrelationen. En svært tolkelig dynamik er generende, når modellen anvendes.

IMPORTMÆNGDE		Tabel II.5.1	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i vareimport	$\Delta \log(fmvx)$		
Efterspørgselsændring	$\Delta \log(xfmvx - 0,2443 \cdot filbx)$	1,9780	5,4
Ændring i relativ pris	$\Delta \log((pmvx + tmvx)/mulc)$	-0,3227	1,8
Importkvote	$\log(fmvx_{,t}/xmvx_{,t})$	-0,5319	5,3
Importpris ift. omkostning	$\log((pmvx_{,t} + tmvx_{,t})/mulc_{,t})$	-0,2678	3,9
Kapacitetsmål	a)	0,5512	3,0
Trend	0,001 · trend	-6,0905	2,8
Konstant		12,0692	2,8
T = 1974:1 – 1997:4		DW = 2,244	AR(1) = 5,304
R <sup>2</sup> = 0,4613		JB = 0,259	Se = 0,0302
		AR(4) = 9,417	

Anm.: a)  $\log(fyfbx_{,t}) - 0,33 \cdot \log(km_{,t}) - 0,67 \cdot \log(qbyx_{,t})$ .

Estimationen er foretaget ved iteration mellem instrumentestimation med  $\Delta \log(xfmvx - 0,2443 \cdot filbx)$  som endogen højresidevariabel og ikke-lineær estimation af parameteren til  $\Delta \log(xfmvx - 0,2443 \cdot filbx)$ . Instrumenter er tre laggede ændringer  $\Delta \log(xfmvx_{,t-1})$ ,  $\Delta \log(fmvx_{,t-1})$  og  $\Delta \log(xfmvx_{,t-2})$ . Instrumenteringen accepteres med teststørrelse på 3,57 der er  $\chi^2(2)$  fordelt, Sargans test.

Den ikke-lineære parameter i efterspørgselsændringen er estimeret til 0,2443 med en t-værdi på 10,1.

Selve estimationsmetoden er i øvrigt besværliggjort af, at der både bruges instrumentestimation og ikke-lineær estimation. Den ikke-lineære estimation gælder koefficienten til lagerinvesteringerne i efterspørgselsændringen, jf. opskrivningen af dette led i tabel II.5.1. Den estimerede koefficient implicerer, at det marginale importindhold i lagerinvesteringerne er 0,24 mod 0,48 i gennemsnit.

Importvarer kommer ofte på lager, så normalt er importindholdet i lagerinvesteringerne forholdsvis stort, jf. gennemsnitskvoten på 0,48. Med en forholdsvis stor koefficient på 0,48 lægges op til, at lagerfald umiddelbart giver importfald. Lagerfald kan imidlertid afspejle, at en uventet vækst i efterspørgslen er imødekømt ved at bruge af varelageret. I det tilfælde vil importen næppe falde, men snarere stige i samme kvartal som respons på den øgede efterspørgsel. Dermed ligger det i den kortsigtede tilpasning, at import og lagerinvesteringer kan gå til hver sin side, og for at tillade et sådant tilpasningsmønster skal den marginale importkvote for lagerinvesteringerne være forholdsvis lille.

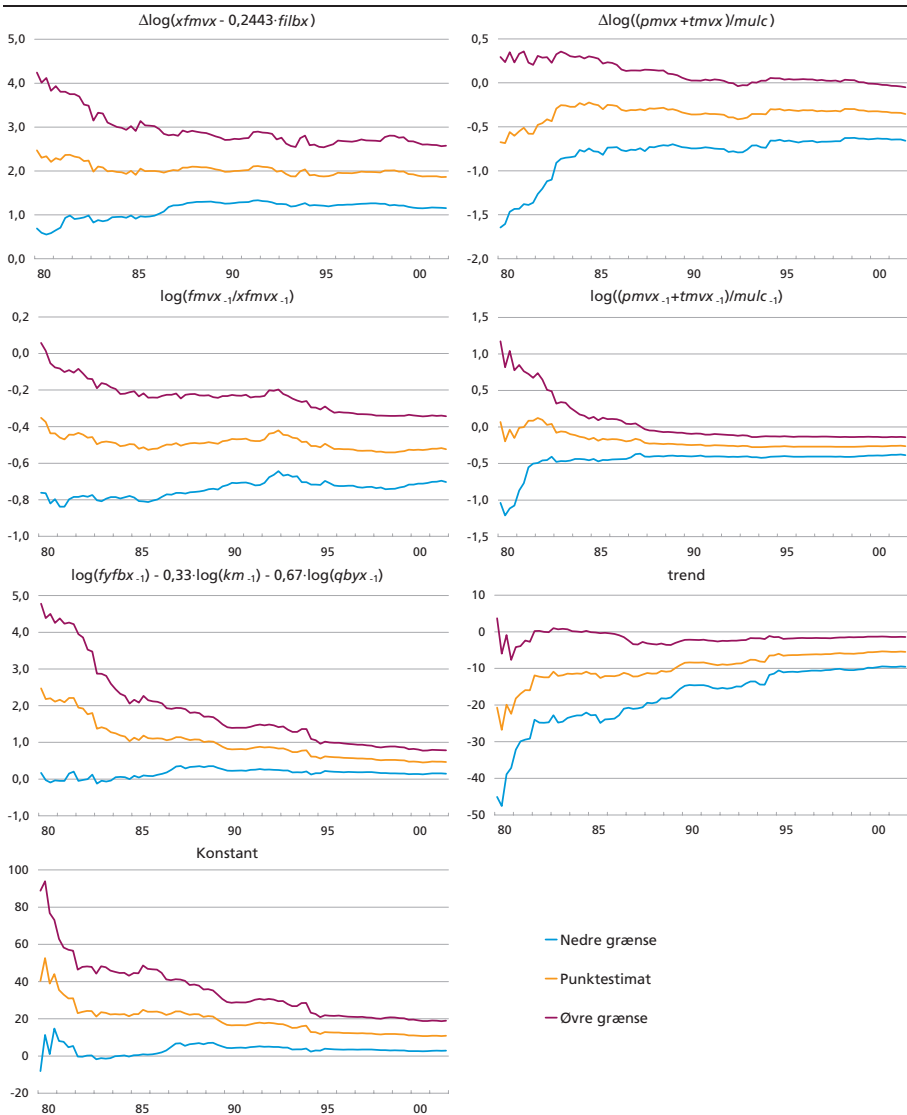
Når der er anvendt instrumentestimation, er det begrundet med måleproblemer omkring efterspørgselsudtrykket. Det er ikke specielt lagerinvesteringernes rolle, som er problemet. Der er tale om et generelt måleproblem som ved beskæftigelsesrelationen, jf. omtalen af denne relation. Ved beskæftigelsesrelationen brugtes instrumenter for at undgå at underestimere kortsigtselasticiteten mellem produktion og arbejdskraft. Ved importrelationen vil vi undgå at underestimere kortsigtselasticiteten mellem efterspørgsel og import.

Som instrumenter er anvendt de laggede ændringer i import og importefterspørgsel, og instrumenterne accepteres i henhold til det såkaldte Sargan-test, jf. noten til tabel II.5.1. Sargan-testet kan ikke afvise, at den estimerede relation er en linearkombination af reducerede ligninger for henholdsvis import- og efterspørgselsændring.

Da koefficienten til lagerinvesteringen i efterspørgselsændringen bør estimeres simultant med resten af relationen, er der itereret mellem ikke-lineær estimation og instrumentestimation, indtil estimerterne konvergerer.

REKURSIV ESTIMATION AF IMPORTMÆNGDEN

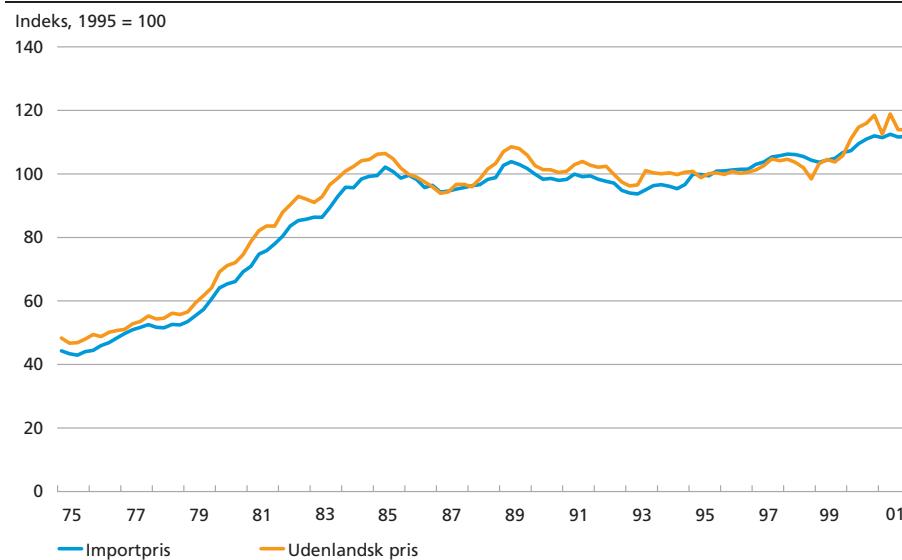
Figur II.5.3





IMPORTPRIS OG UDENLANDSK PRIS

Figur II.5.4



I den estimerede ligning er kortsigtselasticiteten til efterspørgslen 1,98, så den marginale importkvote er større end den gennemsnitlige på 1. Det giver importen den ventede bufferfunktion. Uden instrumentestimation ville kortsigtselasticiteten til efterspørgslen være forholdsvis tæt på én. Den langsigtede priselasticitet er ca. -0,5 (-0,2678/0,5319), og tilpasningen virker relativt hurtig, da 53 pct. af afvigelsen fra den ønskede import fjernes hvert kvartal.

Koefficienten til den lineære trend er negativ i ligningen. Som nævnt, er der stigende trend i importkvoten, men koefficienten til trenden skal ikke bare fange importkvotens trend, men også afbalancere indflydelsen fra de forklarende variable og herunder afbalancere både trenden i de marginale enhedsomkostninger og trenden i produktionsfunktionen. Parameterestimerne er forholdsvis stabile, jf. figur II.5.3.

### Vareimport, pris

Importprisen udtrykker udenlandske eksportørers priser i Danmark, og den dominerende forklarende faktor for den danske importpris er den udenlandske pris i danske kroner. Den udenlandske pris er beregnet som et vejte gennemsnit af 17 landes eksportpris, med vægte givet ved landfordelingen af den danske import. Figur II.5.4 viser importprisen og den udenlandske pris. Det er et generelt fænomen, at prisen på internationalt handlede varer flader ud fra midten af firserne.

Ud over indflydelsen fra det udenlandske prisniveau kommer, at udenlandske eksportører tager danske forhold i betragtning ved prissætning

IMPORTPRIS, LANGSIGTSRELATION			Tabel II.5.2
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Importpris	$\log(pmvx)$		
Udenlandsk pris	$\log(pmudl/efkrks)$	0,8639	31,2
Marginale enhedslønomkostninger	$\log(mulc)$	0,1361	4,9
Trend	0,001·trend	-0,1626	0,2
Konstant		4,4166	3,4
T = 1975:1 – 1997:4    DW = 0,445    ADF = 3,372    Se = 0,0187			
R <sup>2</sup> = 0,9958			

Anm.: Estimeret med OLS.

i Danmark. Effekten fra indenlandsk pris til importprisen er formentlig større for store økonomier; men kan også spille en rolle i den danske importprisdannelse, jf. Kongsted (2003), og jf. at vore store bilafgifter har kunnet påvirke den danske bilpris før afgift.

Samlet tænkes langsigtsrelationen for importprisen at være

$$\log(\text{import pris}) = a \cdot \log(\text{udenlandsk pris}) + (1-a) \cdot \log(\text{dansk pris}) + \text{trend} \quad (\text{II.12})$$

Relationen er homogen, således at en proportional stigning i udenlandsk og indenlandsk pris giver en tilsvarende stigning i importprisen. Estimationsresultatet for den dynamiske ligning for importprisen er vist i tabel II.5.2 og tabel II.5.3.

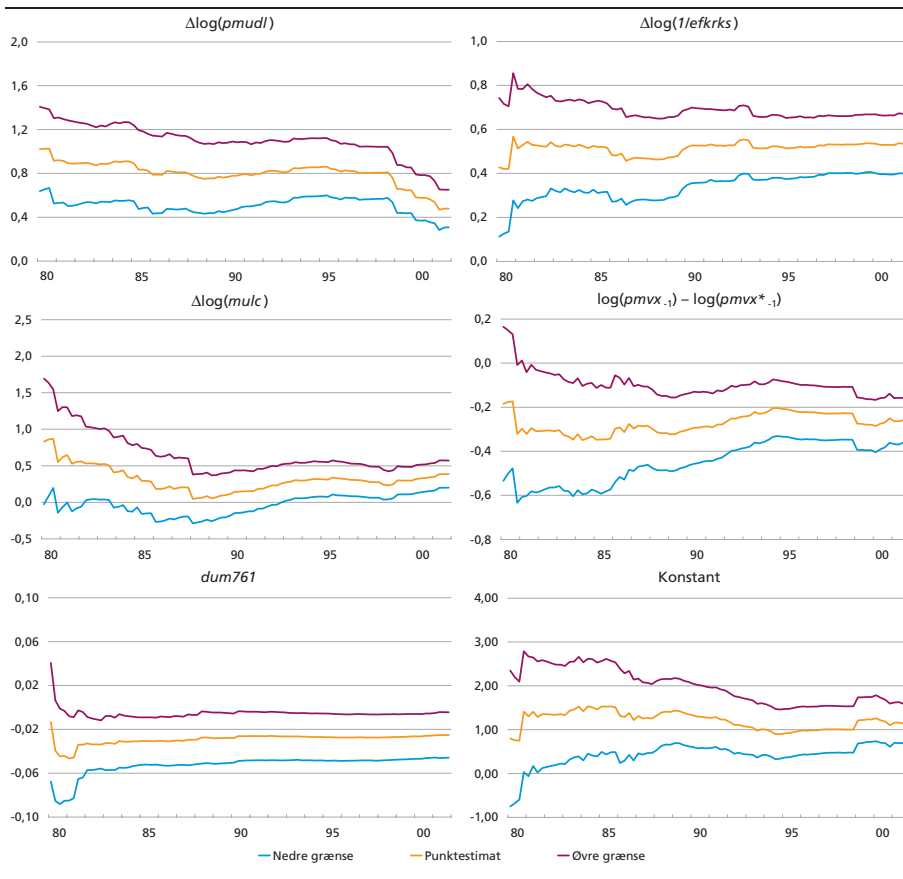
Ændringer i den udenlandske pris slår lidt hurtigere igennem end valutakursændringer, og den kortsigtede indflydelse fra de danske omkostninger er større end de langsigtede, jf. at kortsigtskoefficienten er

IMPORTPRIS			Tabel II.5.3
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i importpris	$\Delta \log(pmvx)$		
Ændring i udenlandsk pris	$\Delta \log(pmudl)$	0,8057	11,6
Ændring i udenlandsk valuta	$\Delta \log(1/efkrks)$	0,5311	8,0
Ændring i marginal omkostning	$\Delta \log(mulc)$	0,2760	2,5
Fejlkorrigeringsled	$\log(pmvx_{t-1}) - \log(pmvx^*_{t-1})$	-0,2286	3,7
Dummy	<i>dum761</i>	-0,0265	2,5
Konstant		1,0087	3,7
T = 1975:2 – 1997:4    DW = 2,223    AR(1) = 1,801    Se = 0,0101			
R <sup>2</sup> = 0,7164    JB = 4,436    AR(4) = 5,328			

Anm.: Estimeret med OLS. I fejlkorrigeringsleddet er:  $\log(pmvx^*_{t-1}) = 0,8639 \cdot \log(pmud_{t-1}/efkrks_{t-1}) + 0,1361 \cdot \log(mulc_{t-1}) - 0,1626 - 0,001 \cdot \text{trend}$ , jf. tabel II.5.2.

## REKURSIV ESTIMATION AF IMPORTPRISEN

Figur II.5.5



0,2760, og langsigtskoefficienten er 0,1361. Testene antyder, at residualerne ikke er helt tilfældigt fordelte. Der er fx en tendens til skævhed, men afvigelsen fra det normalfordelte er ikke signifikant. En rekursiv estimation viser, at koefficienten til den udenlandske prisændring ændres og mindskes, når de allerseneste observationer inddrages, jf. figur II.5.5.

### Import af energi

Import af energi er skilt ud for sig og ligeledes endogeniseret for både pris og mængde. I mængderelationen modelleres energiimporten plus den danske energiudvinding som funktion af et efterspørgselsudtryk og en relativ pris: Prisen på energiimport i forhold til lønomkostningerne.

I det anvendte efterspørgselsudtryk sammenevjes efterspørgselskomponenterne med vægte, der afspejler det direkte og indirekte indhold af såvel importeret energi som dansk olie og gas fra Nordsøen. Når import og energiudvinding er slået sammen, betyder det, at importen falder,

IMPORT AF ENERGI		Tabel II.5.4	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i importkvote	$\Delta \log(fmbrak/xfmbra)$		
Ændring i importkvote	$\Delta \log(fmbrak_{-1}/xfmbra_{-1})$	-0,2710	2,8
Importkvote for brændsel	$\log(fmbrak_{-1}/xfmbra_{-1})$	-0,4938	4,4
Importpris ift. lønomkostning	$\log(ter_{-1} \cdot (pmbra_{-1} + tmbra_{-1}) / lnio_{-1})$	-0,0454	1,5
Trend	0,001-trend	-12,9899	4,3
Konstant		25,9127	4,3
T = 1971:3 – 1997:4	DW = 2,098	AR(1) = 2,344	Se = 0,0576
R <sup>2</sup> = 0,3899	JB = 1,006	AR(4) = 5,167	

hvis nordsøproduktionen stiger for given efterspørgsel. Dermed fungerer output fra energiudvinding principielt som en vare, der kan sælges i vilkårlig mængde til en given pris.

I det relative prisudtryk er nærmere bestemt brugt importprisen plus et udtryk for de danske energiafgifter, der har været med til at påvirke energiforbruget. Elasticiteten er måske svær at måle. Der er substitutionsmuligheder, men de er ikke så hurtige som ved visse færdigvarer. Estimationsresultatet for energiimporten er vist i tabel II.5.4.

Relationens residualer virker tilfældige i henhold til test for autokorrelation og outlierskævhed. Den langsigtede priselasticitet er beskeden, -0,1 (-0,0454/0,4938) og knap nok signifikant. Den negative trend fanger bl.a. en række sparetiltag over samplet, som starter i begyndelsen af 1970'erne.

Importprisen bestemmes som en funktion af råoliepris og udenlandsk løn, begge i danske kroner og med størst vægt til olieprisen. Estimationsresultatet er vist i tabel II.5.5.

IMPORTPRIS FOR ENERGI		Tabel II.5.5	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i importpris	$\Delta \log(pmbra)$		
Ændring i importpris	$\Delta \log(pmbra_{-1})$	0,1654	3,7
Ændring i råoliepris	$\Delta \log(praoli \cdot eusd)$	0,5388	16,0
Importpris for brændsel	$\log(pmbra_{-1})$	-0,4363	6,6
Råoliepris i danske kroner	$\log(praoli_{-1} \cdot eusd_{-1})$	0,3904	6,6
Udenlandsk løn i kroner	$\log(lonudl_{-1} / efkrks_{-1})$	0,0460	4,2
Konstant		-1,6217	6,5
T = 1974:2 – 1997:4	DW = 1,892	AR(1) = 0,700	Se = 0,0403
R <sup>2</sup> = 0,7909	JB = 4,517	AR(4) = 4,583	

Anm.: Estimeret med restrikeret OLS. Der er pålagt en homogenitetsrestriktion, som accepteres med en testværdi på 1,87, der er F(1,89).

Der er ingen væsentlig autokorrelation, men JB-statistikken indikerer en tendens til outliers, om end den ikke når at blive signifikant på et 5 pct. niveau. Koefficienterne viser, at prisen på vores energiimport overvejende følger råolieprisen og i mindre grad udenlandsk løn. Det er naturligt, at råolieprisen ikke fylder det hele, da der fx også importeres kul og el. Der er dog ikke medtaget særlige prisindeks til at angive markedsprisen på disse produkter.

Både mængde- og prisrelationen for energiimporten er simple markorelationer, og der er betydelig spredning i begge relationers residualer.

## ARBEJDSMARKED

## 6

Løndannelsen er en vigtig del af ligevægtsmekanismen i en lille åben økonomi. Ved høj aktivitet bliver arbejdsløsheden lav, lønnen accelererer, så konkurrenceevnen forværres. Det betyder tab af markedsandele, og ledigheden stiger igen.

Med den danske fastkurspolitik kan lønudviklingen ikke varigt afvige fra euroområdet, og dermed heller ikke afvige fra det lønstigningsniveau, der sikrer en forbrugerpris-inflation på højst 2 pct. Mere konkret indebærer konkurrenceforholdet, at modellen i et "steady state" forløb genererer danske lønstigninger på linje med de udenlandske lønstigninger.

I relation til et steady state forløb er lønrelationen afgørende for, hvilken ledighed, der skal til for at stabilisere lønstigningen på udenlandsk niveau. I økonomisk teori argumenteres ofte for, at Phillipskurven på langt sigt er lodret. I så fald er det underordnet, hvor stor lønstigningen er i "steady state". Der vil med lodret Phillipskurve være netop et ledighedsniveau, som for givne dagpengeregler mv. kan forenes med en uændret lønstigningstakt, dvs. give en stabil lønudvikling uden acceleration eller deceleration.

Der er imidlertid ikke estimeret en lodret Phillipskurve, som er karakteriseret ved én-til-én gennemslag fra prisstigning til lønstigning. Det estimerede gennemslag fra prisstigningen er mindre end én-til-én, og dermed er Monas Phillipskurve ikke lodret men skrå. Med en skrå Phillipskurve kan man formelt opnå en lavere arbejdsløshed ved at acceptere en højere inflationstakt.

For permanent at have en anden inflationstakt end i euroområdet skal vi imidlertid fravige fastkurspolitikken, og så er det usikkert, om man fx opnår en lavere ledighed. Formentlig ville lønrelationen skifte, hvis man prøvede at udnytte den. Hvis den forventede inflation i dag ligger ret fast på fx 2 pct. uanset den aktuelle danske prisstigning, så afspejler det

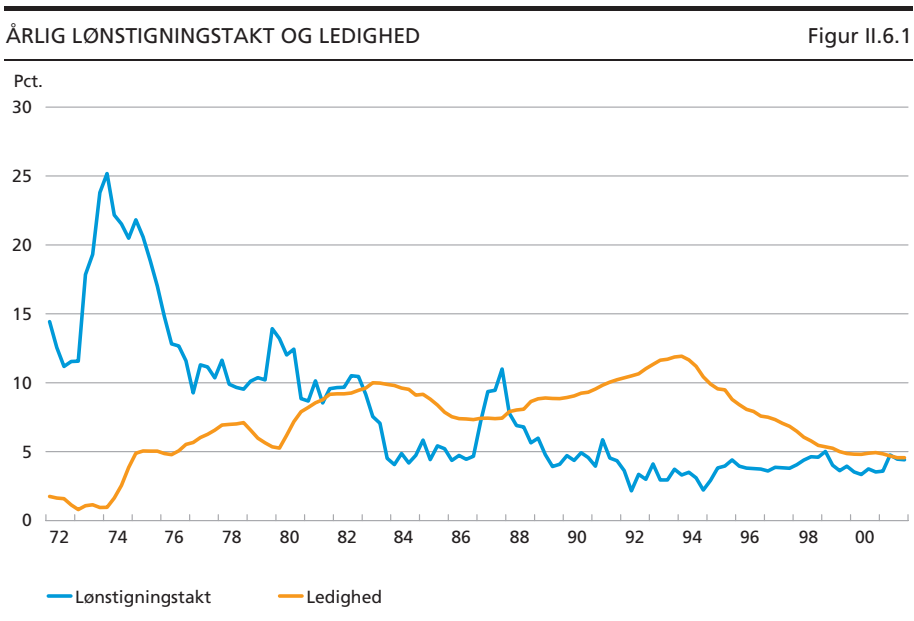
formentlig bare euroområdet inflationsmål. Hvis valutakurspolitikken var at depreciere 2 pct. p.a. over for euro, kunne den forventede inflation let stige fra 2 til 4 pct.

Ud over at konjunkturudviklingen påvirker lønnen, påvirker den også erhvervsfrekvensen. En højkonjunktur stimulerer på den måde både arbejdskraftens pris og mængde. Nærmere bestemt, følger arbejdsstyrken i første omgang delvist med, når beskæftigelsen stiger. Det betyder, at ledigheden giver sig mindre end beskæftigelsen, og det er med til at sinke effekten på løndannelsen.

I det følgende gennemgår vi først lønrelationen og derefter relationen for erhvervsfrekvensen.

### Lønrelationen

Timelønsindekset for industriansatte er endogeniseret i en udvidet Philipskurverelation, der blandt andet fanger den inverse sammenhæng mellem ledighed og lønstigningstakt, jf. figur II.6.1. Man kan se den negative samvariation i figuren, men man bemærker også, at det er en løs sammenhæng. Ledigheden lå på et lavt niveau til ind i 1974, og lønstigningen var stor efter første olieprisomvæltning i 1973, bl.a. i kraft af dyrtidsreguleringen. De ekstreme tal for lønstigning og ledighed fra samplets begyndelse præger stadig estimationsresultatet, men sammenhængen er utvivlsomt skiftet siden 1970'erne. I hvert fald virker det langt væk, at vi skulle komme op i nærheden af 25 pct. lønstigning igen.



Efter 1994 har vi haft en tydeligt faldende ledighed, uden at lønstigningen er sprunget i vejret.

En del af forklaringen på de lave lønstigninger i 1990'erne kan være, at arbejdsmarkedspolitikken har ændret sammensætningen af den registrerede ledighed. Tilbagetrækningsordningerne har fjernet nogle grupper, som ikke er centrale for løndannelsen. Man kan i princippet bevare sammensætningen i ledigheden ved at inkludere personer på fx efterløn eller overgangsydelse i ledigheden. Der er dog ingen nem måde at undgå brud i lønrelationen, og vi lever med, at der er brud eller drift i parametrene. Nærmere bestemt må man ved fremskrivninger forlænge de seneste års negative residualer i lønrelationen ind i fremskrivningsperioden. Det svarer til at lægge et brud i konstantleddet, og det man korrigerer for, kan bl.a. være en dårlig repræsentation af inflationsforventningerne.

I den oprindelige udgave af Phillipskurven, Phillips (1958), blev lønstigningstakten alene forklaret af arbejdsløshedsgraden. Den simple fortolkning er, at forskellen på udbudt og beskæftiget arbejdskraft påvirker prisen på arbejdskraft. I efterfølgende studier af løndannelsen blev Phillipskurven hurtigt udvidet med andre forklarende variable, fx inflationstakten. Det er naturligt, at en højere prisstigning i sig selv medfører krav om en højere nominal timelønsstigning, eventuelt med en vis forsinkelse.

Ud over ledighedsprocenten og prisstigningstakten påvirkes udviklingen i timelønsindekset af ændringer i arbejdsårets længde. Normalt indeholder en overenskomstmæssig aftale om lavere arbejdstid en kompenserende forøgelse af timelønnen, så en kortere arbejdstid øger umiddelbart timelønnen. På længere sigt er graden af gennemslag fra arbejdstiden mere uklar.

Dertil kommer en indflydelse fra kompensationsgraden ved ledighed, dvs. dagpengene i forhold til arbejdslønnen. Den faldende trend i kompensationsgraden og i prisstigningen er med til at forklare faldet i lønstigningstakten fra første halvdel af 1970'erne til nu. Påvirkningen fra kompensationsgraden kan opfattes som effekten fra en reservationsløn. Jo højere dagpenge, jo højere løn kræves der.

Lønstigningstakten er i figur II.6.2 vist sammen med forbrugerpriserne, samt indeks for arbejdstiden og kompensationsgraden.

Endelig rummer lønrelationen forskellen mellem stigningstakten i henholdsvis producent- og forbrugerpriser. Det afspejler, at særlig gode afsætningspriser kan øge løntilbuddet til de ansatte. Der er ikke nogen overordnet teoriramme for modellens løndannelse, men samlet forestiller vi os lønnen bestemt i følgende relation, hvor laglængden er uspecificeret.

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(\text{timeløn}) = & a_1 \cdot \Delta \log(\text{forbruger pris}) + a_2 \cdot \Delta \log\left(\frac{\text{producentpris}}{\text{forbrugerpris}}\right) \\
 & - a_3 \cdot \Delta \log(\text{arbejdstid}) - a_4 \frac{\text{ledighed}}{\text{arbejdsstyrke}} \\
 & + a_5 \frac{\text{dagpenge}}{\text{arbejdsløn}} + \text{konstant}
 \end{aligned}
 \tag{II.13}$$

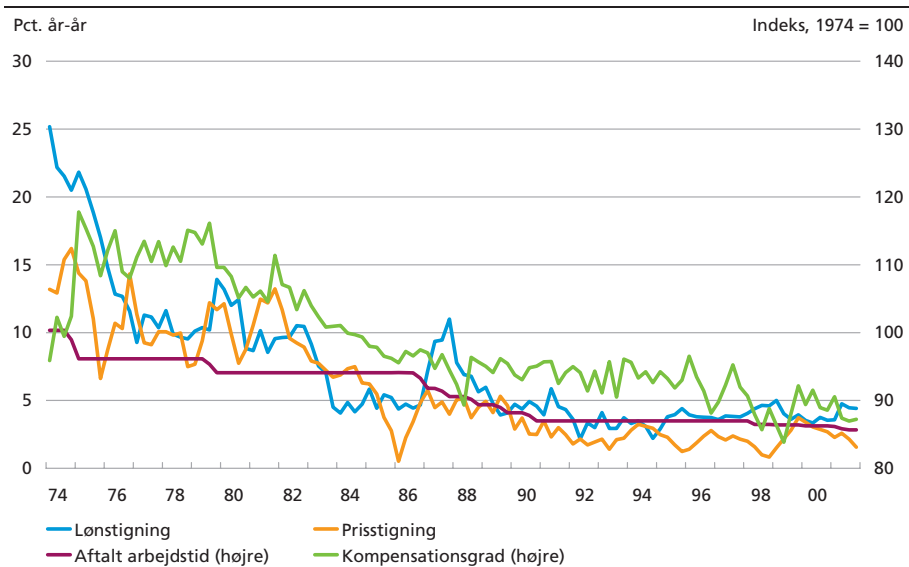
Alle  $a$ 'er er positive, og hvis  $a_1$  er 1, er Phillipskurven lodret. Det her trufne valg af en udvidet Phillipskurverelation på kvartalsdata bekræftes delvist af en multivariat analyse i Hansen (1998).

Man kan ikke referere til en klar konsensusopfattelse af, hvad der skal med i en lønrelation, men elementerne i (II.13) er i hvert fald alle set før i lønrelationer. En diskussion af de seneste års danske lønudvikling og en lønrelation på danske årsdata findes i kapitel III i DØR (2002), hvor der fx arbejdes med glidende gennemsnit i ledigheden til at repræsentere den strukturelle ledighed.

Man bemærker, at lønniveauet ikke optræder direkte på højresiden i relationen (II.13), så lønniveauet kan ikke bestemmes ud fra lønrelationen alene. Indirekte er lønniveauet dog alligevel repræsenteret i relationen, når relationen indsættes i modellen. Der tænkes her på, at beskæftigelsen og dermed ledigheden afspejler den lønmæssige konkurrenceevne i form af dansk løn relativt til andre landes. Denne sammenhæng med konkurrenceevnen betyder, at lønniveauet godt kan bestemmes inden for hele modellen, jf. omtale i kapitel IV af beregninger

ÅRLIG LØNSTIGNINGSTAKT, INFLATION, ARBEJDSSTID OG KOMPENSATIONSGRAD

Figur II.6.2





LØNRELATION		Tabel II.6.1	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i timeløn	$\Delta \log(\ln a)$		
Ændring i forbrugerprisen	$\Delta \log(pcp_{2,t}) + \Delta \log(pcp_{3,t})$	0,1701	3,2
Ændring i produkt/forbrugerpris	$\Delta \log(pyfbx_{3,t}/pcp_{3,t})$	0,0849	2,0
Ledighedsgrad	$ul_{1,t}/u_{1,t}$	-0,2374	6,4
Ændring i arbejdstid	$\Delta \log(maxtid2)$	-0,6805	4,2
Kompensationsgrad	$\log(komp_{1,t})$	0,0217	1,6
Konstant		0,0435	4,7
T = 1974:1 – 1997:4	DW = 2,216	AR(1) = 1,293	Se = 0,0064
R <sup>2</sup> = 0,7319	JB = 1,300	AR(4) = 3,094	

Anm.: Relationen er estimeret ved OLS.

på hele modellen, hvor lønreaktionen har en central rolle. Den estimerede lønrelation er illustreret i tabel II.6.1.

Ud fra testene er der ikke problemer med autokorrelation eller outliers.

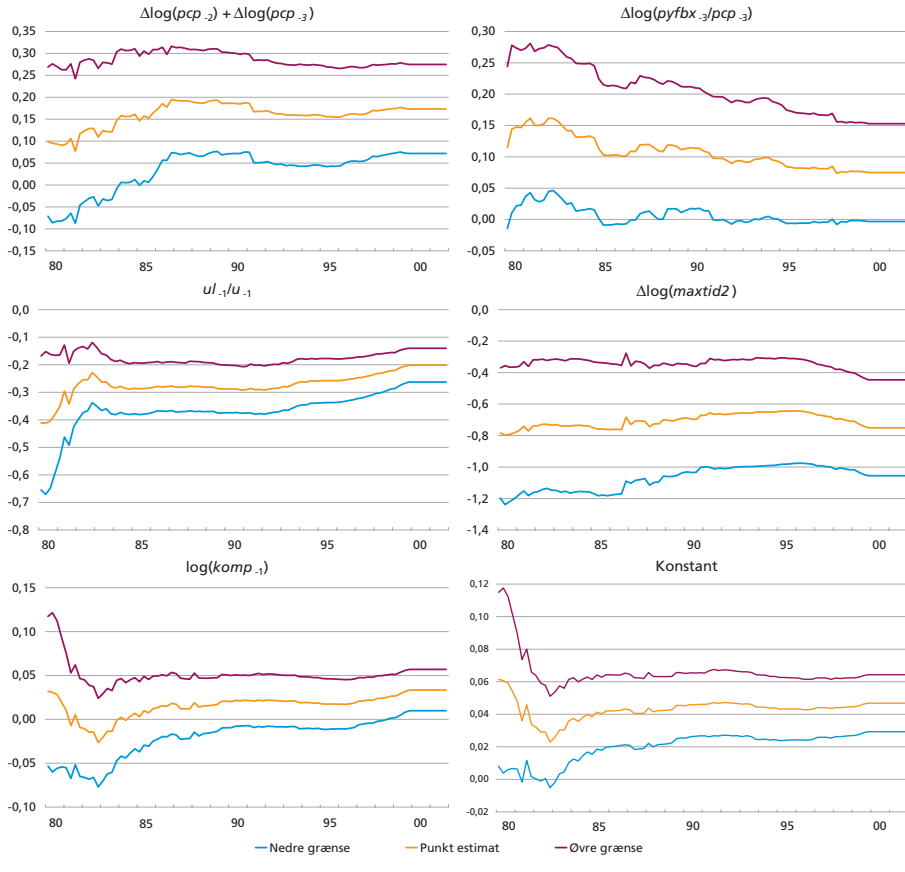
Først bemærkes, at koefficienten til stigningstakten i forbrugerprisen er 0,34 (2 gange 0,1701). Det er klart under 1, så Phillipskurven er ikke lodret. Eller med andre ord er lønrelationen ikke dynamisk homogen. Det tilsyneladende svage prisgennemslag på lønnen kan, som nævnt i indledningen, afspejle træghed i forventningsdannelsen. I et fastkursregime vil man forvente, at en høj dansk prisstigningstakt afløses af en lav på grund af konkurrencen fra valutaankeret. Herunder vil man vente, at den økonomiske politik prøver at forebygge et inflationært pres af hensyn til denne konkurrence. Dermed bliver forventet inflation betydelig mere stabil end faktisk inflation, og på den baggrund er det naturligt at estimere en koefficient under 1 til den faktiske prisstigningstakt. Fx vil man estimere en højere koefficient til prisstigningen, hvis prisserien blev glattet først, jf. diskussionen af forventet inflation på danske tal i Knudsen (2002).

En anden nøglesammenhæng er løndannelsens konjunkturfølsomhed, hvor det ses, at en stigning på 1 procentpoint i ledighedsprocenten reducerer lønstigningstakten p.a. med knap 1 pct. En stigning i kompensationsgraden på 1 pct. øger lønstigningstakten p.a. med 0,09 pct., og en ændring i arbejdstiden umiddelbart giver godt 2/3 i compensation.

Den estimerede lønrelation vedrører som sagt industriansattes timeløn. Den bruges som lønsats for alle privat ansatte, svarende til at den private lønstruktur holdes uændret. Ved kortsigtede forecast er de offentligt ansattes løn samt diverse transfereringssatser normalt eksogene. Ved længere fremskrivninger og multiplikatorberegninger er de offentligt ansattes løn samt dagpenge og transfereringssatser gjort proportional med de privat beskæftigedes løn med en tidsforsinkelse.

## REKURSIV ESTIMATION AF LØNRELATIONEN

Figur II.6.3



Ved rullende estimation af lønrelationen er der ikke noget brat sammenbrud efter 1994, hvor, som diskuteret, ledigheden begynder at falde uden en stærk reaktion i lønstigningen. Man kan dog godt se, at fx koefficienten til ledighedsprocenten får en mindre absolut værdi, når samplets slut rulles helt frem til 2001. Samtidig vokser fx betydningen af kompensationsgraden en smule, jf. figur II.6.3.

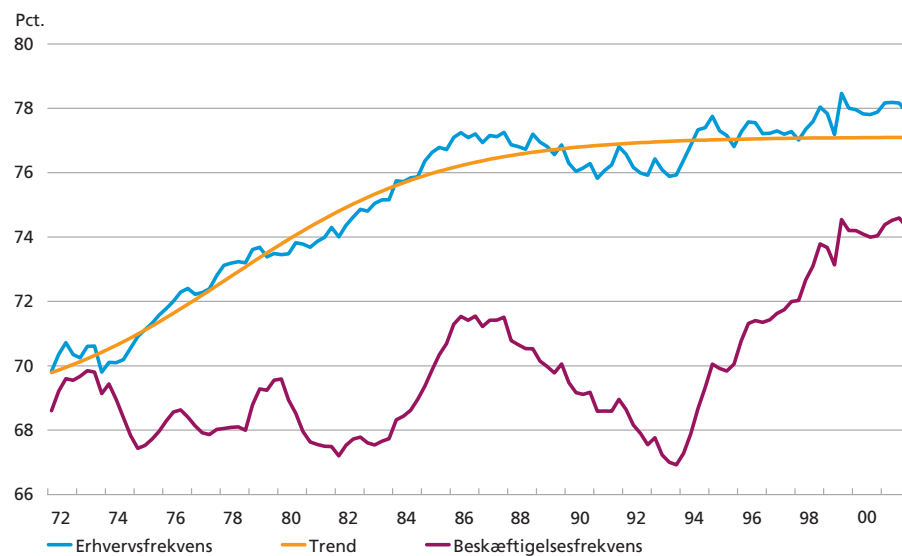
### Erhvervsfrekvens

Erhvervsfrekvensen er steget over estimationssamplet, der starter i begyndelsen af 1970'erne. Stigningen afspejler øget frekvens for kvinder, og det er en udvikling, der startede før 1970'erne, så den gennemsnitlige erhvervsfrekvens er steget endnu stærkere sammenholdt med tidligere perioder.

Udviklingen i erhvervsfrekvensen har ikke været en ret linje men snarere en afbøjet trend. Det dækker over, at kvindernes deltagelse på arbejdsmarkedet er steget til et punkt, hvor deres erhvervsdeltagelse i dag

ERHVERVS- OG BESKÆFTIGELSESFREKVENS

Figur II.6.4

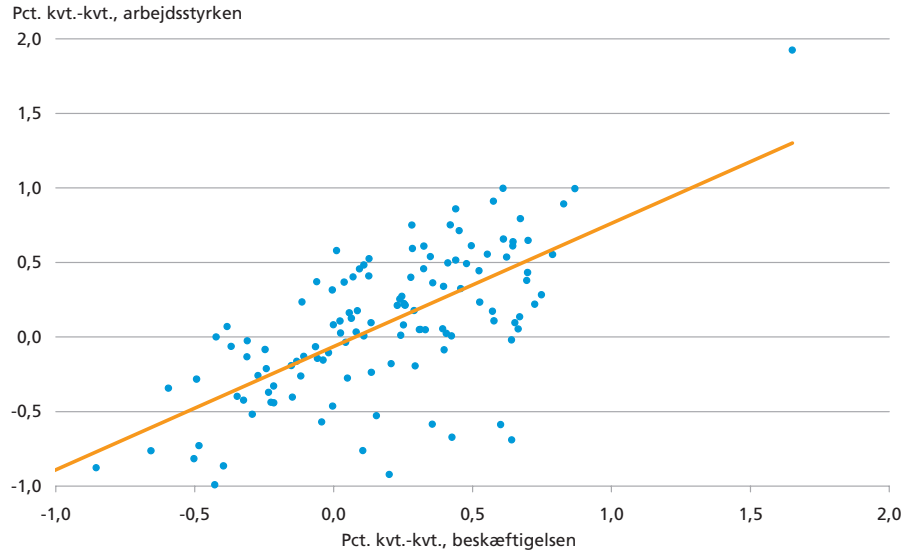


ligner mændenes. Til at bære denne udvikling anvendes en logistisk trend, der netop kan frembringe et s-formet forløb med indsvingning til et mætningspunkt. I perioden siden begyndelsen af 1970'erne ser vi denne indsvingning for erhvervsfrekvensen i form af en stigning, der aftager og flader ud.

Erhvervsfrekvensen udtrykker arbejdsstyrken i forhold til befolkningen i den erhvervsaktive alder. Arbejdsstyrken måles normalt som beskæftigede plus ledige, men her er anvendt et slags bruttobegreb for arbejdsstyrken, hvor personer på efterløn, overgangsydelse, uddannelsesorlov plus uddannelsesorienteret arbejdsmarkedspolitisk foranstaltning indgår. Der er ikke noget forkert ved den normale definition af arbejdsstyrken, men en brutto-arbejdsstyrke, opgjort som beskrevet, er mere rolig omkring indførelsen af efterløn eller overgangsydelse og dermed nemmere at estimere på.

Den logistiske trend, der anvendes til at forklare erhvervsfrekvensen, er estimeret til at flade ud gennem 1990'erne, jf. figur II.6.4, hvor den estimerede logistiske trend er vist sammen med erhvervs- og beskæftigelsesfrekvensen. Det fremgår af figuren, at erhvervsfrekvensen svinger om trenden i nogle konjunkturcykler og herved delvist følger beskæftigelsesfrekvensen. Man kan opfatte det således, at langsigtssrelationen forklarer erhvervsfrekvensen som et gennemsnit af den logistiske trend og beskæftigelsesfrekvensen.

Udviklingen tyder på, at erhvervsfrekvensen er konjunkturmedløbende. Det kan afspejle, at bedre beskæftigelsesmuligheder trækker flere



personer ind i arbejdsstyrken. En speciel del af konjunkturfølsomheden i arbejdsstyrken vedrører forbindelsen til andre især nordiske landes arbejdsmarkeder. Den kortsigtede samvariation mellem beskæftigelse og arbejdsstyrke er vist i figur II.6.5, der sammenholder de kvartalsvise ændringer i henholdsvis beskæftigelse og arbejdsstyrke.

Det må nævnes, at den kortsigtede samvariation mellem serierne for arbejdsstyrke og beskæftigelse også repræsenterer et målefænomen. Der er statistisk støj i beskæftigelsestallene, og denne støj bidrager til, at udsving i beskæftigelsestallene ikke nødvendigvis påvirker ledigheden. Dermed går den målte beskæftigelsesændring fuldt ind i tallet for arbejdsstyrken, der opgøres som beskæftigelse plus ledige (plus i vores tilfælde personer på forskellige arbejdsmarkedspolitiske foranstaltninger).

Et sådant fælles målestøjelement i beskæftigelse og arbejdsstyrke øger deres samvariation, men koefficienterne i modellens relation for erhvervsfrekvensen bør ikke afspejle denne målerelaterede samvariation, for modelgenererede ændringer i beskæftigelsen afspejler ikke målestøj men alene outputændringer og andre realøkonomiske forhold. Vi står således (igen) med et målebias-problem, og det er valgt at estimere erhvervsfrekvensen med den laggede beskæftigelsesfrekvens som instrumentvariabel for den ulaggede. Estimationen af erhvervsfrekvensen er vist i tabel II.6.2.

Residualerne plages både af outliers og tydelig positiv autokorrelation. Der er ikke tvivl om, at den simple relation for erhvervsdeltagelsen

ERHVERVSFREKVENS		Tabel II.6.2	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i erhvervsfrekvens	$\Delta \log(\text{erhfrk})$		
Ændring i beskæftigelsesgrad	$\Delta \log(\text{beskæftigelsesgrad})$	0,3108	2,4
Difference til logistisk trend	$\log(\text{erhfrk}_{,t}) - \log(\text{Intren}_{,t})$	-0,1892	4,2
Difference til beskæftigelsesgrad	$\log(\text{erhfrk}_{,t}) - \log(\text{beskæftigelsesgrad}_{,t})$	-0,0246	2,2
Konstant		0,0028	3,1
T = 1973:1 – 1997:4	DW = 1,688	AR(1) = 19,236	Se = 0,0026
R <sup>2</sup> = 0,4931	JB = 15,758	AR(4) = 23,002	

Anm.: Relationen er estimeret med den én gang laggede ændring i beskæftigelsesgraden som instrument for den ulaggede.  $\text{Beskæftigelsesgrad} = (qp + qo + qs + uel + orlov + udda)/b1574$ .

mangler forklarende faktorer, men der er ikke umiddelbart fundet andre end de medtagne.

Det bemærkes, at en ændring i beskæftigelsesgraden påvirker erhvervsfrekvensen i samme kvartal med en elasticitet på 0,31. Det betyder, at ledigheden fluktuerer mindre end beskæftigelsen i modelberegninger. Uden instrumentestimationen ville koefficienten til ændringen i beskæftigelseskoefficienten have været over 0,5. På langt sigt følger erhvervsfrekvensen den logistiske trend og beskæftigelsen med vægte på henholdsvis 0,88 ( $0,1892/(0,1892+0,0246)$ ) og 0,12.

## INDENLANDSK PRISDANNELSE

7

Priserne eller deflatorene på efterspørgselskomponenterne kan splittes op i produktskatter (varetilknyttede afgifter, netto) og basispris. En basispris kan beskrives ved at lade importindholdet følge importprisen, energiindholdet følge energiprisen og værditilvæksten ekskl. energisektorens følge grænseomkostningen (marginalomkostningen). I denne opstilling ligger implicit, at de ikke-varetilknyttede afgifter (fx ejendomsskat) ikke overvælttes på prisen men i stedet nedvælttes i profitten. Grænseomkostningen svarer til timelønsomkostningen divideret med arbejdskraftens marginalprodukt, og dens udledning blev omtalt i afsnittet om kapital og beskæftigelse.

Anvendelse af grænseomkostningen betyder, at stigende kapacitetsudnyttelse øger prisen. I de estimerede prisrelationer er gennemslaget fra grænseomkostningen dog typisk trægt, og specielt de indenlandske priser er ikke umiddelbart særlig konjunkturfølsomme. Det har betydning for konjunkturgennemslaget på fx lønnens og restindkomstens respektive andele i værditilvæksten.

På længere sigt tilpasses kapital og arbejdskraft optimalt, og grænseomkostningen kommer dermed også til at angive den langsigtede styk-omkostning. Det vil sige, at værditilvækstens pris på langt sigt styres af den langsigtede stykomkostning. Den estimerede substitutionselasticitet mellem arbejdskraft og kapital er mindre end 1, så lønkvoten i byerhvervene kan alene af den grund også variere på langt sigt. Dertil kommer nogle sammensætningseffekter, der uvægerligt påvirker byerhvervenes funktionelle indkomstfordeling, i henhold til hvordan modellen er sat sammen. Fx er indflydelsen fra de udenlandske priser lidt større end svarende til importandelen, fordi prisen på tjenesteeksporten i høj grad er givet udefra.

Alle prisrelationerne er bundet til at være statistisk homogene, svarende til at summen af koefficienter til prisdrivende komponenter i langsigtsrelationen er lig én. Homogeniteten kan som hovedregel ikke afvises statistisk. Til gengæld tillades en forskellig trend i prisrelationerne.

Ingen af prisrelationerne er derimod bundet til at være dynamisk homogene, og i alle relationer summer de estimerede koefficienter til ændringer i omkostnings- og prisvariable til mindre end én. Uden dynamisk homogenitet påvirker skift i inflationstakten ligevægtsrelationen og dermed forholdet mellem forklaret pris og forklarende omkostnings- og prisvariable. En sådan monetær illusion er a priori uønsket, jf. også diskussionen af lønrelationen i det foregående afsnit. Når der tilsyneladende ikke estimeres dynamisk homogenitet, kan det som ved lønrelationen skyldes, at det er vanskeligt at repræsentere den forventede inflation.

Monetær illusion af den nævnte karakter betyder ikke meget for kortsigtede forecast, hvor det uanset principielle svagheder kan være en fordel at anvende empirisk baserede relationer. Omvendt bør man, igen jf. diskussionen af lønrelationen, kvalificere illusionseffekten ved beregninger på regimeskift.

Prisudviklingen på det private forbrug er særlig interessant, og Mona beskriver ikke bare nationalregnskabsdeflatoren for det private forbrug, men også nettoprisindekset.

Umiddelbart er modellens bestemmelse af priserne mere overskuelig end bestemmelsen af fastprisstørrelserne, fordi prisrelationerne i høj grad er bygget over fælles læst. På den anden side skaber de definitionsmæssige sammenhænge i nationalregnskabet en særlig indbyrdes afhængighed mellem prisrelationerne, som gør prisdannelsen lidt mere kompleks, end man måske umiddelbart ville vente.

Problemet er grundlæggende, at en række nationalregnskabsidentiteter skal holde i både faste og løbende priser, og dette konsistenshensyn lægger implicit bånd på de deflatorer, der skaber sammenhængen mellem komponenter i fast og løbende pris.

DIREKTE OG INDIREKTE INDHOLD AF PRIMÆRE INPUT Tabel II.7.1

	Energi	Import	Bruttoværditilvækst	Basispris i alt	Produktskatter, netto
	Pct.				
Privatforbrug	1,59	19,51	78,90	100,00	20,49
Biler, <i>qcb</i>	0,27	58,15	41,57	100,00	46,11
Fødevarer, <i>pfodev</i>	0,84	27,20	71,96	100,00	19,89
Offentlige ydelser, <i>poffyd</i>	1,37	10,37	88,26	100,00	-12,45
Offentligt varekøb, <i>qcov</i>	1,96	37,28	60,75	100,00	22,01
<i>Investeringer</i>					
Materiel, <i>qim</i>	0,37	47,00	52,63	100,00	8,93
Bygninger, <i>qib</i>	0,93	16,89	82,18	100,00	14,33

Anm.: Energi dækker både over import og indenlandsk leverance. I de fleste variable er energiindholdet så lille, at energiindholdet i prisrelationerne er sat lig nul.

Kilde: Danmarks Statistik, Input-output tabellen 1995.

Der er prisrelationer i modellen til at dække alle hovedkomponenter på forsyningsbalancen. Anvendelseskomponenterne kan deles op i eksport og indenlandsk efterspørgsel. Vi har allerede gennemgået prisrelationerne for eksporten i afsnittet om eksporten, og vi omtalte importpriserne i afsnittet om importen. Vi mangler dermed prisrelationerne for komponenterne i indenlandsk efterspørgsel.

For at prøve at lette overblikket gennemgås først grundprincipperne i hele prisdannelsen, derefter omtales prisrelationerne for hovedkomponenterne i indenlandsk efterspørgsel, og til slut vurderes prisdannelsen i sin helhed, herunder de iboende konsistensproblemer.

### Principper i Monas prisdannelse

Den gennemgåede Mona-version er i 1995-priser. Et vigtigt udgangspunkt er input-output tabellen for 1995. De enkelte priser kan herudfra splittes op på 1) værditilvækst ekskl. energi fra Monas relativt få erhverv, 2) import ekskl. energi, 3) energi (både indenlandsk værditilvækst og import) samt 4) produktskatter. Det er illustreret med tabel II.7.1, hvor koefficienterne dækker over direkte og indirekte leverancer af disse input. Koefficienterne er beregnet ud fra input-output matricen for 1995, dvs. beregnet ud fra en antagelse om lineære sammenhænge. Tabellen viser, hvad værditilvækst, import og energi samt pålagte afgifter fyldte i 1995, og disse vægte kan bruges til at danne koefficienterne i langsigtsrelationerne for priser før produktskat – de såkaldte basispriser.

Som prisindeks for værditilvæksten anvendes grænseomkostningen med henhold til arbejdskraft opstillet for byerhverv. Det svarer til at bruge den velkendte marginalbetingelse ved fuldkommen konkurrence.

$$\text{pris} = \text{grænseomkostning} = \frac{\text{timeløn}}{\text{arbejdskraftens marginalprodukt}} \quad (\text{II.13})$$

Den viste relation skal ikke være opfyldt i hvert kvartal, men skal ses som en langsigtet relation. På langt sigt, hvor både arbejdskraft- og kapitalindsats er tilpasset, bliver grænseomkostningen, som nævnt, også lig den gennemsnitlige stykomkostning. Dermed fås samtidig

$$\text{pris} = \text{grænseomkostning} = \text{langsigtet stykomkostning} \quad (\text{II.14})$$

Mona har ikke nogen eksplicit prisrelation for værditilvæksten i fx byerhverv, som er modellens store endogene sektor. De eksplicitte adfærdsrelationer vedrører udelukkende priser eller deflatorer på efterspørgselskomponenter, nærmere bestemt modelleres basispriser dvs. priser før produktafgifter. I disse prisrelationer indsættes grænseomkostningen som prisindeks for værditilvæksten med en koefficient, der i 1995 svarer til bruttoværditilvækstens andel eller kvote jf. tabel II.7.1. Tilsvarende vægtes importprisen med importkvoten og energiprisen med energikvoten i 1995. Principskitsen for en prisrelation er givet ved,

$$\begin{aligned} \text{Basispris} = & \text{faktor} \cdot (\text{BVT} - \text{kvote} \cdot \text{grænseomkostning} \\ & + \text{importkvote} \cdot \text{importpris} + \text{energikvote} \cdot \text{energipris}) \end{aligned} \quad (\text{II.15})$$

Den foranstillede proportionalitetsfaktor varierer mellem priskomponenterne, og den har ofte et trendmæssig forløb. Fx vil prisen på bygge- og anlægsinvesteringer normalt stige hurtigere end prisen på materielinvesteringer, og forskellen på stigningstakten vil være større end forskellig importvægt og importpris kan forklare. Der vil med andre ord være tale om forskellig prisudvikling for den indenlandske bruttoværditilvækst i de to investeringskomponenter, skønt værditilvæksten i begge tilfælde kommer fra byerhverv. Der er i modellen kun én grænseomkostning for byerhverv, og den grænseomkostning bruges oven i købet generelt for hele den private sektor bortset fra energisektoren, så det er nødvendigt med fleksibilitet i form af proportionalitetsfaktorer i prisligningerne.

Som sagt er det efterspørgselskomponenternes deflatorer, der er modelleret direkte, mens deflatoren på værditilvækst beregnes residualt. Da værditilvækst plus import er lig efterspørgslen, er der et definitions-mæssigt bånd, som indebærer, at én pris i modellen nødvendigvis må være residualt bestemt, og det er i Mona deflatoren på byerhvervs værditilvækst. En anden mulig tilgang til at modellere prisdannelsen er i stedet at lægge ud med en adfærdsrelation for deflatoren på fx byerhvervenes værditilvækst og derefter bruge værditilvækstdeflatoren til at



modellere deflatorerne på efterspørgselskomponenterne bortset fra én – fx deflatoren på lagerinvesteringerne, som følger residualt. En sådan fremgangsmåde er fx anvendt i ECBs Area Wide Model beskrevet i Fagan mfl. (2001). Ideelt er de to tilgange ækvivalente.

Man kan ikke sige, at den ene tilgang er mere rigtig end den anden. En praktisk fordel ved som i Mona at starte med prisadfærden for efterspørgselskomponenterne frem for byerhvervenes værditilvækst er, at deflatorerne på forbrug, investering osv. er tættere på de sædvanlige markedspriser, der kan følges i konjunkturstatistikken. Priser på værditilvækst foreligger derimod først for alvor, når nationalregnskabet udkommer. Priserne på efterspørgselskomponenter er også nogle gange lettere at fortolke end prisen på værditilvækst og derfor også lettere at forecaste.

### **Prisen på privatforbrug**

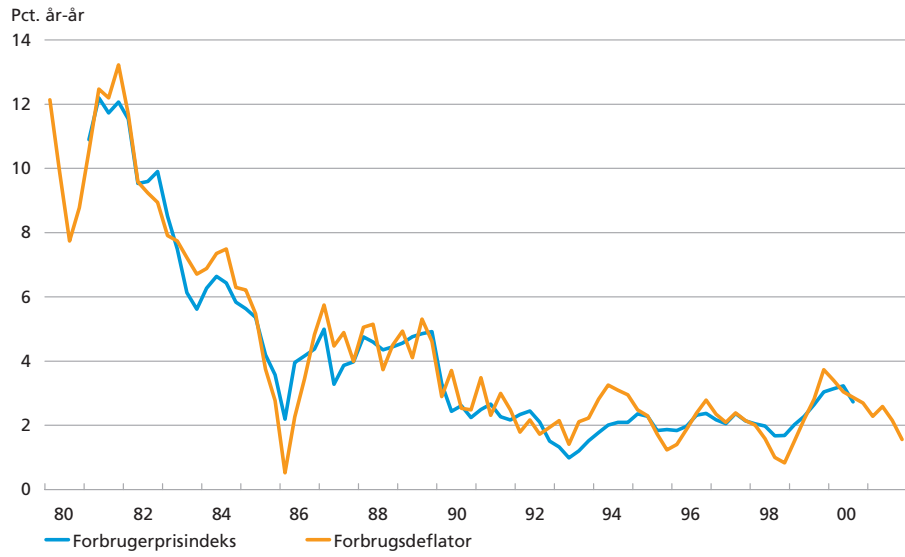
Mona er bygget over nationalregnskabet, men ved diskussion af forbrugerprisinflationen samler interessen sig sjældent om nationalregnskabets forbrugsdeflator. I de senere år er der snarere sat fokus på det EU-harmoniserede forbrugerprisindeks, HICP, og der er også stadig opmærksomhed omkring det tæt beslægtede nationale forbrugerprisindeks, CPI, med tilknyttet nettoprisindeks, hvor afgifter og subsidier er rensset ud.

Nationalregnskabets deflator er et indeks med løbende vægte og dermed principielt forskellig fra de typiske prisindeks, som er Laspeyres indeks med faste vægte. CPI og forbrugsdeflatoren har da heller ikke samme stigningstakt, men det overordnede indtryk af prisudviklingen virker dog ens, jf. figur II.7.1. Man skal med andre ord ikke overdrive forskellen mellem at modellere det ene eller det andet.

Interessen for de sædvanlige prisindeks frem for den kvartalsvise forbrugsdeflator har betydet, at Mona ikke bare bestemmer nationalregnskabets forbrugsdeflator, men også nettoprisindekset. Ved at bestemme nettoprisindekset leverer Mona en væsentlig del af grundlaget for både CPI og HICP. Vi kigger først på bestemmelsen af nettoprisindekset, og derefter på bestemmelsen af forbrugsdeflatoren.

### **Om nettoprisindekset**

Bestemmelsen af nettoprisindekset i Mona er baseret på bestemmelsen af de serier, som indgår i den dekomponering af nettoprisindekset, der normalt præsenteres i Nationalbankens kvartaloversigt. Dekomponeringen består i at splitte nettoprisindekset op i nogle delindeks, som formodes overvejende at afspejle udefra bestemte eller administrerede priser, plus et delindeks, der samler den indenlandske markedsmæssige prisdannelse. Konkret er nettoprisen, *n<sub>cp</sub>*, splittet op i seks underkomponenter: Husleje,



*phusl*, pris på fødevarer, *pfodev*, pris på offentlige ydelser, *poffyd*, importpris, *pimpør*, som tages fra engrospriserne, energipris, *pener*, og som sjette komponent et såkaldt IMI-indeks, *restx*, hvis stigning angiver den Indenlandske Markedsbestemte Inflation. Denne dekomponering af prisudviklingen er nærmere omtalt i Christensen (1994).

Nettoprisindekset fremkommer ved at veje de seks delindeks sammen med nettoprisindeksets vægte. Dog er der til energiprisen anvendt en delvist input-output baseret vægt, som medtager energiprisens indirekte betydning, og til importprisen er anvendt en rent input-output-beregnet vægt, der afspejler det direkte og indirekte importindhold i det private forbrug. Der indgår ikke nogen importpris blandt nettoprisindeksets delindeks, og importprisen repræsenteres, som sagt, af et delindeks fra engrosprisindekset (nu prisindekset for indenlandsk vareforsyning). Vægten til det rent indenlandske IMI-indeks er bestemt residualt.

I modellen er fire af de seks komponenter i nettoprisindekset gjort proportional med en sammenvejning af andre priser og omkostninger i modellen. Sammenvejningen sker med input-output baserede kvoter. Der er ingen kortsigtsdynamik i bestemmelsen af de fire priskomponenter men for nogle er inkluderet en lineær trend.

Huslejeposten, *phusl*, er proportional med deflatoren på boligforbrug, *pch*, som følger byerhvervenes grænseomkostninger, *mulc*, med et langt fordelt lag. Nettoprisen på fødevarer, *pfodev*, bestemmes med input-output vægte ud fra IMI-indekset, *restx* og importprisen ekskl. energi, *pmvx*. Prisen på offentlig service, *poffyd*, følger den offentlige lønsats,

NETTOPRIS PÅ ENERGI		Tabel II.7.2	
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i nettopris på energi	$\Delta \log(pener)$		
Ændring i importpris	$\Delta \log(pmbra + tmbra)$	0,3900	13,2
Nettopris på energi	$\log(pener_{,t})$	-0,1051	2,1
Marginal omkostning	$\log(mulc_{,t})$	0,0476	1,9
Importpris	$\log(pmbra_{,t} + tmbra_{,t})$	0,0575	1,9
Trend	0,001-trend	-0,1366	0,2
Konstant		0,3182	0,2
T = 1974:2 – 1997:4	DW = 1,987	AR(1) = 0,000	Se = 0,0241
R <sup>2</sup> = 0,6907	JB = 2,069	AR(4) = 9,114	

Anm: Estimeret med OLS. Homogenitet i langsigtsrelationen accepteres med en testværdi på 0,04, F(1,89).

$lo$ , IMI-indekset,  $restx$ , og importprisen ekskl. energi, mens importprisen,  $pimpor$ , er proportional med importprisen ekskl. energi.

For nettoprisindeksets to sidste komponenter: Nettoprisen på energi og IMI-indekset, er der estimerede adfærdsrelationer med kortsigtsdynamik.

Vi ser først på estimationsresultatet for nettoprisen på energi. Det er gengivet i tabel II.7.2.

Relationens residualer virker pænt tilfældige fra kvartal til kvartal, men der er tendens til autokorrelation over 3 og 4 kvartaler. Det kan overraske lidt, da prisserierne er sæsonkorrigerede, og for enkelhedens skyld er fænomenet ikke søgt imødegået ved ekstra dynamik.

På langt sigt bestemmes nettoprisen på energi af prisen på energiimport,  $pmbra$ , og grænseomkostningen,  $mulc$ . Vægtene er estimeret til henholdsvis 55 pct. ( $0,0576/(0,0576+0,0479)$ ) og 45 pct., og den pålagte homogenitetsrestriktion accepteres let. Relationen indebærer, at energiprisen for forbrugerne ikke blot følger en importpris for energi. Også de danske lønomkostninger spiller ind, ligesom den estimerede relation implicerer en forsinkelse i pristilpasningen. Forsinkelsen kan bl.a. vedrøre prisdannelsen for fjernvarme.

Den estimerede tilpasning er i øvrigt hurtigst i forhold til importprisændringer, jf. en kortsigtselasticitet på knap 40 pct. til importprisen og på nul til lønomkostningen.

Der er også en estimeret relation for IMI-indekset. IMI-indekset afspejler indenlandsk løn og avance på produkter. Det er de mere eksogene priskomponenter, der holdes ude af IMI-indekset, så indeksets stignings-takt kan ses som udtryk for den underliggende danske inflation, og da importpriserne er taget ud, må IMI-indekset ses som et prisindeks for indenlandsk markedsbestemt værditilvækst.

UNDERLIGGENDE PRISINDEKS (IMI-INDEKS)			Tabel II.7.3
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i IMI-indeks	$\Delta\log(\text{restx})$		
Ændring i lønomkostning	$\Delta\log(\text{Inio}_{,1})$	0,1283	2,1
Ændring i importpris	$\Delta\log(\text{pimpor})$	-0,3777	6,2
Ændring i importpris	$\Delta\log(\text{pimpor}_{,1})$	0,2125	3,0
Ændring i importpris	$\Delta\log(\text{pimpor}_{,2})$	0,0843	1,3
Langsigtsrelation	$\log(\text{restx}_{,1}) - \log(\text{mulc}_{,1})$	-0,0367	3,1
Dummy	$d7734$	0,0273	8,3
Dummy	$d8081$	0,0190	6,5
Trend	$0,001 \cdot \text{trend}$	-0,8618	7,3
Konstant		1,7689	7,4
T = 1975:2 – 1997:4	DW = 2,108	AR(1) = 0,363	Se = 0,0046
R <sup>2</sup> = 0,7670	JB = 3,019	AR(4) = 9,223	

Anm.: Estimeret med OLS. Homogenitetsrestriktionen accepteres med en teststatistik på 0,73, F(1,81).

I modellen bestemmes IMI-indekset på langt sigt af grænseomkostningen plus/minus en trend. Grænseomkostningen repræsenterer prisudviklingen på byerhvervenes værditilvækstdeflator, og der kan alene på grund af forskellig afgrænsning være forskellig trend i IMI-indekset og i deflatoren for byerhvervenes værditilvækst. Dertil kommer at IMI-indekset pr. datakonstruktion afspejler netto- og engrosprisindeks, som aldrig revideres, mens Danmarks Statistik fx ændrede i metoden bag nationalregnskabets deflatorer, herunder værditilvækstdeflatoren, ved overgangen til det nye nationalregnskabsystem ESA95.

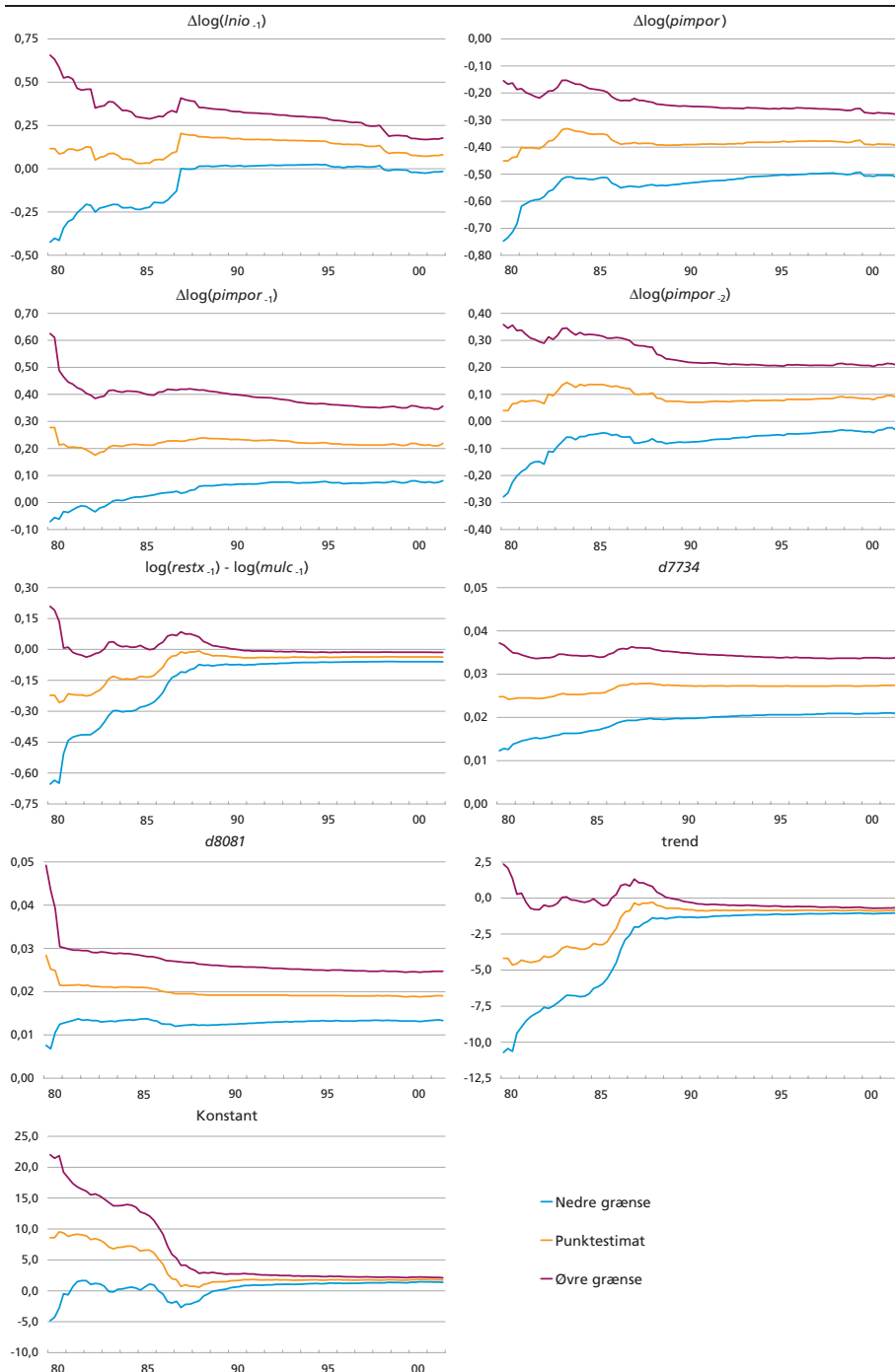
I betragtning af konstruktionsmåden bag IMI-indekset er det også nærliggende at medtage det importprisindeks, som renses ud af nettoprisindekset. Den estimerede relation er vist i tabel II.7.3.

Som ved relationen for energiprisen er der tegn på autokorrelation over 4 kvartaler; men ellers virker relationens residualer tilfældige. Der er indsat et par dummyer, som ikke har nogen klar apriori-tolkning, men som neutraliserer et par potentielle outliers tilbage i 1970'erne og starten af 1980'erne.

Den ulaggede ændring i importprisen indgår med negativt fortegn, og samtidig indgår de laggede ændringer i importprisen med positivt fortegn. Dette segment i korttidsdynamikken mimer en normal træghed i gennemslaget fra importpris til nettoprisindeks. Trægheden gør, at det residualt beregnede IMI-indeks umiddelbart falder, når importprisen accelererer. Det svarer til, at værditilvæksten umiddelbart falder, når importværdien stiger. I takt med at importprisændringen slår igennem på forbrugerpriserne, redresseres den umiddelbare negative effekt på IMI-indekset.

## REKURSIV ESTIMATION, IMI-INDEKS

Figur II.7.2



Den simple langsigtsammenhæng er, som sagt, at IMI-indekset følger grænseomkostningen og en trend. Det er ikke en stærk sammenhæng.

Således er tilpasningen ret langsom, jf. en koefficient på kun 0,037 til langsigtsleddet. Det tager dermed flere år, før bare halvdelen af tilpasningen til grænseomkostningen er tilendebragt. Langsigtsrelationen er da heller ikke kointegrerende, jf. en forholdsvis lav (ikke vist) ADF statistik. Det kan tilføjes, at relationens estimerede trend er påvirket af, at relationens prisændringer også har en slags trend over samplet, hvor prisændringerne er store i begyndelsen og små i slutningen.

Resultatet af rekursiv estimation er vist i figur II.7.2, og der ses ingen klare brud over de seneste 15 år. Alligevel er der, jf. fx den svage tilpasning til langsigtsrelationen, tale om en simpel relation, hvor der givetvis mangler mindst én forklarende variabel. Det er dog ikke oplagt, at en sådan kan findes inden for modellens rammer.

Vi har nu omtalt bestemmelsen af seks priskomponenter i nettoprisindekset. Som nævnt, dannes det samlede nettoprisindeks ved at veje de seks priskomponenter sammen

$$ncp = 0,1494 \cdot pipmpor + 0,3512 \cdot restx + 0,0876 \cdot pener + 0,1397 \cdot pfodev + 0,0367 \cdot poffyd + 0,2354 \cdot phusl \quad (II.16)$$

### Om forbrugsdeflatoren

Det private forbrug har i modellen fem underkomponenter med selvstændig deflator: Bilforbrug med deflatoren  $pcb$ , boligforbrug,  $pch$ , turistudgifter,  $pmt$ , ditto indtægter,  $pet$ , og endelig resten af forbruget,  $pcq$ , som er klart den største post.

Deflatoren på det samlede private forbrug følger pr. definition af komponenternes deflaterer sammenvejet med komponenterne i faste priser

$$pcp = \frac{pcq \cdot fcq + pcb \cdot fcb + pch \cdot fch + pmt \cdot fmt - pet \cdot fet}{fcp} \quad (II.17)$$

De fem komponenter i forbrugsdeflatoren er dannet analogt til nettoprisindeksets komponenter under hensyn til den definitions-mæssige forskel. En af forskellene er, at nationalregnskabets deflaterer har løbende vægte, og ved opstillingen af basisprisen for øvrigt forbrug,  $qcq$ , korrigeres for udviklingen i importkvoten. Det skulle befordre konsistensen i modellens prisdannelse. Nærmere bestemt ser relationen således ud med anvendelse af logaritmer

$$\begin{aligned} \log(qcq) = & \log\left(0,199 \cdot \frac{mkv}{0,832} \cdot pipmpor + \left(1 - 0,199 \cdot \frac{mkv}{0,832}\right) \right. \\ & \cdot \left(0,3512 \cdot restx + 0,0876 \cdot pener + 0,1397 \cdot pfodev \right. \\ & \left. \left. + 0,0367 \cdot poffyd - \left(1 - \frac{mkv}{0,832} \cdot 0,584\right) \cdot 0,03097 \cdot \frac{qcb}{0,224}\right)\right) \end{aligned} \quad (II.18)$$

Vi har ignoreret evt. trend og konstant. Sidstnævnte repræsenterer i øvrigt proportionalitetsfaktoren mellem basisprisen på venstre side og sammenvejningen af forklarende variable.

$mkv$  er importkvoten. Nærmere bestemt anvendes den standardbereg-nede importkvote ( $fmvx/xfmvx$ ) over fire kvartaler, indekseret så 1995 = 1.

$$mkv = \frac{1}{1,007832} \cdot \frac{1}{4} \cdot \sum_{i=0}^3 \frac{fmvx_{-i}}{xfmvx_{-i}} \quad (II.19)$$

Desuden bemærkes, at basisprisen på øvrigt forbrug bestemmes af rele-vante komponenter fra nettoprisindekset, og at der korrigeres for, at basisprisen på bilforbrug,  $qcb$ , ikke indgår.

Det fremgår af prisrelation (II.18), at en større importkvote øger vægten til importprisen og mindsker resten af vægtene, sådan at væg-tene eller kvoterne stadig summer til én.

Prisrelationen angiver, som sagt, proportionalitet mellem basisprisen og det sammenvejede udtryk på højresiden, og bemærk at relation (II.18) bruges, som den er. Det er ikke en ligevægtsrelation i forhold til hvilken, der estimeres en dynamisk tilpasning. Det hænger sammen med, at der, jf. omtalen, er modelleret en dynamisk tilpasning i IMI-indeks og energipris. Fx ligger det i relationen for IMI-indekset, at in-dekset dæmpes af importprisacceleration, og den reaktion skaber et forsinket gennemslag fra importprisen på basisprisen for øvrigt for-brug.

Det kan nævnes, at der ikke er serier for basispriser i det officielle kvartalsvise nationalregnskab. Vi er derfor nødt til at konstruere basis-priserne, fx  $qcq$ . Til brug for datakonstruktionen tages udgangspunkt i markedsprisen,  $pcq$ , der fratrækkes produktafgifter netto, bl.a. bestemt ved hjælp af fordelingen af afgifter Ifølge Adam-data.

Når basisprisen er bestemt i en relation skal der pålægges produktafgif-ter netto. Disse er i Mona formuleret som satser på værdi eller mængde, og satserne er eksogene variable. For fx øvrig forbrug tillægges punkt-afgifter og moms

$$pcq = (1 + btgq \cdot tg) \cdot (qcq + tpkq) \quad (II.20)$$

hvor  $tpkq$  er sats for punktafgifter,  $tg$  er momssats og  $btgq$  er en vægt-faktor for moms. Princippet i afgiftsindregningen i (II.20) anvendes også i Adam og Smec.

Basisprisen på bilforbrug eller bilkøb,  $qcb$ , følger en tilsvarende kvote-korrigeret sammenvejning af importpris og grænseomkostning, og mar-kedsprisen,  $pcb$ , fås ved tilregning af moms og registreringsafgift.

Deflatoren på boligforbrug,  $pch$ , er som nævnt proportional med netto-prisindeksets huslejekomponent. Der er ingen varetilknyttede afgifter på denne post. Deflatoren på turistikøb,  $pmt$ , følger udenlandsk løn målt i dansk valuta, og deflatoren på turistindtægter,  $pet$ , følger den indenlandske forbrugerpris repræsenteret ved  $pcq$ . Dermed er de fem deldeflaterer i forbruget bestemt, og samlet forbrugsdeflator følger som sagt af (II.17).

### Prisen på investeringer i materiel og bygninger

Basispriserne på investeringer i henholdsvis materiel og bygge/anlæg bestemmes på langt sigt af importpris og grænseomkostning i byerhverv. De respektive importindhold er taget fra input-output tabellen for 1995, jf. tabel II.7.1.

I relationen for basisprisen på investeringer i materiel,  $qim$ , repræsenteres importprisen af nationalregnskabets deflator for import i handelsklassifikationsgruppe SITC 7,  $pm7$ . Dermed får den anvendte importpris samme svage trend som nationalregnskabets importdeflator, hvor prisen på computerudstyr er kvalitetskorrigeret.

Vægtene i langsigsrelationen korrigeres for udviklingen i importkvoten efter samme læst, som blev gennemgået for øvrigt forbrug. Ignoreres konstant og lineær trend, skrives langsigsrelationen for basisprisen på materielinvesteringer som

$$\log(qim) - \log\left(0,473 \cdot mkv \cdot pm7 + (1 - 0,473 \cdot mkv) \cdot \frac{mulc}{0,6189}\right) \quad (\text{II.21})$$

Der er set bort fra det beskedne energiindhold. Relation (II.21) suppleres med en lineær trend og kortsigtdynamik, hvorefter den færdige adfærdrelation for basisprisen estimeres. Resultatet er vist i tabel II.7.4.

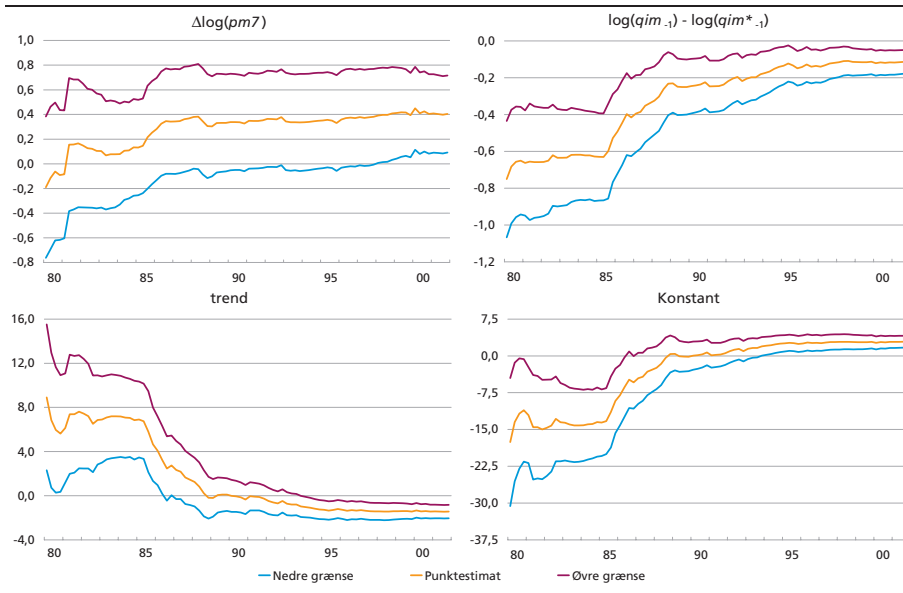
BASISPRIS PÅ INVESTERING I MATERIEL			Tabel II.7.4
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i basispris	$\Delta \log(qim)$		
Ændring i importpris	$\Delta \log(pm7)$	0,3812	1,9
Fejlkorrrektionsled	$\log(qim_{.t}) - \log(qim^*_{.t})$	-0,1193	2,8
Trend	0,001·trend	-1,4202	3,6
Konstant		2,8368	3,6
T = 1974:2 – 1997:4	DW = 2,406	AR(1) = 4,933	Se = 0,0189
R <sup>2</sup> = 0,3611	JB = 0,216	AR(4) = 6,251	

Anm.: Estimeret med OLS. I Fejlkorrrektionsled er  $\log(qim^*) = \log(0,473 \cdot mkv \cdot pm7 + (1 - 0,473 \cdot mkv) \cdot mulc/0,6189)$ , hvor 0,473 er direkte og indirekte importindhold i 1995.



## REKURSIV ESTIMATION, MATERIELINVESTERINGERNES BASISPRIS

Figur II.7.3



Man ser en negativ autokorrelation fra kvartal til kvartal, hvilket kan afspejle målemæssige problemer omkring den volatile basispris, der jævnlig hopper op og ned.

Da importindholdet i materielinvesteringerne er højt, er det naturligt, at importprisen spiller en særlig rolle og indgår med en kortsigtselasticitet på knap 0,40. Kortsigtselasticiteten betyder, at importprisen slår hurtigere igennem end de indenlandske lønomkostninger. De anvendte lønomkostninger er da heller ikke specielt knyttet til maskinfremstilling, som den valgte importpris er det.

En rekursiv estimation afslører et tydeligt brud i midten af 1980'erne men forholdsvis ro i koefficienterne siden første halvdel af 1990'erne, jf. figur II.7.3.

For basisprisen på bygningsinvesteringer opstilles samme slags langsigtsrelation som for basisprisen på materiel i relation (II.21). Eneste forskel er, at importkvoten i 1995 kun er 0,177 mod de 0,473 for materiel. Der suppleres med lineær trend og kortsigtsdynamik til estimation af den endelige adfærdsrelation. Estimationsresultatet er vist i tabel II.7.5.

Der er nogle store residualer tilbage i 1970'erne. Det gør, at Jarque-Bera testet afviser normalitet, og bidrager desuden tilfældigt til et indtryk af, at residualledet korrelerer med sig selv over 4 kvartaler. Sættes sample start fx til 1. kvartal 1980 falder JB-statistikken til under 1 og LM-teststørrelsen for 4. ordens autokorrelation til under 5. Samtidig bliver den to perioder laggede endogene insignifikant, hvorimod resten af

BASISPRIS PÅ INVESTERING I BYGNINGER			Tabel II.7.5
Variabel	Navn	Koefficient	t-værdi
Ændring i basispris	$\Delta \log(qib)$		
Ændring i basispris	$\Delta \log(qib_{,2})$	0,1614	2,1
Ændring i timelønsomkostning	$\Delta \log(lnio)$	0,3712	2,4
Ændring i importpris	$\Delta \log(pmvx + tmvx)$	0,2054	2,9
Dummy	$d88q1$	-0,0747	6,0
Fejlkorrrektionsled	$\log(qib_{,1}) - \log(qib^{*}_{,1})$	-0,1488	3,2
Trend	$0,001 \cdot trend$	-0,2915	1,1
Konstant		0,5821	1,1
T = 1974:2 – 1997:4	DW = 2,182	AR(1) = 1,109	Se = 0,0113
R <sup>2</sup> = 0,5506	JB = 9,293	AR(4) = 12,831	

Anm.: Estimeret med OLS.  $\log(qib^*) = \log(0,177 \cdot mkv \cdot (pmvx + tmvx) / 1,008 + (1 - 0,177 \cdot mkv) \cdot mulc0,6189)$ , hvor 0,177 er direkte og indirekte importindhold i 1995.

relationens koefficienter, dvs. den økonomisk interessante del, stort set forbliver som i tabel II.7.5.

I modsætning til, hvad der gjaldt for materielinvesteringerne, har lønomkostningerne en umiddelbar effekt på bygge- og anlægsinvesteringernes basispris. Det virker også naturligt, at bygge- og anlægsinvesteringerne i højere grad afspejler de indenlandske lønomkostninger. Sammenlignet med materielinvesteringerne speedes tilpasningen i prisligningen også op af en lidt højere koefficient til den a priori bestemte langsigsrelation og af den to perioder laggede endogene.

Dummysen er 1 i 1988q1 og nul ellers. Denne dummy fjerner en outlier, der afspejler, at nationalregnskabsdeflatoren på bygge- og anlægsinvesteringer falder over 6 pct. i 1. kvartal 1988. Faldet afspejler muligvis problemer omkring indregningen af AMBI-ydelsen, der dengang erstattede en stor del af arbejdsgiverafgifterne.

En rekursiv estimation viser, at der ikke er væsentlige brud siden 1980'erne, jf. figur II.7.4.

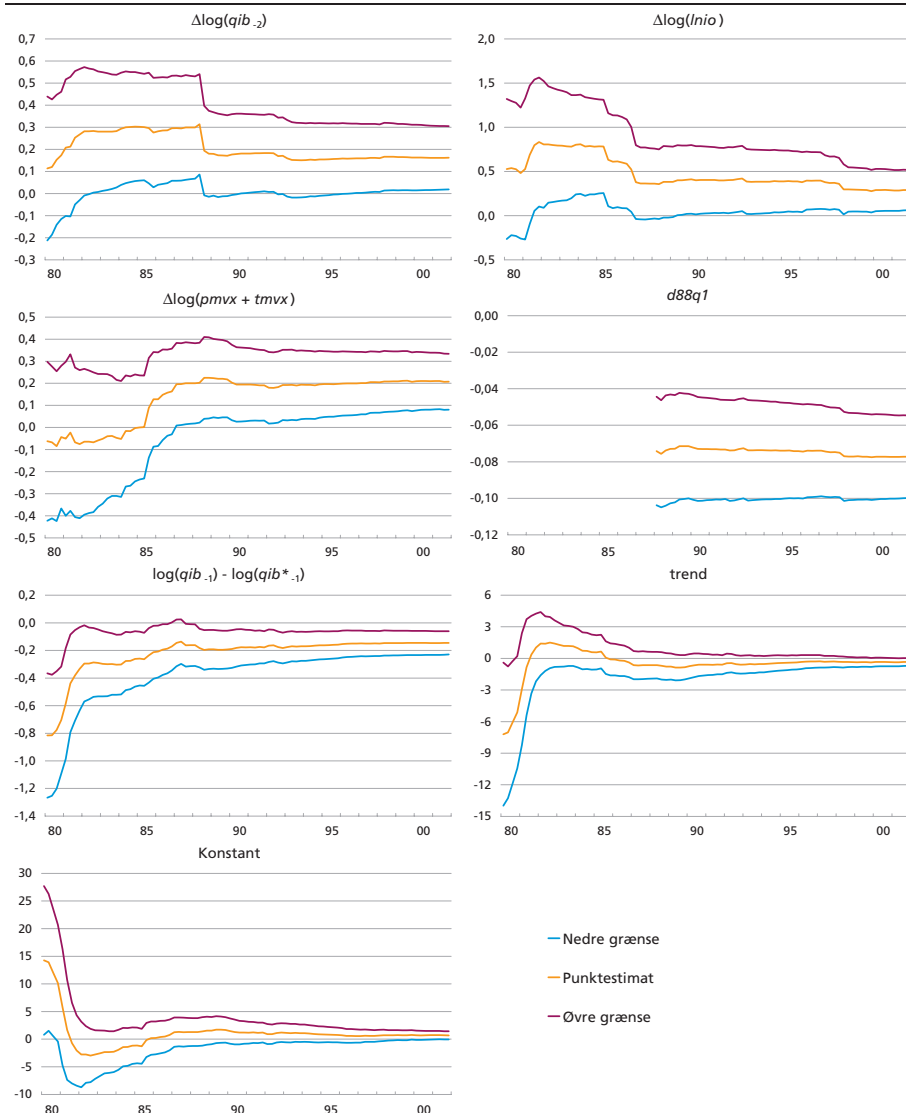
### Prisen på offentligt forbrug og lagre

Størstedelen af det offentlige forbrug fremstilles af de offentligt ansatte, og modellens deflator til denne del af det offentlige forbrug afspejler en gennemsnitlig offentlig løn. En forholdsvis lille del af det offentlige forbrug dækker over offentlige afskrivninger. Det er en imputeret størrelse, hvis priskomponent er sat til at følge investeringsprisen.

Endelig er som tredje og sidste komponent i det offentlige forbrug det offentlige køb udefra, dvs. fra privat sektor og import. Formuleringen af relationen for den tilhørende basispris følger relationen for prisen på øvrigt privatforbrug. Da energiindholdet dækker over både indenlandsk

## REKURSIV ESTIMATION, BYGGEINVESTERINGERNES BASISPRIS

Figur II.7.4



leverance og import er den anvendte energipris et vægtet gennemsnit af prisen på værditilvæksten fra energiudvinding,  $pyfe$ , og prisen på energiimport,  $pmbra$ . Konkret bestemmes prisen på det offentlige varekøb,  $qcov$ , som

$$\log(qcov) = \log \left( mkv \cdot 0,3728 \cdot pmvx + (1 - mkv \cdot 0,3728) \cdot \frac{0,0196}{0,0196 + 0,6076} \cdot (0,5 \cdot pmbra + 0,5 \cdot pyfe) + (1 - mkv \cdot 0,3728) \cdot \frac{0,6076}{0,0196 + 0,6076} \cdot \frac{restx}{2,1249} \right) \quad (II.22)$$

Endelig er der deflatoren på lagerinvesteringerne, som man ikke skal gøre for meget ud af at modellere. Det er ganske normalt, at lageret af nogle varer stiger, samtidig med at lageret af andre varer falder. Er der forskel på varernes deflator kan summen af modsat rettede lagerændringer være helt forskellig i faste og i løbende priser. Fx kan den samlede lagerinvestering være positiv i løbende priser og negativ i faste, og så er deflatoren på lagerændringen negativ. I modellen er deflatoren på byerhvervenes lagerinvesteringer sat lig et gennemsnit af importprisen og deflatoren på byerhvervenes værditilvækst.

### Egenskaber i det samlede prissystem

Egenskaberne i det samlede prissystem kan illustreres med en partiel multiplikatorberegning på ændring i lønomkostningerne.<sup>1</sup> I betegnelsen partiel ligger, at en del ikke-prisligninger er slået fra for at fokusere på prisdelen i modellen. Nærmere bestemt, er løn og output eksogeniseret. Beregningen går ud på, at vi permanent hæver niveauet for privat og offentlig løn, *Inio* og *lo*, 1 pct., og betragter reaktionen i pris- og faktorblokken.

Da output er uændret, vil tilpasningen i anvendelsen af arbejdskraft og kapital udelukkende afspejle substitution. Desuden vil pristilpasningen afspejle prisrelationerne snarere end de såkaldte sammensætnings-effekter, for eksogenisering af output er implementeret ved at eksogenisere efterspørgselskomponenterne. Det ligger ganske vist i beregningen, at kapitalapparatet vedrørende maskiner og andet materiel er endogent, og dermed er de tilhørende materielinvesteringerne også endogene, men effekten heraf er blokeret, så investeringsændringen ikke påvirker BVT i faste eller løbende priser.

Et eksempel på den nævnte sammensætningseffekt er, at det samlede prisniveau og BVT-deflatoren løftes, hvis det er efterspørgselskomponenterne med størst deflator, som stiger. Sådanne sammensætningseffekter er illustreret og diskuteret i forbindelse med gennemgangen i kapitel IV af multiplikatorberegninger på modellen; men i nærværende afsnit vil vi som sagt fokusere på prisrelationernes egenskaber uden sammensætningseffekt.

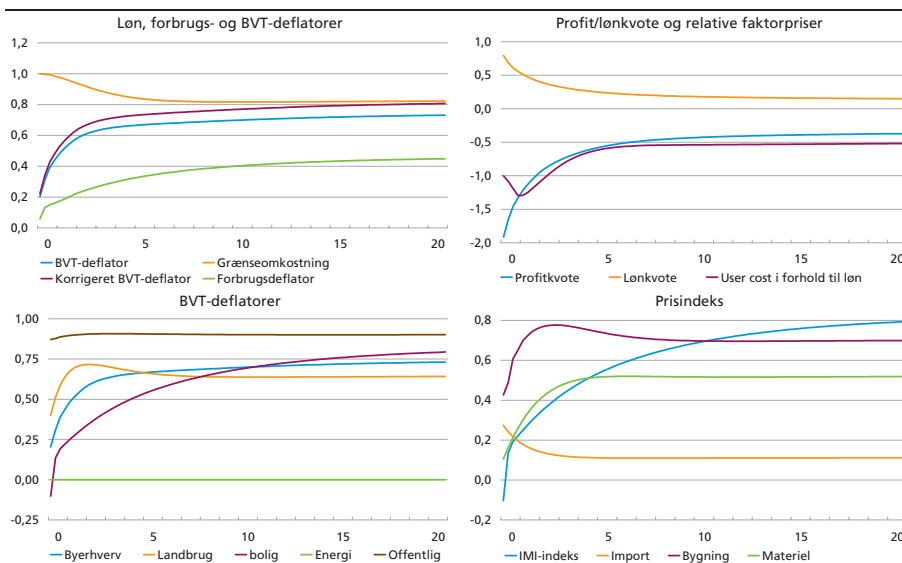
Den centrale lønomkostningsvariabel i prisrelationerne er grænseomkostningerne i byerhverv. De stiger umiddelbart 1 pct., når timelønnen stiger 1 pct. På lidt længere sigt substituerer virksomhederne væk fra arbejdskraft over mod kapital. Det øger produktiviteten, og grænseomkostningen vokser på langt sigt kun 0,82 pct. Effekten på grænseomkostningen på kort sigt og op til tyve års sigt er illustreret i figur II.7.5.

---

<sup>1</sup> Se kapitel IV for opstilling af multiplikatorforløb.

## PRISGENNEMSLAG

Figur II.7.5



Anm.: Enheden på den lodrette akse i alle figurer er afvigelse fra grundforløb i pct. Vandrette akser angiver tid i år, fra indgreb finder sted.

Den langsigtede ændring på 0,82 pct. i grænseomkostningen er, som den også bør være, tæt ved den langsigtede ændring i stykomkostningen. Sidstnævnte kan udtrykkes ved ændring i inputpriser vejet med faktorandele, som er  $1/3$  kapital og  $2/3$  arbejdskraft, dvs. at stykomkostningen vokser 0,83 pct. ( $0,33 \cdot 0,5 + 0,67 \cdot 1$ ).

De 0,5 pct. for kapitalomkostningens ændring afspejler, at deflatoren på materiel stiger 0,5 pct. Angående gennemslag på andre efterspørgselskomponenters priser er vist effekten på deflatoren for bygningsinvesteringer og på IMI-indeks, og det er også vist, at importprisen stiger en smule som en pricing-to-the-market effekt, jf. figur II.7.5.

IMI-komponent og import indgår sammen med fire andre komponenter i nettoprisindekset, hvor den langsigtede priseffekt i eksperimentet er 0,6 pct. På forbrugsdeflatoren, der fx inkluderer stykafgifter, er den langsigtede effekt kun 0,5 pct. Da grænseomkostningen, som netop omtalt, giver sig 0,82 pct., er gennemslaget fra grænseomkostning til forbrugsdeflator godt 60 pct. ( $0,5/0,82$ ). Det er også tæt på det input-output beregnede indhold af værditilvækst i forbrugerpriserne. Effekten på forbrugsdeflatoren er vist sammen med effekten på grænseomkostningen i figur II.7.5.

I modellens prisrelationer spiller byerhvervenes grænseomkostning generelt rollen som prisindeks for værditilvæksten, og hvis prisrelationernes koefficienter er rigtige, skulle den af modellen beregnede deflator på byerhvervenes værditilvækst følge grænseomkostningen i byerhverv.

Den langsigtede stigning i byerhvervenes BVT-deflator er da heller ikke langt fra men dog marginalt mindre end de 0,82 pct. stigning i grænseomkostningen, jf. figur II.7.5. Forskellen hænger især sammen med, at der er en dødvægtseffekt fra en eksogen priskomponent i eksporten.

Som omtalt under gennemgangen af eksporten, er prisen på tjenesteeksport ud over turistindtægter eksogen. Det er fordi, dette eksportsegment domineres af søfragtindtægter, hvor prisen er udefra givet. Da der ikke samtidig er udskilt en produktionssektor for søfragt af byerhverv, ligesom fx energiudvinding er udskilt, giver søfragten en dødvægtseffekt på BVT-deflatoren. Opgjort ekskl. denne effekt er den langsigtede ændring i byerhvervenes deflator ret tæt på ændringen i grænseomkostningen, jf. den korrigerede BVT-deflator i figur II.7.5. Det tyder på, at prisrelationerne virker, som de bør i det foretagne priseksperiment.

Det samlede resultat af modellens prisrelationer kan også studeres i effekten på byerhvervenes lønkvote. I eksperimentet stiger lønkvoten på både kort og lang sigt, jf. figur II.7.5. På kort sigt er stigningen forholdsvis stor og tæt på én pct., målt relativt. Det afspejler, at priser og beskæftigelse er træge, så den højere løn umiddelbart presser lønkvoten op og profitkvoten ned. På langt sigt tilpasser faktor anvendelsen sig til det ændrede forhold mellem faktorpriserne, dvs. beskæftigelsen falder, og den langsigtede stigning i lønkvoten er mere beskeden end den kortsigtede. At der er tale om en langsigtet stigning i lønkvoten, afspejler dels, at substitutionselasticiteten er mindre end 1, samt dels, at eksportprisen for søfragt ikke afspejler grænseomkostningen i den leverende sektor.

Tilpasningen i deflatoren på bruttoværditilvæksten (BVT-deflatoren) for private byerhverv er i øvrigt betydeligt hurtigere end forbrugsdeflatorens tilpasning. Den forskellige tilpasningshastighed i forbrugerpriser og BVT-deflator afspejler bl.a. den hurtigere tilpasning i prisen på investeringer og effekten via udenrigshandelspriserne.

Vi ser lidt nærmere på BVT-priserne. Prisen på offentlig værditilvækst følger primært offentlig løn. I Mona modsvarer den offentlige sektor den tilsvarende del af det offentlige forbrug, så man kan ændre den offentlige sektors BVT-pris, uden at det direkte påvirker den private sektors BVT-pris. Prisen på råstofudvinding følger importprisen på energi og dermed olieprisen, som i dette eksperiment er eksogen, så prisen på råstofudvinding giver sig ikke. Så langt som energiprisens vægt i efterspørgselskomponenternes pris genspejler størrelsen på energisektorens BVT, vil udviklingen i den eksogene energipris heller ikke direkte påvirke resten af den private sektor.

Prisen på landbrugets værditilvækst følger prisen på landbrugseksporten med fradrag for importindhold. Det betyder, at ændringer i land-

PRIS PÅ VÆRDITILVÆKST		Tabel II.7.6
Monas sektorer:	Pris bestemmes i Mona ved:	
Offentlig sektor, <i>pyfo</i>	Pris på bestemt del af offentligt konsum Dvs. $(pcow \cdot fcow + piov \cdot fiov) / (fcow + fiov)$	
Råstofudvinding, <i>pyfe</i>	Pris på energiekспорт Dvs. <i>pebra</i>	
Landbrug, <i>pyfla</i>	Pris på omsætning minus input $1,30 \cdot peani + 0,07 \cdot peveg - 0,37 \cdot pmvx$ , som følger <i>mulc</i> på langt sigt	
Boligsektor, <i>pyfh</i>	Fordelt lag i <i>mulc</i> dvs. <i>mulc</i> på langt sigt	
Byerhverv, <i>pyfbx</i>	Definitions ligning Dvs. $(yfbx) / (fy - fsi - fyfo - fyfe - fyfla - fyfh)$ som følger <i>mulc</i> på langt sigt	

brugets afsætningspris får lov at påvirke prisen på værditilvæksten. I kortsigtede forecast er landbrugets eksportpriser eksogene, så her er der ingen forbindelse til byerhvervenes pris. I multiplikatorberegninger følger landbrugets eksportpris prisen på industrieksporten, og da dens indhold af dansk værditilvækst på langt sigt styres af byerhvervenes grænseomkostning, vil prisen på landbrugets værditilvækst også på langt sigt være styret heraf.

Prisen på boligsektorens værditilvækst er et fordelt lag i byerhvervenes grænseomkostning. Det betyder, at på langt sigt følger denne pris også byerhvervenes grænseomkostning.

Mona har kun én produktionsfunktion og derfor kun én grænseomkostning, der vedrører byerhverv, som prisdannelsen primært er bygget op omkring. De to klare undtagelser er, som nævnt, offentlig sektor og energisektoren. Det er da også for disse to sektorer, at BVT-deflatoren afviger mest fra deflatoren på private byerhverv, jf. figur II.7.5. En oversigt over Monas erhverv og modellens bestemmelse af prisen på deres værditilvækst er vist i tabel II.7.6.

Med gennemgangen af priserne har vi i kapitel II set på de væsentligste adfærdsrelationer i Mona. I det følgende og kortere kapitel III ser vi på sammenbindingen til en helhed.

---

## II appendiks: Figurer med residualer

---

De følgende figurer viser de residualer, der knytter sig til de estimerede relationer omtalt i kapitel II. Figurerne står i samme rækkefølge, som tabellerne med estimationsresultater. Det sidste såkaldt endelige år i nationalregnskabet var 1997, da den beskrevne modelversion blev estimeret, og relationerne er jf. de tilknyttede tabeller estimeret til og med 1997. Figurerne viser residualerne til og med 2001, så for de sidste fire år er der tale om residualer uden for estimationssamplet. Nationalregnskabet er endnu ikke endeligt i 2000 og 2001, så disse års residualer kan let flytte sig.

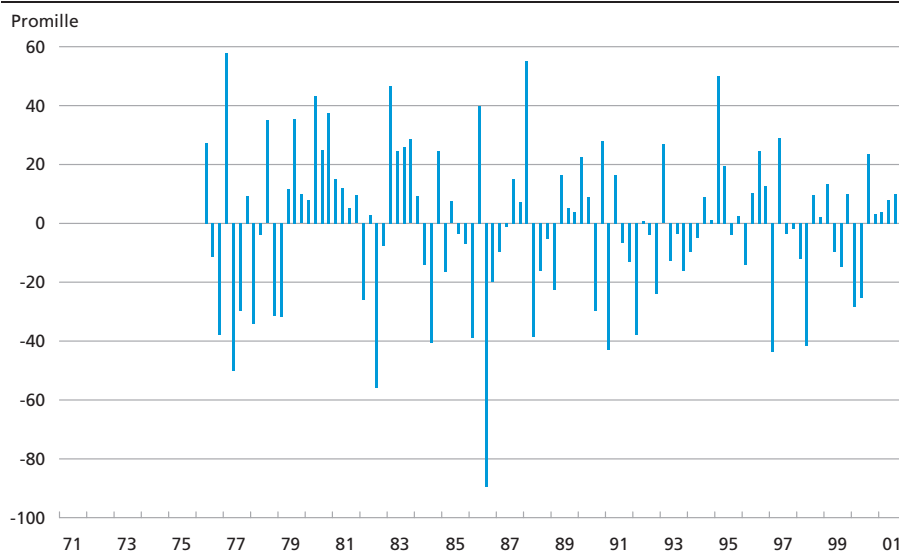
Bortset fra den usikkerhed, der knytter sig til de seneste observationer, illustrerer figurerne, at residualerne ligger mere eller mindre tilfældigt omkring nul i estimationsperioden til 1997, jf. også de tilknyttede tabellers angivelse af test-statistikker. Samtidig ses for flere relationer, fx privatforbrug og huspris, en ubehagelig systematisk tendens i residualerne i de senere år. Der er brug for justeringsled i forecast.

Noget af systematikken for residualerne efter 1997 forsvinder, når slut på estimationssamplet flyttes til 1999; men de senere års residualer repræsenterer også en udfordring til arbejdet med at vedligeholde modellen og finde på forklarende variable.



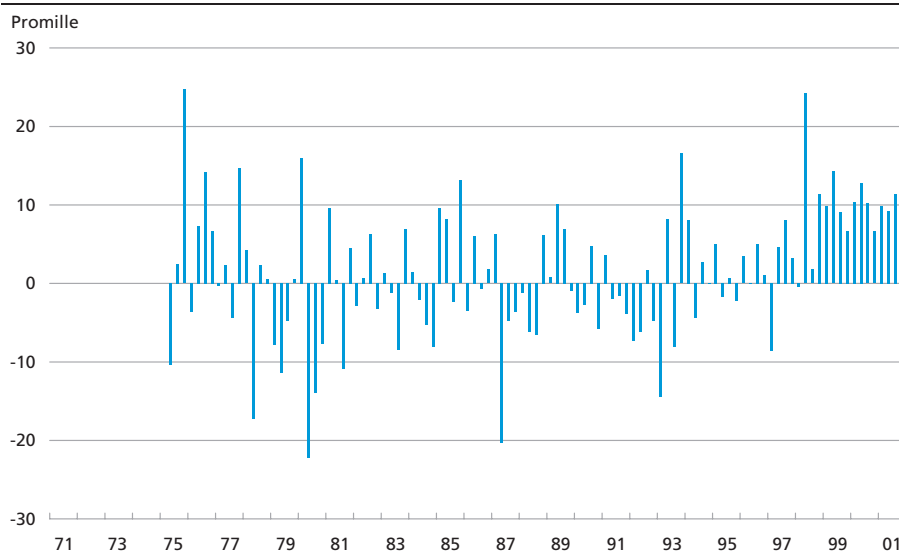
RESIDUALER, EKSPORTMÆNGDE (Tabel II.1.2)

Figur A.1



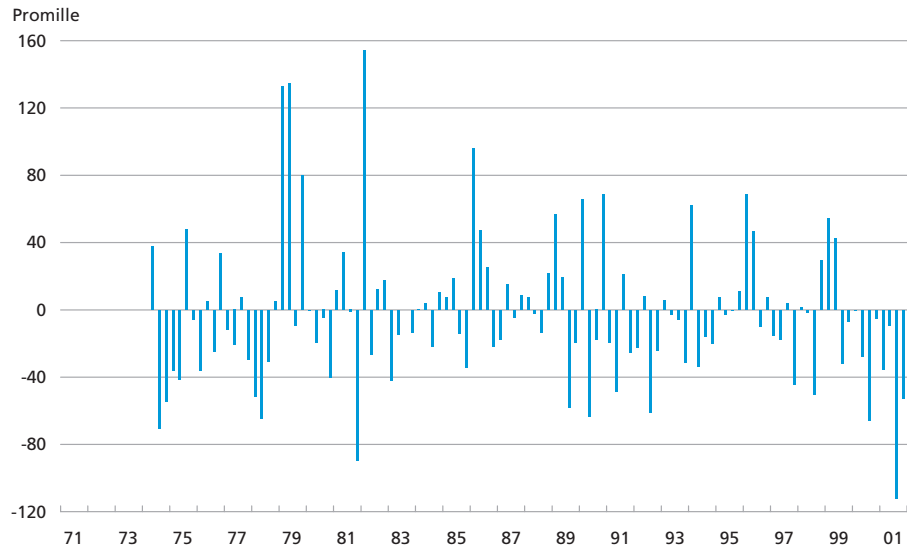
RESIDUALER, EKSPORTPRIS (Tabel II.1.3)

Figur A.2



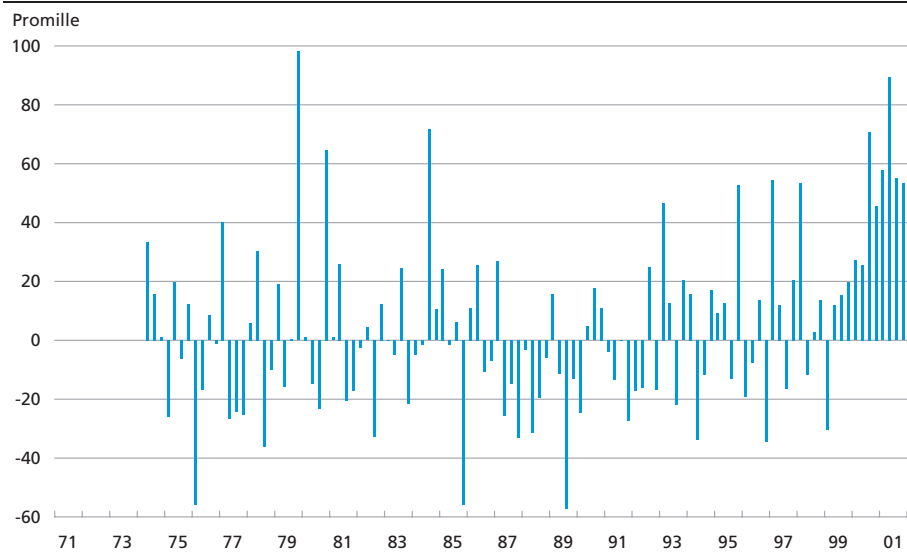
RESIDUALER, PRIS PÅ ENERGIEKSPORT (Tabel II.1.4)

Figur A.3



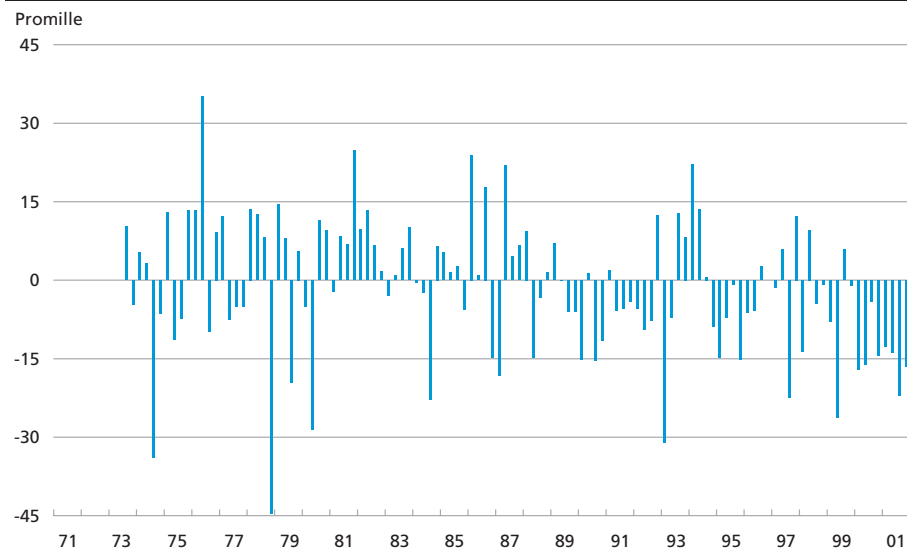
RESIDUALER, PRIS PÅ EKSPORT AF TJENESTER (Tabel II.1.5)

Figur A.4



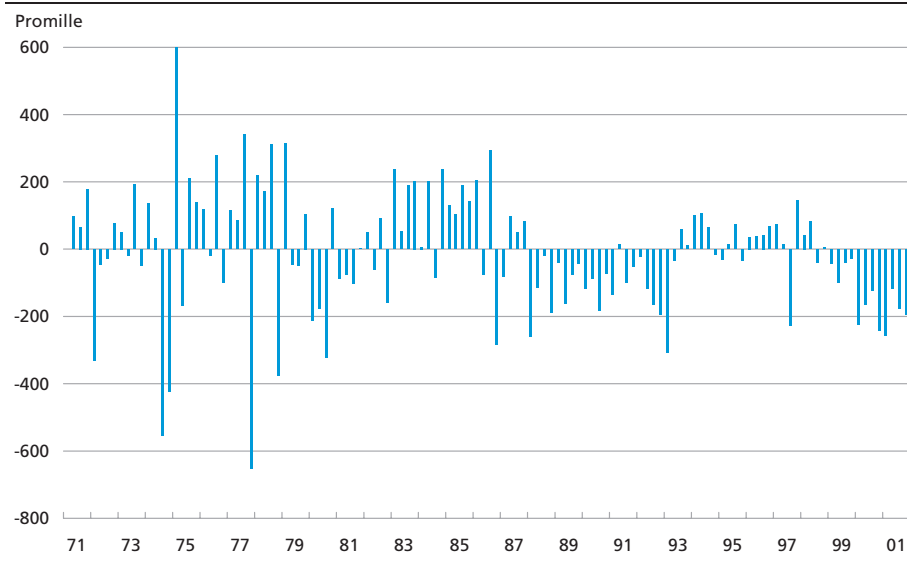
RESIDUALER, PRIVATFORBRUG (Tabel II.2.1)

Figur A.5



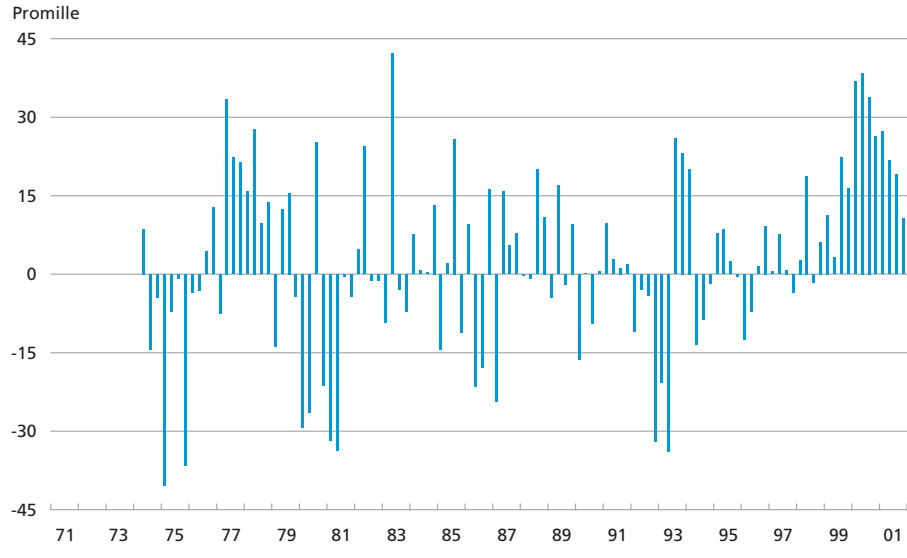
RESIDUALER, BILKØB (Tabel II.2.2)

Figur A.6



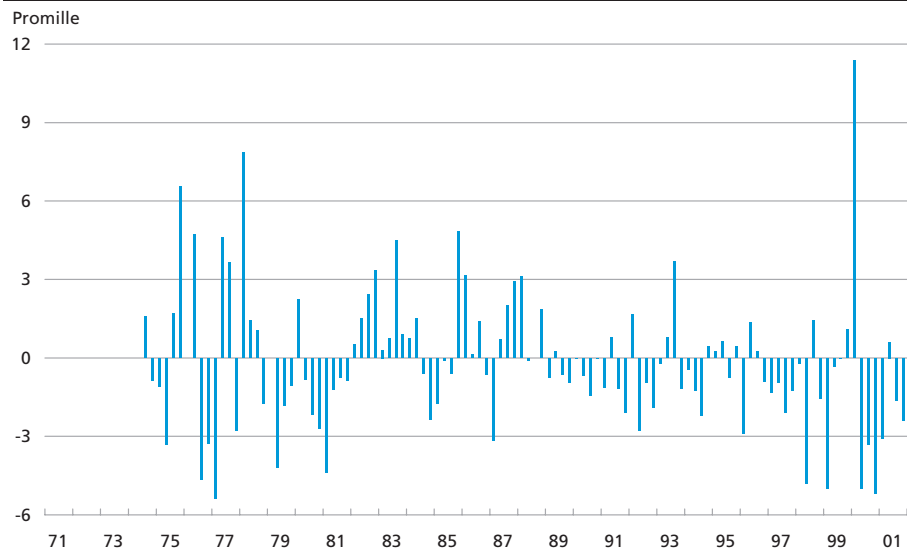
RESIDUALER, HUSPRIS (Tabel II.3.1)

Figur A.7



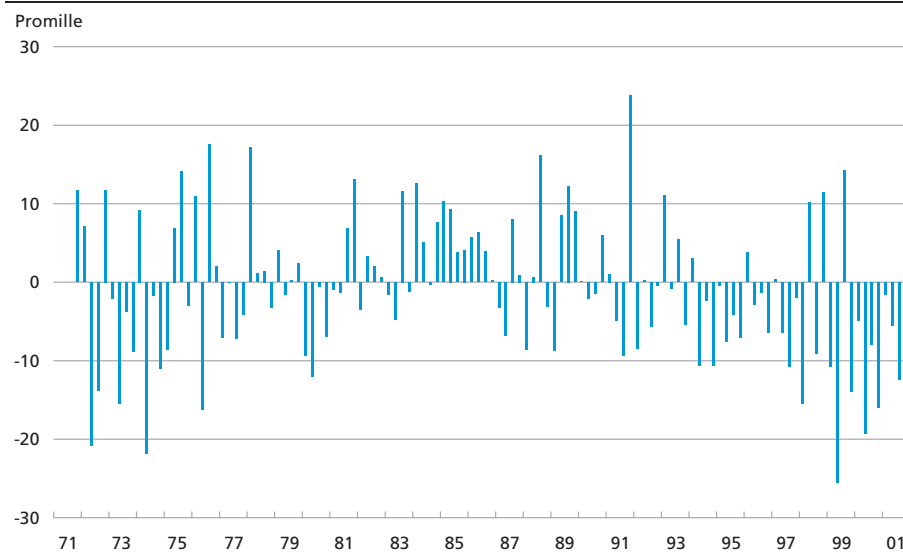
RESIDUALER, BOLIGINVESTERINGER (Tabel II.3.2)

Figur A.8



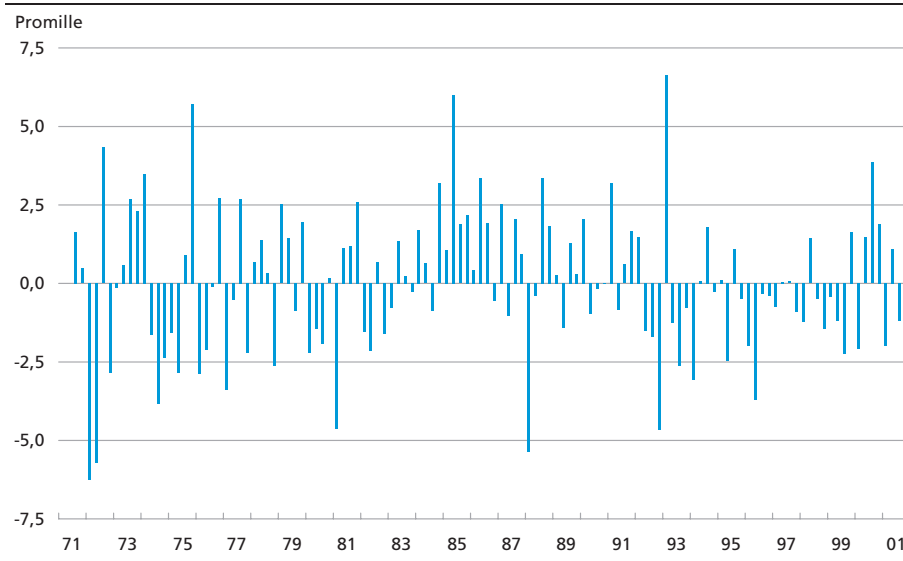
RESIDUALER, BESKÆFTIGELSE (Tabel II.4.1)

Figur A.9



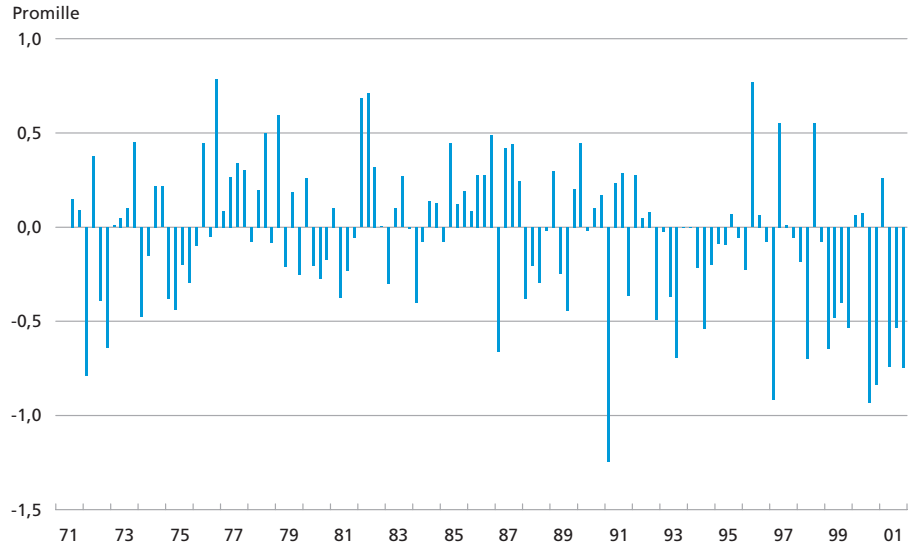
RESIDUALER, MATERIELINVESTERINGER (Tabel II.4.2)

Figur A.10



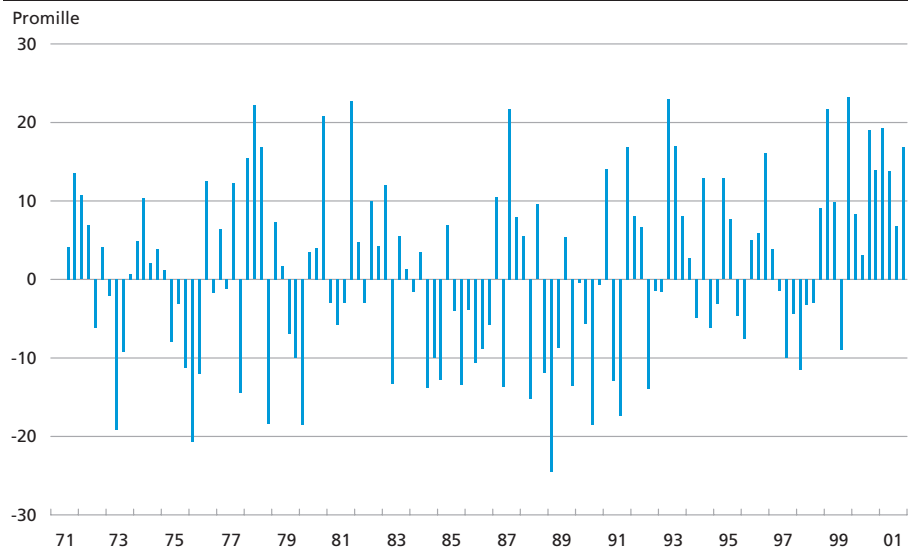
## RESIDUALER, BYGGE- OG ANLÆGSINVESTERINGER (Tabel II.4.3)

Figur A.11



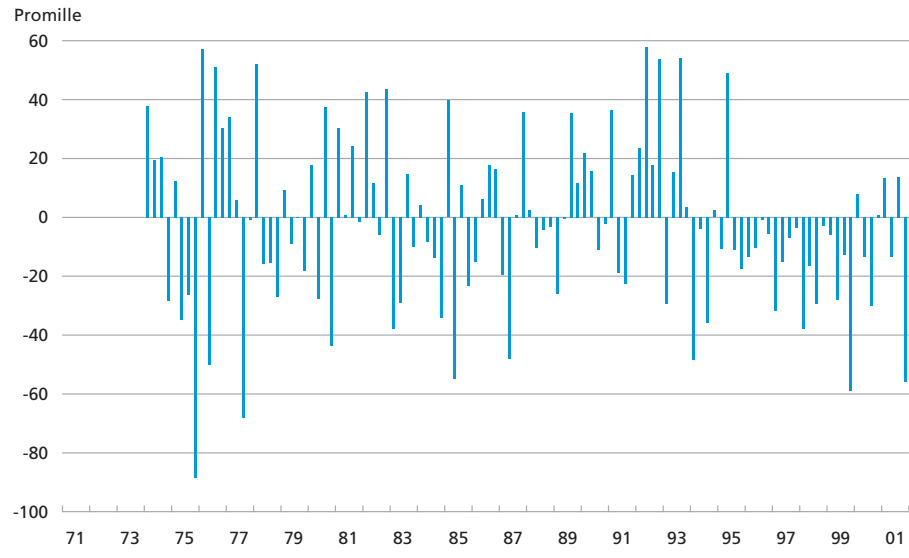
## RESIDUALER, LAGERINVESTERINGER (Tabel II.4.4)

Figur A.12



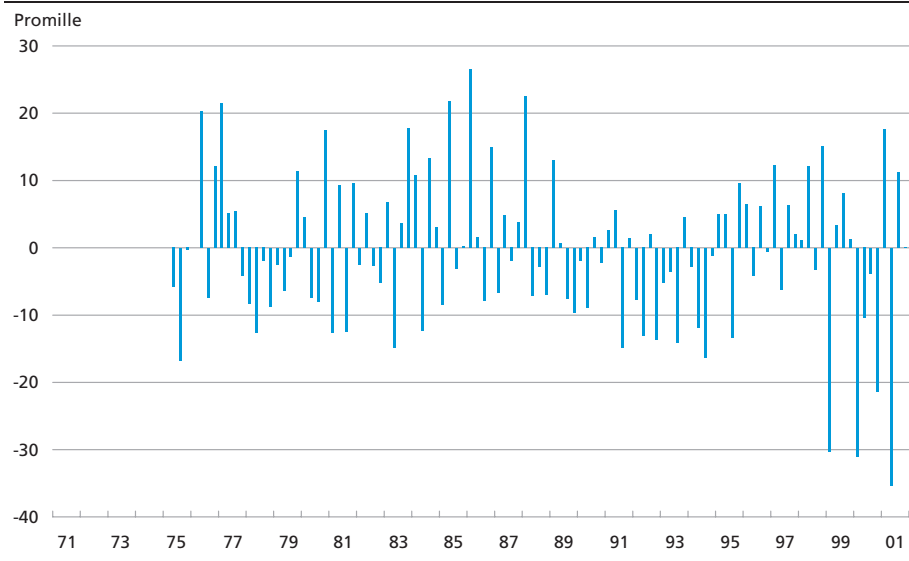
RESIDUALER, IMPORTMÆNGDE (Tabel II.5.1)

Figur A.13



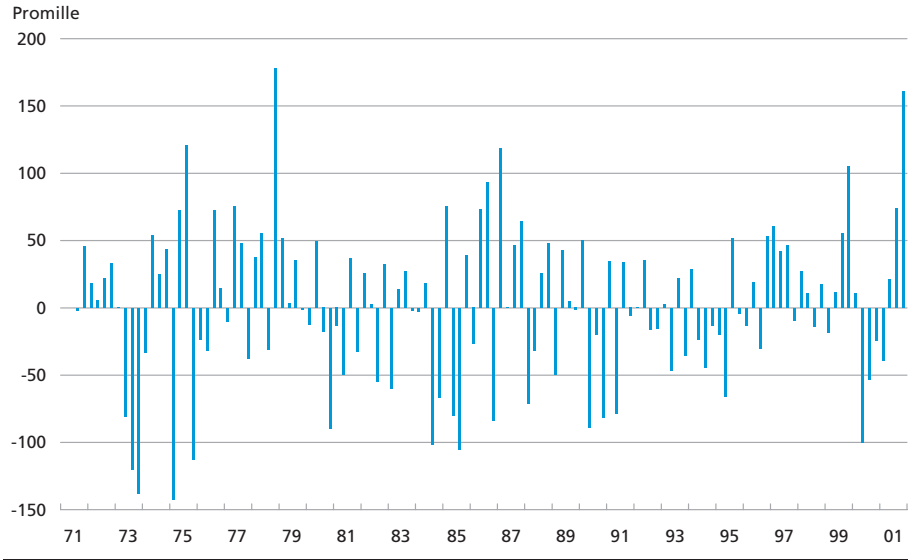
RESIDUALER, IMPORTPRIS (Tabel II.5.3)

Figur A.14



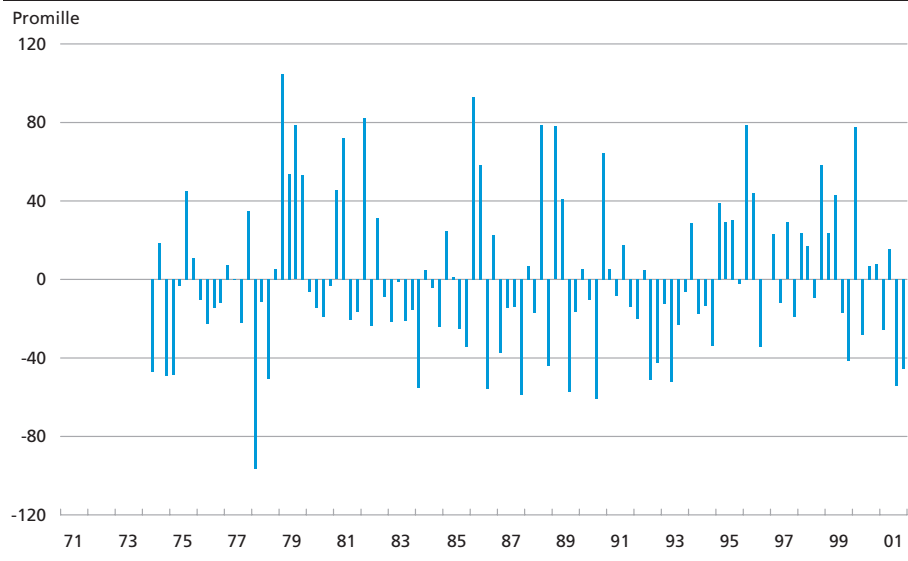
RESIDUALER, ENERGIIMPORT (Tabel II.5.4)

Figur A.15



RESIDUALER, IMPORTPRIS FOR ENERGI (Tabel II.5.5)

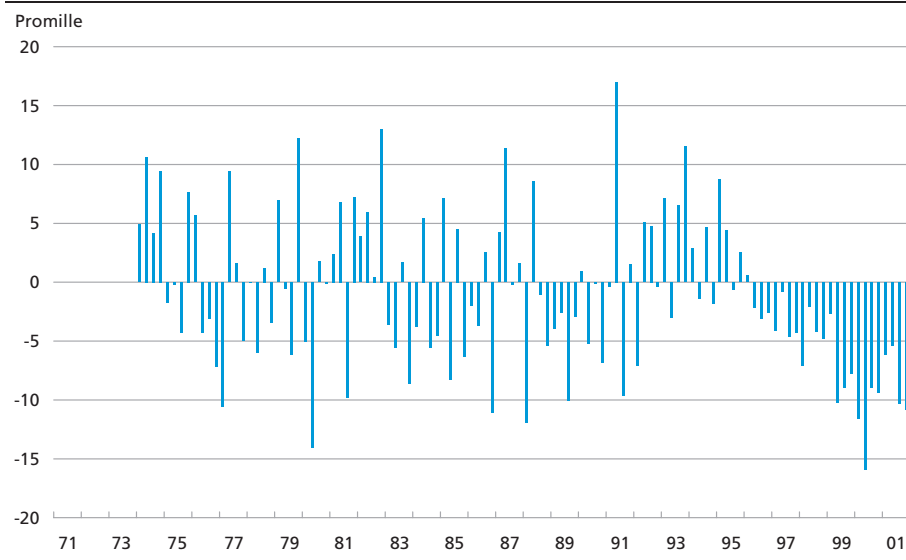
Figur A.16





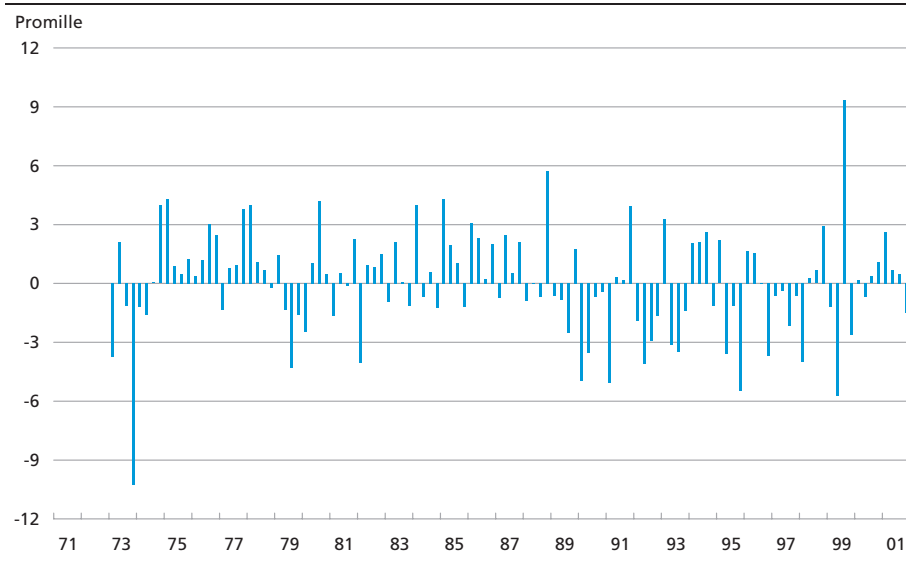
RESIDUALER, LØN (Tabel II.6.1)

Figur A.17



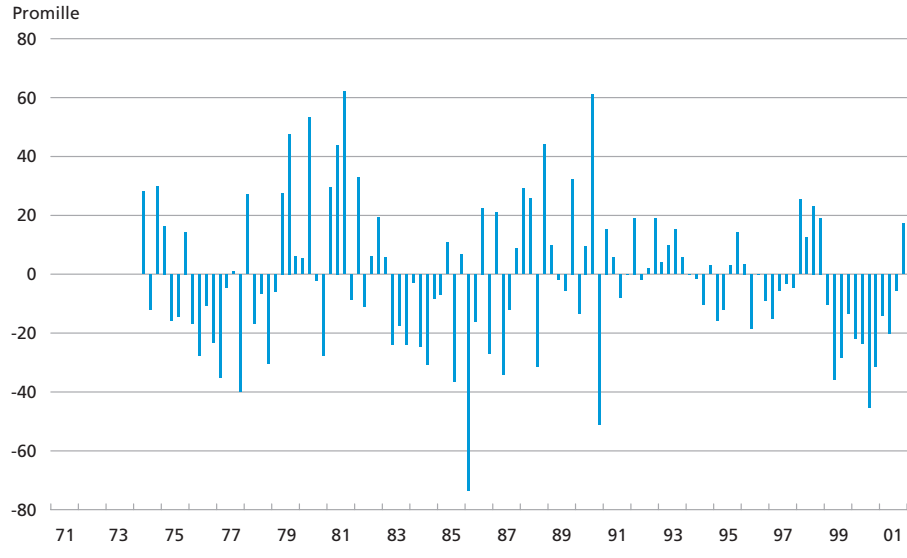
RESIDUALER, ERHVERVSFREKVENS (Tabel II.6.2)

Figur A.18



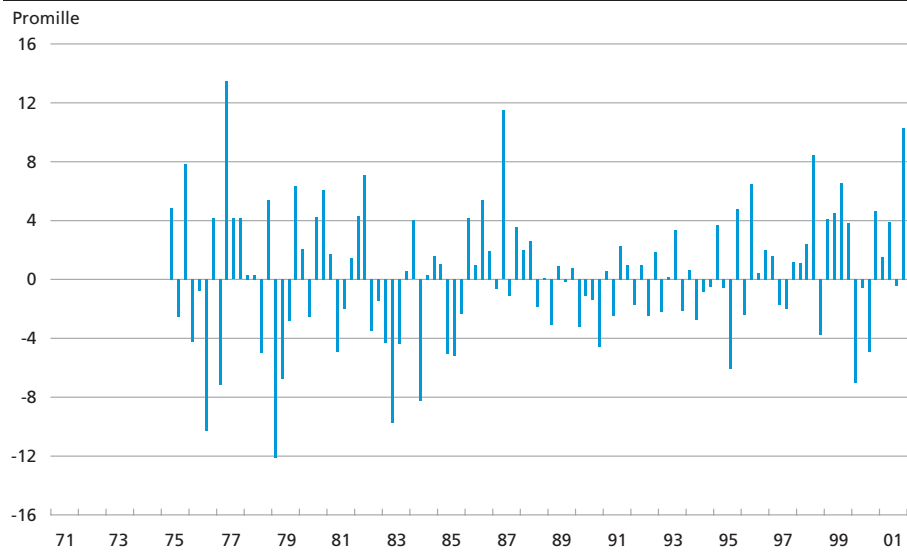
RESIDUALER, NETTOPRIS PÅ ENERGI (Tabel II.7.2)

Figur A.19



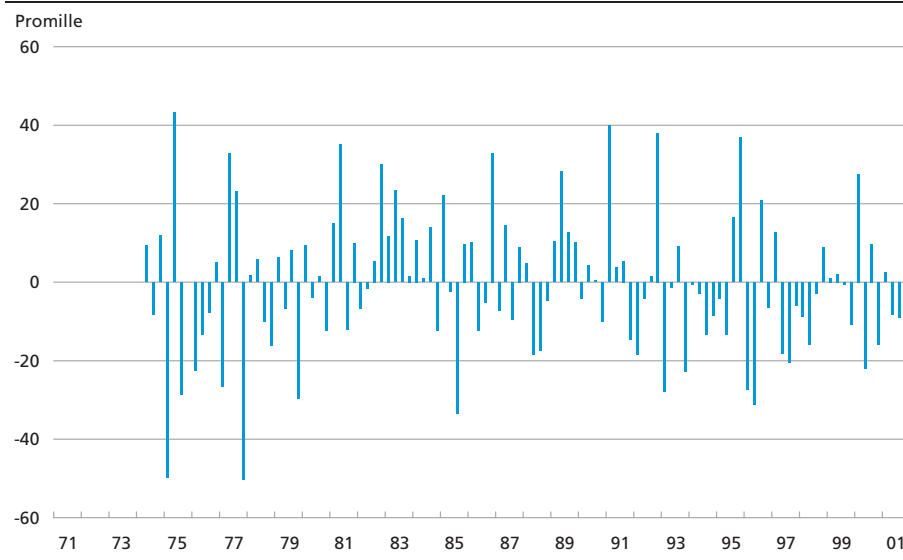
RESIDUALER, UNDERLIGGENDE PRISINDEKS, IMI-INDEKS (Tabel II.7.3)

Figur A.20



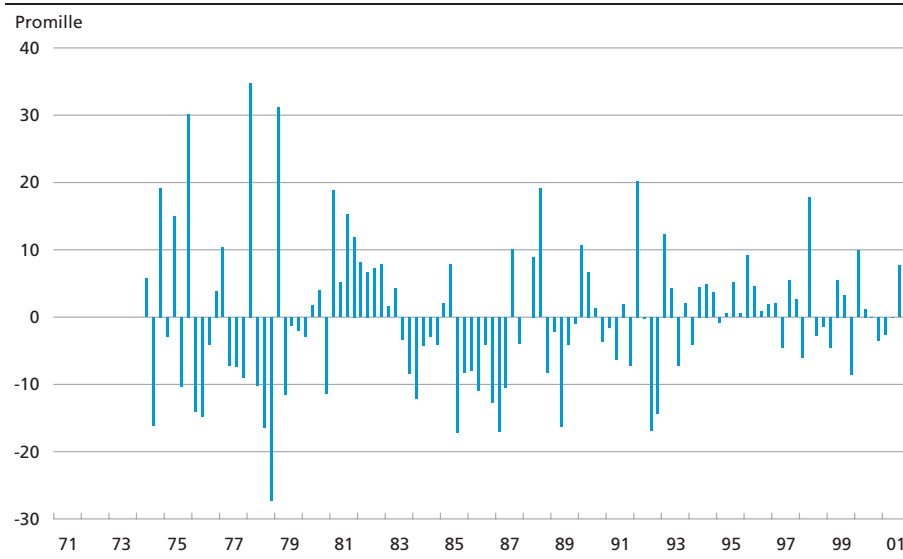
RESIDUALER, BASISPRIS PÅ INVESTERINGER I MATERIEL (Tabel II.7.4)

Figur A.21



RESIDUALER, BASISPRIS PÅ INVESTERINGER I BYGNINGER MV. (Tabel II.7.5)

Figur A.22





---

## III: Sammenbinding og oversigt

---

De estimerede adfærdsrelationer, der blev gennemgået i kapitel II, er som regel de vanskeligste byggeklodser til en økonomisk model. Det er typisk også nogle af de estimerede adfærdsrelationer, der har den største bevågenhed, når en model vurderes. Modellen opstår dog ikke af sig selv, fordi man lægger de 42 estimerede relationer ved siden af hinanden. Man er nødt til at lukke modellen, så der skabes et kredsløb, og de estimerede relationer spiller rigtig sammen. Det sker ved at tilføje en lang række ikke-estimerede relationer.

Der er herunder brug for en række identiteter til at afspejle nationalregnskabsmæssige sammenhænge omkring anvendelse og tilgang, faste og løbende priser samt indkomstdannelse. Ved siden af den slags bogholderimæssige identiteter indgår i Mona også en række identiteter, som transformerer variable mellem logaritmisk og almindelig form. Sådanne identiteter er primært dikteret af, hvordan det er hensigtsmæssigt at skrive modellen med det anvendte software.

Det er i øvrigt ikke nok at supplere de estimerede relationer med identiteter. Der er også brug for tekniske eller kalibrerede relationer til at udfylde huller, hvor der ikke er estimeret en relation, men hvor variabelen heller ikke bør være eksogen, jf. fx omtalen af eksporten ud over industrieksport.

Sammenfattende kan Monas relationer deles op i identiteter og ikke-identiteter, og ikke-identiteter kan deles op i estimerede relationer og ikke-estimerede relationer. Man kan også lave en opdeling af ikke-identiteter i adfærdsrelationer og tekniske relationer. Denne sidstnævnte skelnen svarer ikke nødvendigvis til opdelingen af ikke-identiteter på estimerede/ikke-estimerede, og det bemærkes også, at opdelingen i adfærdsrelationer og tekniske relationer nødvendigvis er lidt uklar. Fx fanger en aggregeret skattefunktion både teknik og adfærd omkring skattemæssige fradrag.

I det følgende gives først en oversigt over Monas hovedkonti, derefter diskuteres mere principielt nogle eksempler på tekniske relationer i Mona omkring skat og indeksering af offentlige ydelser. Endelig summeres op om antal variable i modellen, og der vises et diagram for modellens hovedkredsløb.

Monas nationalregnskabsmæssige strømvariable kan sættes ind i et kontosystem med anvendelse og tilgang for de tre sektorer: Privat, offentlig og udland, hvilket er illustreret i tabel III.1.1.

Forskellen på en sektors samlede indtægter og samlede udgifter beskriver sektorens nettolångivning i det pågældende kvartal. Det kaldes også opsparingsbalancen, da det svarer til sektorens opsparing minus sektorens investering. Den sammenhæng kan eksemplificeres for den private sektor.

Den private sektors disponible indkomst,  $ydp$ , er sektorens faktorindkomst,  $y - iov$ , plus løbende transfereringsindkomst netto. Med variabelnavne fra tabel III.1.1 have

$$ydp = y - iov + (sisub + tyd + tye + tyo + typ + typi + jten + tien) - (siaf + sie + sbid + (sd - sak) + toi + tiov + tion) \quad (III.1)$$

Der er ikke nogen variabel i modellen for privat opsparing. Kalder vi den for  $sp$  og privat investering inkl. nettokapitaludgifter for  $ip$  gælder

$$sp = ydp - pcp \cdot fcp \quad (III.2)$$

og

$$ip = pipb \cdot fipb + pipm \cdot fipm + pih \cdot fih + pit \cdot fit + pile \cdot file + pila \cdot fila + pilbx \cdot filbx - tkon - tken + sak \quad (III.3)$$

Alle poster på den private konto i tabel III.1.1 indgår i  $sp$  eller  $ip$  undtagen nettolångivningen,  $tfn$ , der har rollen som afstemningspost. Af kontoopstillingen følger, at nettolångivningen er lig opsparing minus investering.

$$tfn = sp - ip \quad (III.4)$$

Det er indbygget i kontoformens dobbelte bogholderi, at der til enhver udgift svarer en indtægt, så de tre sektorer nettolångivning må pr. definition summe til nul. Det ville de også gøre, hvis de var ensartet defineret, men sædvanligvis anskues udlandssektorens opsparingssaldo fra dansk side. Det vil sige, at det vi kalder udenlandsk nettolångivning, er den samlede indenlandske sektors nettolångivning til udlandet. Med den konvention er den bogholderimæssige identitet, at privat og offentlig nettolångivning summer til udenlandsk nettolångivning.

$$tfn + tfon = tfen \quad (III.5)$$

## BALANCEOPSTILLING FOR FLOWVARIABLE

Tabel III.1.1

	Privat		Offentlig		Udland	
	Debet	Kredit	Debet	Kredit	Debet	Kredit

**Tilgang (kredit) og anvendelse (debit)**

BNP – offentlige						
geninvesteringer .....		<i>y-iov</i>				
Geninvesteringer .....				<i>iov</i>		
Import .....						<i>pm·fm</i>
Forbrug .....	<i>pcp·fcp</i>		<i>pco·fco</i>			
Eksport .....					<i>pe·fe</i>	
Byggeinvesteringer .....	<i>pipb·fipb</i>		<i>piob·fiob</i>			
Materielinvesteringer .....	<i>pipm·fipm</i>		<i>piom·fiom</i>			
Boliginvesteringer .....	<i>pih·fih</i>					
Ændring i stambesætning ...	<i>pit·fit</i>					
Lagerinvesteringer, energi ...	<i>pile·file</i>					
Lagerinvesteringer, landbrug	<i>pila·fila</i>					
Øvrige lagerinvesteringer .....	<i>pilbx·filbx</i>					

**Strømme af overførsler**

Indirekte skatter .....	<i>siaf</i>			<i>siaf</i>		
Subsidier .....		<i>sisub</i>	<i>sisub</i>			
Indirekte skatter til EU, netto	<i>sie</i>					<i>sie</i>
Sociale bidrag .....	<i>sbid</i>			<i>sbid</i>		
Direkte skatter .....	<i>sd-sak</i>			<i>sd-sak</i>		
Øvrige til offentlig sektor .....	<i>toi</i>			<i>toi</i>		
Arbejdsløshedsunderstøttelse		<i>tyd</i>	<i>tyd</i>			
Efterløn .....		<i>tye</i>	<i>tye</i>			
Orlovsordninger .....		<i>tyo</i>	<i>tyo</i>			
Pension mv. ....		<i>typ</i>	<i>typ</i>			
Overførsel til private						
institutioner .....		<i>typi</i>	<i>typi</i>			
Overførsel til udland .....			<i>tenou</i>			<i>tenou</i>
Overførsel fra udland .....		<i>jten</i>		<i>tenoi</i>	<i>jten+tenoi</i>	
Overført overskud .....	<i>tiov</i>			<i>tiov</i>		
Nettorenter .....	<i>tion</i>	<i>tien</i>		<i>tion</i>	<i>tien</i>	
Kapitaloverførsler .....	<i>sak</i>	<i>tkon+tken</i>	<i>tkon</i>	<i>sak</i>	<i>tken</i>	

**Opsparingsaldi**

Nettolångivning .....	<i>tfn</i>		<i>tfn</i>		<i>tfn</i>
Memo:					
Ekskl. kapitaloverførsler .....	<i>tfn-tkon-tken+ sak</i>		<i>tfn+tkon-sak</i>		<i>enl</i>

Den udenlandske opsparingsbalance ekskl. kapitaloverførsler, *enl*, kaldes også betalingsbalancen. Med modellens variable er husholdningssektoren ikke skilt ud af den private sektor. Der mangler bl.a. en opdeling af privat restindkomst og renter, så husholdningernes indkomst eksisterer ikke i modellen. Man kan dog med udgangspunkt i Monas serier delvist approksimere en kvartalsvis husholdningsindkomst, jf. Andersen mfl. (1999).

På produktionssiden er den private sektor delt en smule op, idet brutto-værditilvæksten findes for bolig-, energi- og landbrugssektor samt for hele resten benævnt byerhverv. Sammenfattende fremstår Mona dog som en aggregeret model uden særlig fokus på enkeltsektorer inden for den private sektor.

Ud over de nationalregnskabsmæssige strømstørrelser rummer Mona serier for nogle finansielle beholdninger. Disse serier bygger på en vide-reførelse af data bag Pedersen (1989).

I den nuværende version af Mona, hvor renten helt er givet fra euro-området, spiller fordelingen på finansielle beholdninger ingen væsentlig rolle, da formueeffekten i forbruget alene går via den samlede private formue, der er omtalt i forbindelse med forbrugsfunktionen. Da betydningen for modellen er ringe, skal der ikke knyttes yderligere kommentarer til opsplitningen på finansielle fordringstyper. Den oprindelige porteføljemodel og de øvrige finansielle relationer inkl. den tilknyttede rentebestemmelse blev omtalt i Christensen og Knudsen (1992).

## OM IKKE-ESTIMEREDE RELATIONER

2

Ligesom vi ikke gennemgik alle estimerede relationer slavisk i kapitel II, vil vi heller ikke her gennemgå alle ikke-estimerede relationer men tage nogle eksempler til at illustrere principperne.

I forlængelse af foregående afsnits oprids af modellens kontosystem starter vi med nogle vigtige identiteter omkring overgangen mellem anvendelse og tilgang, såvel for faste priser som for værdier og dermed også for forholdet mellem dem, dvs. for priserne.

I Mona bestemmes BNP i faste priser,  $f_y$ , ved identiteten

$$f_y = (f_{cp} + f_{co}) + (f_{ih} + f_{io} + f_{ipm} + f_{ipb} + f_{it} + f_{ile} + f_{ila} + f_{ilbx}) + f_e - f_m \quad (\text{III.6})$$

hvor første parentes er samlet forbrug, og anden parentes er samlet investering. Det svarer til, at tilgang/anvendelsesdelen af tabel III.1.1 også holder i faste priser i det sædvanlige nationalregnskab.

Bemærk, at normeringen på BNP ikke i sig selv indebærer, at Mona bestemmer BNP fra efterspørgselssiden. På kort sigt er Mona en efterspørgselstrukket model, men på længere sigt ligger der nogle fortrængningseffekter i modellen, så BNP mest bliver en funktion af arbejdsstyrken, mens eksporten indstilles, så BNP-identiteten holder. Man skal med andre ord se på hele modellen for at forstå, hvordan BNP bestemmes. BNP-identiteten ligger i alle modeller, der respekterer det sædvanlige nationalregnskab.



Der er ikke nogen produktionsrelation for samlet BNP. Modellens centrale endogene produktionssektor er byerhverv, og byerhvervenes BVT,  $fyfbx$ , er knyttet an til BNP via identiteten

$$fyfbx = fy - fsi - (fyfo + fyfla + fyfe + fyfh) \quad (\text{III.7})$$

hvor på højre side BNP fratrækkes dels nettoafgifter i faste priser,  $fsi$ , og dels en parentes med BVT i øvrige produktionssektorer, nemlig offentlig,  $fyfo$ , landbrug,  $fyfla$ , energi,  $fyfe$  og boligbenyttelse,  $fyfh$ .

Den viste overgang til byerhvervenes BVT gælder også i løbende priser,

$$yfbx = y - (siaf + sie - sisub - (siqej + siqv + siqam + siquab + siqr - sigs)) - (yfo + fyfla \cdot pyfla + fyfe \cdot pyfe + yfh) \quad (\text{III.8})$$

hvor BVT-variablene er uden foranstillet  $f$ , og første parentes er nettoafgifter i alt. Med BVT i faste priser og værdi følger pr. definition byerhvervenes BVT-deflator,  $pyfbx$ , som

$$pyfbx = \frac{yfbx}{fyfbx} \quad (\text{III.9})$$

Denne residuale bestemmelse indebærer, at byerhvervenes deflator afspejler mange variable i modellen. Prisrelationerne for de enkelte efterspørgselskomponenter må udformes, så byerhvervens BVT-deflator er så konsistent som muligt med produktionsblokken. Det er indviklet at sikre denne prismæssige konsistens, og det er heller ikke opnået 100 pct. i Mona, jf. også diskussionen i afsnittet om indenlandske prisrelationer i kapitel II og boksen om sammensætningseffekten i kapitel IV.

Efter eksemplerne på identiteter for tilgang/anvendelse og faste/løbende priser skal vi se på tekniske relationer for skat og transferering, der indgår i modellens indkomstdannelse.

De afgifter, der indgår i prisdannelsen, er beskrevet ved satser, der lægges på basisprisen for at komme til markedsprisen. Da satserne afspejler afgiftsprovenuier spredt ud på efterspørgselskomponenter, kan vi i modellen bestemme afgiftsprovenuet ved at gange satser på komponenter og summere. Fx indgår i det samlede momsprovenu,  $sig$ , et bidrag fra moms på bilkøb

$$\text{moms på personbiler} = \frac{tg \cdot btgb \cdot pcb \cdot fcb}{(1 + tg \cdot btgb) \cdot (1 + trb)} \quad (\text{III.10})$$

hvor  $tg$  er officiel momssats,  $btgb$  en korrektionsfaktor forholdsvis tæt på 1, der gør, at det opstillede momsprovenu for bilkøb passer,  $trb$  er en sats for registreringsafgiften. Bilkøb i markedspriser er  $pcb \cdot fcb$ , og regi-

streringsafgiften kommer på efter moms, så bilkøb ekskl. moms og registreringsafgift er afgiftsbasis for den korrigerede momssats  $btgb \cdot tg$ .

Forbrugernes bilkøb giver tilsvarende (det største) bidrag til registreringsafgiftsprovenuet,  $sir$

$$\text{registreringsafgift} = \frac{trb \cdot pcb \cdot fcb}{1 + trb} \quad (\text{III.11})$$

Satsen for registreringsafgiften er beregnet implicit, så der er ikke brug for en korrektionsfaktor som ved moms. De to relationer (III.10) og (III.11) illustrerer principperne, og de andre endogene afgiftsprovenuer er bestemt i helt tilsvarende relationer med passende afgiftsgrundlag. Fx knyttes ejendomsskatter, der i nationalregnskabstermer er en ikke-varetilknyttet afgift, til ejendomsværdien under anvendelse af model-lens huspris.

Relationerne for direkte skat er tilsvarende enkle i deres udformning. Fx bestemmes A-skatteprovenuet,  $askat$ , af en skattesats gange løn- og transfereringsindkomst minus fradrag. Uden at anføre alle indgåede modelvariable, ser relationen sådan ud

$$askat = bsda \cdot (\text{lønsum} + \text{transferering} - \text{pensionsbidrag} - \frac{b1574}{1000} \cdot pfrd) \quad (\text{III.12})$$

hvor det sidst fratrukne led i parentes,  $b1574 \cdot pfrd$ , er befolkning gange personfradrag. Skattesatsen,  $bsda$ , er beregnet implicit, så relationen rammer det officielle A-skatteprovenu. Udtrykket i parentes rammer derimod ikke nødvendigvis det officielle udskrivningsgrundlag. Den aggregerede tilgang betyder, at effekten på relationens skattesats af en given ændring i kommune- eller statsskattesatsen delvist må skønnes uden for modellen. Nærmere bestemt kan man fx beregne den relative ændring i relationens skattesats ved at sætte en skatteændrings umiddelbare provenuvirkning i forhold til det samlede A-skatteprovenu. Finansministeriet anfører ofte den umiddelbare provenuvirkning.

Blandt transfereringerne bestemmes fx de samlede arbejdsløshedsdagpenge,  $tyd$ , ud fra dagpengesats og antal arbejdsløse.

$$tyd = \text{faktor} \cdot \text{dagst} \cdot ul \quad (\text{III.13})$$

Dagpengesatsen,  $dagst$ , er den officielle maksimalsats, og  $ul$  er registrerede ledige. Faktoren har i den historiske periode et forløb, så relationen passer. Fx fanger faktoren ændringer i forholdet dagpengeberettigede/registrerede arbejdsløse og i forholdet gennemsnitlig/maksimal dagpengesats. Faktoren er en eksogen variabel i modellen, så der er fuld proportionalitet ved modelberegninger. I den historiske periode define-

res faktoren af relationen. I fremskrivningsperioden sættes faktoren normalt til sin sidste historiske værdi.

I modellen er den viste relation for arbejdsløshedsdagpengene i øvrigt sat op i logaritmer, så faktoren kan optræde som et additivt justeringsled.

$$\log(\text{tyd}) = \log(\text{dagst} \cdot \text{ul}) + \log(\text{faktor}) \quad (\text{III.14})$$

Det anvendte software gør det teknisk lettere at formulere additive justeringsled, så samme opsætning i logaritmer benyttes ved en række andre relationer, der beskriver proportionalitet. Fx er dagpengesatsen, *dagst*, ikke eksogen, men med et lag gjort proportional med privat løn, og den sammenhæng er også i logaritmer.

Anvendelsen af den private løn til indeksering af dagpengesatsen afspejler den almindelige regel om satsregulering, så det går igen i andre tilsvarende relationer i Mona. Fx er personfradraget fra A-skatte-ligningen også lønindekseret.

Også lønsatsen for offentligt ansatte er med lag indekseret med privat løn. Der har i mange år været en 80 pct. reguleringsklausul i de offentlige overenskomster, men også mere principielt gælder, at den private løndannelse via arbejdsmarkedet påvirker den offentlige. I relationen for offentlig lønsats er der derfor med et års lag fuld indeksering med privat løn.

Det er i øvrigt ikke givet, at alle tekniske relationer altid er aktiveret ved beregninger på modellen. Ved kortsigtede forecast og andre kortsigtsbetragtninger ved man ofte mere om offentlig løn og satser, end der ligger i de simple tekniske relationer, og så er det lettere, at disse variable er eksogene. Derimod kan det ved fx multiplikatorberegninger over længere perioder være en vigtig pointe, at store dele af de offentlige finanser via indekseringen akkomoderer den private lønudvikling. Denne lønindeksering ligger som sagt i de danske reguleringsmekanismer, men også mere principielt kan man lade lønindeksering være et fordelingsmæssigt neutralt udgangspunkt for de offentlige finanser.

De omtalte tekniske relationer omkring indkomstdannelsen drejer sig typisk om at gøre en variabel proportional med et udtryk. Sådanne proportionalitetsskabende relationer findes fx også omkring prisdannelsen.

De fleste efterspørgselskomponenter i modellen har deres egen deflator; men der er langt fra estimeret en prisrelation for hver deflator i modellen. Fx er der estimeret en relation for basisprisen på bygge- og anlægsinvesteringer i alt, mens deflatorene for boliger, for erhvervenes bygge- og anlægsinvesteringer og for det offentliges bygge- og anlægsinvesteringer baseres på basisprisen for bygge- og anlægsinvesteringer i

alt,  $qib$ . Nærmere bestemt har boliginvesteringernes deflator,  $pih$ , følgende tekniske relation.

$$pih = faktor \cdot (1 + btgih \cdot tg) \cdot qib \quad (\text{III.15})$$

hvor  $tg$  er momssats og  $btgih$  er en korrektionsfaktor jf. omtalen tidligere af  $btgb$  i den tekniske relation for moms på bilkøb. Proportionalitetsfaktoren  $faktor$  varierer i den historiske periode så relationen passer, og i fremskrivningen holdes  $faktor$  konstant. Som antydnet, er der en del tekniske prisrelationer af viste type i modellen. Omkring prisdannelsen betyder konstruktionen, at en del relative priser er låst ved stød til modellen. Det betyder, at nogle priser bevæger sig i takt, og på den måde er der færre uafhængige prisbevægelser i modellen, end der er priser. Det passer også med, at prisrelationerne generelt bruger byerhvervenes grænseomkostning, så de danske omkostninger måles på basis af produktionsrelationerne for én sektor, byerhverv.

Efter omtalen af vigtige ikke-estimerede relationer for de realøkonomiske variable, kan nævnes nogle finansielle, hvor fx udlandsgælden,  $fqqf$ , på flow-of-funds-basis defineres ud fra betalingsbalancen,  $enl$ .

$$fqqf = fqqf_{-1} - 0,25 \cdot enl \quad (\text{III.16})$$

Betalingsbalancen er som de andre strøm-variable opregnet til årsbasis, hvorfor der divideres med fire. For at komme til udlandsgældens kursniveau skal man have en vis fordeling på fordringstyper, fx hvor mange kroneobligationer udlandet holder, og den slags lukkes med simple antagelser. Fx vil man i multiplikatoreksperimenter ofte antage hele effekten på betalingsbalancen finansieret ved bevægelser i udlandets beholdning af kroneobligationer.

Den offentlige og den privates sektors nettofordringer på flow-of-funds-basis findes på principielt samme måde som udlandsgælden ved at kumulere sektorens fordringerhvervelse. Med hensyn til fordeling på fordringstyper er for den offentlige sektor indarbejdet statsgældsnormen. Nærmere bestemt antages ved modelberegninger, at en evt. effekt på den offentlige fordringerhvervelse vedrører statsfinanserne, og effekten finansieres ved udstedelse af statsobligationer.

Efter omtalen af identiteter og simple tekniske relationer skal vi se den finanspolitiske reaktionsfunktion, der bestemmer punktafgiftssatsen,  $tpkq$ , på forbruget, så budgetsaldoen,  $tfon$ , stabiliseres som andel af BNP,  $y$ . Den konkrete relation ser sådan ud

$$tpkq = tpkq_{-1} \cdot \left( 1 - \frac{0.5 \cdot tfon_{-1}}{y_{-1}} - 0.5 \cdot \Delta \left( \frac{tfon_{-1}}{y_{-1}} \right) + 0.5 \cdot \Delta \left( \Delta \left( \frac{tfon_{-1}}{y_{-1}} \right) \right) \right) + j\text{-led} \quad (\text{III.17})$$

Relationen indebærer, at budgetsaldoen falder til ro som andel af BNP, for at afgiftssatsen kan falde til ro. Den er valgt som en simpel relation, der har vist sig stabil, jf. eksemplet i kapitel IV om multiplikatoregenskaber. Det er en hjælperelation, hvor det afgørende er den langsigtede restriktion, der lægges på de offentlige finanser. Det konkrete instrumentvalg og tidsforløbet i den finanspolitiske reaktion kan vi derimod vanskeligt afgøre apriori. Mange andre formuleringer ville give det samme slutresultat. Det er dog afgørende at vælge en gradvis tilpasning af afgiftssatsen, ellers bliver finanspolitikken for procyklisk, så tilpasningen bliver ustabil eller i hvert fald langvarig. Problemet er, at fx en højkonjunktur forbedrer budgetsaldoen, og hvis man samtidig sænker afgiftssatsen hurtigt og kraftigt, øges konjunkturudsvinget.

Relation (III.17) anvendes ikke i kortsigtede forecast, men budgetbalanceringen er en principielt vigtig egenskab i forhold til længere fremskrivninger og multiplikatoreksperimenter.

Vi har nu set eksempler på nogle af de vigtigste ikke-estimerede relationer i Mona.

## MODELSTØRRELSE OG MODELDIAGRAM

3

Der er 294 ikke-estimerede relationer i Mona, og sammen med de 42 estimerede har modellen i alt 336 relationer, der bestemmer 336 endogene variable. Dertil kommer 401 eksogene variable, hvoraf de 227 er justeringsled i Monas relationer. De resterende 174 er mere konventionelle eksogene variable som fx offentligt forbrug, valutakurs, rente og råoliepris, hvis definition ikke på samme måde som justeringsleddenes er bundet til Monas relationer. Ofte vil man med eksogene variable kun tænke på de 174 konventionelle, men eksogene stød til modellen kan naturligvis også komme ind via modellens justeringsled.

Der er justeringsled i alle modellens relationer bortset fra identiteterne. I en estimeret relation afspejler justeringsleddet estimationsresidualerne, og i en ikke-estimeret relation kan det fx afspejle relationens proportionalitetsfaktor. Et eksempel kunne være den tekniske relation, der knytter dagpengesatsen til lønnen. Hvis satsen planlægges ændret udover det, der ligger i den modellerede reguleringsmekanisme, kan satsændringen indlægges via den tekniske relations justeringsled. Man bruger i det hele taget tit justeringsleddene ved forecast, jf. omtalen i kapitel V.

Det bemærkes også, at fordelingen på endogen og eksogen ikke ligger helt fast. Som allerede omtalt, har nogle af de ikke-estimerede relationer mindre interesse, når Mona bruges til kortsigtede forecast, og i sådanne forecast er disse relationer ikke medtaget. Den tilhørende ven-

streside-variable er i stedet eksogen. Man kan opfatte den opstillede Mona-model som en bruttomodel, hvor det afhænger af formålet, om alle relationer er aktiveret, når modellen anvendes.

Angående størrelsen af modellen kan man ikke bare beskrive den ved, at der er 336 relationer, når alt er slået til. Antallet af relationer eller ligninger siger ikke meget om en models spændvidde eller kompleksitet. Ikke alle ligninger er lige vigtige, og deres antal kan ændres af rene omformuleringer. Man kan mindske antallet af ligninger ved at indsætte ligninger i hinanden, og man kan øge antallet af ligninger ved at indføre hjælpevariable, dvs. indføre nye variable defineret som udtryk i de eksisterende variable.

Det er uinteressant, hvis en model har flere ligninger end en anden, fordi den definerer flere hjælpevariable. Til et nærmere indtryk af en models omfang må man mere kvalitativt vurdere hvilke områder, der er endogene, og se på detaljeringsgraden.

Der er fx 1800 ligninger i Adam og dermed betydeligt flere end i Mona. De to modeller minder imidlertid meget om hinanden med hensyn til hvilke og hvor store dele af det økonomiske kredsløb, som de har ligninger for. Forskellen på størrelsen vedrører detaljeringsgraden, hvor Mona er tydeligt mere aggregeret end Adam med dens større opsplitning på produktionssiden inkl. et input-output system. Detaljeringsgraden er også større i Adam med henhold til den offentlige sektor – bl.a. fordi der er flere sektorer og priser at tildele afgiftssatser mv.

Mona er til gengæld lidt mere detaljeret end ECBs Area Wide Model for euroområdet, jf. Fagan mfl. (2001), hvor den beskrevne version kommer under 100 ligninger. Samtidig beskriver AWM naturligt nok en økonomi med egen rente- og valutadannelse inkl. en Taylor-regel for den korte rente, så på den led har AWM-modellen trods de færre ligninger større spændvidde end både Mona og Adam.

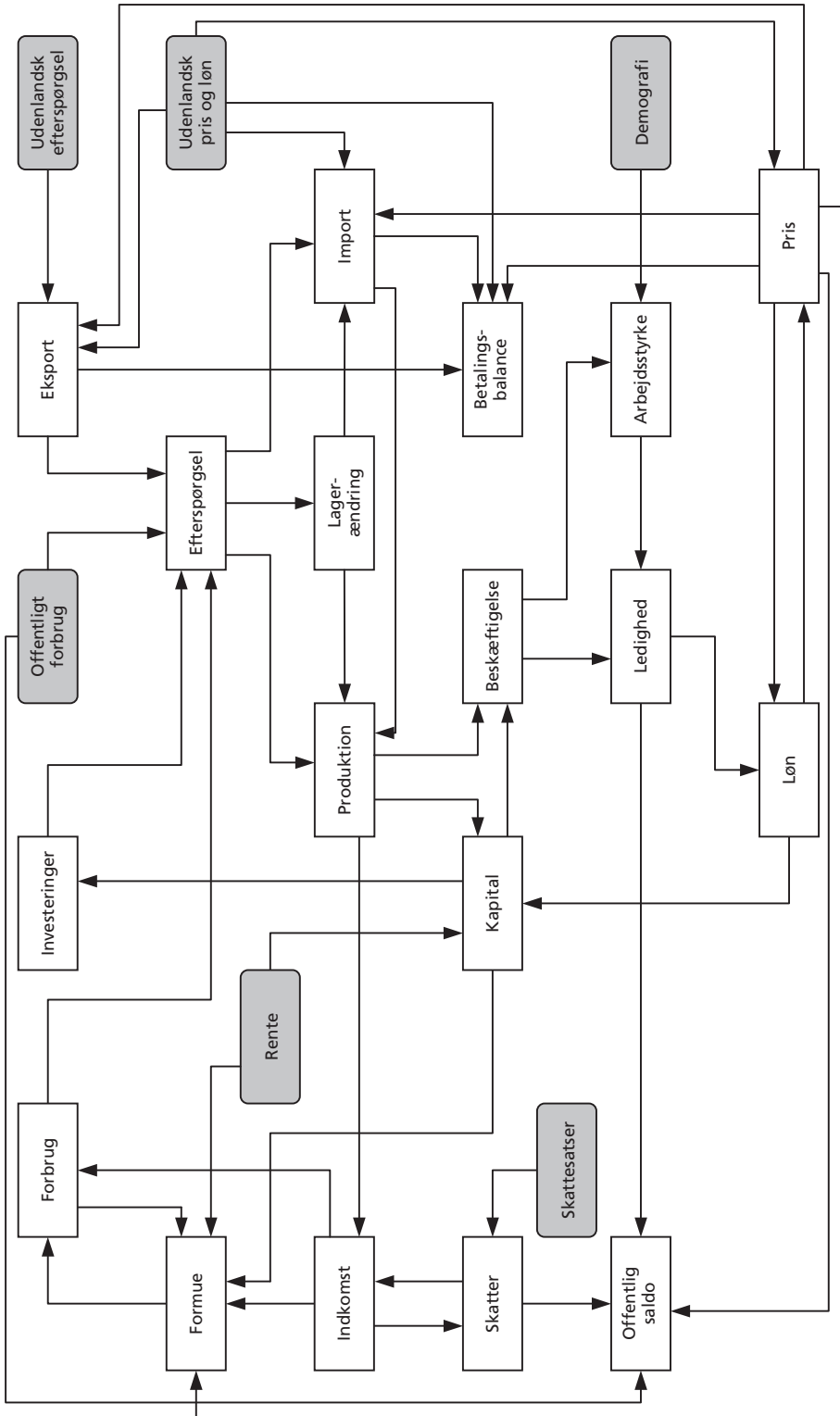
Det viste pilediagram III.2.1 er en skitse af de væsentligste model-sammenhænge. Diagrammet minder ikke overraskende om diagrammer for Adam og endnu mere om diagrammer for Smec-modellen, der nogenlunde er på størrelse med Mona. En principiel forskel til pile-diagrammet for Smec i Bocian mfl. (1999) er, at i diagrammet for Mona er der ikke noget IO-system til fordeling af efterspørgslen på produktion og import. I stedet er det markeret, at lagerinvesteringerne i en kvartalsmodel har en særlig integreret rolle i den kortsigtede tilpasning af tilgang til efterspørgsel.

Ellers illustrerer diagrammet, hvordan en ændring i en eksogen variabel, fx i offentligt forbrug, både påvirker efterspørgsel og indkomst samt løn og prisdannelse. Der er både en tendens til, at stød til efterspørgslen forstærkes via den keynesianske multiplikator- og acceleratormekanisme, og

en modgående tendens til, at stød fortrænges via reaktionen i løn- og prisdannelse samt udenrigshandelens prisfølsomhed.

Disse mekanismer er velkendte, men det er ofte sværere at overskue Mona end pædagogiske lærebogsmodeller. Der er langt flere variable i Mona, og størstedelen af Monas endogene variable indgår reelt i én stor simultan blok, hvor alting påvirker hinanden. En anvendt model rendyrker ikke en enkelt sammenhæng men har fx både kort- og langsigtsmekanismer i sig.

Mona har i praksis ikke nogen analytisk løsning, så modellen kan ikke rigtig studeres på en reduceret form. Modellen løses altid numerisk med en beregningsalgoritme. Til at belyse egenskaberne i Mona-modellen kan man løse modellen for alternative værdier af de eksogene. Det kan illustrere, hvordan de vigtigste endogene reagerer på stiliserede eksogene ændringer. Det følgende kapitel IV handler om sådanne multiplikatorberegninger.





---

## IV: Multiplikatorberegninger

---

I dette kapitel præsenteres effekten på modellens endogene variable af at ændre på nogle udvalgte eksogene variable. Sådanne simulationer kan bruges til at belyse effekten af politiske tiltag eller af eksterne stød til økonomien. Samtidig belyser simulationerne modellens egenskaber, og det er med det formål, de præsenteres her.

Økonomisk teori vedrører ofte relationer, der beskriver ligevægte. I forhold til et sæt af ligevægtsrelationer består et multiplikatoreksperiment ofte i at sammenligne to ligevægtsløsninger uden at specificere et tilpasningsforløb over tid. Med en estimeret konjunkturmodel som Mona består et eksperiment derimod i at sammenligne to forløb over tid. Man ser med andre ord i høj grad på dynamikken, og med en kvartalsmodel er fokus ofte på reaktionen i de første år og kvartaler snarere end på den langsigtede reaktion. Vi vil dog her se på det lange sigt også.

Der bliver gennemgået i alt fire eksperimenter, hvor centrale eksogene variable ændres. Først gennemgås effekterne af en permanent stigning i det offentlige varekøb. Varekøbseksperimentet anvendes ofte ved modevaluering, og det gennemgås forholdsvis detaljeret, så modellens vigtigste sammenhænge, kortsigtdynamik og crowding-out mekanisme skulle blive belyst.

Dernæst analyseres effekterne af et eksogent monetært stød. Stødet inddrager renteændring og tilhørende realeffekt i euroområdet, der er vores valutaanker. Det tredje eksperiment vedrører udbudssiden i form af en permanent stigning i arbejdsstyrken. Det fjerde eksperiment er i virkeligheden to eksperimenter: Der er tale om to simple stokastiske simulationer, hvor der med tilfældige tal stødes til dels forbrugsfunktionen og dels lønrelationen.

---

### STØD TIL OFFENTLIGT VAREKØB

1

---

Beregningen består i en permanent stigning i det offentlige varekøb svarende til 1 pct. af BNP i basisforløbet. Betegnelsen varekøb dækker den del af det offentlige forbrug, som ikke produceres i den offentlige sektor, men købes fra den private. Komponenten omfatter køb af varer og tjenester fra den private sektor, og andelen af tjenester er forholdsvis høj, så navnet varekøb er en forkortelse. Med købet trækkes der på beskæftigelse og værditilvækst i den private sektor og på import, mens der

ikke trækkes på den offentlige sektors værditilvækst. Den offentlige beskæftigelse er derfor uændret.

Når man anvender et stød til det offentliges varekøbssegment ved vurdering af makromodeller, hænger det sammen med, at det er en let forståelig policy-variabel, hvor den tilhørende effekt på beskæftigelse og output afspejler adfærd i den endogene private sektor.

En gennemgang af en multiplikatorberegning kunne teoretisk deles op i to dele: Én om det korte sigt, hvor reaktionen i lønninger og priser er uvæsentlig, og én om det lange sigt, hvor reaktionen i løn og priser er omdrejningspunkt for tilpasningen. Det bliver dog lidt firkantet, hvis det er eneste tilgang til modellens resultater. Modellens løn og priser og de øvrige variable tilpasser sig ikke i ryk, og i beregningsresultatet opstår det lange sigt gradvist af det korte.

Gennemgangen af varekøbseksperimentet er i stedet struktureret om én eller et par variable af gangen, fx forbrug og boliginvesteringer, med henblik på reaktionen på både kort og langt sigt. Først skal vi dog se på beregningernes metode og på et overblik over hovedtræk af resultatet, herunder reaktionen i de allerførste kvartaler af eksperimentet.

### **Om eksperimentets beregninger**

Når man vurderer en teoretisk model, vil man tit løse modellen, så de endogene variable udelukkende er udtrykt ved eksogene eller prædeterminerede variable. Derefter kan man ved at differentiere få udtrykt, hvordan ændringer i de eksogene påvirker de endogene via modellens samspil.

Det er imidlertid for indviklet og rodet at gøre det for en estimeret makromodel som Mona. I stedet beregnes effekten fra de eksogene på de endogene numerisk som forskellen mellem to modelberegne forløb. Nærmere bestemt løser man først modellen for et basisforløb. Dernæst ændres én variabel nemlig det offentlige varekøb, der sættes i vejret, og modellen løses igen. Forskellen på de to forløb beskriver effekten af at øge varekøbet.

Selve basisforløbet kan opstilles på flere måder. Fx kan man vælge en historisk periode. Der er her valgt et syntetisk forløb, som starter i 2000 med fastholdte vækstprocenter for de eksogene variable, fx udenlandsk efterspørgsel og uden justeringsled i adfærdsrelationerne. Basisforløbet er nærmere beskrevet i boks IV.1.1.

Effekten på en endogen variabel af en bestemt ændring i en eksogen kaldes også en multiplikator. I vores beregning fremkommer for hver endogen variabel og for hvert kvartal i forløbet en multiplikator med hensyn til det offentlige varekøb. Der er med andre ord rigtig mange multiplikatorer, som beskriver effekten på de endogene variable. Nor-

Som nævnt beregnes multiplikatorer som forskellen mellem to løsninger af modellen: Et basisforløb og et forløb med den ønskede eksogene ændring. Det stiliserede basisforløb er et vækstforløb med en steady state, hvor

- Vækstraterne i alle prisvariable er konstante og identiske, så de relative priser er uændrede over tid.
- Vækstraterne i alle mængdevariable er konstante og identiske, så forskellige kvoter og rater er konstante.
- Gælds- og formuekvoter for både privat og offentlig sektor er konstante.

Konkret er de eksogene variable lagt, så der med udgangspunkt i 2000 sigtes mod en real vækstrate på 2 pct. p.a. og en inflationstakt på 1,8 pct. De estimerede relationer har justeringsled nul. Den nominelle rente er sat til summen af den reale vækstrate og inflationsraten, så realrenten er lig den reale vækstrate i steady state.

Mange af Monas relationer er lineære i logaritmer, så basisforløbet er ikke altid så afgørende. Forskellig sammensætning i basisforløbet vil dog kunne påvirke resultatet, da efterspørgselskomponenterne har forskellige adfærdsrelationer, og en anden vækstrate eller inflationstakt i basisforløbet kan principielt også flytte følsomheden.

Lige så afgørende som basisforløbet er profilen i indgrebet. Fx er ændringen i det offentlige varekøb formuleret som 1 pct. af BNP i basisforløbet. Dvs. at indgrebet i faste priser vokser med et par pct. om året. Det giver en anden og mere ekspansiv profil i resultatet, end hvis indgrebet var holdt fast i mia. 1995-kroner.

malt vil man fokusere på et udsnit af effekterne. Det kan være effekten i de fire første kvartaler efter indgrebet eller effekten på længere sigt eller den største effekt på fx BNP, eller hvor hurtigt beskæftigelseseffekten svinger tilbage til nul osv. Vi ser her på lidt af det hele.

### Hovedtræk i beregningsresultatet

Nogle væsentlige effekter af at øge det offentlige varekøb er vist i tabel IV.1.1. Effekten på produktion og efterspørgsel er anført i pct. af basisforløbet. Det passer med, at indgrebet er formuleret som pct. af BNP. Af første linje fremgår, at det private forbrug stiger 0,04 pct. i 1. kvartal af eksperimentet, mens fx ledigheden falder 0,04 pct. af arbejdsstyrken. Påvirkningen af de tre fordringsbalancer (privat, offentlig og udland) er vist i pct. af BNP. Forøgelsen af det offentlige varekøb på 1 pct. af BNP implicerer, at det samlede offentlige forbrug er forøget godt 4 pct.

I de første år virker Mona som en kortsigtsmodel, hvor den øgede efterspørgsel øger produktionen. Produktionsstigningen trækker indkomst, privatforbrug og investeringer med sig, så processen føder sig selv, ved at efterspørgsel skaber indkomst, og indkomst skaber efterspørgsel. Det er den velkendte keynesianske multiplikator- og acceleratorproces. Den maksimale effekt på BNP opnås i løbet af 2. år, hvor pro-

EFFEKT AF ØGET OFFENTLIG FORBRUG PÅ 1 PCT. AF BNP

Tabel IV.1.1

	1. år				2. år				5. år	10. år	20. år
	1. kvrt.	2. kvrt.	3. kvrt.	4. kvrt.	1. kvrt.	2. kvrt.	3. kvrt.	4. kvrt.			
<i>Procentvis afvigelse fra basisforløb</i>											
Privatforbrug .....	0,04	0,16	0,28	0,33	0,36	0,38	0,40	0,41	0,59	1,05	0,69
Offentlig forbrug .....	4,24	4,25	4,25	4,25	4,26	4,26	4,26	4,27	4,31	4,38	4,44
Boliginvestering .....	0,00	0,05	0,14	0,24	0,32	0,38	0,42	0,43	-0,24	-0,51	0,21
Erhvervsinvestering ....	0,16	0,50	0,66	0,79	0,93	1,05	1,15	1,23	1,35	0,64	0,34
Lagerinvestering <sup>1</sup> .....	-0,22	0,09	0,18	0,13	0,09	0,08	0,07	0,06	-0,01	-0,01	0,00
Eksport .....	-0,01	-0,04	-0,10	-0,17	-0,23	-0,29	-0,35	-0,41	-1,12	-1,88	-1,31
Import .....	1,09	1,40	1,56	1,53	1,48	1,46	1,45	1,42	1,11	1,14	1,10
BNP .....	0,38	0,69	0,78	0,78	0,78	0,80	0,81	0,81	0,63	0,36	0,46
Beskæftigelse .....	0,06	0,23	0,33	0,40	0,45	0,51	0,55	0,58	0,50	-0,12	0,02
Ledighed <sup>2</sup> .....	-0,04	-0,13	-0,20	-0,24	-0,28	-0,32	-0,35	-0,38	-0,37	0,07	-0,01
<i>Pct. af BNP afvigelse fra basisforløb</i>											
Privat ops.balance .....	0,35	0,12	-0,02	-0,06	-0,08	-0,11	-0,13	-0,15	-0,04	0,06	0,08
Offentlig ops.balance .....	-0,74	-0,62	-0,56	-0,52	-0,50	-0,48	-0,47	-0,46	-0,67	-1,15	-1,36
Betalingsbalance .....	-0,39	-0,50	-0,58	-0,58	-0,59	-0,59	-0,60	-0,61	-0,71	-1,09	-1,28
<i>Procentvis afvigelse fra basisforløb</i>											
Forbrugsdeflator .....	0,01	0,03	0,05	0,08	0,09	0,10	0,11	0,13	0,37	0,80	0,73
Lønoms-kostning .....	0,00	0,01	0,04	0,10	0,15	0,22	0,29	0,37	1,38	2,18	1,40
Timeproduktion .....	0,14	0,39	0,37	0,26	0,17	0,11	0,05	-0,01	-0,23	0,20	0,18
Bytteforhold .....	-0,02	-0,02	-0,01	0,01	0,03	0,06	0,08	0,11	0,40	0,61	0,41
<i>Procentpoint afvigelse fra basisforløb</i>											
Forbrugskvote .....	-0,14	-0,23	-0,18	-0,12	-0,09	-0,08	-0,07	-0,07	-0,12	0,02	-0,01
Lønkvote .....	-0,15	-0,27	-0,26	-0,20	-0,16	-0,12	-0,08	-0,05	0,25	0,22	0,01

<sup>1</sup> Pct. af BNP.<sup>2</sup> Procentpoint.

duktionen er steget med ca. 0,8 pct. i forhold til basisforløbet. Effekten på hovedkomponenter i forsyningsbalancen er illustreret i figur IV.1.1. Tidsangivelsen på figurernes 1. akse er år, medmindre andet er anført.

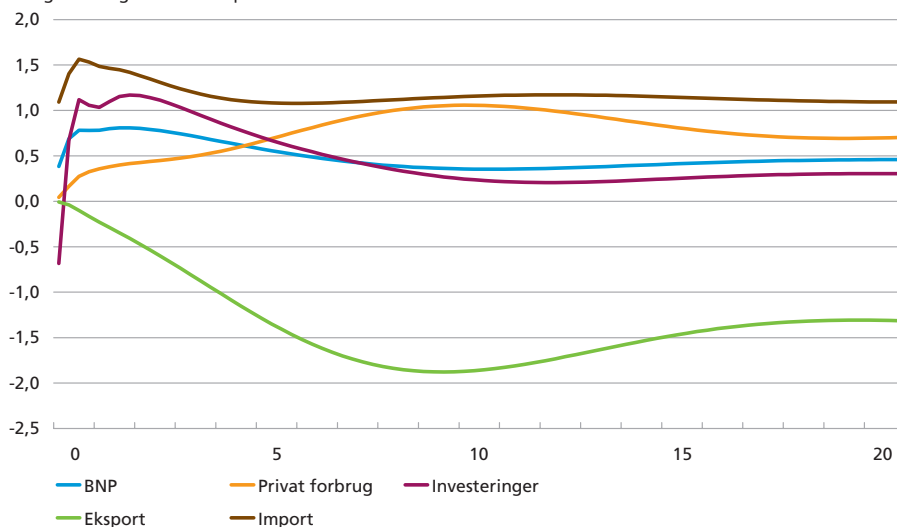
I de følgende år tager fortrængningsmekanismerne gradvist over. Den øgede aktivitet får løn og priser til at stige i forhold til basisforløbet og dermed også i forhold til udlandet. Det reducerer eksporten, og effekten på beskæftigelse og ledighed svinger tilbage til nul efter 7 år. Men selv om modellens langsigtegenskaber i høj grad kan mærkes, er der ikke tale om, at aktivitetseffekten bliver i nul efter de 7 år. Det tager noget mere tid, før de vigtige mængde- og prisvariable svinger rigtigt på plads. Modellens forsyningsbalance er først for alvor i ligevægt efter ca. 30 år, jf. figur IV.1.2, der viser effekten på BNP og beskæftigelsen over hele 50 år.

Ved ligevægt forstår vi her, at afstanden til basisforløbet bliver konstant, eller kun bevæger sig ubetydeligt. Den konstante afstand efter 30

## EFFEKT PÅ FORSYNINGSBALANCEN

Figur IV.1.1

Afvigelse fra grundforløb i pct.



Anm.: I denne og de efterfølgende figurer i dette kapitel er tidsenheden på x-aksen år, medmindre andet bliver nævnt.

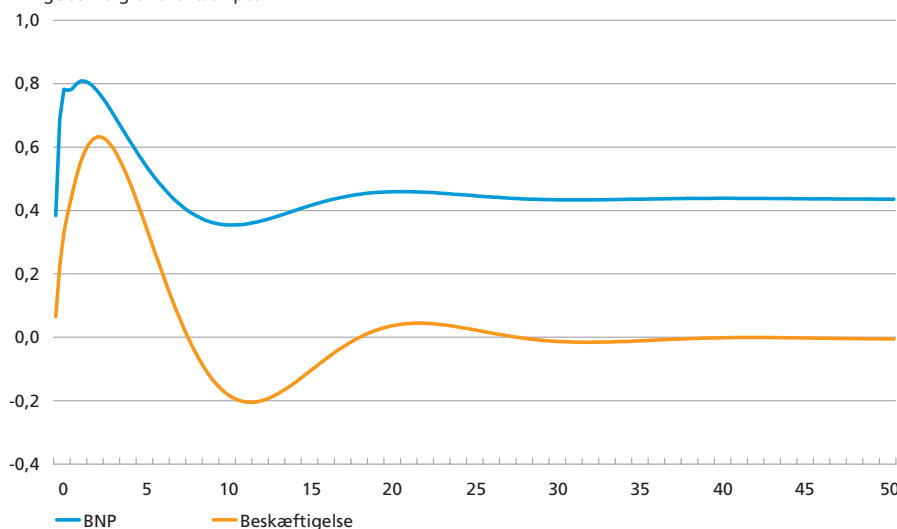
år gælder i øvrigt ikke alle variable, jf. senere om offentlig og udenlandsk gældskvot.

Når modellen på langt sigt fortrænger beskæftigelseseffekten, så vi vender tilbage til samme ledighed, er det ikke fordi, at ledigheden skal have et bestemt NAIRU-niveau for at undgå permanent accelererende

## EFFEKT PÅ BNP OG BESKÆFTIGELSE

Figur IV.1.2

Afvigelse fra grundforløb i pct.



eller decelererende løn. Noget sådant ligger jf. gennemgangen ikke i modellens lønrelation. Den tvingende omstændighed er, at vi skal matche valutaankerets inflationsniveau.

Mona har eksogen valutakurs svarende til det danske fastkursregime. Det betyder, at det danske løn- og prisniveau med forbehold for produktivetsforskelle skal bevæge sig parallelt med euroområdet, for at vi kan være i ligevægt med en uændret konkurrenceevne. Og medmindre man ændrer på arbejdsløshedsdagpengenes relative størrelse eller flytter parametre i lønrelationen implicerer denne parallelitet et bestemt niveau for ledigheden.

Inkorporeringen af fastkurspolitikken indebærer ikke bare, at løn og pris på sigt skal følge udlandet. Med den faste euro/kronekurs følger også, at den nominelle rente er givet udefra, jf. at den nominelle rente er eksogen i Mona. Også den reale rente er på sigt givet udefra, i og med inflationen er givet udefra.

### **Nærmere om den umiddelbare reaktion i forsyningsbalancen**

Stigningen i det offentlige varekøb øger umiddelbart den endelige indenlandske efterspørgsel, hvormed vi mener indenlandsk efterspørgsel ekskl. lagerændring. Større endelig indenlandsk efterspørgsel må tilfredsstilles ved større nettoimport fra udlandet, større indenlandsk produktion eller større lagerforbrug. Der er kun de tre muligheder. Sidstnævnte lagerreaktion kaldes i lærebøgerne ofte "utilsigtet". En sådan lagerreaktion kommer hurtigt og forsvinder normalt også hurtigt, så man kan ikke rigtig se det i årsdata, men man kan få reaktionen ind i en kvartalsmodel.

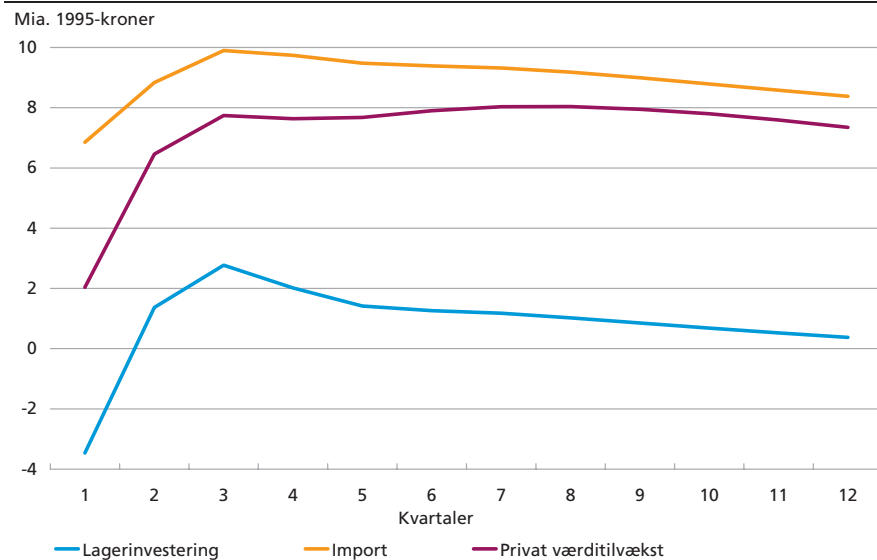
Den negative effekt på lagerinvesteringen i første kvartal modererer stigningen i samlet indenlandsk efterspørgsel. Stigningen i samlet indenlandsk efterspørgsel modsvares af indenlandsk produktion eller import. Netop i de første kvartaler tilfredsstilles den indenlandske efterspørgsel forholdsvis mere af import end af indenlandsk produktion. Den høje importreaktion afspejler, at den centrale importrelation, som omtalt, har en høj efterspørgselselasticitet på kort sigt. De første 12 kvartalers reaktion i lager, import og produktion er vist i figur IV.1.3.

### **Privatforbrug og boligmarked**

Ifølge modellens forbrugsrelation ligger den marginale forbrugskvote noget under den gennemsnitlige. Det betyder, at den gennemsnitlige forbrugskvote umiddelbart falder, og effekten på det private forbrug er beskeden i starten. Derefter øges forbrugseffekten, jf. figur IV.1.4. Foruden den selvforstærkende multiplikatorproces, som får indkomsten til at stige, kan stigningen i forbruget henføres til en stigning i formuen.

KORTSIGTET EFFEKT PÅ LAGER, IMPORT OG VÆRDITILVÆKST

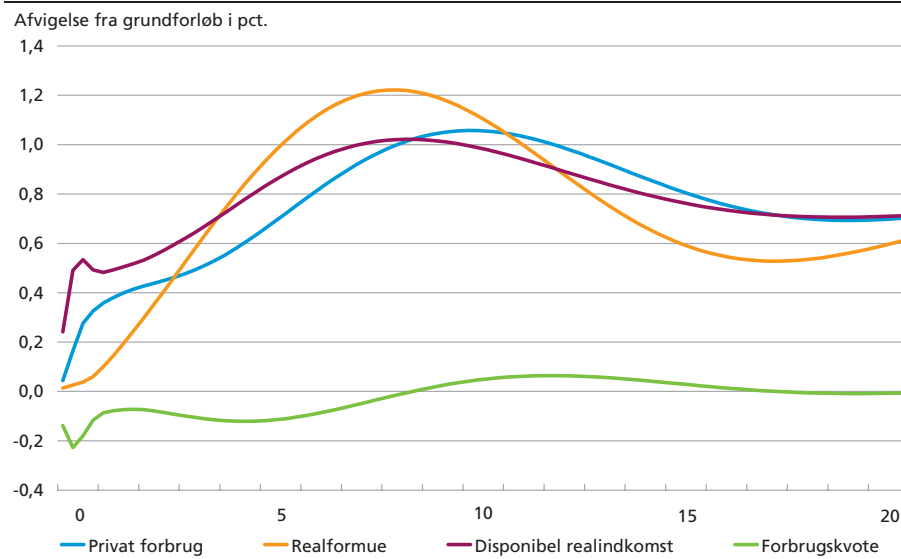
Figur IV.1.3



Stigningen i den reale formue afspejler for det første, at den øgede opsparring akkumuleres. Dertil kommer, at huspriserne stiger mere end forbrugsdeflatoren, der rummer træge og eksogene elementer som husleje, import, energi og stykafgifter (jf. forholdet huspris/forbrugerpris vist i figur IV.1.5). Stigningen i real huspris er en konjunkturreffekt, som øger den reale boligformue. Stigningen i formuen stimulerer forbruget og

EFFEKT PÅ PRIVATFORBRUGET

Figur IV.1.4



redresserer derved faldet i forbrugskvoten. På langt sigt er forbrugskvoten tæt ved basisforløbet.

Den ekspansive tilpasning i forbruget forløber over en årrække. Efter den maksimale forbrugseffekt er passeret, går forbruget ikke tilbage til udgangsforløbet men forbliver over. De danske lønninger er i eksperimentet vokset permanent i forhold til udlandet. Det giver et permanent løft i bytteforholdet, og dermed er der også et permanent løft i købekraft og forbrug.

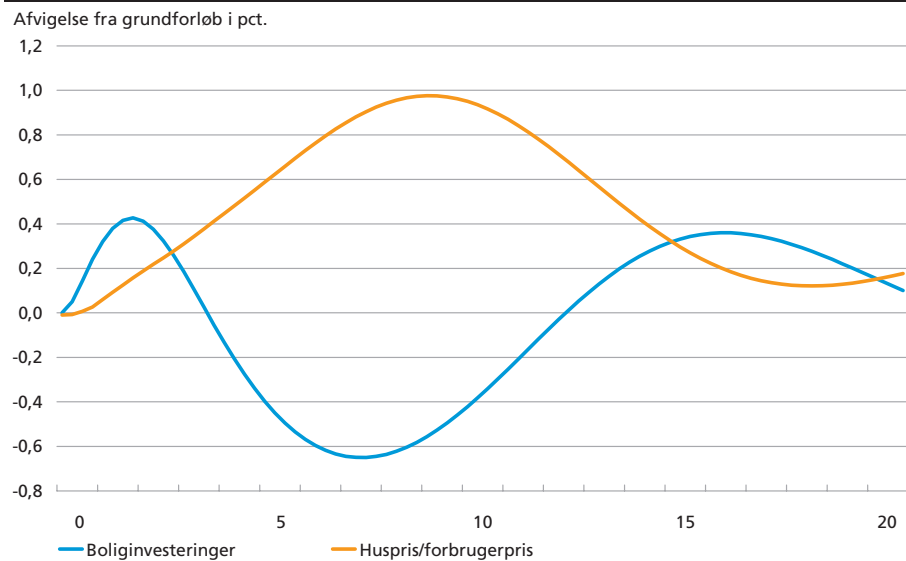
Husholdningerne reagerer ikke blot med øget forbrug. Indkomstfølgelsen stimulerer også boligefterspørgslen. Det betyder, at den ønskede boligstock på et tidligt tidspunkt stiger i eksperimentet, og da den faktiske stock ikke kan tilpasse sig umiddelbart, går husprisen op, og samtidig trækkes boliginvesteringerne i vejret, jf. figur IV.1.5.

Efter et par år vender den umiddelbare stigning i boliginvesteringerne, fordi byggeomkostningerne overhaler huspriserne. Byggeomkostningerne er repræsenteret ved boliginvesteringernes deflator, som har et forholdsvis højt lønindhold og forholdsvis hurtigt følger lønnen. Yderligere nogle år inde i forløbet aftager eksperimentets effekt på lønnen og dermed også på boliginvesteringernes deflator. Så stiger husprisen igen en smule relativt til byggeomkostningerne, og effekten på boliginvesteringerne vokser op igen og bliver positiv. Effekten på huspris/byggeomkostning er vist i figur IV.1.6.

På langt sigt sker der ikke meget med boligbeholdningen og dermed boligforbruget. Som sagt, er der en positiv langtidseffekt på realind-

EFFEKT PÅ HUSPRIS OG BOLIGINVESTERINGER

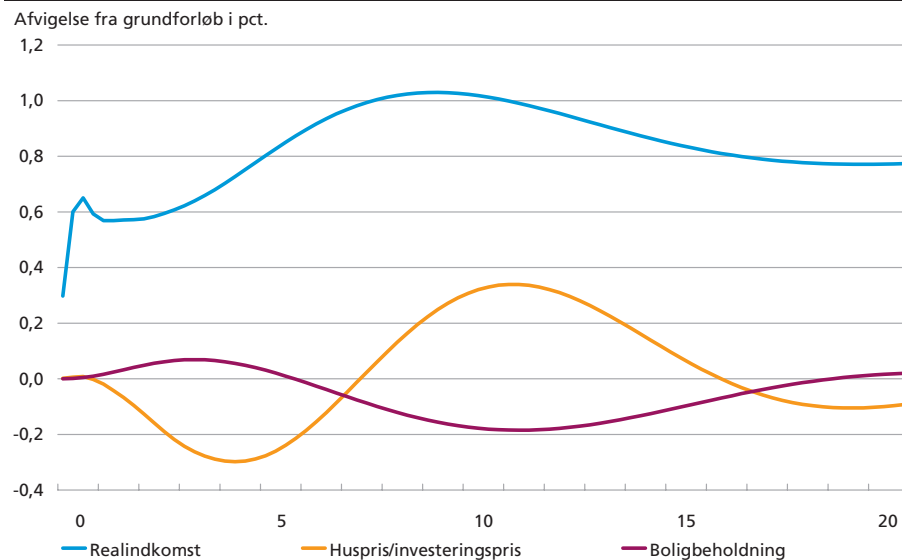
Figur IV.1.5





## EFFEKT PÅ HUSPRIS OG BOLIGBEHOLDNING

Figur IV.1.6



komsten, og det stimulerer boligefterspørgslen; men i takt med at huspriserne afspejler byggeomkostningerne, forskydes de relative priser i retning af højere huspris/forbrugsdeflator, og samlet ender det med at sænke boligstocken marginalt.

Mens reaktionen i boliginvesteringernes og forbrugets deflator repræsenterer en sammenregning af reaktionen i en række omkostningselementer, afspejler reaktionen i husprisen forskydningen i efterspørgsel over udbud på boligmarkedet. På længere sigt er udbudskurven for boliger vandret, og husprisen ender med at følge deflatoren på boliginvesteringerne. På længere sigt er det dermed boligudbuddet, som tager tilpasningen. På kort sigt er boligudbuddets reaktion derimod underordnet for gennemslaget på husprisen. Afgørende er i stedet boligefterspørgslens indkomst- og priselasticitet. Jo større priselasticiteten er relativt til indkomstelasticiteten, jo mindre stiger husprisen for en given indkomstforøgelse. I modellen er priselasticiteten relativt stor, og betydningen heraf er illustreret i boks IV.1.2.

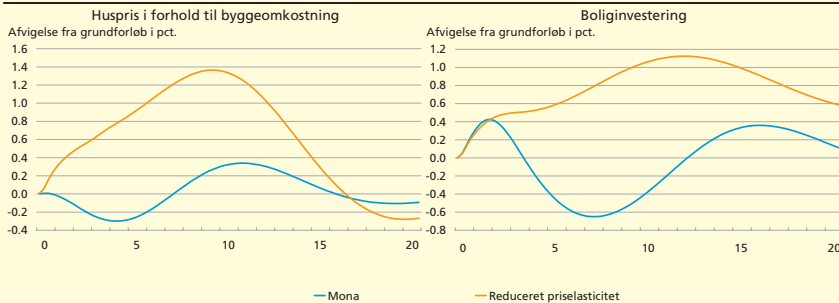
### Erhvervsinvesteringerne

Erhvervsinvesteringerne stiger i eksperimentet, fordi den ønskede kapitalbeholdning stiger. Det sker primært, fordi aktiviteten øges. Der er tre typer erhvervs kapital i modellen: Lager, materiel og bygge/anlæg. Responsen i de tre typer kapital er ikke timet på samme måde; men for alle tre slags erhvervs kapital vokser investeringerne på et tidspunkt på grund af det opståede gab mellem faktisk og ønsket kapitalbeholdning, og når

I Monas boligefterspørgsel er indkomstelasticiteten 1 og elasticiteten med hensyn til de relative priser er godt  $2\frac{1}{2}$  numerisk. En indkomstelasticitet på 1 er forholdsvis konventionel, mens priselasticiteten er i den høje ende, når man sammenligner med andre. Havde priselasticiteten fx kun været  $\frac{1}{2}$ , ville husprisen være steget betydelig mere for at afbalancere eksperimentets indkomststigning, og dermed ville husprisen også være steget mere end byggeomkostningerne. Samtidig med den større huspriseffekt følger en større reaktion i boliginvesteringer og forbrug. Bliver priselasticiteten endnu mindre end  $\frac{1}{2}$ , kan man ende med et eksplosivt forløb; men en priselasticitet på  $\frac{1}{2}$  gør ikke modellen ustabil, og effekten på boliginvesteringen bliver nemmere at overskue med kun én top, jf. figurer.

Det kan tilføjes, at priselasticiteten i boligefterspørgselen falder, når sidste kvartal i regressionsrammen flyttes fra 4. kvartal 1997 i den præsenterede model til 4. kvartal 1999, der i skrivende stund er sidste år med såkaldt endelige nationalregnskabsdata. Dvs. at simpel reestimation synes at forbedre boligmodellen, i hvert fald på et enkelt punkt.

#### EFFEKT PÅ HUSPRIS OG BOLIGINVESTERING VED FORSKELLIG PRISELASTICITET I BOLIGEFTERSØRGSLEN



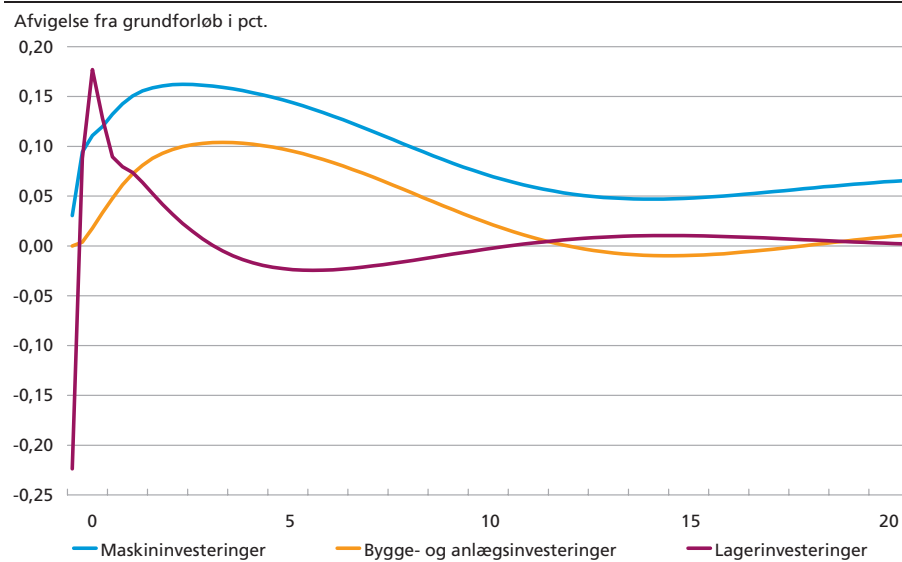
gabet efterhånden lukkes, redresseres den positive effekt på investeringerne. Reaktionen er vist i figur IV.1.7 med de tre typer erhvervsinvesteringers respons som pct. af BNP.

Lagerinvesteringerne er de mest livlige. I beregningens første kvartal dykker lagerinvesteringerne, fordi de, som omtalt, fungerer som buffer. Derefter topper de ret hurtigt som udtryk for hurtig tilpasning til ønsket lagerbeholdning, og efter nogle år går lagerinvesteringerne stort set i nul, hvor de bliver.

I det kvartal effekten på lagerinvesteringerne topper, giver de et større tilskud til efterspørgslen end de to andre investeringskategorier, jf. at effekten fra lagerinvesteringerne er størst som andel af BNP. Den forholdsvis store lagereffekt afspejler ikke, at lagerbeholdningen er det største kapitalapparat, men lagerbeholdningen når det ønskede niveau langt hurtigere end de andre kapitalbeholdninger, så beholdningsforøgelsen ligger i et kort tidsrum.

EFFEKT PÅ ERHVERVSINVESTINGER, PCT. AF BNP

Figur IV.1.7



Materiel dækker over maskiner, transportmidler, software mv. Det kræver utvivlsomt flere forberedelser at udvide maskinparken end at øge lagerbeholdningen, og det varer et stykke tid, før materielinvesteringerne topper og finder et fladt ligevægtsforløb, hvor kapitalbeholdningen har fået den ønskede forøgelse i forhold til basisforløbet. Den permanente forøgelse i investeringerne afspejler behovet for reinvesteringer for at holde en permanent højere kapitalbeholdning.

Bygge- og anlægsinvesteringerne har den længste tilpasningstid. Det bemærkes også, at den procentvise effekt på bygge- og anlægsinvesteringerne topper på et højere niveau end materielinvesteringerne, jf. figur IV.1.8.

Det afspejler, at ved langvarige kapitalgoder fylder beholdningen særlig meget i forhold til investeringen. Så selv om tilpasningen er fordelt over flere år, fylder en given procentvis udvidelse af kapitalen forholdsvis meget for bygge- og anlægsinvesteringerne.

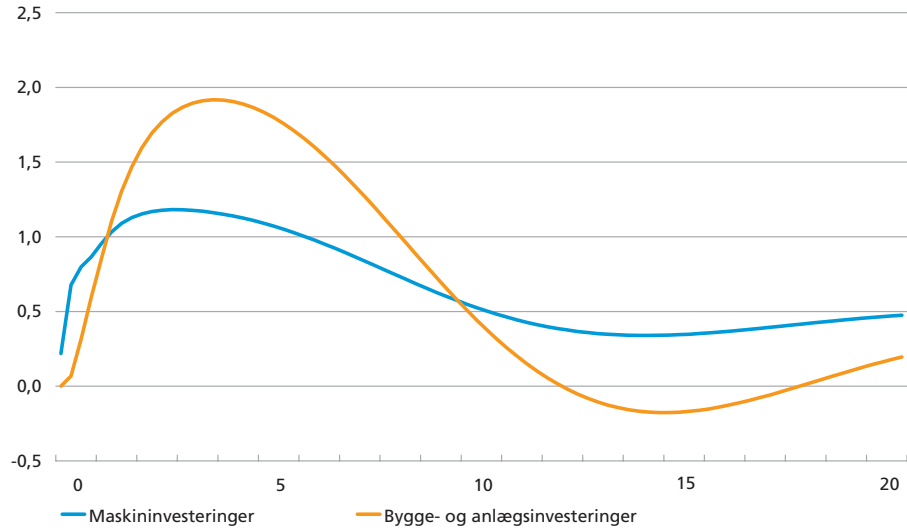
Som illustration af tilpasningsmønstret i investeringerne bemærkes, at den træge tilpasning i bygge- og anlægsinvesteringerne giver disse noget ekstra inert, så de både kommer højt op og langt ned i forhold til den langsigtede respons. Nærmere bestemt er det den høje koefficient til de laggede investeringer, der skaber inertien i bygge- og anlægsinvesteringerne.

Stigningen i de ønskede kapitalbeholdninger udtrykker, som sagt, primært den øgede aktivitet men afspejler for materiel og bygningskapital også, at arbejdskraften bliver relativt dyrere end kapitalen, fordi

## EFFEKT PÅ ERHVERVSINVESTERINGER

Figur IV.1.8

Afvigelse fra grundforløb i pct.



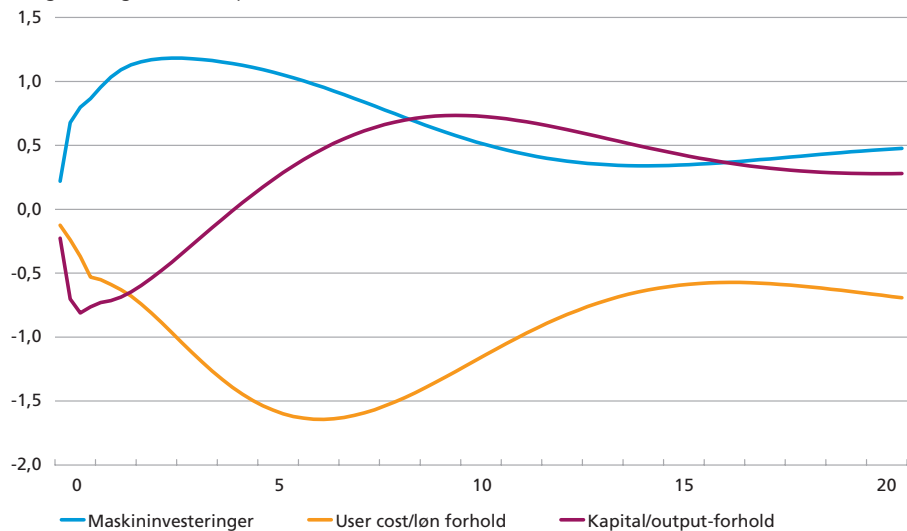
prisen på importeret kapital ikke følger det indenlandske prisniveau, jf. figur IV.1.9, som vedrører materielinvesteringerne.

Ændringen i relativ faktorpris stimulerer også efterspørgslen efter bygninger og anlæg, men i modellen er det kun beholdningen af materiel, der påvirker produktiviteten. Det følger af, at indsatsen af materiel

## EFFEKT PÅ MATERIELINVESTERINGER

Figur IV.1.9

Afvigelse fra grundforløb i pct.



og arbejdskraft indgår i produktionsfunktionen, så når produktionen bliver mere intensiv med hensyn til materiel, stiger arbejdsproduktiviteten.

### Beskæftigelsen

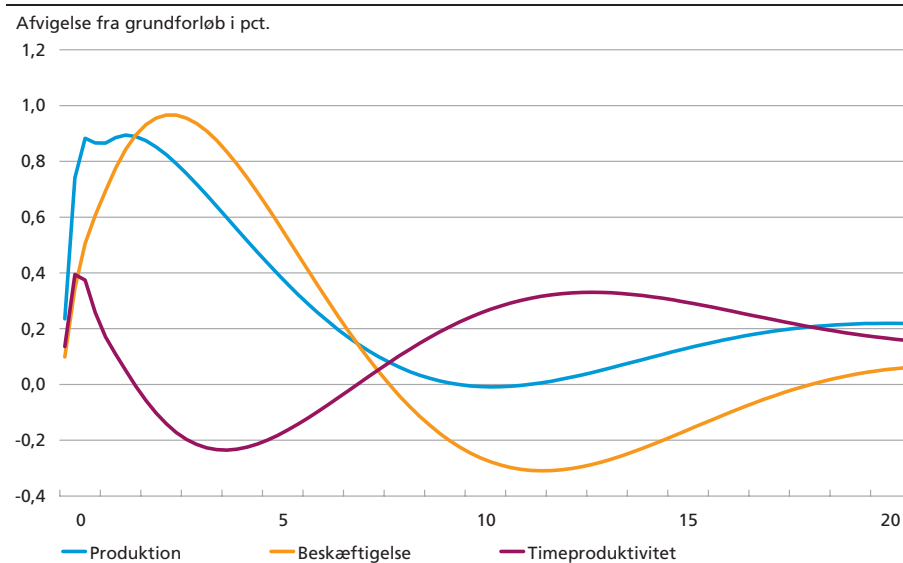
Den positive effekt på produktionen i eksperimentet øger ikke bare ønsket kapital men også ønsket arbejdskraft. Arbejdskraften reagerer hurtigere end kapitalapparatet, men langsommere end produktionen. I forhold til produktionen er beskæftigelsens kortsigtselasticitet mindre end 1. Denne træghed i beskæftigelsesrelationen indebærer en positiv initialeffekt på arbejdsproduktiviteten, der dermed reagerer konjunkturmedløbende, jf. figur IV.1.10. Samme træghed indebærer fx også, at lønkvoten falder de første par år.

Den beskrevne positive konjunktoreffekt på produktiviteten varer ikke ved. Efter et par år bidrager trægheden i beskæftigelsen i stedet til et produktivitetssald, når effekten på produktionen mindskes. Denne negative effekt på produktiviteten, som kommer efter et par år, afspejler også, at når kapitalbeholdningen er vokset mindre i pct. end produktionen, skal beskæftigelsen vokse mere i pct. end produktionen, før der er ligevægt i produktionsfunktionen. Det svarer til, at knaphed på kapital sænker arbejdsproduktiviteten.

Effekten på beskæftigelsen over forløbet påvirker ledigheden, der falder, når beskæftigelsen stiger i begyndelsen af eksperimentet. Påvirk-

EFFEKT PÅ BESKÆFTIGELSEN OG PRODUKTIVITET

Figur IV.1.10



ningen af ledigheden er ikke helt én til én, da erhvervsfrekvensen er konjunkturfølsom og vokser lidt, når beskæftigelsen stiger.

På langt sigt er responsen i beskæftigelsen nul. Det følger ikke af beskæftigelsesrelationen, men af lønrelationen og den eksogene valutakurs, der, som diskuteret, gør, at man på langt sigt får en bestemt ledighed uanset størrelsen på den offentlige efterspørgsel.

### Løn og priser

I begyndelsen af eksperimentet ses en forholdsvis hurtig forøgelse af produktion og kapacitetsudnyttelse. Beskæftigelse og ledighed reagerer lidt mere trægt, og lønnen, som reagerer på ledigheden, er endnu senere i sin tilpasning. Specielt virker løntilpasningen træg, når man ser den i forhold til, at lønnen ender med at tage tilpasningen.

Man kunne i princippet godt forestille sig en hurtigere reaktion i priserne end i lønnen, hvis den øgede efterspørgsel og kapacitetsudnyttelse trak priserne op. Nærmere bestemt afhænger prisernes indhold af indenlandsk værditilvækst i modellen af de marginale lønomkostninger i form af timeløn over marginal produktivitet. Den marginale produktivitet falder umiddelbart i eksperimentet, når beskæftigelsen vokser i forhold til kapitalapparatet, så de marginale lønomkostninger stiger hurtigere end timelønnen.

Der er dog ikke estimeret hurtige kapacitetseffekter af betydning. De estimerede prisrelationer har typisk en træghed i transmissionen fra lønomkostningerne til priserne.

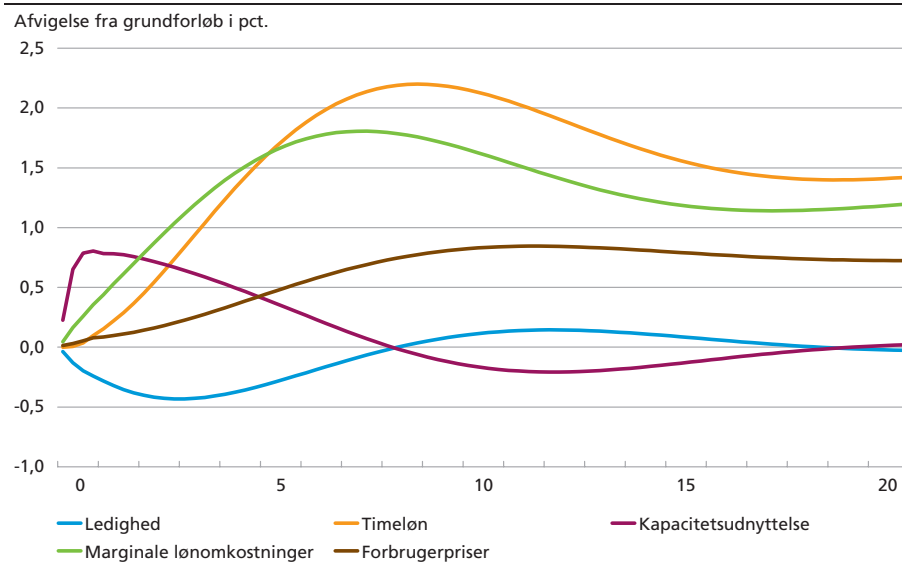
Selv om der ikke er hurtige kapacitetseffekter i priserne, gør anvendelsen af marginal lønomkostning i prisrelationerne i stedet for gennemsnitlig lønomkostning pr. styk det dog entydigt, at modellens priser stimuleres allerede i de første kvartaler af eksperimentet, hvor den gennemsnitlige lønomkostning pr. styk falder en smule, når den gennemsnitlige produktivitet umiddelbart vokser mere end timelønnen. Effekten på kapacitetsudnyttelsen og på løn og priser er illustreret i figur IV.1.11.

Reaktionen i priserne på efterspørgselskomponenterne afhænger bl.a. af importindhold og stykafgift. Den mest centrale pris er forbrugsdeflatoren, der bestemmer købekraften af indkomsten og formuen. Der er flere træge komponenter blandt forbrugerpriserne, fx huslejeprisen, og forbrugsdeflatoren giver sig tydeligt langsommere end lønnen. Dødvægten fra de kun svagt øgede importpriser og de uændrede stykafgifter betyder, at reallønnen stiger i eksperimentet – også på længere sigt.

Forbrugsdeflatoren bygger på komponenter til nettoprisindekset, herunder indekset for indenlandske markedsbestemte forbrugerpriser, det

EFFEKT PÅ KAPACITET, LØNOMKOSTNING OG FORBRUGSDEFLATOR

Figur IV.1.11

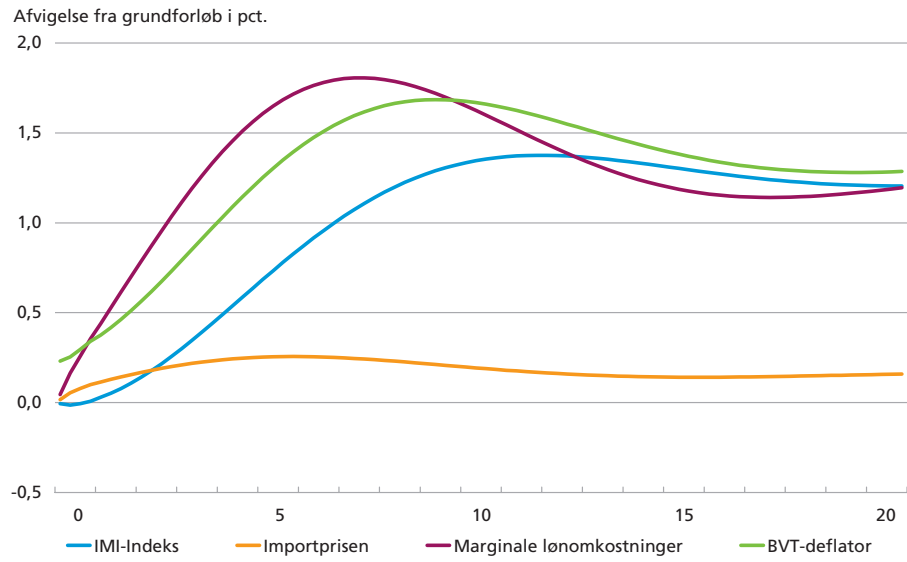


såkaldte IMI-indeks. Det marginale fald i IMI-indekset i de første kvartaler afspejler, at den beskedne importprisstigning ikke slår umiddelbart igennem på forbrugerpriserne. Det træge prisgennemslag fra importprisen er modelleret som et negativt gennemslag fra ændringen i importprisen til ændringen i IMI-indekset, jf. omtalen af relationen for IMI-indekset. På langt sigt følger IMI-indekset udviklingen i de marginale lønomkostninger. Udviklingen i IMI-indeks, importpris og marginale lønomkostninger er vist i figur IV.1.12.

Angående prisen på producenternes værditilvækst gælder som princip, at de marginale lønomkostninger styrer udviklingen i prisen på byerhvervenes bruttoværditilvækst, BVT-deflatoren, fordi de marginale lønomkostninger styrer værditilvækstindholdet i deflatorerne på modellens efterspørgselskomponenter.

Ser vi væk fra det første år af eksperimentet reagerer BVT-deflatoren under tilpasningen langsommere end de marginale lønomkostninger, jf. figur IV.1.12. Det afspejler bl.a., at prisen ikke trækkes af efterspørgslen, men skubbes af stigende lønomkostninger, og at det sker med forsinkelse. På længere sigt, bliver effekten på BVT-deflatoren konstant og ligger tæt på effekten på de marginale lønomkostninger.

Indflydelsen på BVT-deflatoren fra de marginale lønomkostninger er tilsigtet og forholdsvis ukompliceret, men det kan tilføjes, at modellens BVT-deflator også reagerer på ændret sammensætning i efterspørgslen, jf. boks IV.1.3. Boksen illustrerer, at sammensætningsproblemet kan mindskes ved brug af kædeindeks i produktionsopgørelsen. En del lande



er gået over til kædeindeks for at reducere betydningen af relative pris-skift for fastprisstørrelser, så det er et relevant emne, men vi vil ikke forfølge det her ud over indholdet i boksen.

De egentlige udenlandske priser er uændret i danske kroner, og selv om importpriserne som nævnt påvirkes af de indenlandske priser, stiger modellens importdeflaterer tydeligt mindre end det indenlandske pris-niveau. Derimod afspejler på eksportsiden mange deflaterer i hvert fald på sigt de indenlandske lønomkostninger. Det gælder også prisen på industrieksporten, så på længere sigt følger indtjeningen ved industrieksporten den almindelige indtjening i byerhverv.

Denne ækvivalens passer med, at der ikke er nogen speciel industrieksport-sektor i modellen. Derimod er prisen på energieksporten givet udefra som eksogen, ligesom også modellens produktion af energi er eksogen.

Prisreaktionen på eksport og import indebærer en permanent bytteforholdsgevinst, jf. figur IV.1.13. Bytteforholdsgevinsten øger realindkomsten og bidrager, som nævnt, til, at det private forbrug øges.

Reaktionen i løn og priser har i dette afsnit været set som en afspejling af ændret pres på arbejdsmarkedet. På længere sigt er ledigheden på niveau med basisforløbet, så der er ikke noget permanent pres fra lav ledighed. Når løn og priser bliver permanent højere end i basisforløbet, er der tale om en ny steady state, der primært afspejler eksportens og importens prisfølsomhed. Var prisfølsomheden fx uendelig, ville løn og pris ikke permanent afvige fra basisforløbet.



I eksperimentet skifter sammensætningen i efterspørgslen fra eksport mod offentligt varekøb. Da sidstnævnte med 1995-priser har en lidt større deflator end eksporten, indebærer det en lille positiv sammensætningseffekt både på deflatoren for samlet efterspørgsel og deflatoren for bruttoværditilvækst. Effekten er dog som sagt lille.

Hvis eksperimentet går på at støde til de offentlige materielinvesteringer med 1 pct. af BNP i stedet for til det offentlige varekøb, fremkommer en forholdsvis tydelig negativ sammensætningseffekt på BVT-deflatoren, da deflatoren på de offentlige materielinvesteringer er en af de mindste.

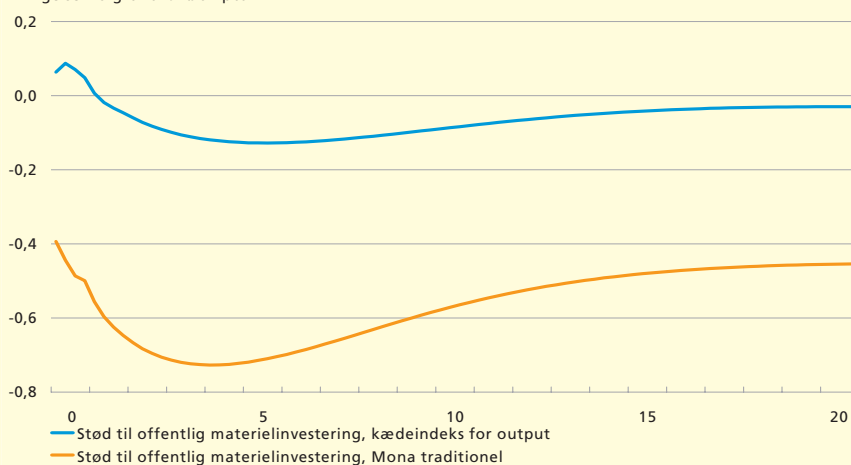
Sammensætningseffekten er en gammelkendt principiel svaghed ved modeller af Monas type bygget over det traditionelle nationalregnskab med Laspeyres fastvægtsindeks til opgørelse i faste priser, jf. fx Vastrup (1975). Der er kun én produktionsfunktion for byerhverv i Mona, og det ødelægger principielt en simpel forudsætning om fuld konkurrence i modellen, når byerhverv leverer produkter med forskellig deflator på værditilvæksten. Da faktorindsatsen er den samme pr. 1995-kr., vokser profitten mest ved fremstilling af produktet med størst deflator.

Principielt kan man reparere på problemet ved at indføre flere produktionssektorer. Man kan imidlertid også gå en anden vej og danne modellens output ud fra kædeindeks, hvor produkterne vægter i forhold til deres aktuelle værdi og ikke med deres vægt i 1995-kr. Dermed reduceres den grundlæggende diskrepans, som skaber sammensætningsproblemet.

Nærmere bestemt er formuleret et kædeindeks for BNP ud fra Monas efterspørgselskomponenter, så disses reale stigningstakt sammenvejes med de respektive andele i nominelt BNP. Flere lande, fx USA, er overgået til den slags indeks i fastprisberegninger. I vores eksempel er der dog kun tale om en approksimation ud fra modellens fastpristørrelser og deflater. Det kan tilføjes, at approksimationen ikke dner for lagerinvesteringer, der i stedet indgår med et vækstbidrag i løbende priser. Byerhvervenes BVT i faste priser dannes ved fra BNP-kædeindekset at fraregne ikke-byerhverv og afgifter med deres andele i løbende priser.

#### EFFEKT PÅ FORHOLDET BVT-DEFLATOR/MARGINAL LØNOMKOSTNING

Afvigelse fra grundforløb i pct.



Princippet i Monas prisdannelse er, at de marginale lønomkostninger, beregnet ud fra produktionsfunktionen, styrer priselementet i byerhvervenes BVT. På kort sigt er prisdannelsen træg, men prisrelationerne er sat op, så den marginale lønomkostning på længere sigt bærer BVT-deflatoren. Ved en forøgelse af de offentlige materielinvesteringer stiger byerhvervenes deflator mindre end den marginale lønomkostning, når byerhvervenes BVT er et sædvanligt Laspeyres fastvægtsindeks. Det afspejler en effekt fra den ændrede sammensætning. Derimod stiger deflator og lønomkostning nogenlunde ens, når BVT er formuleret i kædeindeks, jf. figur.

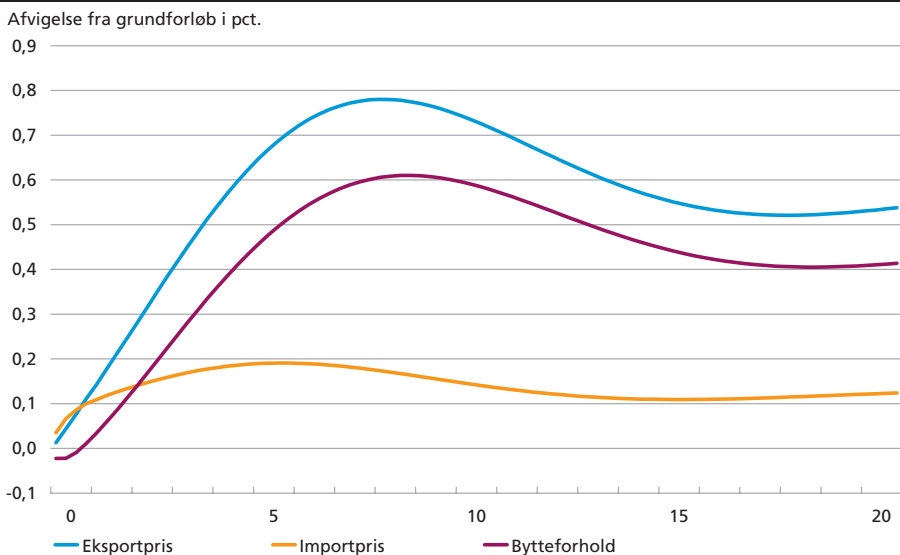
### Import og eksport

Vi har omtalt den særlig hurtige reaktion i importen i de første kvartaler af eksperimentet. På længere sigt er importens elasticitet med hensyn til efterspørgslen én svarende til simpel proportionalitet og uændret importkvote. Til gengæld får det på længere sigt effekt, at importen bliver relativt billigere, når det indenlandske prisniveau presses op, jf. figur IV.1.14. Importkvoten stiger, og det er med til at presse den indenlandske produktion tilbage.

I modsætning til importen påvirkes eksporten ikke meget i det første år af eksperimentet. Der er både tale om træghed i lønnens reaktion på den lavere ledighed og i eksportens reaktion på lønnen. Til gengæld ender eksporten – og dermed eksportens markedsandel – med at falde mere, end importkvoten stiger, jf. figur IV.1.14. Eksportens følsomhed over for løn og pris relativt til udlandet er tydeligt større end importens,

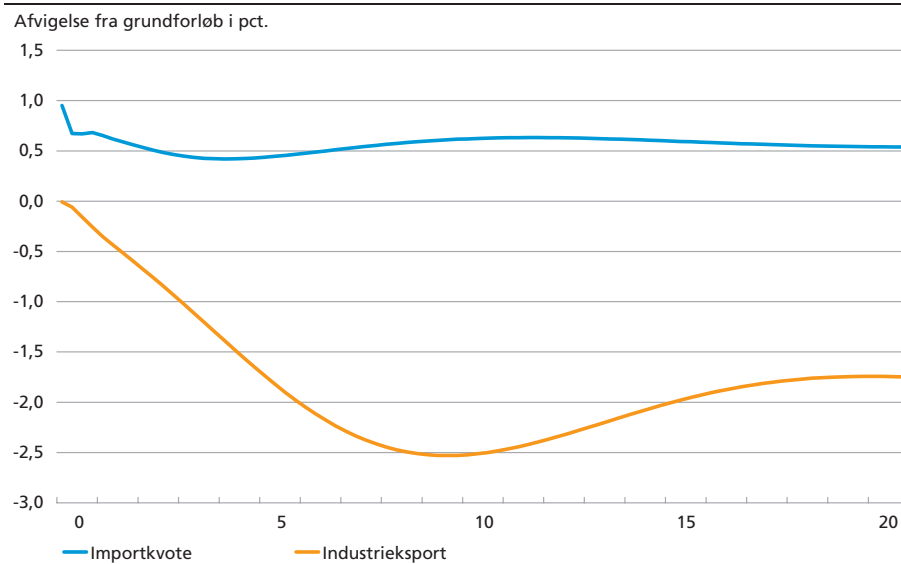
EFFEKT PÅ BYTTEFORHOLD

Figur IV.1.13



## EFFEKT PÅ IMPORTKVOTE OG EKSPORT

Figur IV.1.14



og eksportens reaktion er da også afgørende for konkurrenceevnens effekt og for crowding-out mekanismen.

Fastkurspolitikken indebærer, at vi skal ende med samme lønstigning som i udlandet, ellers bliver konkurrenceforholdet og eksportens markedsandel ved med at flytte sig. Man kan øge sine lønninger mere end i udlandet, hvis produktiviteten stiger mere; men med de opstillede relationer ser vi væk fra en sådan permanent vækstforskel over for vore samhandelspartnere. Det drejer sig derfor om, at lønstigningen skal finde tilbage til basisforløbet, hvor den danske lønstigning svarer til den udenlandske.

For en simpel Phillipskurve, hvor arbejdsløsheden forklarer lønstigningen, indebærer tilpasning til udlandets lønstigning, at arbejdsløsheden skal have et bestemt niveau. Der er godt nok andre forklarende variable i modellens lønrelation end arbejdsløsheden, fx arbejdsløshedsdagpengenes dækningsgrad, men ingen af disse ekstra variable ændrer sig i forløbet, så ledigheden må tilbage på niveauet i basisforløbet, for at lønstigningen kommer tilbage til basisforløbet.

Kravet om et konstant forhold til udlandets løn og dermed til basisforløbets danske løn afhænger som sådan ikke af størrelsen på eksportens lønfølsomhed. Men denne er afgørende for, hvor mange pct. den konstante afstand bliver. I det hele taget afspejler forløbet i crowding-out mekanismen et samspil mellem lønnens og eksportens reaktion. For at belyse det lidt nærmere er det undersøgt, hvad ændring af et par nøgleparametre betyder for resultatet, jf. boks IV.1.4.

For at belyse modellens crowding-out mekanisme udfører vi varekøbseksperimentet med andre koefficienter til nogle ligninger, som er centrale i denne forbindelse. Nærmere bestemt udføres tre alternative beregninger.

Første alternativ til grundmodellen er at fordoble industrieksportens langsigtede lønelasticitet fra 1,2 til 2,4 og undersøge hvordan, det påvirker varekøbseksperimentet.

Når eksportens lønfølsomhed øges, giver det umiddelbart større eksporteffekt. Samtidig kræver det mindre lønændring at fortrænge aktivitetsvirkningen, så de afledte ekspansive effekter på realindkomst og forbrug mindskes, og eksporten falder ikke så meget som med den normale model. Det kan virke som et paradoks, at eksporten ender med at give sig mindre, når dens elasticitet er forøget; men det følger af, at der er mindre forbrugsekspansion, som skal have plads.

Det andet alternativ til grundmodellen er at firedoble koefficienten til arbejdsløsheden i lønrelationen. Den tydeligt hurtigere lønreaktion speeder fortrængningsprocessen op. Samtidig fås en større grad af overreaktion i lønnen, der skyder længere op og dykker længere ned i et mere cyklisk forløb, som dog stadig ender i en ligevægt. Den forcerede løncykel smitter af på de øvrige variable, og fx passerer BNP nullinjen 4-5 år hurtigere, men cykler til gengæld mere. De større cykler udtrykker, at modellen har fået sværere ved at komme i ligevægt. Det dynamiske problem skærpes af større lønelasticitet i eksporten, for det øger tendensen til overshooting.

Det tredje alternativ til grundmodellen er netop både at fordoble eksportens lønelasticitet og firedoble lønrelationens respons på arbejdsløsheden. Med den kombination kan lønnen ikke mere finde en ligevægt, men cykler voldsomt op og ned og trækker de øvrige variable med.

Det er et eksempel på, at øget lønflexibilitet ikke i sig selv behøver at give hurtigere tilpasning og mindre cykliske udsving i økonomien. En hurtig tilpasning forudsætter, at eksporten reagerer passende hurtigt på konkurrenceevnen, jf. Hansen (1998). Et

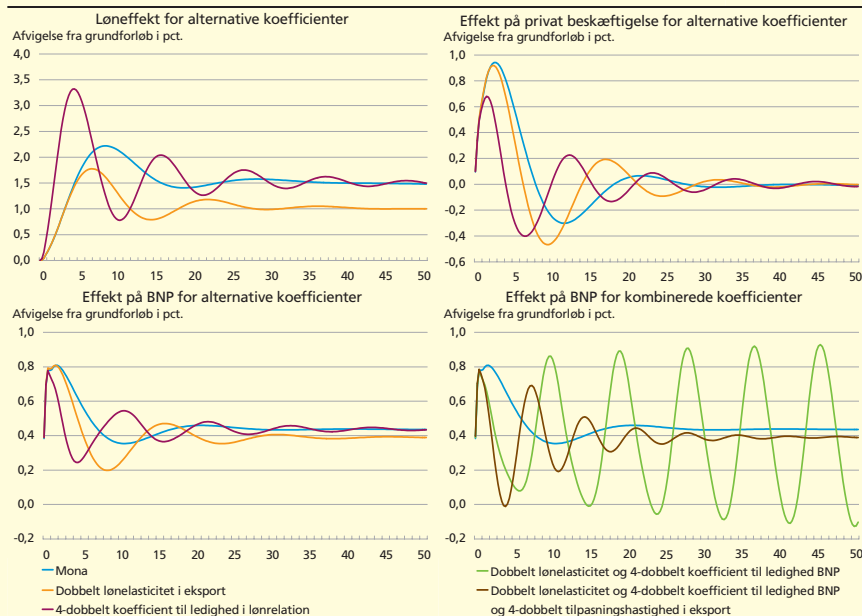
## Produktion

BNP-reaktionen afspejler summen af efterspørgselselementerne. Over de første par år vokser effekten op og kulminerer. Derefter redresseres effekten, jf. også crowding-out mekanismen, og der svinges ind mod en ligevægt. I forhold til modellens kredsløb er bruttoværditilvæksten, BVT, nok så interessant som BNP. Specielt er det byerhvervenes BVT, som påvirker anvendelsen af arbejdskraft og kapital.

Forskellen på BNP og BVT vedrører behandlingen af afgifter og subsidier. BNP er inkl. afgifter netto, mens BVT ekskluderer de varerelaterede afgifter netto. Størstedelen af afgifterne kan relateres til en vare eller tjeneste, og reaktionen i de varerelaterede afgifter afspejler især ændringer i forbruget, for det er der, afgifterne primært ligger. Derimod er der næsten ingen afgifter på eksporten, så varekøbseksperimentets forskydning i sammensætningen mod mere offentligt varekøb samt privatforbrug og samtidig mod mindre eksport indebærer en tydelig afgiftsdrevet

tilsvarende synspunkt kan også formuleres med omdrejningspunkt i, at realrenten falder, når inflationen stiger, jf. DeLong og Summers (1986). I vores tilfælde er det dog samspillet mellem eksportreaktion, lønreaktion og bytteforholdseffekt, der driver værket.

#### VAREKØBSEKSPERIMENT MED ÆNDRERE ELASTICITETER

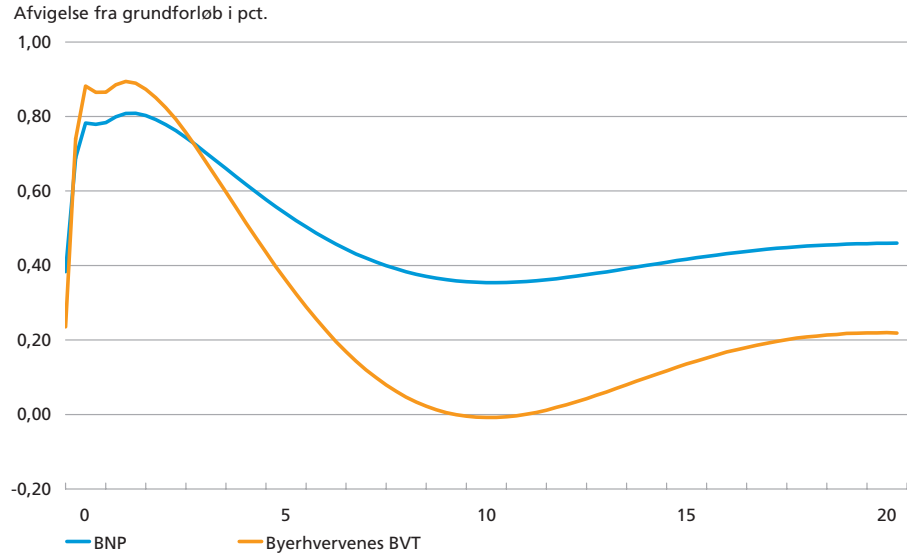


nettoeffekt på BNP. Det er kun i de første par år, at byerhvervenes BVT giver sig mere i pct. end det samlede BNP, der ellers har eksogene elementer som offentlig sektor, landbrug og energi. På langt sigt bliver den procentvise BNP-effekt størst, jf. figur IV.1.15.

Set på lang sigt, kan man sige, at BVT bestemmes som funktion af produktionsfaktorerne, og at BNP fremkommer ved dertil at lægge nettoafgifterne i faste priser. Konkret er der en modelvariabel for nettoafgifter i faste priser, der er bestemt som efterspørgselskomponenterne i faste 1995-priser gange en koefficient for afgiftsindholdet i 1995.

Den beskedne positive langsigtseffekt på BVT-målet afspejler, at arbejdsproduktiviteten, som omtalt, vokser, når kapital bliver forholdsvis billig, og kapitalintensiteten vokser.

Det er formentlig nemmest at forstå eksperimentets effekt på BVT; men BNP er det oftest citerede produktionsmål, så det må også beskrives.



### De offentlige finanser

Større udgifter til offentligt varekøb øger alt andet lige de offentlige udgifter og forringer den offentlige saldo tilsvarende. Afgiftsindholdet i det offentlige varekøb modererer den umiddelbare provenueeffekt på saldoen, og mere interessant fører den større indkomst og større privatforbrug også til flere skatteindtægter, og samtidig reducerer den lavere ledighed udgifterne til understøttelse.

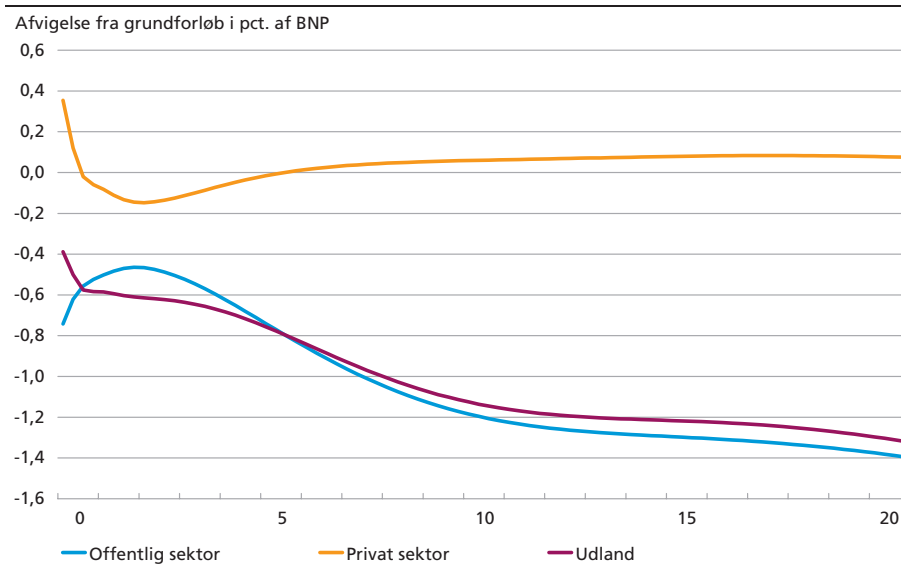
Denne aktivitetsafledte eller middelbare positive påvirkning på den offentlige saldo er modstykket til de offentlige finansers rolle som automatisk stabilisator. Den positive påvirkning modificerer forringelsen af den offentlige saldo, men ændrer ikke fortegnet. Den samlede effekt på den offentlige saldo er negativ både på kort og især på langt sigt.

Det bemærkes, at den overvejende del af de offentlige udgifter i modellen reguleres med løn- og prisniveauet, mens fx indtægterne fra stykafgifter ikke reguleres nominelt. Alt i alt er der i modellen en beskedne tendens til, at et højere løn- og prisniveau forringer den offentlige saldo. Mest afgørende på længere sigt er dog, at den ringere offentlige saldo medfører, at den offentlige gæld vokser, og dermed vokser de offentlige renteudgifter. Større renteudgifter forringer saldoen, og der fremkommer et forløb med støt faldende offentlig saldo og voksende gæld.

Den faldende offentlige saldo og voksende gæld modsvarer af faldende betalingsbalance og voksende udlandsgæld; og på sigt er det i

EFFEKT PÅ NETTOFORDRINGSERHVERVELSER

Figur IV.1.16



stigende grad de akkumulerede rentebetalinger, der styrer udviklingen.

Den private sektors opsparingsbalance påvirkes mest på kort sigt, hvor den højere private indkomst øger opsparing og opsparingsbalance. På længere sigt kontrolleres udviklingen i den private opsparingsbalance af formuens betydning for det private forbrug og opsparing. Når opsparingen er for stor stiger formuen mere end indkomsten, og det sænker efterhånden opsparingen. Effekten på privat, offentlig og udenlandsk nettofordringserhvervelse er vist i figur IV.1.16.

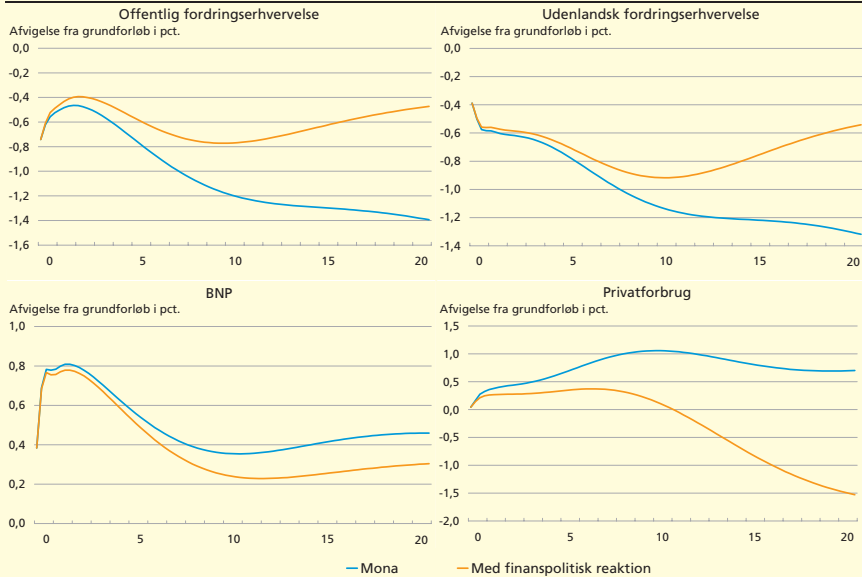
Den systematiske udvikling mod større offentlig gæld og udlandsgæld forhindrer ikke, at modellens øvrige variable ender med at finde et ligevægtsforløb. En eksplosiv udvikling på de offentlige finanser og i udlandsgælden er dog ikke holdbar i praksis. På et eller andet tidspunkt siger kreditorerne stop.

Det er nærliggende at begrænse reaktionen i den offentlige saldo med en eller anden automatisk reaktion. Eksperimentet er derfor gentaget med en relation, der sætter satsen for stykafgifter på privatforbrug, så den offentlige saldo stabiliseres i forhold til BNP, jf. boks IV.1.5 om konsekvensen heraf.

Ved opstilling af relationen for den finanspolitiske reaktion er der, som omtalt i kapitel III, taget hensyn til den samlede dynamik i modellen. Derfor er relationen formuleret, så stykafgifterne tilpasses gradvist, til målet nås.

Som omtalt i kapitel III er der mulighed for at aktivere en relation, der sætter stykafgiftssatsen på privatforbruget, så den offentlige saldo på sigt stabiliseres som andel af BNP. Aktiveres denne relation, øges afgifterne for at neutralisere forøgelsen af varekøbet, og der fremkommer et forløb uden faldende tendens i offentlig saldo og betalingsbalance. Det private forbrug bliver nu klemt ned, så der er ikke samme tilpasningsbehov for eksporten og lønniveauet. Sammenfattende bliver det med finanspolitisk reaktion et helt andet eksperiment, hvor man mimer et eksempel på det balance-rede budgets multiplikator.

### MED OG UDEN FINANSPOLITISK REAKTION



### Om forventningsdannelsen

Modellens relationer er generelt estimeret og opstillet med en adaptiv forventningsdannelse, så forventningen til en variabel bestemmes af de historiske værdier for denne variabel. Til sin hovedanvendelse som basis for konjunkturskøn er det formentlig et tilstrækkelig udgangspunkt, og man kan til forecast også argumentere for eksogene forventninger. Under alle omstændigheder er der altid usikkerhed om det fremtidige forløb, og desuden er forventningstunge finansielle variable som lang rente og valutakurs ikke modelleret. De indgår som eksogent input, så der er ikke grundlag for at arbejde med modelkonsistente forventninger for lang rente og effektiv valutakurs, som formentlig heller ikke afhænger af konjunkturforhold i dansk økonomi.



I forhold til en makroøkonomisk model er forventningerne rationelle, hvis de svarer til de forecast, modellen genererer. Man kan tvivle på, at agenterne bruger en modsvarende mængde resurser på at træffe beslutninger, men som et regneeksempel, er set på, hvad varekøbseksperimentet giver, hvis nogle af forventningerne dannes af modellen. Nærmere bestemt er som et oplagt eksempel taget inflationsforventningerne, der sammen med den lange rente indgår i bestemmelsen af investering og huspriser. Konkret indgår i modellen udtryk for forventningen til stigningen i husprisen,  $dkpe$ , og den private forbrugsdeflator,  $dpcpe$ . Begge er med i relationen for husprisen. Derudover er der et udtryk for forventet stigning i BVT-deflatoren,  $dpyfbxe$ , som indgår i user cost udtrykkene ved materiel og bygninger. Fx modelleres forventningen til BVT-deflatoren på følgende måde

$$dpyfbxe = dpybw \left( 0,8 \cdot dpyfbxe_{-1} + 0,2 \cdot 0,5 \cdot \log \left( \frac{pyfbx}{pyfbx_{-4}} \right) \right) \\ + (1 - dpybw) \frac{\log \left( \frac{pyfbx_{+40}}{pyfbx} \right)}{10}$$

hvor  $dpybw$  er en variabel, der kan antage værdien 0 eller 1, og  $pyfbx$  er BVT-deflatoren. Med  $dpybw$  lig 1 fås, at inflationsforventningen bliver lig et vægget gennemsnit af inflationsforventningen i den foregående periode og den faktiske inflation. Dermed afhænger inflationsforventningen kun af de laggede værdier af inflationen (adaptive forventninger). Som udgangspunkt er Mona estimeret med  $dpybw$  lig 1. Alternativt kan  $dpybw$  sættes lig 0, og i stedet for at afhænge af de laggede værdier kommer inflationsforventningen til at afhænge af den fremtidige inflation i 10 år (modelkonsistente forventninger). Indførelse af fremadrettede forventninger på denne måde er naturligvis helt ad hoc. En mere tilfredsstillende men også noget mere kompliceret måde ville være at estimere selve ligningen med fremadrettede forventninger.

I omstående figur er vist effekterne af en stigning i det offentlige varekøb, når inflationsforventningerne er henholdsvis adaptive og modelkonsistente.<sup>1</sup>

Det fremgår, at forventningerne til stigningen i BVT-deflatoren er noget mere rolig. Det fremgår endvidere, at effekten generelt er stærkere (hurtigere) i starten, når forventningerne er fremadrettede, end når de er bagudrettede. For enkelte variable er der også en tendens til at cyklerne udjævnes, hvilket er særlig klart i husprisen. Efter som husprisen bidrager gennem en formueeffekt til stigninger i forbruget, ses også et mere roligt forløb i forbruget. Den hurtigere tilpasning i kapitalapparatet medfører,

fortsætter næste side

For andre variable som fx forventet inflation kan man imidlertid godt bruge modellens forecast til at danne fremadrettede forventninger. Nogle regneeksempler herpå er vist i boks IV.1.6

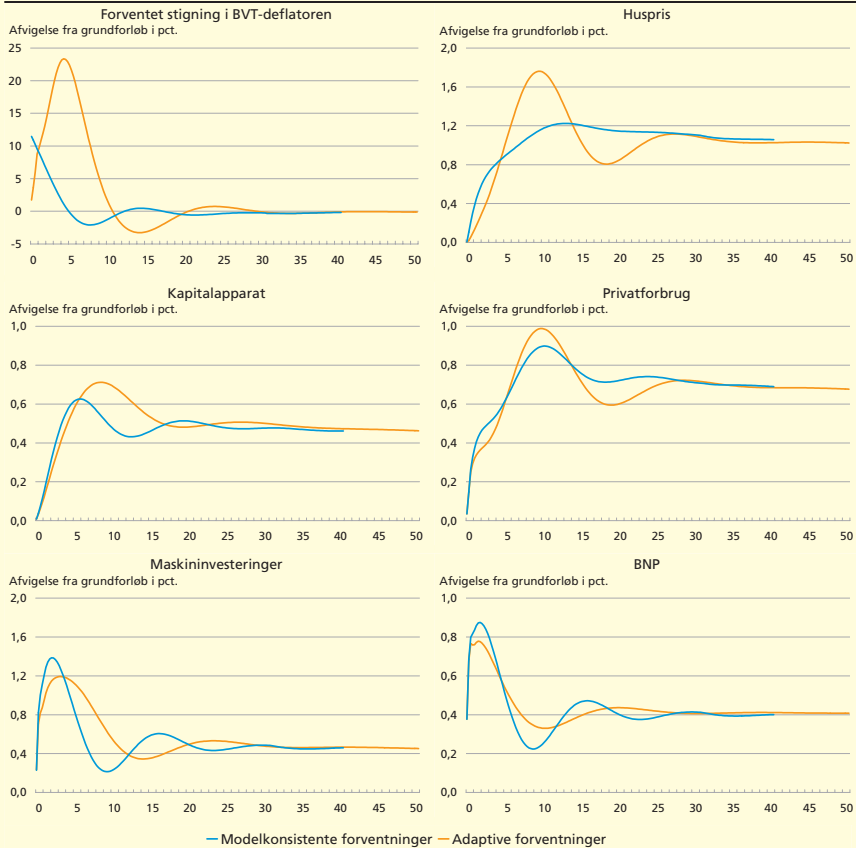
## STØD TIL RENTE OG VALUTAKURS

2

Da rente og valutakurs er eksogene i Mona, kan man nemt lave eksperimenter, hvor renten eller valutakursen er ændret med 1 procentpoint

at udsvingene i investeringerne bliver større, og der kommer også nogle ekstra cykler ind. De kraftigere cykler i bl.a. investeringerne medfører, at udsvingene i produktionen (og arbejdsløsheden) bliver større.

### VAREKØBSMULTIPLIKATOR MED OG UDEN FREMADRETTET FORVENTNING



<sup>1</sup> Modellen med fremadrettede forventninger er løst i programpakken Troll. Kørslen med bagudrettede forventninger er brugt som terminalbetingelse i modellen med fremadrettede forventninger, så der konvergeres mod det samme niveau.

eller 1 pct. Sådanne beregninger kan sige noget om effekten af stød, der kommer til os udefra, jf. fx regneeksemplerne i Nationalbanken (2003); derimod kan man ikke tage det som udslag af en bestemt pengepolitisk ændring.

Vil man regne på et egentligt monetært stød, må man se videre end dansk økonomi og regne på et stød, der har sin oprindelse i euroområdet. Dvs. at ECB bestemmer sig for at ændre renten, og vi følger trop. Det mo-

EFFEKT AF MONETÆRT STØD										Tabel IV.2.1	
	1. år				2. år				3. år	4. år	5. år
	1. kvrt.	2. kvrt.	3. kvrt.	4. kvrt.	1. kvrt.	2. kvrt.	3. kvrt.	4. kvrt.			
<i>Procentvis afvigelse fra basisforløb</i>											
Privatforbrug .....	0,07	0,06	0,01	-0,03	-0,07	-0,10	-0,13	-0,16	-0,16	-0,15	-0,12
Boliginvestering .....	0,00	-0,42	-0,82	-1,12	-1,32	-1,45	-1,50	-1,48	-1,17	-0,56	0,00
Erhvervsinvestering ...	-0,11	-0,21	-0,32	-0,44	-0,52	-0,57	-0,60	-0,59	-0,49	-0,30	-0,15
Lagerinvestering <sup>1</sup> .....	0,04	-0,04	-0,02	-0,02	-0,03	-0,03	-0,03	-0,03	-0,01	0,01	0,01
Eksport .....	-0,36	-0,33	-0,38	-0,38	-0,35	-0,35	-0,31	-0,27	-0,17	-0,08	-0,02
Import .....	-0,03	-0,18	-0,28	-0,33	-0,36	-0,40	-0,40	-0,38	-0,26	-0,11	-0,02
BNP .....	-0,08	-0,13	-0,14	-0,17	-0,21	-0,22	-0,23	-0,22	-0,18	-0,12	-0,07
Forbrugsdeflator .....	-0,15	-0,22	-0,23	-0,23	-0,22	-0,21	-0,20	-0,18	-0,16	-0,17	-0,19
Lønomskostning .....	0,00	-0,01	-0,03	-0,06	-0,09	-0,11	-0,13	-0,15	-0,21	-0,28	-0,33

<sup>1</sup> Pct. af BNP.

netære stød og dets konsekvenser for euroområdet er beskrevet nærmere i van Els (2001), og resultaterne herfra anvendes som eksogent input til beregningen på Mona.

De pengepolitiske renter i euroområdet og Danmark er øget med 1 procentpoint i 2 år. Herefter falder renterne tilbage til udgangspunktet. Der er fremadrettede forventninger på de finansielle markeder, og den lange rente stiger umiddelbart med 0,20 procentpoint. Kronen følger euroen og apprecierer umiddelbart med 2 pct. over for alle andre valutaer end euroen. Den effektive kronekurs apprecierer således med 0,85 pct. Både den lange rente og kronekursen er tilbage i udgangspunktet efter de 2 år. Herudover indregnes efterspørgselseffekter og prisseffekter i euroområdet.

I de første kvartaler af beregningen øges privatforbruget, jf. tabel IV.2.1. Det skyldes den umiddelbare forbedring af bytteforholdet. I det første kvartal stiger lagrene. Det afspejler produktionsudglatning. Efter den umiddelbare stimulans er effekten på indenlandsk efterspørgsel herfter negativ. Den højere lange rente mindsker huspriserne, der via formuekanalen påvirker privatforbruget. Eksporten reduceres af den umiddelbare appreciering, og effekten på eksporten forbliver negativ i de første 5 år, når man indregner den lavere efterspørgsel i euroområdet, jf. spill-over kanalen. Effekten på BNP er negativ i de første 5 år.

Priserne falder umiddelbart som følge af apprecieringen. Effekten på forbrugsdeflatoren er mindst i år 3, hvor valutakurseffekten er forsvundet. Herefter stiger effekten på forbrugsdeflatoren igen som følge af faldende løn.

Den deflationære proces er et tilpasningsforløb, hvor et lavere lønniveau og deraf bedre lønkonkurrenceevne trækker aktiviteten og be-

skæftigelsen tilbage mod udgangspunktet. Når den kontraktive virkning fra det monetære chok forsvinder efter 2 år, er lønniveauet i både indenlandsk og udenlandsk valuta lavere end i udgangspunktet, og lønniveauet fortsætter med at falde så længe aktiviteten og beskæftigelsen ligger under basisforløbet. Det er en træg proces.

Den forbedrede konkurrenceevne trækker ikke blot BNP tilbage til basisforløbet, men i en årrække også op over basisforløbet. Det medfølgende pres på arbejdsmarkedet får lønniveauet tilbage mod basisforløbet. Det er nødvendigt for at komme i ligevægt.

Det monetære stød kan dekomponeres i 5 transmissionskanaler. En *valutakurskanal*, der gengiver effekter alene som følge af en højere effektiv kronekurs. Det er den kanal, som har den klart hurtigste effekt på priserne. Trods en umiddelbar positiv effekt på realindkomst og forbrug har den også den hurtigste negative effekt på BNP.

Der er også en *user cost kanal*, der gengiver renteeffekter på boliginvesteringer og erhvervsinvesteringer. Den sidstnævnte investeringskomponent er den største. Til gengæld er boliginvesteringerne mere følsomme over for renten. User cost kanalen betyder mindre end valutakurskanalen. Det skyldes antagelsen om den begrænsede effekt på den lange rente. Den korte rente er ikke vigtig i Mona.

Der kan identificeres en *formuekanal*, der også virker via den lange rente. Nærmere bestemt går formueeffekten via reaktionen i huspriserne, der indgår i den private sektors formue. Formuekanalen påvirker privatforbruget relativt mere end de øvrige kanaler. Der er ikke nogen direkte substitutionseffekt i forbruget. Renten påvirker kun privatforbruget direkte via formuekanalen.

En fjerde kanal er en *indkomstkanal*, der vedrører nettorenteindkomst fra det offentlige og udlandet. Effekten er relativ lille. Endelig er det en *spill-over kanal*, der afspejler den lavere efterspørgsel i euroområdet, som påvirker eksporten. Kanalernes effekt er vist i tabel IV.2.2.

DEKOMPONERING AF MONETÆRT STØDS EFFEKT PÅ BNP						Tabel IV.2.2
	1. år	2. år	3. år	4. år	5. år	
Kanal	<i>Afvigelse fra basisforløb i pct.</i>					
- Valutakurs .....	-0,07	-0,08	-0,06	-0,03	0,00	
- User cost .....	-0,03	-0,06	-0,05	-0,03	-0,01	
- Formue .....	-0,01	-0,02	-0,02	-0,01	0,00	
- Indkomst .....	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01	0,00	
- Spill-over .....	-0,02	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05	
BNP effekt i alt .....	-0,13	-0,22	-0,18	-0,12	-0,07	

EFFEKT AF ØGET ERHVERVSFREKVENSEN											Tabel IV.3.1	
	1. år				2. år	5. år	10. år	15. år	20. år	25. år	50. år	
	1. kvrt.	2. kvrt.	3. kvrt.	4. kvrt.								
<i>Procentvis afvigelse fra basisforløb</i>												
Privatforbrug .....	-0,42	-0,71	-0,44	-0,21	0,14	-0,21	-0,68	-0,13	-0,02	-0,12	0,01	
Boliginvestering .....	0,00	0,05	0,12	0,21	0,53	1,51	1,19	0,32	0,89	1,10	0,96	
Erhvervsinvestering ...	-0,07	-0,13	-0,11	-0,05	0,00	0,00	1,13	1,33	1,07	1,09	1,16	
Lagerinvestering <sup>1</sup> .....	0,04	-0,01	-0,08	-0,03	0,03	0,04	0,00	-0,01	0,01	0,01	0,00	
Eksport .....	0,00	0,04	0,10	0,19	0,44	1,86	2,32	1,70	1,69	1,84	1,83	
Import .....	-0,19	-0,46	-0,40	-0,19	0,18	0,28	0,14	0,21	0,30	0,29	0,33	
BNP .....	-0,10	-0,19	-0,11	0,02	0,24	0,68	0,90	0,85	0,87	0,92	0,97	
Beskæftigelse .....	-0,03	-0,06	-0,06	-0,01	0,13	0,85	1,45	1,24	1,11	1,16	1,16	
Ledighed <sup>2</sup> .....	0,95	0,97	0,97	0,93	0,82	0,25	-0,23	-0,06	0,04	0,00	0,00	
<i>Procentpoint afvigelse fra basisforløb</i>												
Privat ops.balance .....	0,35	0,53	0,51	0,40	0,20	-0,09	-0,07	-0,09	-0,10	-0,07	-0,07	
Offentlig ops.balance .....	-0,28	-0,36	-0,34	-0,30	-0,18	0,41	0,72	0,66	0,69	0,78	1,14	
Betalingsbalance .....	0,07	0,17	0,16	0,11	0,03	0,31	0,65	0,57	0,59	0,70	1,07	
<i>Procentvis afvigelse fra basisforløb</i>												
Forbrugsdeflator .....	0,00	-0,01	-0,04	-0,06	-0,13	-0,56	-0,89	-0,80	-0,78	-0,84	-0,89	
Lønomsågnng .....	0,00	-0,20	-0,40	-0,60	-1,06	-2,63	-2,57	-0,80	-1,80	-1,92	-1,81	
Timeproduktion .....	-0,06	-0,10	-0,02	0,09	0,18	-0,13	-0,61	-0,47	-0,28	-0,26	-0,21	
Bytteforhold .....	0,01	-0,01	-0,05	-0,08	-0,19	-0,65	-0,66	-0,49	-0,53	-0,58	-0,59	
<i>Procentpoint afvigelse fra basisforløb</i>												
Forbrugskvote .....	-0,46	-0,64	-0,49	-0,38	-0,16	0,08	-0,27	-0,16	-0,10	-0,16	-0,14	
Lønkvote .....	0,03	-0,03	-0,12	-0,23	-0,39	-0,61	-0,30	-0,11	-0,17	-0,19	-0,15	

<sup>1</sup> Pct. af BNP.

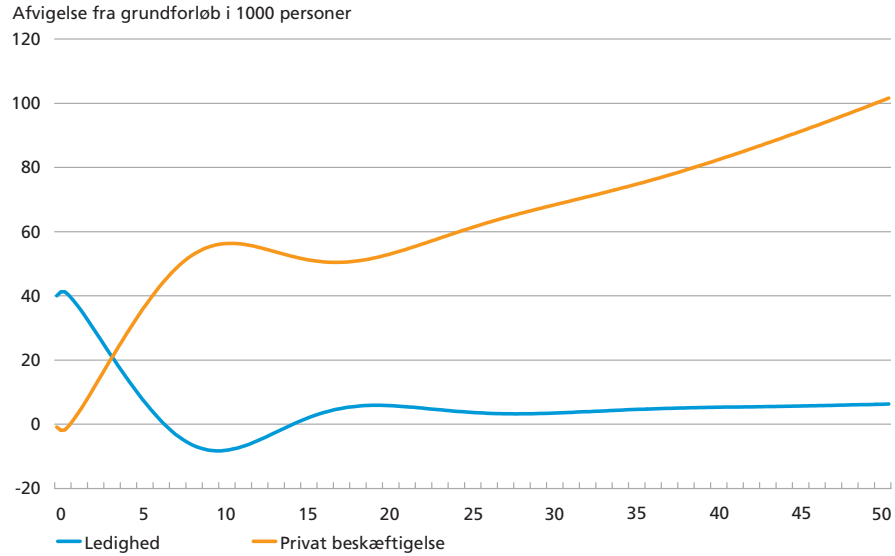
<sup>2</sup> Procentpoint.

## STØD TIL ERHVERVSFREKVENSEN

3

Ændringer i offentlig forbrug og rente repræsenterer stød til efterspørgslen, hvis effekt på beskæftigelsen fortrænges på længere sigt. I det følgende ser vi på et udbudstød, som øger arbejdsstyrken og på længere sigt også øger beskæftigelsen tilsvarende. Nærmere bestemt løftes erhvervsfrekvensen permanent med 1 pct. Erhvervsfrekvensen er endogen og konjunkturmedløbende i Mona; men i nærværende beregning er denne relation udeladt, så erhvervsfrekvensen er eksogen.

Den højere erhvervsfrekvens øger arbejdsstyrken med 1 pct. i forhold til basisforløbet. Arbejdsløsheden stiger umiddelbart, og de første kvartaler reducerer den øgede arbejdsstyrke beskæftigelsen en anelse på grund af en negativ effekt på forbruget fra større arbejdsløshed, jf. tabel IV.3.1 og figur IV.3.1. Effekten på forbruget er nok mere oplagt ved en afmatning i beskæftigelsen end ved en tilgang til arbejdsstyrken som her.



Det er under alle omstændigheder mere tungtvejende, at større arbejdsløshed reducerer lønudviklingen, og den mindre løn i forhold til udlandet gør, at eksporten begynder at vokse. Det stimulerer aktivitet og beskæftigelse, og efter 6-7 år er beskæftigelsen steget lige så meget som arbejdsstyrken, så arbejdsløsheden er tilbage på basisforløbets niveau. Bemærk at den langsigtede beskæftigelsesstigning er konstant i pct., jf. tabel IV.3.1. Forøgelsen af aktivitet og beskæftigelse er nået gennem lavere løn og priser i forhold til udlandet. Bytteforholdstabet reducerer realindkomsten, og mens eksporten er steget, er forbruget faldet i forhold til basisforløbet, jf. figur IV.3.2 med forbrug og figur IV.3.3 med eksport.

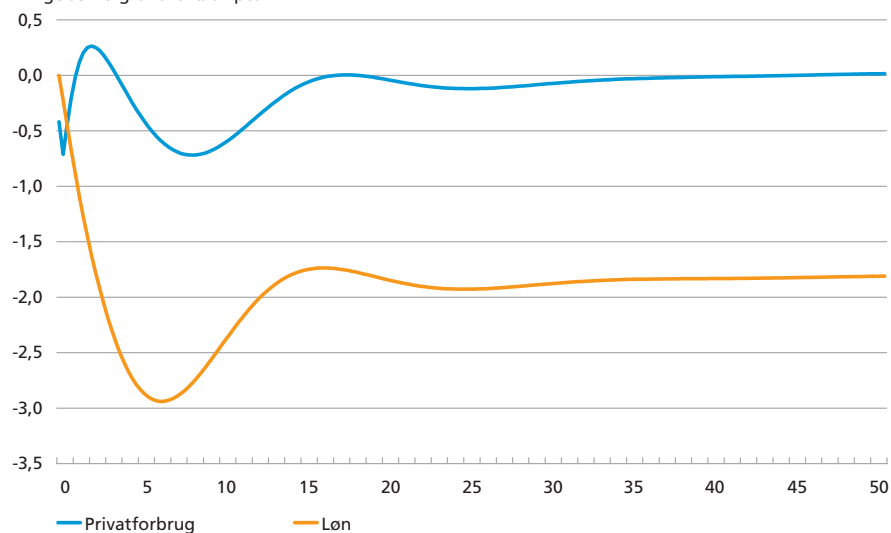
Som i varekøbseksperimentet har vi ikke nået et ligevægtsforløb efter 6-7 år. Tilpasningen er ikke tilendebragt. Fx har arbejdslønnen overshootet ved at falde mere, end den gør på langt sigt. I de følgende år stiger beskæftigelsen yderligere, så ledigheden bliver lavere end i basisforløbet, og lønnen begynder at stige op mod basisforløbet. På langt sigt er der ingen effekt på ledigheden, så det øgede arbejdsudbud omsætter sig i permanent større beskæftigelse.

Den negative effekt fra bytteforholdstabet på privatforbruget ophæves på langt sigt mere og mere af øget indkomst efter skat. Man ser i øvrigt ikke de fulde forbrugsmuligheder i effekten på privatforbruget. Man må også tage i betragtning, at betalingsbalancen og den offentlige saldo løbende forbedres. Det udtrykker, at den øgede arbejdsstyrke giver basis for at lempe finanspolitikken og fx nedsætte skatten, så det private forbrug øges.

## EFFEKT PÅ PRIVATFORBRUGET OG LØNNEN AF ØGET ERHVERVSFREKVENS

Figur IV.3.2

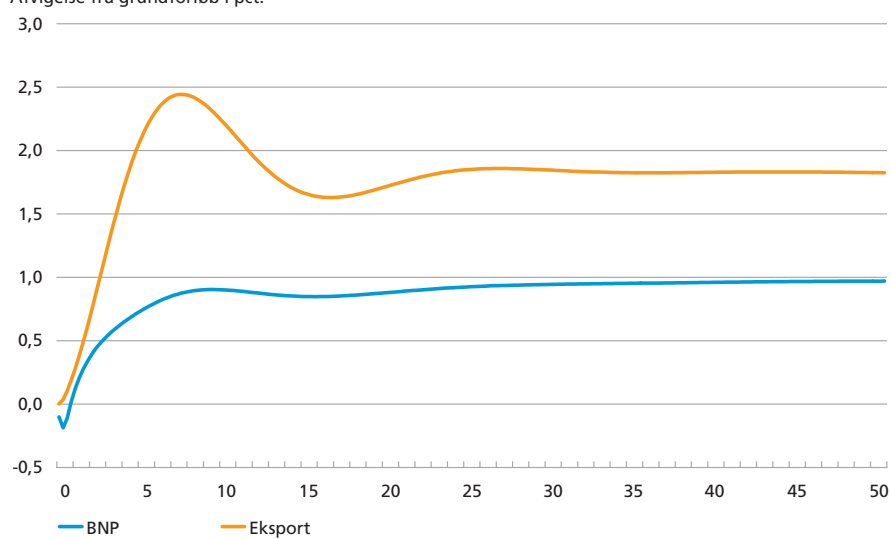
Afvigelse fra grundforløb i pct.



## EFFEKT PÅ BNP OG EKSPORTEN AF ØGET ERHVERVSFREKVENS

Figur IV.3.3

Afvigelse fra grundforløb i pct.



De foregående afsnit gav eksempler på stød til modellen, hvor en enkelt eller få variable ændres på en bestemt og enkel måde. Man kan også illustrere effekten af tilfældige eller stokastiske stød til centrale relationer. Det er muligt at støde til alle adfærdsrelationerne på én gang; men her er mere overskueligt valgt to relationer: Forbrugsrelationen og lønrelationen. Det vil sige en relation på efterspørgselssiden og én på udbudssiden, og de udsættes for stød én ad gangen, så der er tale om to modeleksperimenter.

Nærmere bestemt trækkes 80 tilfældige tal med Aremos random-generator. I det første eksperiment skaleres de, så deres spredning svarer til forbrugsrelationens i dennes estimationsperiode. Efter skaleringen indsættes de tilfældige tal som justeringsled i forbrugsrelationen i en periode på 20 år. Derefter løses modellen. Forskellen til basisforløbet, hvor justeringsleddet er nul, beskriver effekten af stødserien til forbrugsrelationen. Det er det ene eksperiment.

I det andet eksperiment anvendes samme sæt tilfældige tal, der i stedet skaleres, så spredningen svarer til lønrelationens. Den skalerede serie indsættes heri som justeringsled, og modellen løses.

Både forbrugs- og lønrelationen er formuleret med ændringen på venstre side. Det betyder, at stødene umiddelbart akkumuleres i niveauerne, og til en start ligner reaktionen i forbrugsniveauet i det ene eksperiment reaktionen i lønniveauet i den anden, når der måles i standardafvigelse. I pct. er reaktionen i forbruget umiddelbart større, da spredningen i forbrugsrelationen i log-enheder er det dobbelt af lønrelationens.

Efter et par år slår det imidlertid igennem, at forbrugsniveauet korrigeres mere mod basisforløbet, end lønnen gør. Forbruget reagerer over de tyve år forholdsvis mindre og mindre vedvarende på de tilfældige stød end lønniveauet, og forbrugsreaktionen skifter fortegn nogle gange, jf. figur IV.4.1. Korrektionen mod basisforløbet udløses i høj grad af selve forbrugsrelationen, der indeholder det laggede forbrugsniveau.

Der er ikke noget lønniveau i lønrelationen, så isoleret set akkumulerer de tilfældige stød op til en "random walk", der kan bringe lønniveauet langt og varigt væk fra basisforløbet. Inden for hele Mona er der dog også en korrigerende mekanisme for lønnen i form af den tidligere omtalte fortrængningsproces. Høj løn skader eksporten, aktiviteten falder, arbejdsløsheden stiger, og det svagere arbejdsmarked dæmper lønnen.

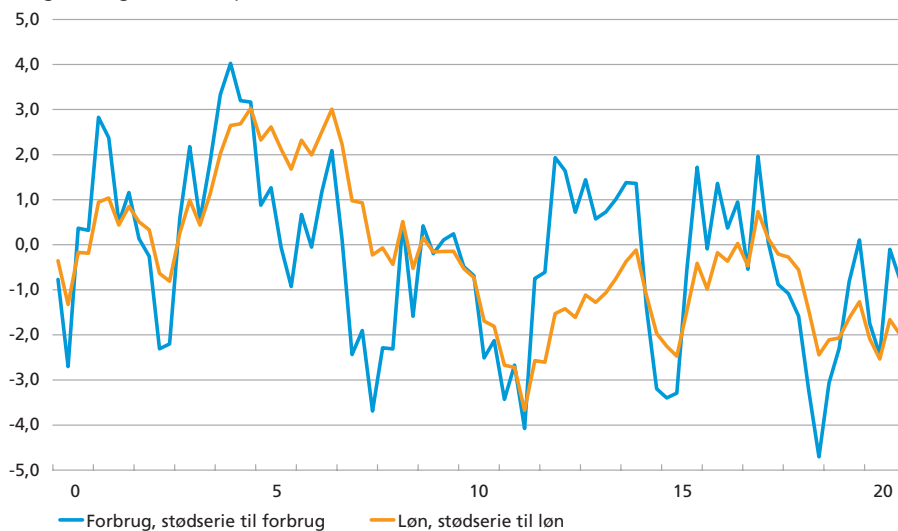
Problemet er, at det er en tidkrævende proces. Stødene skal entydigt have flyttet lønnen op over eller ned under basisforløbet, før fortrængningen får momentum.



## EFFEKT PÅ FORBRUG OG LØN

Figur IV.4.1

Afvigelse fra grundforløb i pct.

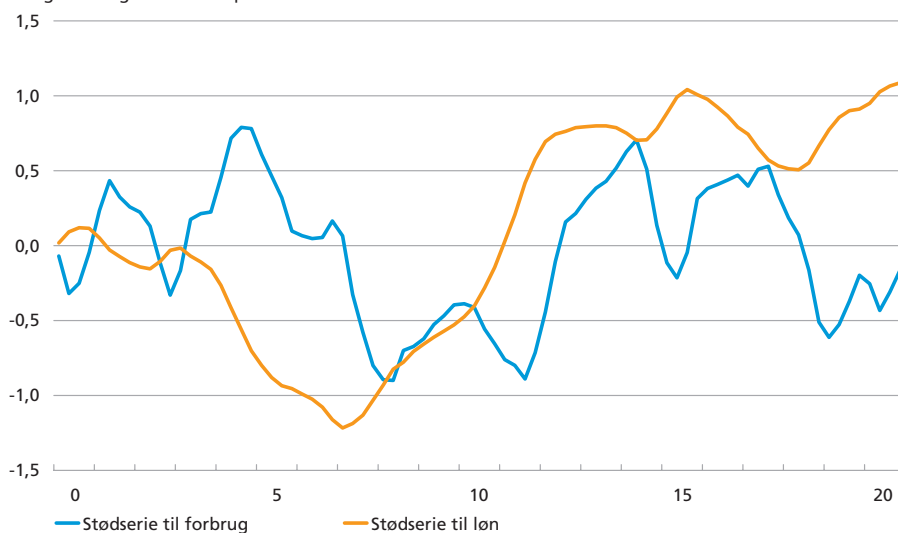


Forskellen på de to forløb kan også aflæses i beskæftigelsespåvirkningen. Privatforbruget er en stor efterspørgselskomponent, mens lønstødenes aktivitetseffekt kommer langsommere i gang, så svingene i beskæftigelsen er i starten klart størst ved stødene til forbrugsrelationen. Efter nogle år, får det betydning, at løneffekten har samme for-

## EFFEKT PÅ PRIVAT BESKÆFTIGELSE

Figur IV.4.2

Afvigelse fra grundforløb i pct.



tegn i længere tid af gangen, så beskæftigelseseffekten bygger op til et forholdsvis stort sving med negativt fortegn i den første 10-årige periode, og en kun positiv effekt i de sidste 10 år. Når man støder til forbrugsfunktionen, veksler beskæftigelseseffekten mere mellem positiv og negativ, jf. figur IV.4.2.

Resultatet afspejler, at crowding-out er en træg proces, og det tager tid at neutralisere stød til lønnen. Disse forhold kan man også se i en historisk simulation med modellen, jf. næste kapitel.

---

## V: Simulationer på historisk periode

---

Mona har især været opstillet til brug for forecast og almindelig konjunkturbeskrivelse. Det er derfor naturligt at fokusere på modellens evne til at beskrive konjunkturcykler.

Man kan sige, at opstillingen og estimationen af modellens adfærdsrelationer også er et test på modellens beskrivende evner, relation for relation. Det er dog også nødvendigt at se, hvordan en relation fungerer i samspil med resten af modellen, før man vælger. Multiplikatorberegningerne i foregående kapitel giver et sådant indtryk af modellens samspil, men det er også naturligt at se, hvordan relationerne i samspil kan genskabe det historiske forløb.

I det følgende simulerer vi først Mona over en 26-årig periode 1975-2000. Med et så langt forløb får man belyst nogle af modellens stabilitetsegenskaber. På den anden side er 26 år ikke den normale horisont. Der er derfor også lavet en række korte fremskrivninger inden for perioden 1975-2001, op til 4 kvartaler frem, og med det udgangspunkt diskuterer vi brugen af justeringsled.

---

### HISTORISK SIMULATION 1975-2000

**1**

Ved at lade modellen beregne udviklingen i en historisk periode kan man se, hvor godt den rammer. Nærmere bestemt, består øvelsen her i at lade alle eksogene antage deres faktiske værdi 1975-2000, samtidig med at alle centrale estimerede adfærdsrelationer kører frit dvs. med deres residual- eller justeringsled sat til nul. Justeringsleddet bibeholdes derimod i de mere tekniske relationer, som fx gør én pris proportional med en anden eller gør et skatteprovenu proportional med en skattebase og lignende.

Beregningsen kan ses som et forecast af den forgangne periode baseret på de faktiske eksogene og de estimerede relationer. Samtidig udgør nulstillingen af adfærdsrelationernes justeringsled et sæt af stød, der pr. definition må ligge inden for mulighedsområdet. Ud over hvor langt man kommer fra det faktiske forløb, er det også et spørgsmål, om hvor hurtigt modellen stabiliseres omkring det faktiske forløb. Kommer modellen langt væk på grund af stødene er modellen formentlig ustabil med hensyn til de pågældende variable.

Det er klart, at modellens evne til at ramme over en historisk periode ikke er det eneste saliggørende. Vilklårene er kunstige, når relationerne

er estimeret på den forklarede periode, og man kender de eksogene. Det sidste betyder, at jo mindre adfærd en model prøver at forklare, jo bedre passer den. Man kan simpelthen forbedre fittet i en historisk simulation ved at opgive at forklare fx investeringerne og fjerne de tilhørende adfældsrelationer. Så overgår investeringerne til at være eksogene og får deres faktiske værdi.

Det forhold, at der er estimeret på en stor del af den simulerede periode gør, at de positive afvigelser i de enkelte relationer vejer lige så meget som de negative; og det sikrer, at de simulerede variable ikke permanent afviger fra de faktiske, jf. Pagan (1989). Man skal med andre ord ikke lægge så meget i, at en simuleret variabel i 1997 er tæt på sin faktiske værdi, for relationerne er typisk estimeret fra mellem 1971 og 1975 og til 1997.

Det generelle indtryk fra den historiske simulation er, at de Monaberegnete variable i store træk følger de faktiske, men fittet er naturligvis ikke perfekt, og der er ind imellem væsentlige afvigelser. Der er også tegn på stabilitetsproblemer mod periodens slutning, hvor der fx er akkumuleret en betydelig afvigelse i lønniveauet.

### **Simuleret og faktisk BNP**

Vi koncentrerer os først om modellens fit for BNP i faste priser. Der er en gennemsnitlig afstand eller fejl på 1,6 pct. mellem beregnet og faktisk BNP i de 104 kvartaler 1975-2000. Fejlen er beregnet som kvadratrod på gennemsnit af de kvadrerede afvigelser (mean square error). Der er både positive og negative afvigelser. Målt for perioden under ét er BNP i gennemsnit overvurderet, men kun med 1 promille.

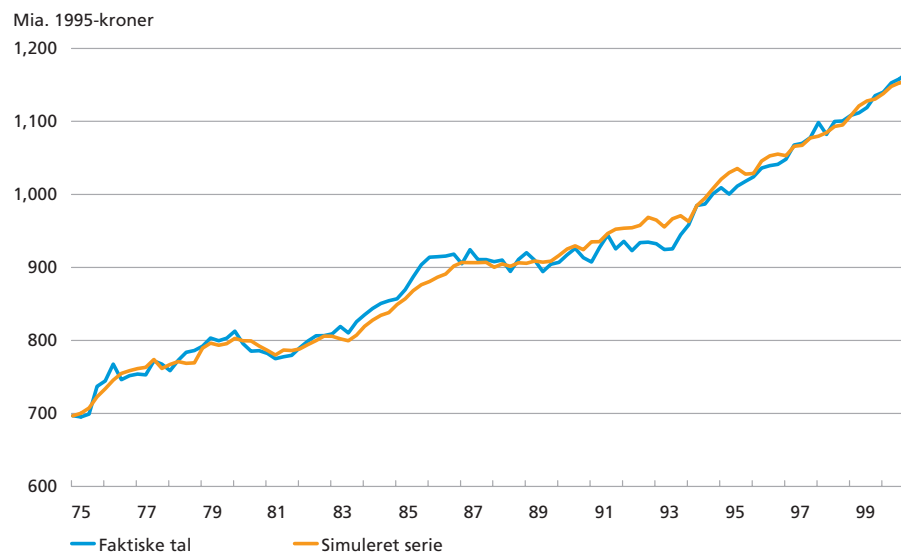
Beregnet ud fra de tilsvarende 26 årlige gennemsnit falder fejlen fra de 1,6 pct. for kvartalerne til 1,4 pct. Det er naturligt, at fejlen er mindre på årsobservationer, hvor positive og negative afvigelser på et kalenderårs kvartaler ophæver hinanden. Forskellen havde endda været større end fra 1,6 til 1,4 pct., hvis det beregnede kvartalsvise BNP var mere tilfældigt fordelt om faktisk BNP. Afvigelserne mellem beregnet og faktisk BNP er imidlertid ikke tilfældig støj. Faktisk og simuleret BNP er vist i figur V.1.1.

Positive afvigelser fra BNP følges overvejende af positive afvigelser og negative af negative, så det beregnede BNP løber i bølger omkring det faktiske. Dette forløb vil normalt fremkomme, også selv om residualerne i de estimerede relationer er tilfældig støj.

Det autokorrelerede forløb i modelfejlen afspejler adfældsrelationernes gradvise tilpasning af det faktiske til det ønskede niveau. Hvis fx de modelberegnete erhvervsinvesteringerne er blevet for høje, taler det for, at de også er for høje i det følgende kvartal, fordi de laggede investeringer indgår med stor vægt i de tilhørende relationer. Det samme

REALT BNP, FAKTISK OG SIMULERET

Figur V.1.1



gælder i vidt omfang også andre efterspørgselskomponenter: Privatforbrug, boliginvesteringer, eksport osv.

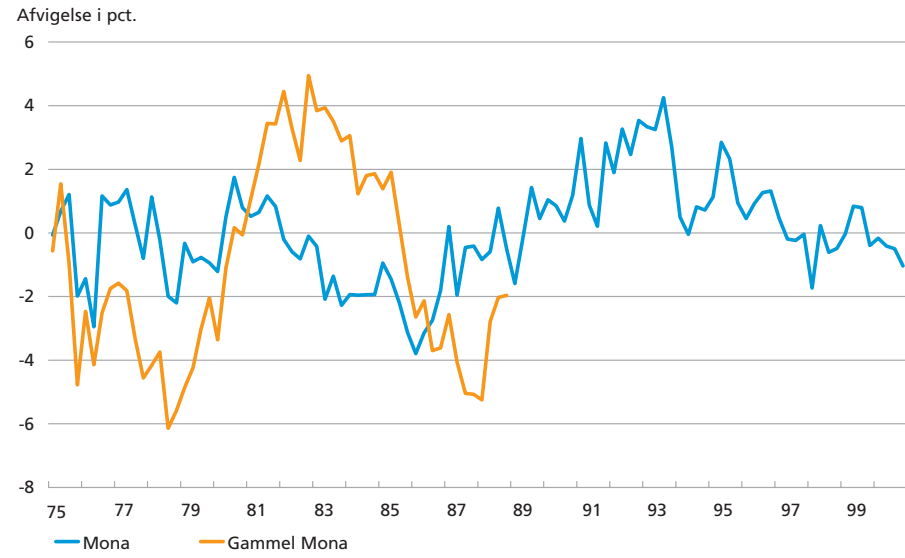
### Sammenligning med første version af Mona

Det er svært at vurdere, om en gennemsnitlig fejl på BNP på 1,6 pct. er for stor. Det må ses i sammenhæng med hvor meget, der er forklaret i modellen, og med graden af stabilitet. Der er ikke andre danske kvartalsmodeller at sammenligne med, men vi kan sammenligne med den oprindelige udgave af Mona. Ved en historisk simulation var fejlen på BNP dengang 3,2 pct. for de 56 kvartaler 1975-88, og der var en gennemsnitlig undervurdering på 1 pct. af BNP for denne periode under ét, jf. Christensen og Knudsen (1992). Med den nu foreliggende beregning er der for 1975-88 en fejl på BNP på 1,5 pct. og en gennemsnitlig undervurdering på 0,7 pct. af BNP. BNP-afvigelsen dengang og nu er vist i figur V.1.2.

Tendensen til at modellen undervurderer BNP-niveaue i perioden 1975-88 vedrører opsvinget i midtfirserne, som modellen ikke fanger den fulde styrke af. Måske fordi der i udviklingen var et element af forventning eller boble, som ikke er fanget i de estimerede adfærdsrelationer.

Mens tendensen til BNP-undervurdering (bias) for nævnte periode kun er mindsket fra 1 til 0,7 pct., er BNP-fejlen (mean square error) som nævnt godt halveret fra 3,2 til 1,5 pct.

Fejlreduktionen afspejler bl.a., at obligationsrenten var endogen i den gamle modelberegning. Principielt kan en endogen obligationsrente godt reducere BNP-fejlen: Et for højt BNP driver renten op, og den høje-



re rente begrænser det for store udslag i BNP. Denne stabiliserende effekt blev imidlertid overdøvet af obligationsrenteligningens estimationsresidualer. Nu er obligationsrenten eksogen, så der er ikke mere fejlskøn på renten i den historiske simulation. Eksogenisering af renten er en naturlig omlægning efter årrækken med fastkurspolitik; men det kan dårligt kaldes en forbedring af modellen.

En mere væsentlig stabilisering af simulationsegenskaberne ligger i, at forholdet mellem boligefterspørgslens indkomst og priselasticitet er ændret mod forholdsvis større priselasticitet. Den større prislelsomhed betyder, at en indkomststigning skaber betydelig mindre stigning i huspriserne nu end i den gamle model. Dermed skaber BNP-fejl nu mindre selvforstærkende medløb i huspriserne end i den første Mona-version.

Desuden er udenrigshandlen blevet mere stabiliserende. Der er kommet mere direkte kapacitetseffekt i både import- og eksportrelation, og specielt er importprisrelationen ikke mere en ren ændringsrelation, men inddrager og bestemmer prisniveauet.

Vi vil ikke forfølge forskelle til den gamle model yderligere, men i stedet se lidt nærmere på simulationen med den nye model.

### Fejlen i andre variable

BNP er et naturligt udgangspunkt for vurdering af simuleringens fejl, men der er selvfølgelig andre væsentlige variable i modellen. Vi vil ikke se på alle Monas endogene variable én for én, men på nogle hovedtræk.

HISTORISK SIMULATION 1975-2000, GENNEMSNITLIG FEJL		Tabel V.1.1
	Root M.S.E.	Bias
BNP .....	1,60	0,23
BVT i private byerhverv .....	2,62	0,29
Privatforbrug .....	1,88	0,55
Boliginvesteringer .....	9,73	1,73
Materielinvesteringer .....	11,92	1,72
Anlægsinvesteringer .....	11,79	2,82
Lagerinvesteringer, bidrag til BNP .....	1,01	0,05
Indenlandsk efterspørgsel .....	2,55	0,58
Industrieksport .....	4,88	0,69
Import af varer .....	4,06	1,28
Nettoeksport, bidrag til BNP .....	1,40	-0,32
Beskæftigelse i private byerhverv .....	4,17	0,76
Timeløn .....	5,53	1,56
Privatforbrug, deflator .....	1,37	0,09
Restfaktor .....	1,74	-0,32
Anlægsinvesteringer, deflator .....	3,71	1,08
Materielinvesteringer, deflator .....	4,77	0,68
Industrieksport, deflator .....	2,22	0,40
Import af varer, deflator .....	2,62	0,85
Huspris .....	5,16	1,73

Anm.: Sammenhængen mellem Root M.S.E. og Bias fremgår af følgende formel, hvor  $\bar{X}$  er gennemsnit og  $S_x$  er spredning af  $X_t$ .

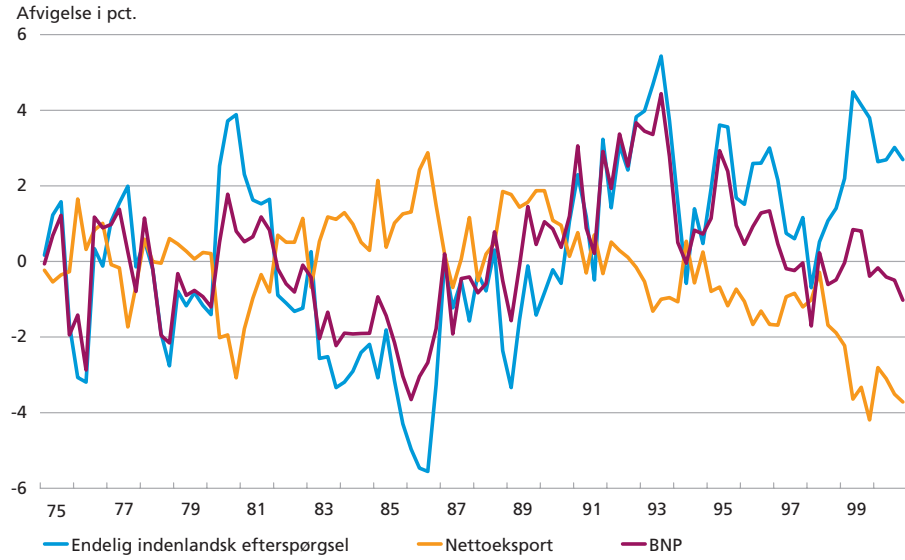
$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_t - \bar{x})^2 + \bar{x}^2 \Leftrightarrow \text{M.S.E.} = S_x^2 + \text{Bias}^2$$

Hver tidsserie  $X_t$  er defineret som relativ afvigelse mellem simulation og faktiske tal. Undtaget er dog "Lagerinvestering, bidrag til BNP" og "Nettoeksport, bidrag til BNP", hvor afvigelsen sættes i forhold til det faktiske BNP.

Ikke alle variable beskrives lige godt. Nogle variable varierer særlig kraftig, og nogle er bare særlig svære at modellere. Fx er fejlen på materielinvesteringerne oppe på 11,9 pct. for 1975-2000, mens det samlede privatforbrug med 1,9 pct. er nærmere ved de 1,6 pct. for samlet BNP. I tabel V.1.1 er vist en oversigt over modelfejl for de vigtigste endogene variable.

Modellen skaber en sammenhæng mellem fejlene. Fejl i bare én ligning kan skabe fejl i mange variable, når modellen løses, og fejlene kan nogle gange forstærke hinanden. Fx kan et positivt justeringsled på 2 pct. i forbrugsrelationen ende med en fejl på mere end 2 pct. på forbruget via virkningen på aktivitet og indkomst. Det er dog ikke et generelt resultat, at samspillet i modellen forstærker fejlen. Fx kan modellens crowding-out mekanisme korrigere og mindske afvigelser, når aktivitet og beskæftigelse kommer særlig højt op eller langt ned.

Målt i forhold til BNP, dvs. som BNP-bidrag, er fejlen på samlet indenlandsk efterspørgsel 2,4 pct. Fejlen på udenrigshandlens BNP-bidrag er 1,4 pct. af BNP. Fejlen på BNP er som sagt 1,6 pct. og dermed tæt på det mindste af de to tal. Den forholdsvis lille BNP-fejl afspejler en negativ



samvariation mellem fejl i den indenlandske efterspørgsels og udenrigshandelens BNP-bidrag, jf. figur V.1.3. Den negative samvariation skyldes især den simple sammenhæng, at øget indenlandsk efterspørgsel øger importen.

Dertil kommer en forholdsvis hurtig men beskedne effekt fra kapacitetsudnyttelsen på eksporten; men den tunge del af crowding-out effekten går via lønnen. Da udenlandsk løn og valutakurs er eksogene, påvirker alle lønændringer konkurrenceevnen og dermed eksporten. Derved har lav eller høj ledighed en tendens til at afskaffe sig selv, men det er en træg proces.

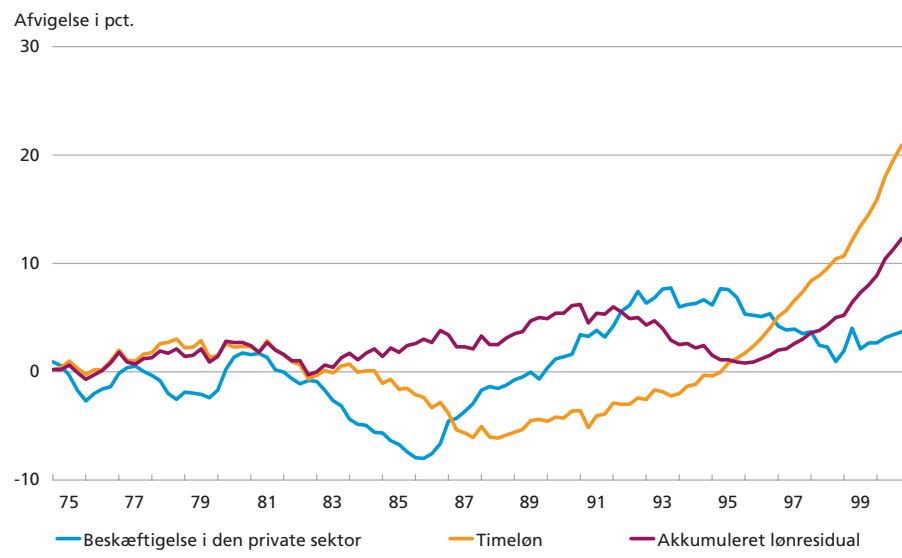
Det fremgår da også, at den beregnede værdi af lønnen er forholdsvis længe over eller under den faktiske. Det afspejler ikke bare trægheden i lønnens respons på ledigheden, men afspejler også trægheden i eksportens respons på relativ løn. Det forsinkede gennemslag på aktiviteten gør, at lønnen skal reagere tydeligt og længe, før en svag eller stærk aktivitet og beskæftigelse fortrænges. Det forsinkede tilpasningsmønster for arbejdsmarkedet præger modelsimulationens resultat, hvor den simulerede løn kører langt over den faktiske i de sidste år af simulationsperioden.

Til sammenligning med afvigelsen mellem modelsimuleret og faktisk lønforløb er indsat det samme beregnet fra lønrelationen alene. Da lønrelationen, jf. gennemgangen i kapitel II, er en udvidet Phillips-kurve uden lønniveau, afspejler forskellen på den relationsberegnete og faktiske løn blot en akkumulation over lønrelationens residual. Estimationen



SIMULERET MINUS FAKTISK I PCT. AF FAKTISK

Figur V.1.4



af lønrelationen starter i 1974 og slutter i 1997, og det akkumulerede residual ab 1975 danner en serie, som er tæt ved nul omkring 1997.

Det bemærkes, at lønnen simuleret med hele modellen afviger fra den faktiske løn i et forløb, der i kraft af store og få buer omkring gennemsnittet virker mindst lige så ikke-stationært som det akkumulerede residual fra lønrelationen, jf. gul og lilla kurve i figur V.1.4. Det antyder, at de stabiliserende mekanismer i modellen ikke er stærke nok til at give simuleret minus faktisk løn et tydeligt stationært forløb. I hvert fald ses det ikke i det regneeksempel, som den historiske simulation udgør.

Træghed og overshooting kan godt være del af et retvisende billede af økonomien. De lange udsving i løn og beskæftigelse indikerer imidlertid, at modellens crowding-out mekanisme ikke altid sikrer, at ledigheden forbliver over nul. Det betyder i praksis, at modellens crowding out mekanisme skal suppleres ved beregninger tæt på kapacitetsgrænsen.

### Mere om mønsteret i faktiske og modelberegnete variable

Vi vil nu udbygge omtalen af modelfejl ved mere generelt at beskrive, hvordan det modelberegnete forløb passer med det faktiske. Nærmere bestemt sammenligner vi samvariationsmønsteret i de cykliske komponenter<sup>1</sup>.

<sup>1</sup> Ved den cykliske komponent i en serie forstås her afvigelsen mellem serie og HP-filtreret serie, jf. King og Rebelo (1993). HP-filtreret glatter en tidsserie ved at danne et centreret glidende gennemsnit. Det ses som seriens trend, og resten af serien indgår i den cykliske komponent.

**KORRELATION MELLEM BVT I PRIVATE BYERHVERV OG UDVALGTE  
VARIABLE**

Tabel V.1.2.

Korrelation mellem BVT-cykel og cyklisk komponent i variabel X med datering	-8	-4	-2	-1	0	+1	+2	+4	+8
<i>Faktisk datagrundlag</i>									
BVT i private byerhverv.....	-0,20	0,30	0,62	0,77	1,00	0,77	0,61	0,30	-0,17
Privatforbrug.....	0,12	0,41	0,67	0,74	0,69	0,51	0,39	0,07	-0,16
Materielinvesteringer .....	0,05	0,27	0,66	0,75	0,75	0,63	0,56	0,22	-0,17
Bygningsinvesteringer .....	-0,09	0,23	0,40	0,51	0,65	0,71	0,72	0,61	0,15
Eksport af industrivarer.....	-0,25	-0,48	-0,31	-0,13	0,07	0,05	0,15	0,05	-0,08
Markedsandel, indu. eksp.	0,05	-0,32	-0,49	-0,53	-0,53	-0,56	-0,54	-0,49	-0,39
Arbejdsløshed.....	0,40	0,13	-0,29	-0,45	-0,55	-0,59	-0,56	-0,44	-0,15
Forbrugsdefl., år-år ændr.	-0,23	-0,34	-0,49	-0,46	-0,37	-0,23	-0,08	0,02	0,33
Timeløn, år-år ændr. ....	-0,23	-0,36	-0,22	-0,12	-0,09	-0,02	0,08	0,27	0,41
<i>Mona-simuleret datagrundlag</i>									
BVT i private byerhverv.....	-0,30	0,26	0,67	0,86	1,00	0,85	0,65	0,25	-0,26
Privatforbrug.....	-0,00	0,38	0,67	0,70	0,68	0,59	0,45	0,12	-0,32
Materielinvesteringer .....	-0,04	0,22	0,61	0,71	0,74	0,63	0,50	0,15	-0,25
Bygningsinvesteringer .....	0,06	0,24	0,43	0,50	0,59	0,63	0,62	0,51	0,08
Eksport af industrivarer ....	-0,14	-0,26	-0,11	-0,01	-0,01	-0,08	-0,06	-0,13	-0,02
Markedsandel, indu. eksp.	0,08	-0,33	-0,58	-0,65	-0,71	-0,72	-0,68	-0,54	-0,20
Arbejdsløshed.....	0,60	0,26	-0,18	-0,38	-0,53	-0,58	-0,55	-0,44	-0,01
Forbrugsdefl., år-år ændr.	-0,17	-0,44	-0,43	-0,37	-0,25	-0,15	-0,07	-0,02	0,29
Timeløn, år-år ændr. ....	-0,15	-0,49	-0,34	-0,24	-0,16	-0,04	0,12	0,35	0,40

Anm.: Korrelationskoefficienterne i øverste del er baseret på cykliske komponenter i faktiske serier, i nederste del på cykliske komponenter i modelsimulerede serier. Korrelationskoefficienter vedrører perioden 1975-98.

Det er en metode, der kan anvendes til evaluering af teoretisk velfunderede modeller, hvor man ikke kan estimere sig til sammenhængene. Disse er i stedet kalibrerede. Da man netop ikke har estimeret relationerne, matcher relationerne heller ikke data særlig tæt. Man kan så som en forsigtig verifikation tjekke, om det gennemsnitlige korrelationsmønster i de cykliske komponenter er fanget. Man fokuserer på konjunktur-elementet og undgår hermed fx et tjek på niveauerne, hvor man typisk har de største problemer med strukturelle brud.

I og med de væsentligste relationer i Mona er estimeret, er der ikke det store formelle behov for en sådan korrelationsanalyse. Det burde passe pænt. Når analysen alligevel præsenteres her med nogle udvalgte variable som eksempel, er det også for at illustrere nogle af de sammenhænge, som ligger i data, fanges i estimationen og mimes af modellen.

Ved sådanne analyser af samvariations- eller korrelationsmønster for konjunkturvariable, har man ofte den cykliske komponent i BNP som omdrejningspunkt. Den rolle giver vi i stedet byerhvervenes bruttovær-

ditilvækst, BVT. I Mona er fx den offentlige del af BNP eksogen og dermed ens for faktiske og modelberegnete data. En sammenligning af faktisk med modelberegnet serie bør selvfølgelig koncentrere sig om serier, der beregnes i modellen.

Den første tabel, V.1.2, sammenholder byerhvervenes BVT med privatforbrug og investeringer. Øverste del vedrører de faktiske serier. Nederste del de modelsimulerede serier. Ved at sammenligne de to tabeldele kan man vurdere, om det Mona-simulerede forløb minder om det faktiske.

Første linje i begge tabeldele illustrerer autokorrelationen for byerhvervenes BVT. Første linje i overdelen med faktisk datagrundlag viser autokorrelationen i den cykliske komponent i den faktiske serie. Første linje i underdelen med modelberegnet datagrundlag viser autokorrelationen i den Mona-beregnete serie. Det fremgår, at BVT korrelerer tydeligt positivt med sig selv over et par kvartaler. Autokorrelationen er lidt stærkere i det modelberegnete BVT. I den modelberegnete serie kan autokorrelationen skabes af autokorrelation i de eksogene variable samt ikke mindst af laggene i adfærdsrelationerne.

Tabellens anden linje under henholdsvis faktisk og modelsimuleret datagrundlag viser privatforbrugets korrelation med byerhvervenes BVT. Korrelationskoefficienterne til venstre for 0-søjlen viser korrelation mellem lagget forbrug og kvartalets BVT. Koefficienterne til højre for 0-søjlen viser korrelationen mellem byerhvervenes BVT og de efterfølgende kvartalers forbrug. Der er tale om træge variable jf. også autokorrelationsmønsteret for BVT, og det er naturligt med korrelation både bagud og fremad, når træge variable samvarierer. Desuden er der gode argumenter, både for at forbruget befordrer aktiviteten, og for at privat aktivitet og indkomst befordrer forbruget.

Tilsyneladende er der både i de faktiske og i de Mona-simulerede tal mest korrelation fra forbrug til byerhvervenes BVT. Forbrugerne har åbenbart typisk været med til at starte konjunkturforløb.

Når det i mindre grad er forbruget, som drives, er det formentlig også fordi byerhvervenes BVT er et stykke fra egentlige forbrugsdeterminerede variable som disponibel indkomst og formue.

Til nærmere belysning af korrelationsmønsteret omkring forbruget er opstillet tabel V.1.3, der fokuserer på forbruget og de umiddelbart forklarende faktorer ifølge Monas forbrugsrelation. Dvs. disponibel indkomst, formue, prisstigning, og ændring i arbejdsløsheden. Forbrugsrelationen har disse variable på højresiden samtidig, så fx den simple korrelation mellem indkomst og forbrug kunne godt afvige fra indkomstens forklaringsbidrag i relationen. De simple korrelationer ser dog ud til at afspejle fortegn og kausalitet i relationen.

KORRELATION MELLEM PRIVATFORBRUG OG UDVALGTE VARIABLE

Tabel V.1.3.

Korrelation mellem cyklisk komponent i forbrug og i variabel X med datering	-8	-4	-2	-1	0	+1	+2	+4	+8
<i>Faktisk datagrundlag</i>									
Privatforbrug .....	-0,03	0,30	0,64	0,75	1,00	0,75	0,64	0,31	-0,07
Disponibel indkomst .....	-0,02	0,29	0,46	0,43	0,46	0,28	0,06	-0,24	-0,25
Privat formue .....	0,08	0,49	0,67	0,67	0,68	0,61	0,58	0,47	0,16
Forbudsdeflator, kv. ændr....	-0,12	-0,29	-0,31	-0,20	-0,24	0,13	0,00	0,12	0,23
Arbejdsløshed, kv. ændr.....	0,18	-0,16	-0,43	-0,45	-0,38	-0,24	-0,04	0,14	0,04
<i>Mona-simuleret datagrundlag</i>									
Privatforbrug .....	-0,06	0,36	0,69	0,82	1,00	0,82	0,70	0,38	-0,10
Disponibel indkomst .....	-0,08	0,32	0,47	0,45	0,44	0,24	-0,00	-0,32	-0,35
Privat formue .....	0,38	0,76	0,85	0,80	0,73	0,63	0,55	0,32	-0,20
Forbudsdeflator, kv. ændr..	-0,12	-0,24	-0,30	-0,26	-0,33	0,10	0,05	0,12	0,26
Arbejdsløshed, kv. ændr.....	0,18	-0,17	-0,44	-0,45	-0,35	-0,21	-0,07	0,09	0,13

Anm.: Korrelationskoefficienterne i øverste del er baseret på cykliske komponenter i faktiske serier, i nederste del på cykliske komponenter i modelsimulerede serier. Korrelationskoefficienter vedrører perioden 1975-98.

Nærmere bestemt gælder, at korrelationen overvejende går fra forbrugsrelationens forklarende variabel til forbruget, ikke bare for de Mona-simulerede men også for de faktiske data. Korrelationen tegnes især for formuen tydeligere af de modelberegnete data end af de faktiske, men hovedindtrykket af korrelationsmønsteret er det samme i øverste og nederste del af tabellen.

Det kan tilføjes, at når korrelationerne i de viste tabeller inddrager både lag og lead, får man med, hvis der er en effekt af, at forventninger påvirker de variable på en kompliceret måde. Det er selvfølgelig muligt, at fremadrettede forventninger påvirker korrelationsmønsteret i de faktiske serier, men der indgår ingen eksplicit fremadrettede forventninger i Mona-simulationen.

I tredje og fjerde linje i tabel V.1.2 for byerhvervenes BVT versus andre variable er vist samvariationen med materiel- og bygningsinvesteringer. Som ventet, har begge slags erhvervs-mæssige investeringer positiv korrelation til BVT, og som ved det private forbrug går korrelationen begge veje. Fra BVT til investering og fra investering til BVT.

Ved materielinvesteringer går med lille overvægt den overvejende korrelation fra investeringer til BVT, mens det er omvendt for bygningsinvesteringer. Den forskel på materiel- og bygningsinvesteringer ses både ud fra faktiske data og ud fra simulerede data. Planlægningstiden er normalt længst ved bygningsinvesteringer, så det er naturligt, at de kommer senere i cyklen. For materielinvesteringer kan det fx være rensen på renten, der gør at de kommer forholdsvis tidligt og dermed delvist er med til at starte udviklingen i BVT.

KORRELATION MELLEM MATERIELINVESTERINGER OG UDVALGTE  
VARIABLE

Tabel V.1.4.

Korrelation mellem cyklisk komponent i materielinvesteringer og i variabel X med datering.	-8	-4	-2	-1	0	+1	+2	+4	+8
<i>Faktisk datagrundlag</i>									
Materielinvesteringer.....	-0.03	0.31	0.63	0.76	1.00	0.76	0.63	0.33	0.01
Output/kapital .....	0.00	0.35	0.55	0.54	0.56	0.50	0.33	-0.09	-0.32
User cost/løn .....	-0.27	-0.45	-0.40	-0.32	-0.22	-0.11	0.01	0.10	-0.09
<i>Mona-simuleret datagrundlag</i>									
Materielinvesteringer .....	-0.08	0.20	0.66	0.87	1.00	0.88	0.67	0.25	0.04
Output/kapital .....	-0.24	0.29	0.52	0.59	0.63	0.57	0.41	0.05	-0.25
User cost/løn .....	-0.41	-0.54	-0.49	-0.37	-0.16	0.04	0.16	0.20	0.06

Anm.: Korrelationskoefficienterne i øverste del er baseret på cykliske komponenter i faktiske serier, i nederste del på cykliske komponenter i modelsimulerede serier. Korrelationskoefficienter vedrører perioden 1975-98.

For at komme det lidt nærmere, er materielinvesteringerne i tabel V.1.4 sammenstillet med forholdene output/kapital og kapitalomkostning/løn. Det er de to forhold, som indgår i Monas relation for materielinvesteringerne.

Både for faktiske og modelberegnete tal har korrelationen fra relative faktorpriser til investeringer et længere lag, end der gælder for output/kapital forholdet, som nærmest topper samtidig med investeringerne. Det bekræfter, at korrelationsmønsteret mellem materielinvesteringer og byerhvervenes BVT kan afspejle, at kapitalomkostningerne er med til at drive BVT via materielinvesteringerne.

Der er ikke stor korrelation mellem industrieksporten og byerhvervenes BVT, jf. tabel V.1.2. De negative fortegn kan udtrykke en kapacitets-effekt, men rækkefølgen i tid går fra stor eksport til lille produktion. Det er nemmere at forstå markedsandelens korrelation med byerhvervenes BVT. Denne sammenhæng er forholdsvis umiddelbar, og er der en lille forsinkelse, går effekten fra stor produktion til lille markedsandel svarende til en normal kapacitetseffekt. Det gælder både faktiske data og modelsimulerede.

Korrelationen fra byerhvervenes aktivitet til arbejdsløsheden er, som ventet, negativ, og der er tendens til, at den negative korrelation er størst, når aktiviteten er lagget lidt. Det afspejler en træghed i beskæftigelsen, jf. tabel V.1.2.

Vi slutter med et par nominelle variable. Først forbrugsdeflatorens stigningstakt, hvis cykliske komponent tilsyneladende korrelerer negativt med den cykliske komponent i byerhvervenes BVT, i hvert fald når prisstigningen er lagget. Det kan udtrykke en indflydelse fra udbuds-

## KORRELATION MELLEM ARBEJDSLØSHED OG LØNSTIGNING

Tabel V.1.5

Korrelation mellem cyklisk komponent i arbejdsløshed og i variabel X med datering.	-8	-4	-2	-1	0	+1	+2	+4	+8
<i>Faktisk datagrundlag</i>									
Arbejdsløshed .....	-0,42	0,24	0,70	0,91	1,00	0,92	0,74	0,31	-0,30
Timeløn, år-år stigning .....	0,35	0,42	-0,01	-0,22	-0,32	-0,37	-0,45	-0,58	-0,33
<i>Mona-simuleret datagrundlag</i>									
Arbejdsløshed .....	-0,53	0,25	0,68	0,90	1,00	0,91	0,73	0,35	-0,48
Timeløn, år-år stigning .....	0,43	0,47	-0,03	-0,27	-0,39	-0,43	-0,53	-0,71	-0,24

stød, fx fra beregningsperiodens olieprisomvæltninger, som via den eksogene oliepris også påvirker det modelberegnete forløb.

For lønstigningen ses også en negativ korrelation, hvor det igen virker som høje lønstigninger følges af lavt output – både for faktiske og for modelberegnete data. Dertil kommer imidlertid også en positiv korrelation mellem BVT og følgende kvartalers lønstigning svarende til en simpel efterspørgselseffekt på lønnen.

Løndannelsen går i modellen via ledigheden, så det er naturligt at referere til cyklisk ledighed frem for cyklisk aktivitet. Det er gjort i tabel V.1.5, hvor man ser en klar tendens til, at lønstigningen med negativt fortegn og lidt forsinkelse reagerer på ledigheden både for modelberegnete og faktiske dataserier.

**BRUG AF JUSTERINGSLED****2**

Mona anvendes som kvartalsmodel primært til korte forecast, så i den sammenhæng er forløbet 1975 til 2000 usædvanlig langt. Det er heller ikke normalt at sætte alle adfærdsrelationernes residualer til nul, og på den måde lave et rent modelforecast.

I alle modellens adfærdsrelationer er et justeringsled også kaldet "add factor" eller "intercept correction". Det indeholder forskellen på venstresidevariablen og det estimerede højresideudtryk og svarer i estimationsperioden til estimationsresidualet.

Hvis justeringsleddet i en adfærdsrelation fx er systematisk negativt i kvartalerne op til starten på forecastperioden, er relationen sandsynligvis brudt sammen, og justeringsleddet har ikke mere nul som middelværdi. Får en relation problemer, er det selvfølgelig bedst at lave en anden uden problemer, men det er ikke altid muligt. Man kan også afstå fra en reestimation, indtil man har set om de mere endelige nationalregnskabsdata, der kommer med nogle års forsinkelse, afviger så meget fra de foreløbige tal, at det "redder" relationen.

Uanset begrundelsen for at acceptere en relation med systematiske fejl- led op til startkvartalet for forecastet kan enhver systematik i fejlleddet begrundes, at man indsætter andet end nul for justeringsleddet i frem- skrivningsperioden.

Dertil kommer, at uanset om residuallet ligner hvid støj, kan man af en eller anden grund mene at vide noget, som ikke er med i modellen, og derfor ønske at korrigere modelresultatet. Den ekstra kilde kunne være diverse konjunkturinformation sammenregnet uden for modellen. En sådan korrektion foregår normalt og nemmest ved at lade justerings- leddet afvige fra nul.

Anvendelsen af justeringsled har tidligere været omgæret af særlig in- teresse, da justeringer kan afspejle, at modelbrugeren forsøger at mani- pulere, se fx Christensen (1978). I dag gør det næppe ens skøn meget mere troværdigt, at man påberåber sig en bestemt model, og interessen for justeringsled er givetvis mindsket. Det gælder så meget desto mere, når nogle anvendte modeller lægges så tæt på økonomisk teori, at de dårligt kan estimeres men må forsynes med skønnede koefficienter.

Det mest afgørende for en åben proces og faglig diskussion må også være, at der er nogen, som tager ansvaret for en modelberegning- resultat og forklarer det på så enkel en måde, som det er muligt. Vi skal ikke forfølge den principielle diskussion yderligere men i stedet se på håndværket i anvendelsen af justeringsled.

I det følgende vil vi først forklare betydningen af justeringsled i en en- kelt relation. Derefter illustreres med modelsimulationer på historiske data, hvad justeringsleddene betyder for forecast med hele modellen.

### Justeringsled i en relation

Som eksempel tages en simpel relation med én variabel, der afhænger af sig selv lagget

$$X = 0,67 \cdot X_{-1} + j\text{led} \quad (\text{V.1})$$

Modellens relationer er normalt mere komplicerede end (V.1), men ig- norerer vi andre forklarende variable, minder differensligningen i (V.1) om flere af modellens relationer. Fx minder (V.1) om forbrugsrelationen, hvor koefficienten til det laggede forbrug også er tæt på 2/3, når relati- onen skrives med niveauet på venstresiden. Denne funktion er i logarit- mer, og et justeringsled på 0,01 i et kvartal betyder, at forbruget i kvar- talet ligger 1 pct. højere, end den estimerede forbrugsrelation tilsiger, givet værdien af  $X_{-1}$ .

Det laggede  $X$  er imidlertid en funktion af tidligere kvartalers juste- ringsled, så justeringleddets indflydelse på et forecast med relationen

over flere kvartaler er ikke bare justeringsleddets værdi i de enkelte kvartaler. Virkningen på forecastet bygges op.

Fastholdes de 0,01 som justeringsled i hele fremskrivningen, ender  $X$  med at være blevet 3 pct. større, end relationen tilsiger med nul som justeringsled. I første kvartal bliver  $X$  1 pct. større end uden justeringsled, i andet kvartal  $1 + 2/3$  pct., i tredje kvartal  $1 + 2/3 + 4/9$  pct. osv. Sluteffekten er summen af en uendelig geometrisk række med  $2/3$  som kvotient,  $1/(1-2/3) = 3$ .

Er justeringsleddet 0,01 i beregningens første kvartal og nul derefter svarende til en enkeltstående korrektion, øges  $X$  i forhold til et ukorrigeret forecast med 1 pct. i første kvartal, med  $2/3$  pct. i andet kvartal,  $4/9$  pct. i tredje osv. Effekten går mod nul, men gradvist. Skal effekten fra justeringsleddet på 0,01 forsvinde umiddelbart efter det første kvartal, kræves et justeringsled på  $-2/3$  pct. i det andet kvartal.

Alle Monas justeringsled har den simple additive form som i (V.1). Formen svarer til, at man ved justering parallelforskyder hele adfærdsrelationen op eller ned via korrektion af et konstantled. Man kunne også udforme sin korrektion på andre måder. Er man fx kun interesseret i at flytte direkte med selve variabelen  $X$  og ikke med relationens konstant, ville det være nemmere at håndtere, hvis justeringsleddet indgik parallelt med variabelen snarere end med konstanten.

$$X - \text{jled}' = 0,67 \cdot (X_{-1} - \text{jled}'_{-1}) \quad (\text{V.2})$$

Med denne konstruktion, vil forløbet i justeringsleddet genspejles én til én i den økonomiske variabel  $X$ . Fx kan det være nærliggende at lægge byggeaktiviteten på en stor bro ind i bestemte kvartaler og samtidig undgå den afledte effekt, som ellers følger af investeringsrelationens dynamik. Til det formål ville konstruktionen i (V.2) principielt være velegnet. Om (V.2) er den optimale løsning, er dog ikke sikkert. En anden tilgang til samme problemstilling er simpelthen at udskille det pågældende investeringssegment som en eksogen variabel. Grundlæggende er man i broeksemplet interesseret i at undgå det adfærdsbeskrivende tilpasningsmønster, fordi man uden for modellen har information om investeringsforløb på kvartaler.

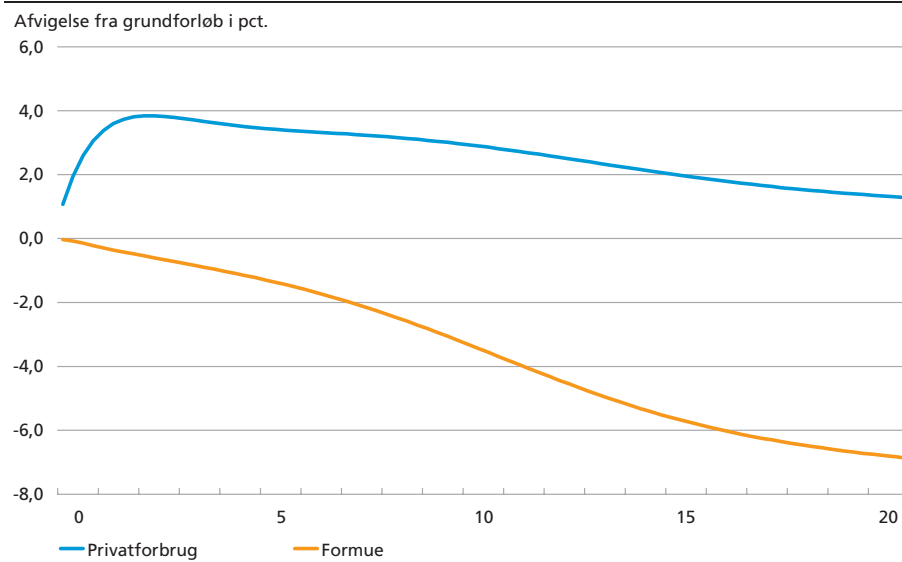
Vi har set lidt på justeringsleddet i en enkelt stileret relation. Ved anvendelse af modellen, må man også tage hensyn til samspillet mellem modellens relationer. Fx vil et permanent løft af forbrugsfunktionen via justeringsleddet på længere sigt påvirke formuedannelsen mere end det påvirker forbruget.

Umiddelbart bliver forbruget 1 pct. større end uden et justeringsled på 1 pct., og i de efterfølgende kvartaler vokser forbruget mere end 1 pct.



EFFEKT AF 1 PCT. ÆNDRING I FORBRUGSRELATIONENS JUSTERINGSLED

Figur V.2.1



over basisforløbet. Ud fra selve forbrugsligningen med given indkomst og formue er den langsigtede effekt, som nævnt, summen af en geometrisk række og ligger omkring 3 pct. Dertil kommer den ekspansive effekt på indkomsten.

På længere sigt falder forbrugseffekten imidlertid tilbage mod nul. Det afspejler, at formuen udhules af den mindskede opsparing. På længere sigt indebærer løftet til forbrugsrelationen især en mindre formue, jf. figur V.2.1.

Modellens justeringsled er eksogene variable, og man kan lave den slags multiplikatoreksperimenter for samtlige justeringsled. Derved kan man studere effekten af justeringsled, når hele modellen spiller sammen. Det skal vi ikke forfølge her, men i stedet på historiske data vurdere forskellige tilgange til at sætte justeringsled.

### Justeringsled og modelforecast

Ved udarbejdelsen af et forecast kan man sætte justeringsleddenes værdi med flere forskellige begrundelser. Det kan være et spørgsmål om at udnytte konkret information om det allernærmeste eller allerseneste forløb; men man kan også gøre nogle generelle overvejelser. Fx kan man overveje om man vil sætte justeringsleddene i de estimerede relationer til nul, dvs. til deres gennemsnit i estimationsperioden, eller om man vil sætte justeringsleddene ud fra deres seneste værdier.

Det kan være svært at reestimere Mona-relationer. Det er nemmere med rene tidsrækkemodeller, hvor man fx kan nøjes med at se på æn-

JUSTERINGSLED VED FORECAST 1 KVARTAL FREM, SKÆVHED OG SPREDNING

Tabel V.2.1

Pct.	Bias			Spredning		
	j-led på nul	j-led fra kvartalet før	j-led som gns. af de fire foregående kvartaler	j-led på nul	j-led fra kvartalet før	j-led som gns. af de fire foregående kvartaler
BNP .....	-0,12	-0,01	-0,04	0,62	0,77	0,75
Arbejdsløshed .....	-1,09	-0,59	-0,91	4,03	5,73	4,54
Timeløn .....	0,45	0,06	0,17	0,33	0,36	0,26
Forbrugsdeflator .....	0,13	0,03	0,06	0,19	0,22	0,19
Materielinvestering .....	2,44	-0,21	0,20	3,88	5,07	4,09
Bygningsinvestering .....	0,94	0,16	0,98	5,44	7,68	5,60
Boliginvestering .....	1,70	-0,77	-0,28	4,82	6,90	5,41
Privatforbrug .....	0,12	-0,11	-0,16	1,00	1,74	1,17
Privat beskæftigelse .....	0,37	0,06	0,03	1,09	1,76	1,28
Huspris .....	-0,37	-0,09	-0,15	0,85	1,04	0,91
Byerhvervenes BVT .....	-0,24	0,00	-0,04	1,05	1,34	1,26
Eksport .....	0,37	0,00	0,15	1,40	1,95	1,62
Import .....	1,57	0,26	0,42	2,01	3,00	2,13

Anm.: Skævhed og spredning er baseret på logaritmisk afvigelse gange 100. En positiv bias på 1 betyder, at variablen i beregningsperioden i gennemsnit blev overvurderet med 1 pct. Tabellen viser bias og spredning for nogle centrale variable.

dringer og ignorere variabelens niveau og strukturelle sammenhænge. Anvendelsen af justeringsled kan ses som en måde at nærme sig de enkelte tidrækkemodeller, jf. Clements og Hendry (2003), som påpeger, at man kan reducere bias ved at bruge de seneste historiske justeringsled.

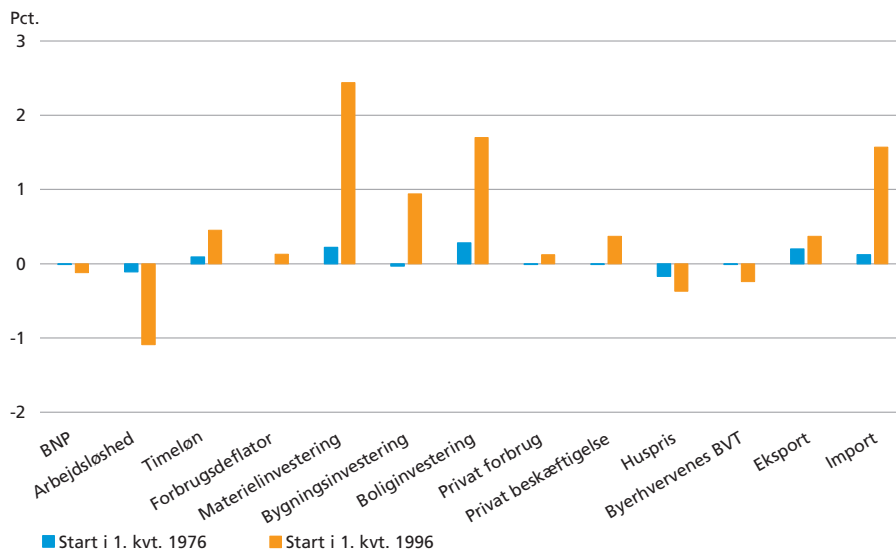
Man kan illustrere problemstillingen med Mona-beregninger. I stedet for at løse modellen over hele perioden 1975-2000, er en simulation af 4 kvartaler startet op i hvert af kvartalerne 1976q1 til 1999q4. Det giver 96 simulationer.

Simulationerne er lavet på tre måder: Dels med nul som adfærdsrelationernes justeringsled ligesom i den totale simulation 1975-2000, dels med justeringsleddets værdi i den sidste observation før forecaststart og dels med et gennemsnit af de 4 observationer før forecaststart. Det er kravet om fire observationer før start, der gør, at første beregning starter i 1976q1. Beregningerne vedrører en historisk periode, og alle variable har deres faktiske værdi op til forecaststart, hvor de endogene overgår til at blive modelberegnet.

Vurderet ud fra fx BNP-skønnet 1 kvartal frem i alle 96 simulationer er der ikke større problemer med skævhed i skønnene. Skønnene rammer selvfølgelig ikke plet, men i gennemsnit over de 96 simulationer er der ikke tale om påfaldende systematisk over- eller undervurdering. Det gælder ikke bare BNP, men er eksemplificeret med en opgørelse for 13

GENNEMSNITLIG BIAS VED FORECAST 1 KVARTAL FREM, PERIODE

Figur V.2.2



Anm.: J-led på nul. Modellen er startet i hvert kvartal i perioden 1976-1999 og løst for et kvartal. De blå søjler er gennemsnitlig bias for hele perioden siden 1976. De gule søjler er gennemsnitlig bias for perioden siden 1996.

væsentlige økonomiske variable. Fraværet af bias afspejler, at man i vidt omfang har forecastet på selve estimationsperioden.

I praksis forecaster man selvfølgelig ikke inden for men uden for estimationsperioden. Begrænses den undersøgte periode til de seneste år, fx 1996-2000, bliver skønnene mere skæve, jf. figur V.2.2. Da relationerne typisk er estimeret frem til og med 1997, svarer det kortere sample 1996-2000 i højere grad til vilkårene i en praktisk forecastsituation.

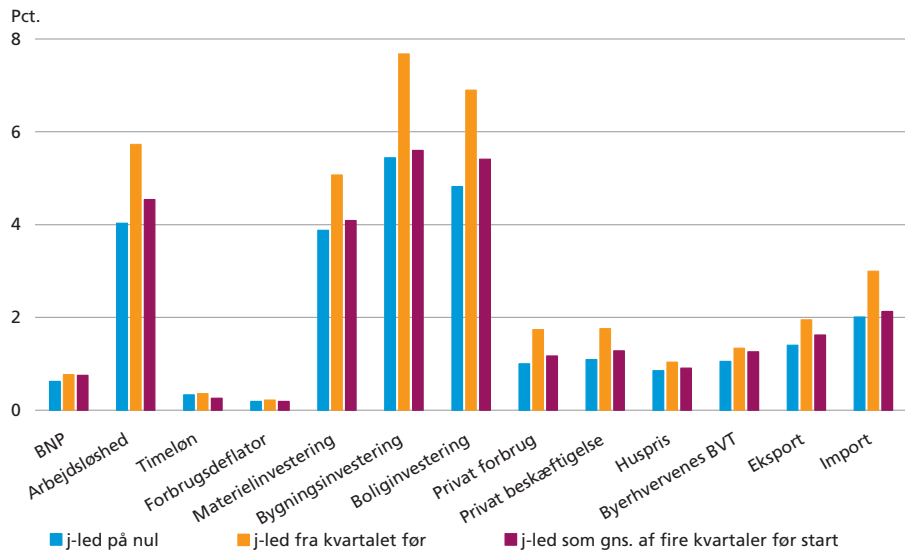
Anvendelse af justeringsleddets værdi før forecaststart, fx fra kvartalet før forecaststart, betyder, at hvis en relation skyder for lavt før forecaststart, gentages det samme positive justeringsled i alle fire simulerede kvartaler. Det er en fordel, hvis relationen systematisk skyder for lavt, for det kan justeringsleddet rette op på. Omvendt øger det støjen i ens skøn, hvis justeringsleddet i kvartalet før forecaststart er tilfældig fordelt omkring nul.

Det viser sig, at man for de seneste år i perioden svarende til forecaststart i 1. kvartal 1996 til 4. kvartal 1999, det er i alt 16 simulationer, typisk får mindre skæve skøn ved at bruge justeringsleddets historiske værdi. Til gengæld er spredningen typisk større, end hvis justeringsleddet holdes på nul. Resultatet af de 16 Mona-beregninger er illustreret i tabel V.2.1, som viser bias og spredning ved 1 kvartal frem forecast for 13 endogene variable.

Man behøver ikke vælge mellem nul og seneste historiske værdi til justeringsleddet. En mellemform er at bruge et gennemsnit af de seneste

GENNEMSNITLIG SPREDNING VED FORECAST 1 KVARTAL FREM

Figur V.2.3

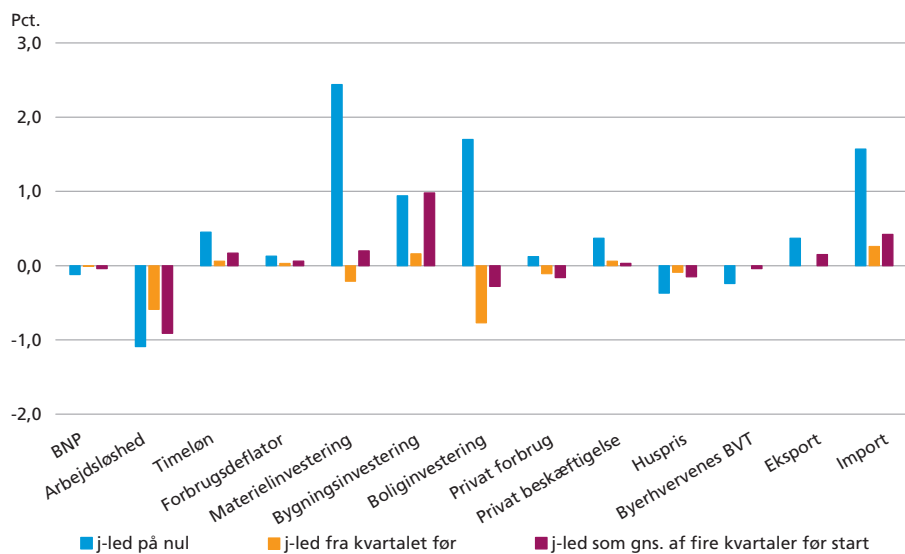


Anm.: Beregninger bag V.2.3 til V.2.6 starter i 1. kvartal 1996.

fire kvartaler. Mellemløbet kan være et godt kompromis, hvor man typisk får reduceret de største skævheder og samtidig undgår de største forøgelse i spredningen.

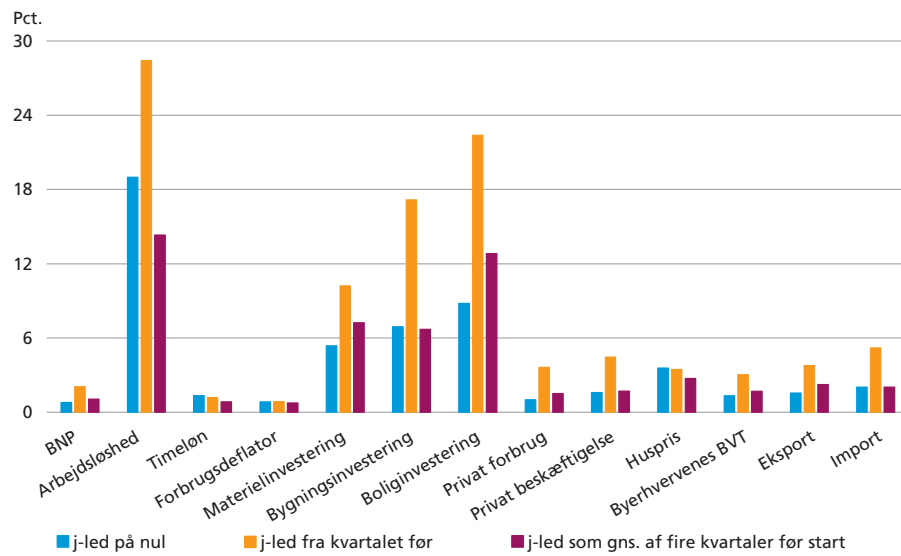
GENNEMSNITLIG BIAS VED FORECAST 1 KVARTAL FREM

Figur V.2.4



GENNEMSNITLIG SPREDNING VED FORECAST 4 KVARTALER FREM

Figur V.2.5

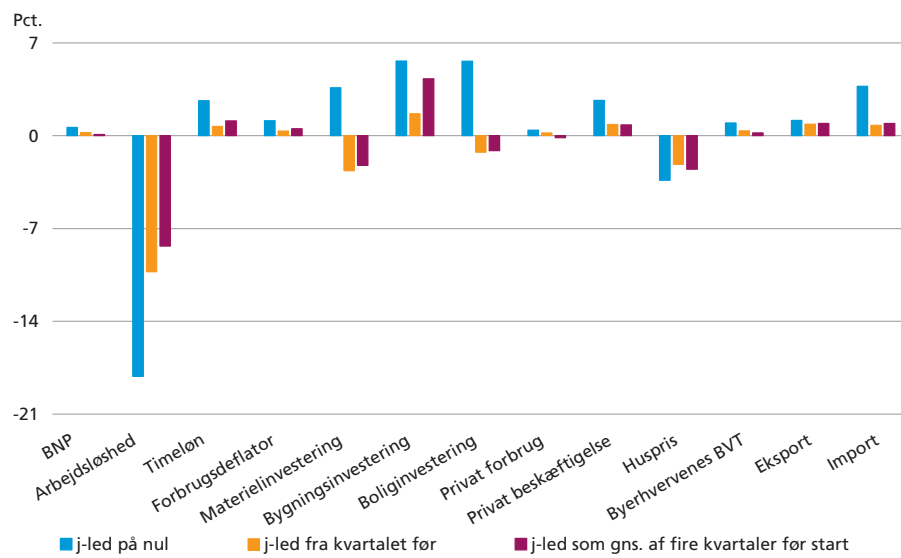


Resultatet om bias og spredning fra tabel V.2.1 er gentaget i to figurer. Dertil kommer to figurer, som viser tilsvarende resultater for forecast 4 kvartaler frem.

Man kunne gå videre med en mekanisk fremskrivning af justeringsleddet i form af en autoregressiv proces, fx ARIMA model. Det kunne

GENNEMSNITLIG BIAS VED FORECAST 4 KVARTALER FREM

Figur V.2.6



principielt fange en systematisk udvikling i justeringsleddet op til starten på forecastperioden. Det er dog ikke forsøgt her.

I praksis vil man prøve at inddrage information uden for modellen, og i det hele taget have en mindre mekanisk tilgang til at gætte på justeringsled. Hvor meget bedre det er end at sætte alle justeringsled efter samme formel, vides ikke; men det gennemgåede eksperiment tyder på, at det forbedrer modellens forecast at sætte justeringsleddene til andet end nul.

## LITTERATUR

---

Andersen, E. (1975), *En model for Danmark 1949-1965*, Københavns Universitets Økonomiske Institut, Studier nr. 21.

Andersen, E. (1992), En bedre boligmodel. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 130 nr. 1.

Andersen, J. V., H. Lyngesen og E. H. Pedersen (1999), Kreditgivning under to højkonjunkturer, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal.

Armington, P. S. (1969), A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production, *IMF Staff Papers*, 16 s. 159-178.

Blomgren-Hansen, N. og J. E. Knøsgård (1978), Boligmarkedet i den pengepolitiske transmissionsmekanisme. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 116 nr. 3.

Bocian, S., J. Nielsen og J. Smidt (1999), Smec, Modelbeskrivelse og – egenskaber, Det økonomiske Råds sekretariat, arbejdsrapport 1999:7.

Chirinko, R. (1993), Business Fixed Investment Spending: A Critical Survey of Modelling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications. *Journal of Economic Literature*, vol. XXXI number 4.

Christensen, A. M. (1994), Prisstigninger og inflation, Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, Februar 1994.

Christensen, A. M. og D. Knudsen (1992), Mona, a quarterly model of the Danish economy, *Economic Modelling* (Butterworth-Heinemann), January 1992.

Christensen, A.M. (1989), Kvartalsvise nationalregnskaber i Nationalbanken. *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 127 nr. 1.

Christensen, A. M. (1978), Korrektioner i makroøkonometriske modeller, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 116, 1978.

Clements, M. P. og D. Hendry. (1996), Intercept Corrections and Structural Change, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, 1996.

Dam, P. U. (red.) (1996), ADAM En model af dansk økonomi, marts 1995, Danmarks Statistik.

Danmarks Nationalbank (2003), *Pengepolitik i Danmark*, 2. udgave.

Deaton, A. (1977), Involuntary saving through unanticipated inflation. *American Economic Review*, vol. 67, no. 5.

DeLong, J. B. og L.H. Summers (1986), Is increased price flexibility stabilizing? *American Economic Review*, vol. 76.

Det Økonomiske Råds Sekretariat (1994), *Smec Modeldokumentation og beregnede virkninger af økonomisk politik*, red. Bertil From.

Det Økonomiske Råd (2002), *Dansk Økonomi efterår 2002*.

van Els, P., et al. (2001), Monetary policy transmission in the euro area: What do aggregate and national models tell us?, *ECB Working Paper*, no. 94, December 2001.

Fagan, G., et al. (2001), An area-wide model (AWM) for the euro area, *ECB Working Paper*, no. 42, Januar 2001.

Hansen, N. L. (1998), Lønfleksibilitet og makro stabilitet – en analyse af langsigtsmultiplikatorer, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 136 nr. 2.

Hansen, N. L. (1998), Lønudviklingen i Danmark, Danmarks Nationalbank *Kvartalsoversigt*, 2. kvartal 1998.

Hendry, D. og M. P. Clements (2003), Economic forecasting: some lessons from recent research, *Economic Modelling*, vol. 20, March 2003.

Høyer, M. M. (1998), Privatforbrugets indkomst- og prisleedsomhed. Danmarks Nationalbank, *Kvartalsoversigt*, 4. kvartal 1998.

Knudsen, D. (2002), Måling af realrenten, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 140 nr. 1.

Kongsted, H. C. (2003), An I(2) cointegration analysis of small-country import price determination, *Econometrics Journal*.

Kristensen, L. D. og D. Knudsen (1999), A Simple Factor Demand Model and Capacity Effects. *Economic and Financial Modelling*. Winter 1999.



Krugman, P. (1987), Pricing to Market When the Exchange Rate Changes, *NBER Working Paper*, Nr. 1926.

Lauritzen, F. (1987), Fortsat lav inflation, *Samfundsøkonomen* 5/87.

Lucas, R. E., (1976), Econometric Policy Evaluation: A Critique, *Carnegie Conference Series on Public Policy*, vol. 1.

Maccini, L. J. (1992), Inventories. I *The New Palgrave Dictionary of Money & Finance*. The Macmillan Press.

Mackinnon (1991), Critical values for cointegrating tests, i Engle og Granger (eds), *Long-run economic relationships*, Oxford University Press.

Modigliani, F. og R. Brumberg. (1979), Utility analysis and aggregate consumption functions: An attempt at integration. I *The collected papers of Franco Modigliani*, Vol. 2, red. A. Abel, MIT Press.

Muellbauer, J. og R. Lattimore. (1996), The consumption function; A theoretical and empirical overview. I *Handbook of applied econometrics*, red. Peasaran H., M. Wickens. Blackwell.

Murata, K., D. Turner, D. Rae og L. L. Foulter (2000), Modelling Manufacturing Export Volumes Equations; A System Approach, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 235.

Naug, B. og R. Nymoen (1996), Pricing to Market in a Small Open Economy, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 98.

Nielsen, H. B. (2002), An I(2) Cointegration Analysis of Price and Quantity Formation in Danish Manufactured Exports. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 64.

Nielsen, H. B. (1999), Industrieksportens markedsandele og konkurrenceevnen, Danmarks Nationalbank, *Kvartaloversigt*, 2. kvartal 1999.

Pagan, A. (1989), On the Role of Simulation in the Statistical Evaluation of Econometric Models, *Journal of Econometrics*, vol. 40.

Pagan, A. (2003), Report on modelling and forecasting at the Bank of England, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Spring 2003.

Phillips, A.W. (1958), The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom 1861-1957, *Economica*, vol. 25, november 1958.

Poterba, J. M. (2000), Stock Market Wealth and Consumption, *The Journal of Economic Perspectives*, Spring 2000.

Smets, F. og R. Wouters (2002), An estimated stochastic dynamic equilibrium model of the euro area, *ECB Working Paper No. 171*.

Stock J. H. og M. W. Watson (1998), Diffusion indexes, *NBER Working Paper 6702*, August 1998.

Sørensen C. (1984), Skattemæssige afskrivninger i Danmark siden 1953, *Working Papers*, Odense Universitet Institut for nationaløkonomi og sociologi, nr. 1/1984.

Vastrup C. (1975), Ny dansk disputats II, *Nationaløkonomisk Tidsskrift*, vol. 113, nr. 3.

---

## Monas relationer

---

Som det fremgår, er højresideudtryk repræsenteret ved en HS-variabel, når relationen er normaliseret på andet end venstresiden. Det afspejler en konvention i det anvendte Aremos software, som også automatisk giver relationerne et additivt justeringsled.

Nogle led, herunder konstanter, er på ganget 0,001. Det er blot for at få Aremos til at udskrive koefficienter med passende antal decimaler. Aremos ligningsudskrift kan konverteres til et input i programpakken Troll, hvorved også en lag-angivelse [-40] i leddene for forventet prisstigning ændres til lead-angivelsen [+40].

I den efterfølgende gengivelse er Aremos notation anvendt, ud over almindelig aritmetik er der nogle funktioner, som kræver en nærmere præcisering.

- \*\*n : Variablen eller tallet opløftes i n'te potens.
- [-n] & .n : Variablen lagges n perioder.
- diff : Differens mellem to på hinanden efterfølgende observationer.
- dlog : Logaritmiske differens mellem to på hinanden efterfølgende observationer.

**Eksport**

- (1): LOGFEIND      Industrieksport  
 logfeind      =  $HS + \log(\text{feind}.1)$
- HS      =  $-0.25800 * \text{dlog}(\text{feind}.1) - 0.13457 * \text{dlog}(\text{feind}.4) + 0.90319 * \text{dlog}(\text{feu}) +$   
 $0.44312 * \text{dlog}(\text{pxudl}/\text{pxden}) - 0.20768 * (\log(\text{feind}.1/\text{feu}.1) -$   
 $(1.19022 * \log(\text{lonudl}.1/(\text{efkrks}.1 * \text{Inio}.1)) + 0.05891 * \text{dum903}.1 +$   
 $(-1.18221) * 0.001 * \text{trend})) - 0.12979 * \log(\text{tuc}.1) + 2.46065$
- (2): FEIND      Industrieksport  
 feind      =  $\exp(\log\text{feind})$
- (3): LOGFEANI      Animalsk landbrugseksport  
 logfeani      =  $-0.20 * 3.14 * \log(\text{peani} * \text{efkrks}/\text{pxudl}) + 0.2 * \log(\text{feu}) + 0.80 * \log\text{feani}.1$
- (4): FEANI      Animalsk landbrugseksport  
 feani      =  $\exp(\log\text{feani})$
- (5): LOGFEKQD      Eksport af kød- og mælkekonserver  
 logfekqd      =  $-0.20 * 3.14 * \log(\text{pekqd} * \text{efkrks}/\text{pxudl}) + 0.2 * \log(\text{feu}) +$   
 $0.80 * \log\text{fekqd}.1$
- (6): FEKQD      Eksport af kød- og mælkekonserver  
 fekqd      =  $\exp(\log\text{fekqd})$
- (7): LOGFEY      Eksport af skibe og fly  
 logfey      =  $-0.20 * 2.0 * \log(\text{pey}/(\text{pxudl}/\text{efkrks})) + 0.2 * \log(\text{feu}) + 0.8 * \log\text{fey}.1$
- (8): FEY      Eksport af skibe og fly  
 fey      =  $\exp(\log\text{fey})$
- (9): LOGFES      Eksport af tjenester (udover turistindtægt)  
 logfes      =  $-0.65 * \text{dlog}(\text{pes}/((\text{pship} * \text{eusd}) ** 0.80 * (\text{lonudl}/\text{efkrks}) ** 0.20)) +$   
 $0.20 * 0.3 * \log(\text{pes}.1/\text{mulc}.1) + 0.2 * \log(\text{feu}) + 0.8 * \log\text{fes}.1$
- (10): FES      Eksport af tjenester (udover turistindtægt)  
 fes      =  $\exp(\log\text{fes})$
- (11): LOGFET      Turistindtægt  
 logfet      =  $-0.65 * \text{dlog}(\text{pet}/(\text{pxudl}/\text{efkrks})) -$   
 $0.20 * 1.5 * \log(\text{pet}.1/(\text{pxudl}.1/\text{efkrks}.1)) + 0.2 * \log(\text{feu}) + 0.80 * \log\text{fet}.1$

- (12): FET            Turistindtægt  
fet                =  $\exp(\log\text{fet})$
- (13): FEAV           Eksport af andre varer  
feav              =  $\text{feav.1} * ((\text{feani} + \text{feveg} + \text{fekqd} + \text{feind} + \text{febra} + \text{feol} + \text{fefsk} + \text{fepel} + \text{fey}) / (\text{feani.1} + \text{feveg.1} + \text{fekqd.1} + \text{feind.1} + \text{febra.1} + \text{feol.1} + \text{fefsk.1} + \text{fepel.1} + \text{fey.1}))$
- (14): FEV            Eksport af varer  
fev                =  $\text{feani} + \text{feveg} + \text{fekqd} + \text{feind} + \text{febra} + \text{feol} + \text{fefsk} + \text{fepel} + \text{feav} + \text{fey}$
- (15): EV             Eksport af varer  
ev                 =  $\text{feani} * \text{peani} + \text{feveg} * \text{peveg} + \text{fekqd} * \text{pekqd} + \text{feind} * \text{peind} + \text{febra} * \text{pebra} + \text{feol} * \text{peol} + \text{fefsk} * \text{pefsk} + \text{fepel} * \text{pepel} + \text{feav} * \text{peav} + \text{fey} * \text{pey}$
- (16): FE             Eksport af varer og tjenester  
fe                 =  $\text{feani} + \text{feveg} + \text{fekqd} + \text{feind} + \text{febra} + \text{feol} + \text{fefsk} + \text{fepel} + \text{feav} + \text{fey} + \text{fet} + \text{fes}$
- (17): E              Eksport af varer og tjenester  
e                 =  $\text{feani} * \text{peani} + \text{feveg} * \text{peveg} + \text{fekqd} * \text{pekqd} + \text{feind} * \text{peind} + \text{febra} * \text{pebra} + \text{feol} * \text{peol} + \text{fefsk} * \text{pefsk} + \text{fepel} * \text{pepel} + \text{feav} * \text{peav} + \text{fey} * \text{pey} + \text{fet} * \text{pet} + \text{fes} * \text{pes}$
- (18): LOGPXDEN    SITC 5-9, vor eksportpris i udenlandsk valuta  
logpxden        =  $\text{HS} + \log(\text{pxden.1}) + \text{dlog}(\text{efkrks})$
- HS                =  $0.30742 * \text{dlog}(\text{pxudl}/\text{efkrks}) + 0.14286 * \text{dlog}(\text{efkrks}) + 0.36767 * \text{dlog}(\text{mulc}) - 0.30732 * \log(\text{pxden.1}/\text{efkrks.1}) + 0.12074 * \log(\text{pxudl.1}/\text{efkrks.1}) + 0.18658 * \log(\text{mulc.1}) - 3.13693 * 0.001 * \text{trend} + 5.48764$
- (19): PXDEN        SITC 5-9, vor eksportpris i udenlandsk valuta  
pxden            =  $\exp(\log\text{pxden})$
- (20): LOGPEIND    Industrieksport, deflator  
logpeind        =  $\log(\text{pxden}/\text{efkrks})$
- (21): PEIND         Industrieksport, deflator  
peind            =  $\exp(\log\text{peind})$

- (22): LOGPEBRA      Energieksport, deflator  
logpebra           = HS+log(pebra.1)
- HS                 = 0.16979\*dlog(pebra)[-1]+0.54915\*dlog(praoli\*eusd)-  
0.44468\*log(pebra.1)+0.41052\*log(praoli.1\*eusd.1)+  
0.03417\*log(lonudl.1/efkrks.1)-1.74139
- (23): PEBRA         Energieksport, deflator  
pebra              = exp(logpebra)
- (24): LOGPEOL       Bunkering eksport, deflator  
logpeol            = log(pebra)
- (25): PEOL          Bunkering eksport, deflator  
peol                = exp(logpeol)
- (26): LOGPEY        Eksport af skibe og fly, deflator  
logpey             = log(peind)
- (27): PEY           Eksport af skibe og fly, deflator  
pey                 = exp(logpey)
- (28): LOGPEANI      Animalsk landbrugseksport, deflator  
logpeani           = log(peind)
- (29): PEANI         Animalsk landbrugseksport, deflator  
peani               = exp(logpeani)
- (30): LOGPEVEG     Vegetabilsk eksport, deflator  
logpeveg           = log(peind)
- (31): PEVEG         Vegetabilsk eksport, deflator  
peveg               = exp(logpeveg)
- (32): LOGPEKQD     Eksport af kød- og mælkekonserver, deflator  
logpekqd           = log(peind)
- (33): PEKQD         Eksport af kød- og mælkekonserver, deflator  
pekqd               = exp(logpekqd)

- (34): PEAV Eksport af andre varer, deflator  
 peav =  $peav.1 * (((ev-peav*feav)/(fev-feav))/((ev.1-peav.1*feav.1)/(fev.1-feav.1)))$
- (35): PEV Vareeksport, deflator  
 pev =  $ev/fev$
- (36): PE Eksport af varer og tjenester, deflator  
 pe =  $e/fe$
- (37): LOGPES Eksport af tjenester ekskl. turistindtægter, deflator  
 logpes =  $H5 + \log(pes.1)$
- HS =  $0.22333 * d\log(pship * eusd) + 0.53638 * d\log(lonudl/efkrks) + 0.10259 * \log(eusd/eusd.4) - 0.18806 * \log(pes.1) + 0.03781 * \log(pship.1 * eusd.1) + 0.15024 * \log(lonudl.1/efkrks.1) - 4.50486 * 0.001 * trend + 9.5148$
- (38): PES Eksport af tjenester ekskl. turistindtægter, deflator  
 pes =  $\exp(\logpes)$
- (39): LOGPET Turistindtægt, deflator  
 logpet =  $\log(pcq)$
- (40): PET Turistindtægt, deflator  
 pet =  $\exp(\logpet)$

### Privatforbrug

- (41): LOGFCP Privat forbrug  
 logfcp =  $H5 + \log(fcp.1)$
- HS =  $0.09720 * d\log((ydp-dalo-pyfe*fyfe)/pcp) + 0.11245 * (\log((ydp.1-ipv.1-pyfe.1*fyfe.1)/pcp.1) - \log(fcp.1)) + 0.16307 * (\log(realfor.1) - \log(fcp.1)) - 3.42552 * arblo2 + 0.05283 * d7734 + 0.03213 * dmims - 0.60351 * dlogpcpt - 0.35294$
- (42): FCP Privat forbrug  
 fcp =  $\exp(\logfcp)$
- (43): DLOGPCPT Ændring i deflator for det private forbrug  
 dlogpcpt =  $d\log(pcp) - HS$
- HS =  $-1.35579 * tttt + 2.70651$

- (44): REALFOR            Realformue i forbrugsrelation  
 realfor                =  $(pqq1+0.6*(alop+abzk+obzk)+pqq5+pipm*km+pipb*kb)/pcp$
- (45): PQQ1                Privates bolig- og finansiel kapital, markedsværdi  
 pqq1                    =  $aih*kp+pdb+pdsb+pbzk+plob-blop-glop-elop-flpk-kbzt-alop$
- (46): PBZK                Privates obligationsbeholdning, markedsværdi  
 pbzk                    =  $pbzk.1*(kurss/kurss.1)+(pbzz-pbzz.1)$
- (47): KURSG              Obligationskurs, stat og kommune  
 kursg                    =  $kursg.1*((1+ibz)/(1+ibz.1))*varg.1*(1-afsg)+afsg$
- (48): KURSR              Obligationskurs, realkredit  
 kursr                    =  $kursr.1*((1+ibz)/(1+ibz.1))*varr.1*(1-afsr)+afsr$
- (49): KURSS              Obligationskurs, gennemsnit af stat og realkredit  
 kurss                    =  $kurss.1*(bzgk+bzlk+kbzt-fbzk-diff(zbzg+zbzl+zbzt-fbzt))/$   
                                $(bzgk.1+bzlk.1+kbzt.1-fbzk.1)$
- (50): ARBLOS2            Arbejdsløshed i forbrugsfunktion  
 arbls2                    =  $0.5*((dagl-dagp)*(1-bsda)*(ul/(qo+qp+ul))/dagl-$   
                                $(dagl.2-dagp.2)*(1-bsda.2)*(ul.2/(qo.2+qp.2+ul.2))/dagl.2)$
- (51): KBZR                Privat obligationsgæld, markedsværdi  
 kbzt                    =  $kbzt.1*(kursr/kursr.1)+(zbzt-zbzt.1)$
- (52): FLPK                Udenlandsk lån til privat ikke-finansiel sektor, markedsværdi  
 flpk                    =  $flpk.1*(efkrks.1/efkrks)+flp-flp.1$
- (53): PQQ5                Imputeret værdi af folkepensionen  
 pqq5                    =  $0.25*(pensats*demografi+pensats.1*demografi.1+$   
                                $pensats.2*demografi.2+pensats.3*demografi.3)*pcp$
- (54): LOGPENSATS        Gennemsnitlig pensionsats deflateret  
 logpensats            =  $\log(\lnf/pcp)$
- (55): PENSATS            Gennemsnitlig pensionsats deflateret  
 pensats                =  $\exp(\logpensats)$
- (56): OBZK                Offentlige fondes obligationsbeholdning, markedsværdi  
 obzk                    =  $obzk.1*(kurss/kurss.1)+obzz-obzz.1$



- (57): ABZK Livsforsikringselskaber, obligationsbeholdning, markedsværdi  
 abzk =  $abzk.1*(kurss/kurss.1)+abzz-abzz.1$
- (58): IPV Privat reinvestering  
 ipv =  $fipvm*pipm+fipvb*pipb+fi hv*pih$
- (59): DAGL Gennemsnitsløn  
 dagl =  $(yw-sbid-sdu)/(qo+qp)$
- (60): DAGP Gennemsnitlig arbejdsløshedsunderstøttelse  
 dagp =  $tyd/ul$
- (61): LOGFCH Boligforbrug  
 logfch =  $\log(fwh.1)$
- (62): FCH Boligforbrug  
 fch =  $\exp(\logfch)$
- (63): LOGFCB Bilkøb  
 logfcb =  $HS+\log(fcb.1)$
- HS =  $1.15787*d\log((ydp-ipv)/pcp)-0.29989*cofcb.1+0.00469$
- (64): FCB Bilkøb  
 fcb =  $\exp(\logfcb)$
- (65): COFCB Residual i langsigtrelation, bilkøb  
 cofcb =  $\log(fcb)-HS$
- HS =  $1.77950*\log(fcp)-5.47173*rente-7.53397$
- (66): FCQ Rest af privat forbrug  
 fcq =  $fcq-fcb-fch-fmt+fet$

### Boligmarked

- (67): FIH Boliginvesteringer  
 fih =  $(HS+fihn.1/fwh.2)*fwh.1+fi hv$
- HS =  $-0.14242*fihn.1/fwh.2-13.0775*0.001*\log(fwh.1/fwhoe.1)+$   
 $1.93278*0.001*\log(kp.1/pih.1)+11.1547*0.001*d76q1+$   
 $12.3992*0.001*d79q1+1.09060*0.001$

- (68): FIHV Bolig reinvesteringer  
 fihv =  $39.6827 * 0.001 * fwh.1$
- (69): FIHN Netto boliginvesteringer  
 fihn =  $fih - fihv$
- (70): AIH Akkumulerede netto boliginvesteringer  
 aih =  $aih.1 + (fih * pih - fihv * pih) / (4 * kp)$
- (71): FWH Boligbeholdning  
 fwh =  $fwh.1 + 0.25 * fihn$
- (72): FWHOE Ønsket boligbeholdning  
 fwwho =  $\exp((\log((ydp - ipv) / pcpc) * (0.055380) + (-0.792720) * (rente + ssats + 0.01) + (-0.102572) * \log(pih / pcpc) + (0.194941 - 0.25) * dkpc + (0.770918 + 0.307441 / 4) * dpcpc + (0.066329)) / (0.055380))$
- (73): LOGKP Huspris (kontantpris)  
 logkp =  $HS + \log(kp.1)$
- HS =  $0.30744 * d\log(pcpc) - 3.78106 * \text{diff}(rente + ssats + 0.01) - 0.77908 * \text{diff}(rente.1 + ssats.1 + 0.01) - 0.79272 * (rente.1 + ssats.1 + 0.01) + 0.19494 * dkpc.1 + 0.77092 * dpcpc.1 - 0.10257 * \log(kp.1 / pcpc.1) + 0.05538 * (\log((ydp.1 - ipv.1) / pcpc.1) - \log(fwh.1)) + 0.06633$
- (74): DKPE Forventet husprisændring  
 dkpc =  $dkpbw * \log(kp / kp.12) / 3 + (1 - dkpbw) * \log(kp[+40] / kp) / 10$
- (75): DPCPE Forventet ændring i privat forbrug, deflator  
 dpcpc =  $dpcpw * (0.8 * dpcpc.1 + 0.2 * 0.5 * \log(pcpc / pcpc.4)) + (1 - dpcpw) * (\log(pcpc[+40] / pcpc)) / 10$
- (76): KP Huspris (kontantpris)  
 kp =  $\exp(\log kp)$
- (77): RENTE Obligationsrente efter skat  
 rente =  $ibz * (1 - tsuuh)$

## Kapital og beskæftigelse

- (78): FIPMXE Erhvervenes materielinvestering ekskl. skibe og energiudvinding  
 fipmxe =  $4 * (\exp(HS + \log(km.1)) - km.1 + dm * km.1)$
- HS =  $0.47355 * d\log(km.1) + 0.18158 * d\log(km.2) +$   
 $35.9805 * 0.001 * d\log(fyfbx) - 13.9047 * 0.001 * (\log(km.1) - \log(fyfbx.1)) -$   
 $6.14967 * 0.001 * \log(rlnim.1) + 4.86036 * 0.001$
- (79): KM Erhvervs mæssig materiel  
 km =  $km.1 * (1 - dm) + 0.25 * fipmxe$
- (80): FYFBX BVT, byerhverv  
 fyfbx =  $fyfpx - fyfla$
- (81): FYFPX BVT, byerhverv og landbrug  
 fyfpx =  $fy - fsi - fyfo - fyfh - fyfe$
- (82): RLNIM Trendrenset user cost/løn forhold, materiel  
 rlnim =  $(cum / lnio) / \exp(-14.018014 * 0.001 * trend + 26.622594)$
- (83): CUM User cost, materiel  
 cum =  $((1 - tax * zmmask) / (1 - tax)) * pipm * ((1 - tax) * ibz - dpyfbxe + 0.1600)$
- (84): DPYFBXE Forventet ændring i deflator for byerhverv  
 dpyfbxe =  $dpybw * (0.8 * dpyfbxe.1 + 0.2 * 0.5 * \log(pyfbx / pyfbx.4)) +$   
 $(1 - dpybw) * (\log(pyfbx[+40] / pyfbx)) / 10$
- (85): ZMMASK Skattemæssige afskrivninger, nutidsværdi materiel  
 zmmask =  $zmmask + zmn * (ibz - zibz) + zmt * (tax - ztax) + zmdpc * (dpc - zdpc)$
- (86): DPC Forventet ændring i nettoprisindeks  
 dpc =  $dumdpc * (0.5 * dpc.1 + 0.25 * (ncp / ncp.4 + ncp.1 / ncp.5 - 2))$
- (87): FIPVM Erhvervenes materiel re-investering  
 fipvm =  $88.6110 * 0.001 * km.1$
- (88): FIPM Erhvervenes materielinvestering  
 fipm =  $fipmxe + fiy + fiem$
- (89): FIPNM Erhvervenes materielinvestering, netto  
 fipnm =  $fipm - fipvm$

- (90): FIY            Investeringer i skibe og fly  
fiy                =  $iy/\pi y$
- (91): TUC           Kapacitetsudnyttelse, byerhverv  
tuc               =  $\exp(\log(\text{fyfbx})-\log(\text{km})-0.66011*0.67*\log(\text{rlnim}))/0.980473$
- (92): MULC          Marginal enhedslønomkostning, byerhverv  
mulc             =  $\ln io / (((\text{km}/\text{qbyx})^{**}(1/0.66011))^{**}0.33)$
- (93): LOGQBYX      Byerhvervenes beskæftigelse arbejdstidskorrigeret, hjælpevariabel  
logqbyx          =  $HS+\log(\text{qbyx}.1)$
- HS                =  $0.42480*d\log\text{fyfbx}+0.21489*(\log(\text{fyfbx}.1)-0.67*\log(\text{qbyx}.1)-0.33*\log(\text{km}.1))-2.01823*0.001*\text{trend}+3.95039$
- (94): DLOGFYFBX    BVT, byerhverv  
dlogfyfbx        =  $d\log((\text{fyfbx}))$
- (95): QBYX          Byerhvervenes beskæftigelse arbejdstidskorrigeret, hjælpevariabel  
qbyx             =  $\exp(\log\text{qbyx})$
- (96): QBY           Byerhvervenes beskæftigelse  
qby               =  $1000*\text{qbyx}/\text{maxtid}^{**}0.7$
- (97): PROBX         Timeproduktivitet, byerhverv  
probx            =  $10000*\text{fyfbx}/(\text{maxtid}*\text{qby})$
- (98): ULC           Lønomkostning pr. styk, byerhverv  
ulc               =  $ywby/\text{fyfbx}$
- (99): QP            Privat beskæftigelse  
qp                =  $\text{qby}+\text{qla}$
- (100): FIPBXE       Erhvervenes bygge- og anlægsinvesteringer ekskl. energi-  
udvinding  
fipbx            =  $4*(\exp(\text{HS}+\log(\text{kb}.1))-\text{kb}.1+\text{db}*\text{kb}.1)$
- HS                =  $0.80375*d\log((\text{kb}.1))-0.00069*\log(\text{rlnib}.2)+0.00405*\log(\text{fyfbx}.1/\text{kb}.1)+0.00432$
- (101): KB           Erhvervsmæssig bygge- og anlægskapital  
kb                =  $\text{kb}.1*(1-\text{db})+0.25*\text{fipbx}$

- (102): RLNIB Trendrenset user cost/løn forhold, bygge og anlægskapital  
rlnib =  $(\text{cub}/\text{lnio})/\exp(-0.041961*\text{trend}+81.071120)$
- (103): CUB User cost, bygge- og anlægskapital  
cub =  $((1-\text{tax}*\text{zbyyg})/(1-\text{tax}))*\text{pipb}*((1-\text{tax})*\text{ibz}-\text{dpyfbxe}+0.0200)$
- (104): ZBBYG Basis for nutidsværdi, bygninger  
zbyyg =  $\text{zzbbyg}+\text{zbn}*(\text{ibz}-\text{zibz})+\text{zbt}*(\text{tax}-\text{ztax})+\text{zbdpc}*(\text{dpc}-\text{zdpc})$
- (105): FIPVB Erhvervenes bygge- og anlægs re-investering  
fipvb =  $21.3868*0.001*\text{kb}.1$
- (106): FIPB Erhvervenes bygge- og anlægsinvestering  
fipb =  $\text{fipbx}+\text{fi}b$
- (107): FIPNB Erhvervenes bygge- og anlægsinvestering, netto  
fipnb =  $\text{fipb}-\text{fipvb}$
- (108): FIB Bygge- og anlægsinvestering  
fib =  $\text{fipb}+\text{fi}h+\text{fi}ob$
- (109): FILBX Byrhvervenes lagerinvestering ekskl. energi  
filbx =  $-(\text{HS}*\text{demand}.1)$
- HS =  $0.28644*\text{diff}(\text{demand})/\text{demand}.1+$   
 $5.38229*0.01*\log(\text{stock}.1/\text{demand}.1)-$   
 $0.63998*\text{dlog}(\text{qbyx}.1)+85.9256*0.001$
- (110): STOCK Lagerbeholdning ekskl. energivarer, byrhverv  
stock =  $\text{stock}.1+0.25*\text{filbx}$
- (111): DEMAND Efterspørgselsudtryk til lagerrelation  
demand =  $\text{fytr}-\text{filbx}+\text{fe}-\text{fmy}-\text{fmt}-\text{fms}-\text{fmbra}-\text{fmav}-\text{fsi}-\text{fyfo}-\text{fyfh}-\text{fyfe}-\text{fyfla}$
- (112): ILBX Byrhvervenes lagerinvestering ekskl. energivarer  
ilbx =  $\text{filbx}*(\text{mkv}*0.48*\text{pmvx}+(1-\text{mkv}*0.48)*\text{pyfbx})$
- (113): FYTRX Indenlandsk vareefterspørgsel  
fytrx =  $\text{fy}+\text{fm}-\text{filbx}-\text{file}-\text{fila}-\text{fyfo}-\text{fyfh}-\text{fmt}-\text{fms}$
- (114): PYTRX Indenlandsk vareefterspørgsel, deflator  
pytrx =  $\text{ytr}/\text{fytrx}$

(115): YTRX            Indenlandsk vareefterspørgsel  
 ytrx                =  $y+m\text{-ilbx}\cdot\text{file}\text{-pila}\cdot\text{fila}\text{-yfo}\text{-yfh}\text{-pmt}\cdot\text{fmt}\text{-pms}\cdot\text{fms}$

### Import

(116): LOGFMVX        Import af varer ekskl. energi, skibe og fly  
 logfmvx            =  $HS+\log(\text{fmvx}.1)$

HS                 =  $1.97801\cdot\text{dlogxfmvxk}\text{-}0.32273\cdot\text{dlog}((\text{pmvx}+\text{tmvx})/\text{mulc})\text{-}$   
 $0.53187\cdot\log(\text{fmvx}.1/\text{xfmvx}.1)\text{-}$   
 $0.26799\cdot\log((\text{pmvx}.1+\text{tmvx}.1)/\text{mulc}.1)\text{+}$   
 $0.55116\cdot(\log(\text{fyfbx}.1)\text{-}0.33\cdot\log(\text{km}.1)\text{-}0.67\cdot\log(\text{qbyx}.1))\text{-}$   
 $6.09052\cdot 0.001\cdot\text{trend}+12.0692$

(117): FMVX            Import af varer ekskl. energi, skibe og fly  
 fmvx                =  $\exp(\log\text{fmvx})$

(118): DLOGXFMVXK    Kortsigtsændring af importefterspørgslen  
 dlogxfmvxk        =  $\text{dlog}(\text{xfmvx}\cdot 0.244269\cdot\text{filbx})$

(119): LOGFMT        Turistudgifter  
 logfmt             =  $\log(\text{fcp}\text{-}\text{fcb}\text{-}\text{fch})$

(120): FMT            Turistudgifter  
 fmt                 =  $\exp(\log\text{fmt})$

(121): XFMVX         Efterspørgselsudtryk for varer ekskl. energi og skibe, import  
 xfmvx              =  $0.16\cdot\text{fcq}+0.24\cdot\text{fcov}+0.033\cdot\text{fch}+0.31\cdot\text{fcb}+$   
 $0.37\cdot(\text{fev}\text{-}\text{feani}\text{-}\text{feveg}\text{-}\text{fekqd}\text{-}\text{feol}\text{-}\text{febra}\text{-}\text{fefsk}\text{-}\text{fepel})+$   
 $0.26\cdot(\text{feani}+\text{feveg}+\text{fekqd}+\text{fefsk}+\text{fepel})+0.038\cdot(\text{feol}+\text{febra})+$   
 $0.13\cdot\text{fib}+0.18\cdot\text{fit}+0.03\cdot\text{file}+0.24\cdot\text{fila}+0.034\cdot\text{fes}+0.48\cdot\text{filbx}+$   
 $0.40\cdot(\text{fipm}+\text{fiom}\text{-}\text{fiy})+0.11\cdot\text{fiy}$

(122): LOGFMBRAK     Import af energi plus dansk energiudvinding  
 logfmbrak         =  $HS+\log(\text{fmbrak}.1)+\text{dlog}(\text{xfmbra})$

HS                 =  $\text{-}0.27102\cdot\text{dlog}(\text{fmbrak}.1/\text{xfmbra}.1)\text{-}$   
 $0.49383\cdot\log(\text{fmbrak}.1/\text{xfmbra}.1)\text{-}$   
 $0.04539\cdot\log(\text{ter}.1\cdot(\text{pmbra}.1+\text{tmbra}.1)/\text{Inio}.1)\text{-}$   
 $12.9899\cdot 0.001\cdot\text{trend}+25.9127$

(123): FMBRAK        Import af energi plus dansk energiudvinding  
 fmbrak             =  $\exp(\log\text{fmbrak})$

- (124): FMBRA            Import af energi  
fmbra                = (fmbra-k-fyfe)
- (125): XFMBRA        Efterspørgselsudtryk for energi, import og BVT  
xfmbra              =  $0.0019*fch+0.0015*fcb+0.016*fcq+0.015*fcov+0.008*fib+$   
                          $0.013*fit+0.0035*(fipm+fiom)+$   
                          $0.014*(feani+feveg+fekqd+fefsk+fepele)+0.66*(feol+febra)+$   
                          $0.0063*(fev-feani-feveg-fekqd-feol-febra-fefsk-fepele)+$   
                          $0.46*file+0.0031*filbx+0.0034*fila+0.042*fes$
- (126): FXE             Produktion, energiudvinding  
fxe                  = kfxe\*fyfe
- (127): LOGFMS        Import af tjenester ekskl. turistudgift  
logfms              =  $-0.05*dlog((pms/mulc))-0.20*0.30*log(pms.1/mulc.1)+$   
                          $0.2*log(fcp)+0.80*logfms.1$
- (128): FMS             Import af tjenester ekskl. turistudgift  
fms                  = exp(logfms)
- (129): FMAV            Import af andre varer  
fmav                =  $fmav.1*((fmx+fmbra+fmy))/(fmx.1+fmbra.1+fmy.1)$
- (130): FMV             Import af varer  
fmv                 = fmbra+fmx+fmy+fmav
- (131): MV              Import af varer  
mv                  =  $fmbra*pmbra+fmx*pmvx+fmy*pmy+0*fmav$
- (132): FM              Import af varer og tjenester  
fm                  = fmbra+fmx+fmy+fnt+fms+fmav
- (133): M                Import af varer og tjenester  
m                    =  $fmbra*pmbra+fmx*pmvx+fmy*pmy+fnt*pnt+fms*pms+0*fmav$

### BNP og indenlandsk efterspørgsel

- (134): FY                BNP i alt  
fy                    =  $fcp+fco+fipm+fipb+fih+fio+filbx+file+fila+fit+fe-fm$
- (135): Y                BNP i alt  
y                    =  $pcp*fcp+pco*fco+pipm*fipm+pipb*fipb+pih*fih+pio*fio+ilbx+$   
                          $pile*file+pila*fila+pit*fit+pe*fe-pm*fm$

- (136): FYTR            Indenlandsk efterspørgsel  
fytr                =  $fy+fm-fe$
- (137): YTR            Indenlandsk efterspørgsel  
ytr                =  $y+m-e$
- (138): YF             BFI  
yf                 =  $y-siaf+sisub-sie$
- (139): LOGFYFH       BVT, boligbenyttelse  
logfyfh           =  $\log(fch)$
- (140): FYFH           BVT, boligbenyttelse  
fyfh               =  $\exp(\logfyfh)$
- (141): YFH            BVT, boligbenyttelse  
yfh                =  $fyfh*pyfh$
- (142): FYFO           BVT, offentlig sektor  
fyfo               =  $fcow+fiov$
- (143): YFO            BVT, offentlig sektor  
yfo                =  $pcow*fcow+iov$
- (144): YFPX           BVT, byerhverv og landbrug  
yfpx               =  $y-(siaf-siqej-siqv-siqam-siquab-siqr)+sisub-siqs-sie-yfo-yfh-fyfe*pyfe$
- (145): PYFPX          BVT, byerhverv og landbrug, deflator  
pyfpx             =  $yfpx/fyfpx$
- (146): YFBX           BVT, byerhverv  
yfbx               =  $yfpx-fyfla*pyfla$
- (147): PYFBX         BVT, byerhverv, deflator  
pyfbx             =  $yfbx/fyfbx$



## Løn og arbejdsudbud

- (148): LOGLNA            Timeløn, industriarbejder  
           loglna            =  $HS + \log(\lna.1)$
- HS              =  $0.17009 * (\text{dlog}(\text{pcp}.2) + \text{dlog}(\text{pcp}.3)) + 0.08486 * \text{dlog}(\text{pyfbx}.3/\text{pcp}.3) -$   
                                $0.23743 * (\text{ul}.1/\text{u}.1) - 0.68049 * \text{dlog}(\text{maxtid}2) + 0.02175 * \log(\text{komp}.1) +$   
                                $0.04347$
- (149): LNA              Timeløn, industriarbejder  
           lna              =  $\exp(\log \lna)$
- (150): KOMP            Gennemsnitlig dækningsgrad for A-dagpenge  
           komp            =  $(1000000 * \text{tyd} / (0.85 * \text{ul})) / ((1 - \text{arbsats}) * \text{maxtid} * \lna * 58.91 / 0.83860)$
- (151): LOGLNF         Månedsløn, industriarbejder  
           loglnf           =  $\log(\text{maxtid}2 * \lna)$
- (152): LNF             Månedsløn, industriarbejder  
           lnf              =  $\exp(\log \lnf)$
- (153): ERHFRK         Erhvervsfrekvens  
           ERHFRK        =  $\exp(HS + \log(\text{erhfrk}.1))$
- HS              =  $0.31082 * \text{dlogbeskfrk} + 0.18922 * (\log(\text{Intren}.1) - \log(\text{erhfrk}.1)) -$   
                                $0.02460 * (\log(\text{erhfrk}.1) - \log((\text{qp}.1 + \text{qo}.1 + \text{qs}.1 + \text{uel}.1 +$   
                                $\text{orlov}.1 + \text{udda}.1) / b1574.1)) + 0.00276$
- (154): DLOGBESKFRK   Ændring i beskæftigelsesfrekvens  
           dlogbeskfrk   =  $\text{dlog}((\text{qp} + \text{qo} + \text{qs} + \text{uel} + \text{orlov} + \text{udda}) / b1574)$
- (155): U                Arbejdsstyrke inkl. efterløn og orlovsmottagere  
           u                =  $\text{erhfrk} * b1574$
- (156): UL              Arbejdsløse  
           ul              =  $u - \text{qs} - \text{qo} - \text{qp} - \text{uel} - \text{orlov} - \text{udda}$
- (157): YW              Lønsum i alt  
           yw              =  $ywby + ywla + ywo$
- (158): LOGYWO        Lønsum, offentlig sektor  
           logywo        =  $\log(0.170572 * \text{qo} * \text{lo} + (0.667 * \text{qo} * \text{atpst}) / 1000000 + \text{typri})$



- (172): LOGPENER      Energivarer, nettoprisindeks  
 logpener      =  $HS + \log(\text{pener}.1)$
- HS      =  $0.39001 * d\log(\text{pmbra} + \text{tmbra}) - 0.10514 * \log(\text{pener}.1) +$   
 $0.04763 * \log(\text{mulc}.1) + 0.05751 * (\log(\text{pmbra}.1 + \text{tmbra}.1)) -$   
 $0.13655 * 0.001 * \text{trend} + 0.31815$
- (173): PENER      Energivarer, nettoprisindeks  
 pener      =  $\exp(\log\text{pener})$
- (174): LOGPOFFYD      Undervisning og kollektiv transport, nettoprisindeks  
 logpoffyd      =  $\log(\text{mkv} * 0.115 * \text{pmvx} + (1 - \text{mkv} * 0.115) * 0.706 * \text{lo} + (1 - \text{mkv} * 0.115) *$   
 $(1 - 0.706) * \text{restx} / 2.124848) + 11.7272 * 0.001 * \text{trend} - 22.5439$
- (175): POFFYD      Undervisning og kollektiv transport, nettoprisindeks  
 poffyd      =  $\exp(\log\text{poffyd})$
- (176): LOGPIMPOR      Import, engrosprisindeks  
 logpimpor      =  $\log(\text{pmvx} + \text{tmvx})$
- (177): PIMPOR      Import, engrosprisindeks  
 pimpor      =  $\exp(\log\text{pimpor})$
- (178): LOGRESTX      Indenlandsk markedsbestemt nettoprisindeks  
 logrestx      =  $HS + \log(\text{restx}.1)$
- HS      =  $0.12827 * d\log(\text{lnio}.1) - 0.37772 * d\log(\text{pimpor}) +$   
 $0.21245 * d\log(\text{pimpor}.1) + 0.08429 * d\log(\text{pimpor}.2) -$   
 $0.03674 * (\log(\text{restx}.1) - \log(\text{mulc}.1)) - 0.86175 * 0.001 * \text{trend} +$   
 $0.02725 * d7734 + 0.01904 * d8081 + 1.76895$
- (179): RESTX      Indenlandsk markedsbestemt nettoprisindeks  
 restx      =  $\exp(\log\text{restx})$
- (180): PCP      Privat forbrug, deflator  
 pcp      =  $(\text{pcq} * \text{fcq} + \text{pcb} * \text{fcb} + \text{pch} * \text{fch} + \text{pmt} * \text{fmt} - \text{pet} * \text{fet}) / \text{fcp}$
- (181): LOGPCH      Boligforbrug, deflator  
 logpch      =  $0.125 * (\log(\text{ncp}) + \log(\text{ncp}.1) + \log(\text{ncp}.2) + \log(\text{ncp}.3) + \log(\text{ncp}.4) +$   
 $\log(\text{ncp}.5) + \log(\text{ncp}.6) + \log(\text{ncp}.7))$

- (182): PCH Boligforbrug, deflator  
pch =  $\exp(\log pch)$
- (183): MKV Importkvote  
mkv =  $((f_{mvx}/x_{fmvx} + f_{mvx.1}/x_{fmvx.1} + f_{mvx.2}/x_{fmvx.2} + f_{mvx.3}/x_{fmvx.3})/4)/1.007832$
- (184): LOGQCQ Privat forbrug ekskl. bilkøb, bolig og nettoturistkøb, deflator ekskl. afgifter  
logqcq =  $\log(0.199*(mkv/0.832)*pimpor + (1-0.199*(mkv/0.832))*(0.3512*restx + 0.0876*pener + 0.1397*pfodev + 0.0367*poffyd - (1-(mkv/0.832)*0.584)*0.03097*qcb/0.224))$
- (185): QCQ Privat forbrug ekskl. bilkøb, bolig og nettoturistkøb, deflator ekskl. afgifter  
qcq =  $\exp(\log qcq)$
- (186): PCQ Privat forbrug ekskl. biler, bolig og nettoturisme, deflator  
pcq =  $(1+btgq*tg)*(qcq+tpkq)$
- (187): LOGQCB Bilkøb, deflator ekskl. afgifter  
logqcb =  $\log(mkv*0.584*pmvx + (1-mkv*0.584)*restx/2.124848) - 0.42683*0.001*trend - 0.12502$
- (188): QCB Bilkøb, deflator ekskl. afgifter  
qcb =  $\exp(\log qcb)$
- (189): PCB Bilkøb, deflator  
pcb =  $(1+btgb*tg)*(1+trb)*qcb$
- (190): PCO Offentligt forbrug, deflator  
pcow =  $(pcow*fcow + piov*fiov + pcov*fcov)/fcow$
- (191): PCOW Offentlig forbrugs løndel, deflator  
pcow =  $ywo/fcow$
- (192): LOGQCOV Offentligt køb af varer og tjenester, deflator ekskl. afgifter  
logqcov =  $\log(mkv*0.3728*pmvx + (1-mkv*0.3728)*(0 + 0.0196/(0.0196 + 0.6076))*(0.5*pmbra + 0.5*pyfe) + (1-mkv*0.3728)*(0.6076/(0.0196 + 0.6076))*restx/2.124848) - 5.08564*0.001*trend + 9.9603$

- (193): QCOV            Offentligt køb af varer og tjenester, deflator ekskl. afgifter  
 qcov                =  $\exp(\log qcov)$
- (194): PCOV            Offentligt køb af varer og tjenester, deflator  
 pcov                =  $(1+btgcov*tg)*(qcov+tpkcov)$
- (195): PIO             Offentlig investering, deflator  
 pio                 =  $(piom*fiom+piob*fiob)/fio$
- (196): LOGPIOB       Offentlig bygge- og anlægsinvestering, deflator  
 logpiob            =  $\log(qib*(1+btgiob*tg))$
- (197): PIOB            Offentlig bygge- og anlægsinvestering, deflator  
 piob                =  $\exp(\log piob)$
- (198): LOGPIOM       Offentlig materielinvestering, deflator  
 logpiom            =  $\log(qim*(1+btgiom*tg))$
- (199): PIOM            Offentlig materielinvestering, deflator  
 piom                =  $\exp(\log piom)$
- (200): PIOV            Offentlig re-investering, deflator  
 piov                =  $\exp(\log piov)$
- (201): LOGPIOV       Offentlig re-investering, deflator  
 logpiov            =  $\log(pio)$
- (202): LOGQIM        Materielinvestering, deflator ekskl. afgifter  
 logqim             =  $H5+\log(qim.1)$
- H5                    =  $0.38118*d\log(pm7)-0.11925*(\log(qim.1)-$   
 $\log(mkv.1*0.473*pm7.1+(1-mkv.1*0.473)*mulc.1/0.618923))-$   
 $1.42020*0.001*trend+2.83683$
- (203): QIM             Materielinvestering, deflator ekskl. afgifter  
 qim                 =  $\exp(\log qim)$
- (204): LOGPIPM       Erhvervs-mæssig materielinvestering, deflator  
 logpipm            =  $\log(qim*(1+btgipm*tg)*(1+tripm))$
- (205): PIPM            Erhvervs-mæssig materielinvestering, deflator  
 pipm                =  $\exp(\log pipm)$

- (206): LOGQIB            Bygge- og anlægsinvestering, deflator ekskl. afgifter  
logqib                    =  $HS + \log(qib.1)$
- HS                        =  $0.16139 * d\log(qib.2) + 0.37125 * d\log(\ln io) +$   
 $0.20541 * d\log(pmvx + tmvx) - 0.07474 * d88q1 - 0.14880 * (\log(qib.1) -$   
 $\log(0.177 * mkv.1 * (pmvx.1 + tmvx.1) / 1.008 +$   
 $(1 - 0.177 * mkv.1) * mulc.1 / 0.618923)) - 0.29153 * 0.001 * trend + 0.58211$
- (207): QIB                Bygge- og anlægsinvestering, deflator ekskl. afgifter  
qib                        =  $\exp(\log qib)$
- (208): LOGPIPB           Erhvervs­mæssig bygge- og anlægsinvestering, deflator  
logpipb                   =  $\log(qib * (1 + btgipb * tg))$
- (209): PIPB                Erhvervs­mæssig bygge- og anlægsinvestering, deflator  
pipb                       =  $\exp(\log pipb)$
- (210): LOGPIH            Boliginvesteringer, deflator  
logpih                    =  $\log(qib * (1 + btgih * tg))$
- (211): PIH                 Boliginvesteringer, deflator  
pih                        =  $\exp(\log pih)$
- (212): PILBX              Byerhvervenes lagerinvesteringer ekskl. energivarer, deflator  
pilbx                     =  $ilbx / filbx$
- (213): PYTR                Indenlandsk efterspørgsel, deflator  
pytr                       =  $ytr / fytr$
- (214): LOGPYFH           BVT bolig­benyttelse, deflator  
logpyfh                   =  $\log(\text{rest}x)$
- (215): PYFH                BVT bolig­benyttelse, deflator  
pyfh                       =  $\exp(\log pyfh)$
- (216): LOGPYFE           BVT energiudvinding, deflator  
logpyfe                   =  $\log(\text{pmbra})$
- (217): PYFE                BVT energiudvinding, deflator  
pyfe                       =  $\exp(\log pyfe)$
- (218): LOGPYFLA         BVT landbrug, deflator  
logpyfla                  =  $0.07 * \log(\text{peveg}) + 1.30 * \log(\text{peani}) - 0.37 * \log(\text{pmvx})$

- (219): PYFLA            BVT landbrug, deflator  
 pyfla                =  $\exp(\log\text{pyfla})$
- (220): LOGPMVX        Vareimport ekskl. energi og skibe, deflator  
 logpmvx             =  $\text{HS} + \log(\text{pmvx}.1)$
- HS                    =  $0.80575 * \text{dlog}(\text{pmudl}) + 0.53110 * \text{dlog}(1/\text{efkrks}) +$   
 $0.27601 * \text{dlog}(\text{mulc}) - 0.22858 * (\log(\text{pmvx}.1) -$   
 $(0.863928 * \log(\text{pmudl}.1/\text{efkrks}.1) + 0.136072 * \log(\text{mulc}.1) -$   
 $0.162593 * 0.001 * \text{trend}) - 0.02648 * \text{dum761} + 1.00874$
- (221): PMVX            Vareimport ekskl. energi og skibe, deflator  
 pmvx                 =  $\exp(\log\text{pmvx})$
- (222): LOGPM7        Import af materiel, deflator  
 logpm7              =  $\log(\text{pmvx})$
- (223): PM7             Import af materiel, deflator  
 pm7                  =  $\exp(\log\text{pm7})$
- (224): LOGPMBRA      Energiimport, deflator  
 logpmbra            =  $\text{HS} + \log(\text{pmbra}.1)$
- HS                    =  $0.16540 * \text{dlog}(\text{pmbra}.1) + 0.53880 * \text{dlog}(\text{praoli} * \text{eusd}) -$   
 $0.43634 * \log(\text{pmbra}.1) + 0.39036 * \log(\text{praoli}.1 * \text{eusd}.1) +$   
 $0.04598 * \log(\text{lonudl}.1/\text{efkrks}.1) - 1.62170$
- (225): PMBRA          Energiimport, deflator  
 pmbra                =  $\exp(\log\text{pmbra})$
- (226): LOGPMT        Turistudgifter, deflator  
 logpmt              =  $\log(\text{lonudl}/\text{efkrks})$
- (227): PMT             Turistudgifter, deflator  
 pmt                  =  $\exp(\log\text{pmt})$
- (228): LOGPMS        Import af tjenester ekskl. turistudgifter, deflator  
 logpms              =  $\log\text{pes}$
- (229): PMS             Import af tjenester ekskl. turistudgifter, deflator  
 pms                  =  $\exp(\log\text{pms})$

(230): PM Import af varer og tjenester, deflator  
 pm =  $m/fm$

(231): PMV Vareimport, deflator  
 pmv =  $mv/fmv$

### Offentlig efterspørgsel og transferering

(232): FCO Offentligt forbrug  
 fco =  $fcov+fcow+fiov$

(233): IOV Offentlig re-investering  
 iov =  $fiov*piov$

(234): FIO Offentlige investeringer  
 fio =  $fiom+fioB$

(235): LOGQO Offentlig sektor, beskæftigelse  
 logqo =  $\log(fcov/otime)$

(236): QO Offentlig sektor, beskæftigelse  
 qo =  $\exp(\logqo)$

(237): LOGLO Månedsløn, offentlig sektor  
 loglo =  $\log((\lnf.4+\lnf.5+\lnf.6+\lnf.7)/4)$

(238): LO Månedsløn, offentlig sektor  
 lo =  $\exp(\loglo)$

(239): LOGTYD Arbejdsløshedsunderstøttelse  
 logtyd =  $\log(0.000001*312*dagst*ul)$

(240): TYD Arbejdsløshedsunderstøttelse  
 tyd =  $\exp(\logtyd)$

(241): LOGDAGST Dagpengesats  
 logdagst =  $\log((1-arbsats)*((\lnf.4+\lnf.5+\lnf.6+\lnf.7)/4))$

(242): DAGST Dagpengesats  
 dagst =  $\exp(\logdagst)$

(243): LOGTYE Efterløn og overgangsydelse  
 logtye =  $\log(dagst*uel+dtye)$



(244): TYE	Efterløn og overgangsydelse
tye	= $\exp(\log\text{tye})$
(245): LOGTYO	Orlovsydelse
logtyo	= $\log(\text{dagst}*\text{orlov}+\text{dtyo})$
(246): TYO	Orlovsydelse
tyo	= $\exp(\log\text{tyo})$
(247): LOGTYP	Pensioner mv.
logtyp	= $\log((\text{Inf.4}+\text{Inf.5}+\text{Inf.6}+\text{Inf.7})/4)$
(248): TYP	Pensioner mv.
typ	= $\exp(\log\text{typ})$
(249): ASKAT	A-skat
askat =	$\text{bsd}a*(\text{yw}+\text{tyd}+\text{tye}+\text{tyo}+\text{typ}+\text{typi}-\text{sbid}-\text{sdu}-\text{topl}-\text{topk}-$ $(\text{b1574}/1000)*\text{pfrd})$
(250): LOGPFRD	Personfradrag
logpfrd	= $\log(\text{yw}+\text{tye}+\text{tyd}+\text{tyo}+\text{typ}+\text{typi}-\text{sbid}-\text{sdu}-\text{topl}-\text{topk})-\log(\text{b1574}/1000)$
(251): PFRD	Personfradrag
pfrd	= $\exp(\log\text{pfrd})$
(252): DDSK	B-skat mv.
ddsk	= $\text{HS}/(1-0.25*0.3*\text{bsd}a)$
HS	= $\text{bsd}a*0.25*0.3*(\text{ydp}-\text{ipv}-\text{ydm}a+\text{ydp.1}-\text{ipv.1}-\text{ydm}a.1+\text{ddsk.1}+$ $\text{ydp.2}-\text{ipv.2}-\text{ydm}a.2+\text{ddsk.2}+\text{ydp.3}-\text{ipv.3}-\text{ydm}a.3+\text{ddsk.3})$
(253): SDS	Selskabsskat
sds	= $\text{tax}*(0.7*(\text{yfbx}-\text{ywby})+\text{fyfe}*\text{pyfe}-0.7*\text{ipv})$
(254): SDU	Arbejdsmarkedsbidrag "bruttoskat" (før 1994: AUD)
sdu	= $(\text{qp}+\text{qo})*\text{tdu}+\text{arbsats}*1.1*\text{yw}$
(255): SD	Direkte skatter i alt
sd	= $\text{askat}+\text{ddsk}+\text{rof}+\text{sds}+\text{sdv}+\text{sak}+\text{sdr}+\text{sdu}$
(256): YDMAS	Disponibel masseindkomst (løn plus transfereringer)
ydm}as	= $\text{yw}-\text{sbid}+\text{tye}+\text{tyd}+\text{tyo}+\text{typ}+\text{typi}-\text{askat}-\text{rof}-\text{sdu}$

- (257): SBID Sociale bidrag  
 sbid =  $qo \cdot atpo / 1000000 + (1.17 \cdot albm \cdot (fors + uel \cdot dumuel) + atpst \cdot 0.89 \cdot (qp + ul \cdot dumul) + atpm \cdot qo) / 1000000 + (alba \cdot (0.89 \cdot qp - 145) + atpa \cdot 0.89 \cdot (qp + ul \cdot dumul)) / 1000000 + atpsats \cdot yw + invb + typr$
- (258): SIAF Indirekte skatter i alt  
 siaf =  $sig + sir + pkafg + (1 - deusim) \cdot sim + siqv + siqej + siqam + siquab + siqr$
- (259): LOGSISUB Subsidiar  
 logsisub =  $\log(yfpx)$
- (260): SISUB Subsidiar  
 sisub =  $\exp(\logsisub)$
- (261): LOGSIQS Subsidiar knyttet til produktion  
 logsiqs =  $\log(yfpx)$
- (262): SIQS Subsidiar knyttet til produktion  
 siqs =  $\exp(\logsiqs)$
- (263): SIE Indirekte skatter minus subsidier, vis-à-vis EU  
 sie =  $deusim \cdot sim - sisubex$
- (264): SIG Moms  
 sig =  $btgq \cdot tg \cdot fcq \cdot pcq / (1 + btgq \cdot tg) + btgh \cdot tg \cdot fch \cdot pch / (1 + btgh \cdot tg) + btgb \cdot tg \cdot fcb \cdot pcb / ((1 + btgb \cdot tg) \cdot (1 + trb)) + btgybx \cdot tg \cdot yfbx + btgyh \cdot tg \cdot yfh + btgiom \cdot tg \cdot fiom \cdot piom / (1 + btgiom \cdot tg) + btgiob \cdot tg \cdot fiob \cdot piob / (1 + btgiob \cdot tg) + btgih \cdot tg \cdot fih \cdot pih / (1 + btgih \cdot tg) + btgipm \cdot tg \cdot fipm \cdot pipm / ((1 + btgipm \cdot tg) \cdot (1 + tripm)) + btgipb \cdot tg \cdot fipb \cdot pipb / (1 + btgipb \cdot tg) + btgcov \cdot tg \cdot fcov \cdot pcov / (1 + btgcov \cdot tg)$
- (265): SIR Registreringsafgift  
 sir =  $trb \cdot fcb \cdot pcb / (1 + trb) + tripm \cdot fipm \cdot pipm / (1 + tripm)$
- (266): PKAFG Punktafgifter  
 pkafg =  $tpkybx \cdot yfbx + tpkq \cdot fcq + tpcov \cdot fcov$
- (267): LOGSIQJ Ejendomsskatter  
 logsiqj =  $\log(kp.4 \cdot fwh.4)$

(268):	SIQEJ	Ejendomsskatter
	siqej	= $\exp(\text{logsiqej})$
(269):	LOGSIQAM	Afgift på lønsum
	logsiqam	= $\log(\text{qftj} \cdot \text{lo})$
(270):	SIQAM	Afgift på lønsum
	siqam	= $\exp(\text{logsiqam})$
(271):	LOGSIQUAB	Andre arbejdsmarkedsbidrag, rubriceret som afgift
	logsiquab	= $\log(\text{qp} + \text{qo})$
(272):	SQUAB	Andre arbejdsmarkedsbidrag, rubriceret som afgift
	siquab	= $\exp(\text{logsiquab})$
(273):	SIM	Told
	sim	= $\text{tmbra} \cdot \text{fmbra} + \text{tmvx} \cdot \text{fmvx} + \text{tmy} \cdot \text{fmy}$
(274):	LOGFSI	Indirekte skatter netto, faste priser
	logfsi	= $\log(0.4600 \cdot \text{fcb} + 0.2240 \cdot \text{fcq} + 0.0063 \cdot \text{fch} + 0.2290 \cdot \text{fcov} + 0.1400 \cdot (\text{fih} + \text{fio}) - 0.1070 \cdot \text{feani} + 0.0170 \cdot \text{fy})$
(275):	FSI	Indirekte skatter netto, faste priser
	fsi	= $\exp(\text{logfsi})$

### Finanspolitisk reaktion

(276):	tpkq	Afgiftssats, forbrug ekskl. biler, bolig og nettoturisme
	tpkq	= $\text{tpkq}.1 \cdot (1 - 0.5 \cdot \text{tfon}.1 / \text{y}.1 - 0.5 \cdot \text{diff}(\text{tfon}.1 / \text{y}.1) + 0.5 \cdot \text{diff}(\text{diff}(\text{tfon}.1 / \text{y}.1)))$

### Privat indkomst

(277):	YDP	Privat disponibel indkomst
	ydp	= $\text{pind} - \text{pudg} + \text{pcp} \cdot \text{fcp} + \text{pipb} \cdot \text{fipb} + \text{fipm} \cdot \text{pipm} + \text{pih} \cdot \text{fih} + \text{file} \cdot \text{pile} + \text{fila} \cdot \text{pila} + \text{ilbx} + \text{fit} \cdot \text{pit} + \text{sak} - \text{tkon} - \text{tken}$
(278):	PIND	Privat indtægt i alt
	pind	= $\text{tyd} + \text{tye} + \text{tyo} + \text{typ} + \text{typi} + (\text{tkon} - \text{tiov}) + \text{sisub} + \text{jten} + \text{tken} - \text{sie} - \text{tion} + \text{tien} + \text{y} - \text{iov}$

(279): PUDG Privat udgift i alt  
 pudg =  $\text{siaf} + \text{sbid} + \text{sd} + \text{toi} + \text{pcp} * \text{fcp} + \text{pipb} * \text{fipb} + \text{fipm} * \text{pipm} + \text{pih} * \text{fih} + \text{file} * \text{pile} + \text{fila} * \text{pila} + \text{ilbx} + \text{fit} * \text{pit}$

(280): TFPN Privat fordrings erhvervelse  
 tfpn =  $\text{pind} - \text{pudg}$

### Udland, saldo og nettogæld

(281): TFEN Udenlandsk fordrings erhvervelse  
 tfen =  $\text{e} - \text{m} + \text{tien} + \text{ten}$

(282): TEN Transferering netto fra udland ekskl. formueindkomst  
 ten =  $\text{tenoi} - \text{tenou} - \text{sie} + \text{jten} + \text{tken}$

(283): TIEN Formueindkomst fra udland netto  
 tien =  $-\text{ibz} * (\text{kursg} / \text{kursg}.1) * \text{fbzk}.1 - (\text{kvusd}.2 * \text{iUSD}.1 + \text{kvdem}.2 * \text{ibodem}.1) * ((\text{fqqfk}.1 - \text{fbzk}.1) * (\text{efkrks} / \text{efkrks}.1) ** .5)$

(284): ENL Betalingsbalance, Danmark, Færøerne og Grønland  
 enl =  $\text{tfen} + \text{kobal} - \text{tken}$

(285): FQQF Udenlandsk gæld  
 fqf =  $\text{fqf}.1 - 0.25 * \text{enl}$

(286): FQQFK Udenlandsk gæld, markedsværdi  
 fqf =  $\text{HS} + \text{fbzk}$

HS =  $(\text{fqf}.1 - \text{fbzk}.1) * (\text{efkrks}.1 / \text{efkrks}) + \text{diff}(\text{fqf} - \text{fbzz})$

(287): FLOGK Udenlandsk lån til stat, markedsværdi  
 flogk =  $\text{flogk}.1 * (\text{efkrks}.1 / \text{efkrks}) + \text{diff}(\text{flog})$

(288): FLOLK Udenlandsk lån til kommuner, markedsværdi  
 flok =  $\text{flok}.1 * (\text{efkrks}.1 / \text{efkrks}) + \text{diff}(\text{flok})$

(289): FBZZ Udenlandsk beholdning af danske obligationer  
 fbzz =  $\text{fbzz}.1 + \text{diff}(\text{fqf})$

### Offentlig sektor, saldo og nettogæld

(290): OIND Offentlige indtægter i alt  
 oind =  $\text{siaf} + \text{sbid} + \text{sd} + \text{toi} + \text{tenoi} + \text{tion} + \text{ioV}$

(291):	OU DG oudg	Offentlige udgifter i alt = tyd+tye+tyo+typ+typi+tenou+(tkon-tiov)+sisub+pco*fco+pio*fio
(292):	TFON tfon	Offentlig fordringserhvervelse = oind-oudg
(293):	TIOV tiov	Overskud af offentlige virksomheder = -(imm*bqqn.1)-(idi-0.02)*glon.1+ibz*(kurss/kurss.1)*nbzk.1
(294):	IUDLG iudlg	Gennemsnitlig rente på statens udenlandske gæld = kvdem*ibodem+(1-kvdem)*iusd
(295):	TION tion	Offentlig renteindtægt, netto = ibz*(kurss/kurss.1)*(gbzk.1+lbzk.1+obzk.1)+idp*ldeb.1+ (idi-0.02)*glon.1-0.7*dren-ibz*(kursg/kursg.1)*(bzgk.1+bzlk.1)- ilo*blol.1-ilo*alol.1-iudlg*((flogk.1+flok.1)*(efkrks.1/efkrks)**0.5)
(296):	ZBZG zbzg	Statens obligationsgæld = zbzg.1-(0.25*tfon-diff(lqql+obzz+oasf))+diff(gqqq+gbzz)
(297):	UBZZ ubzz	Obligationsudbud = zbzg+zbzl-gbzz-lbzz-obzz-nbzz-hbzz-abzz-sbzz-rbzz

### Finansielle variable i øvrigt

(298):	NBZK nbzk	Nationalbankens obligationsbeholdning, markedsværdi = nbzk.1*(kurss/kurss.1)+nbzz-nbzz.1
(299):	GBZK gbzk	Statens obligationsbeholdning, markedsværdi = gbzk.1*(kurss/kurss.1)+gbzz-gbzz.1
(300):	LBZK lbzk	Kommuners obligationsbeholdning, markedsværdi = lbzk.1*(kurss/kurss.1)+lbzz-lbzz.1
(301):	BZGK bzgk	Offentlig obligationsgæld, markedsværdi = bzgk.1*(kursg/kursg.1)+zbzg-zbzg.1
(302):	BZLK bzlk	Kommuners obligationsgæld, markedsværdi = bzlk.1*(kursg/kursg.1)+zbzl-zbzl.1
(303):	FBZK fbzk	Udenlandsk beholdning af danske obligationer, markedsværdi = fbzk.1*(kursg/kursg.1)+fbzz-fbzz.1

- (304): PDB Pengemængde  
 pdb =  $HS \cdot pytr$
- HS =  $18.69611 + (-(-47.61801 - 312.686 - 596.237) \cdot idp - 596.237 \cdot ilo - 312.686 \cdot ibz - 47.61801 \cdot (ibodem + dk) - (0 - 0.110428 - 0.286799) \cdot fytr) \cdot (1 - 0.711076) - 10.61215 \cdot sea1 - 1.119519 \cdot sea2 - 9.074269 \cdot sea3 + 0.06355 \cdot ww / pytr + 0 \cdot aipb / pytr + 0 \cdot aihb / pytr + 0.711076 \cdot (pdb \cdot 1 - 0.06355 \cdot ww \cdot 1 - 0 \cdot aipb \cdot 1 - 0 \cdot aihb \cdot 1) / pytr$
- (305): BLOP Bankers lån til privat ikke-finansiel sektor  
 blop =  $HS \cdot pytr$
- HS =  $-37.10313 + (-596.237 \cdot idp - (-596.237 + 0 - 5.297777) \cdot ilo + 0 \cdot ibz - 5.297777 \cdot (ibodem + dk) + 0 \cdot fytr) \cdot (1 - 0.711076) + 4.409238 \cdot sea1 - 1.131977 \cdot sea2 + 4.140806 \cdot sea3 + 0.382773 \cdot ww / pytr - 0.793374 \cdot aipb / pytr + 0.398212 \cdot aihb / pytr + 0.711076 \cdot (-blop \cdot 1 - 0.382773 \cdot ww \cdot 1 + 0.793374 \cdot aipb \cdot 1 - 0.398212 \cdot aihb \cdot 1) / pytr$
- (306): PBZZ Privates obligationsbeholdning  
 pbzz =  $HS \cdot pytr + zbzr$
- HS =  $14.60070 + (-312.686 \cdot idp + 0 \cdot ilo - (-312.686 + 0 - 33020.6473) \cdot ibz - 33020.6473 \cdot (ibodem + dk) - 0.286799 \cdot fytr) \cdot (1 - 0.711076) + 5.040692 \cdot sea1 + 1.602059 \cdot sea2 + 2.272909 \cdot sea3 + 0.398633 \cdot ww / pytr - 0.087746 \cdot aipb / pytr + (-1 - 0 - 0.398212 - 0) \cdot aihb / pytr + 0.711076 \cdot (pbzz \cdot 1 - zbzr \cdot 1 - 0.398633 \cdot ww \cdot 1 + 0.087746 \cdot aipb \cdot 1 - (-1 - 0 - 0.398212 - 0) \cdot aihb \cdot 1) / pytr$
- (307): FLP Udenlandsk lån til privat ikke-finansiel sektor  
 flp =  $HS \cdot pytr$
- HS =  $- (18.69611 - 37.10313 + 14.60070) + (-47.61801 \cdot idp - 5.297777 \cdot ilo - 33020.6473 \cdot ibz - (-47.61801 - 33020.6473 - 5.297777) \cdot (ibodem + dk) - 0.110428 \cdot fytr) \cdot (1 - 0.711076) - (-10.61215 + 4.409238 + 5.040692) \cdot sea1 - (-1.119519 - 1.131977 + 1.602059) \cdot sea2 - (-9.074269 + 4.140806 + 2.272909) \cdot sea3 + (1 - 0.06355 - 0.382773 - 0.398633) \cdot ww / pytr + (-1 - 0 + 0.793374 + 0.087746) \cdot aipb / pytr + 0 \cdot aihb / pytr + 0.711076 \cdot (-flp \cdot 1 - (1 - 0.06355 - 0.382773 - 0.398633) \cdot ww \cdot 1 - (-1 - 0 + 0.793374 + 0.087746) \cdot aipb \cdot 1 - 0 \cdot aihb \cdot 1) / pytr$

- (308): ZBZR Privates obligationsgæld  
 zbzr =  $-(HS \cdot pytr - 0.087746 \cdot aipb - 1.3982 \cdot aihb + 0.711076 \cdot (-zbzr.1 + 0.087746 \cdot aipb.1 - 1.3982 \cdot aihb.1))$
- HS =  $437.091 \cdot (ilo - ibz) - 4.01653 \cdot sea1 + 4.60113 \cdot sea2 + 4.48229 \cdot sea3 + 195.984$
- (309): WWX Akkumuleret fordringserhvervelse plus akkumuleret investering, privat sektor  
 wwz =  $wwx.1 + 0.25 \cdot (tfpn - dalo) - diff(rbzz + hbzz + sbzz + pdsb + plob + bqqb - alop - glop)$
- (310): AIHB Akkumulerede boliginvesteringer  
 aihb =  $fwz \cdot kp$
- (311): AIPB Akkumulerede private erhvervsinvesteringer  
 aipb =  $km \cdot pipm + kb \cdot pipb$
- (312): WW Akkumuleret fordringserhvervelse, privat sektor  
 ww =  $wwz + aipb + aihb$
- (313): PCUN Privat sektors beholdning af sedler og mønt  
 pcun =  $28.9109 \cdot 0.001 \cdot ytr$
- (314): ABZZ Livsforsikringselskaber mv., obligationsbeholdning  
 abzz =  $abzz.1 + 0.25 \cdot dalo - diff(alop + alol)$
- (315): LOGTOPK Bidrag, pensionsordninger  
 logtopk =  $\log(ydp)$
- (316): TOPK Bidrag, pensionsordninger  
 topk =  $\exp(\logtopk)$
- (317): LOGTOPL Livsforsikringspræmier  
 logtopl =  $\log(ydp)$
- (318): TOPL Livsforsikringspræmier  
 topl =  $\exp(\logtopl)$
- (319): TILKN Renteindtægt til pensions- og livsforsikringsordninger  
 tilkn =  $ibz \cdot (kurss / kurss.1) \cdot abzk.1 + ilo \cdot alop.1$

(320):	DALO dalo	Pensionsopsparing = topl+topk+tilkn-sdr
(321):	BBZZ bbzz	Bankers obligationsbeholdning = ubzz-fbzz-pbzz+zbzr
(322):	BQQN bqqn	Bankers nettostilling vis-à-vis Danmarks Nationalbank = bwwb-bbzz-bvrf
(323):	BQQF bqqf	Bankers øvrige udenlandske aktiver = bvrf+flob
(324):	BWWB bwwb	Bankers placeringspotentiale (obligationer + Danmarks Nationalbanks nettostilling) = bqqb-(bqqq+blop+blol+bcun)+(pdb-pcun+pdsb+ldeb+plob)
(325):	BCUN bcun	Bankers sedler og mønt = $7.52394 \cdot 0.001 \cdot (pdb-pcun+pdsb+ldeb)$
(326):	FLOB flob	Udenlandsk ansvarlig indskudskapital = $0.08 \cdot (blop+0.5 \cdot bqqf) - plob$
(327):	PLOB plob	Privates ansvarlig bankindskud = $0.08 \cdot (blop+0.5 \cdot bqqf)$
(328):	IDP idp  HS	Indlånsrente = HS+idp.1  = $0.26725 \cdot \text{diff}(\text{idp}.1) + 0.15488 \cdot \text{diff}(\text{imm}) - 0.15721 \cdot \text{coidp}.1 - 0.00039$
(329):	COIDP coidp  HS	Residual i langsigtrelation, indlånsrente = idp-HS  = $0.30308 \cdot \text{ibz} + 0.15021 \cdot (1 - \text{drad}) \cdot \text{imm} + 0.77473 \cdot \text{drad} \cdot \text{idi} + 0.41384 \cdot (1 - \text{drad}) \cdot \text{idi} - 0.02904 \cdot \text{drad} - 0.00987$
(330):	ILO ilo  HS	Udlånsrente = HS+ilo.1  = $0.27689 \cdot \text{diff}(\text{ilo}.1) + 0.13890 \cdot \text{diff}(\text{imm}) - 0.17598 \cdot \text{coilo}.1 - 0.00061$



- (331): COILO            Residual i langsigsrelation, udlånsrente  
 coilo                = ilo-HS
- HS                    =  $0.33457*ibz+0.22356*(1-dral)*imm+0.86251*dral*idi+$   
 $0.17997*(1-dral)*idi-0.04724*dral-0.00331*renteml+$   
 $0.07017*omkostled-0.09337$
- (332): OMKOSTLED    Omkostningsled, hjælpevariabel i udlånsrelationen  
 omkostled        =  $qftj*lo/(pdb-pcun+pdsb+ldeb+blp+blol)$
- (333): NVRF            Officiel valutareserve  
 nvrf                =  $-fqf-bvrf-glof+fbzz+flp-oasf+flog+flol$
- (334): GLON            Statens konto hos Nationalbanken  
 glon                =  $gqqg-gqqq-gbzz-gas+zbzg+flog-glop-glof$
- (335): GQQG            Statens akkumulerede netto udlån  
 gqqg                =  $gqqg.1+0.25*tfon-diff(lqql+obzz+oasf)$
- (336): LQQL            Kommuner, akkumuleret budgetsaldo  
 lqql                =  $lbzz+ldeb+lqqq-blol-zbzl-flol$



---

## Variabelliste

---

Navngivningen af Monas variable er inspireret af den standard, der gælder for Danmarks Statistiks makroøkonomiske model Adam. Det vil fx sige, at variable i faste priser starter med et f, mens deflatorer starter med et p. Fx hedder privat forbrug i faste priser  $f_{cp}$  ligesom i Adam, idet c indikerer forbrug og p privat. Den tilhørende forbrugsdeflator hedder  $pcp$ . Mona er en mindre model end Adam og har ikke samme grad af sektoropdeling, hverken hvad angår antal erhverv eller kategorier. Fx er der ingen systematisk angivelse af produktionsværdi og råvareforbrug i Mona.

Mona har fem erhverv. Bruttoværditilvæksten i faste priser er opsplittet på landbrug, fyfla, energi- og anden råvareudvinding, fyfe, byerhverv, fyfbx, boligbenyttelse, fyfh, og offentlig sektor, fyfo.

Der anvendes standardbetegnelserne

- c Forbrug
- e Eksport
- i Investering
- m Import
- q Beskæftigelse
- s Skat
- t Overførsel
- u Arbejdsstyrke
- y Værditilvækst, indkomst
- i Rentesats
- l Lønsats
- p Pris
- f Fast pris

Foranstillet log på modellens variable angiver logaritmisk værdi. Alle listens variable er for nemheds skyld uden foranstillet log.

I variabellisten er værdivariable og befolkningsvariable markeret med henholdsvis kr. og personer. Endogene variable er markeret med et E og nummeret på den ligning, der er normaliseret på variabelen.

## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
abzk:	Livsforsikringsselskaber mv., obligationsbehold. markedsværdi	Mia kr.	E	(57)
abzz:	Livsforsikringsselskaber mv., obligationsbeholdning	Mia kr.	E	(314)
afsg:	Afdragsrate, statsobligationer		X	
afsr:	Afdragsrate, realkreditobligationer		X	
aih:	Akkumulerede netto-boliginvesteringer	Mia 95-kr.	E	(70)
aihb:	Akkumulerede boliginvesteringer	Mia kr.	E	(310)
aipb:	Akkumulerede private erhvervsinvesteringer	Mia kr.	E	(311)
alba:	Arbejdsgiverbidrag, arbejdsløshedsforsikring	Kr.	X	
albm:	Lønmodtagerbidrag, arbejdsløshedsforsikring	Kr.	X	
alol:	Livsforsikringsselskaber mv. lån til kommuner	Mia kr.	X	
alop:	Livsforsikringsselskaber mv. lån til privat sektor	Mia kr.	X	
arblos2:	Arbejdsløshedsled I forbrugsfunktion		E	(50)
arbsats:	Generelt arbejdsmarkedsbidrag ("bruttoskat")		X	
askat:	A-skat	Mia kr.	E	(249)
atpa:	ATP-bidrag, private arbejdsgivere	Kr.	X	
atpm:	ATP-bidrag, offentligt ansatte	Kr.	X	
atpo:	ATP-bidrag, offentlige arbejdsgivere	Kr.	X	
atpsats:	DSP bidrag		X	
atpst:	ATP bidrag	Kr.	X	
b1574:	Befolkning 15-74 år	1000 personer	X	
bbzz:	Bankers obligationsbeholdning	Mia kr.	E	(321)
bcun:	Bankers sedler og mønt	Mia kr.	E	(325)
blol:	Bankers lån til kommuner	Mia kr.	X	
blop:	Bankers lån til private ikke-finansielle sektor	Mia kr.	E	(305)
bqqb:	Bankers "balanceafstemning"	Mia kr.	X	
bqqf:	Bankers øvrige udenlandske aktiver	Mia kr.	E	(323)
bqqn:	Bankers nettostilling vis-à-vis DN	Mia kr.	E	(322)
bqqq:	Bankers øvrige aktiver	Mia kr.	X	
bsda:	Gennemsnitlig A-skattesats		X	
btgb:	Moms belastningsfaktor, bilkøb		X	
btgcov:	Moms belastningsfaktor, Offentligt forbrug		X	
btgh:	Moms belastningsfaktor, boligbenyttelse		X	
btgih:	Moms belastningsfaktor, boliginvesteringer		X	
btgiob:	Moms belastningsfaktor, offentlige byggeinvesteringer		X	
btgiop:	Moms belastningsfaktor, offentlige materielinvesteringer		X	
btgipb:	Moms belastningsfaktor, private bygge- og anlægsinvesteringer		X	
btgipm:	Moms belastningsfaktor, private materielinvesteringer		X	
btgq:	Moms belastningsfaktor, forbrug ekskl. biler, boligbenyttelse og turistbalance		X	
btgybx:	Moms belastningsfaktor, byerhvervenes BVT		X	
btgyh:	Moms belastningsfaktor, boligbenyttelse		X	
bvrf:	Bankers nettostilling vis-à-vis udland	Mia kr.	X	
bwwb:	Bankers placeringspotentiale (obligationer + DN nettostilling)	Mia kr.	E	(324)
bzgz:	Offentlig obligationsgæld, markedsværdi	Mia kr.	E	(301)
bzlk:	Kommuner obligationsgæld, markedsværdi	Mia kr.	E	(302)
cofcb:	Residual i langsigtrelation, bilkøb		E	(65)
coidp:	Residual i langsigtrelation, indlånsrente		E	(329)
coilo:	Residual i langsigtrelation, udlånsrente		E	(331)
cub:	User cost, bygge- og anlægskapital		E	(103)
cum:	User cost, materiel		E	(83)
d76q1:	Dummy, logkp 1. kvartal 1976		X	
d7734:	Dummy, logfcp 3. og 4. kvartal 1977		X	
d79q1:	Dummy, logkp 1. kvartal 1979		X	
d8081:	Dummy, logrestx 2. og 3. kvartal 1980		X	
d88q1:	Dummy, logqib 1. kvartal 1980		X	
dagl:	Gennemsnitløn	Mio kr.	E	(59)

## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
dagp:	Gennemsnitlig arbejdsløshedsunderstøttelse	Mio kr.	E	(60)
dagst:	Dagpengesats	Kr.	E	(242)
dalo:	Pensionsopsparing	Mia kr.	E	(320)
db:	Afskrivningsrate for bygge- og anlægskapital		X	
ddsk:	B-skat mv.	Mia kr.	E	(252)
demand:	Efterspørgselsudtryk til lagerrelation	Mia 95-kr.	E	(111)
demografi:	Demografisk led til imputeret pensionsværdi		X	
deusim:	EU-told dummy i siaf-relation		X	
dk:	Forventet dkk/dem ændring		X	
dkpbw:	Dummy i dkpe		X	
dkpe:	Forventet husprisændring		E	(74)
dlogpct:	Inflationsled i forbrugsfunktion		E	(43)
dm:	Afskrivningsrate for materiel		X	
dmims:	Dummy, forbrugsfunktion, midlertidig moms reduktion 4. kv. 1975 - 1. kv. 1976		X	
dpc:	Forventet ændring i nettoprisindeks		E	(86)
dpce:	Forventet forbrugerprisændring		E	(75)
dpcpw:	Dummy i dpce relation		X	
dpybw:	Dummy i dpyfbxe relation		X	
dpyfbxe:	Forventet ændring i deflator for byerhverv		E	(84)
drad:	Dummy indlånsrente, indlånsrenteaf tale		X	
dral:	Dummy udlånsrente, udlånsrenteaf tale		X	
dren:	Rentebetalinger på kroneobligationer, nettoindtægt fra udland		X	
dtye:	Hjælpevariabel, efterløn		X	
dtyo:	Hjælpevariabel, orlovsydelse		X	
dum761:	Dummy i logpmvx relation		X	
dum903:	Dummy i logfeind relation, genforening		X	
dumdp:	Dummy for indeksering af afskrivningsregler		X	
dumuel:	Dummy ATP-bidrag, efterlønsmodtagere		X	
dumul:	Dummy ATP-bidrag, arbejdsløse		X	
e:	Eksport af varer og tjenester	Mia kr.	E	(17)
efkrks:	Effektiv krone		X	
elop:	Eksportfinansieringsfond lån til private	Mia kr.	X	
enl:	Betalingsbalance	Mia kr.	E	(284)
erhfrk:	Erhvervsfrekvens		E	(153)
eusd:	Krone/dollar kurs		X	
ev:	Eksport af varer	Mia kr.	E	(15)
fbzk:	Udenlandsk beholdning af danske obligationer, markedsværdi	Mia kr.	E	(303)
fbzz:	Udenlandsk beholdning af danske obligationer	Mia kr.	E	(289)
fc:	Bilkøb	Mia 95-kr.	E	(64)
fch:	Boligforbrug	Mia 95-kr.	E	(62)
fco:	Offentligt forbrug	Mia 95-kr.	E	(232)
fcov:	Offentligt forbrug (køb af varer og tjenester)	Mia 95-kr.	X	
fcow:	Offentligt forbrug (BVT I offentlig sektor, mest løn)	Mia 95-kr.	X	
fc:	Privatforbrug	Mia 95-kr.	E	(42)
fcq:	Rest af privatforbrug	Mia 95-kr.	E	(66)
fe:	Eksport af varer og tjenester	Mia 95-kr.	E	(16)
feani:	Animalsk landbrugseksport	Mia 95-kr.	E	(4)
feav:	Eksport af andre varer	Mia 95-kr.	E	(13)
febra:	Eksport af energivarer	Mia 95-kr.	X	
fefsk:	Eksport af fisk mv.	Mia 95-kr.	X	
feind:	Industrieksport	Mia 95-kr.	E	(2)
fekqd:	Eksport af kød- og mælkekonserver	Mia 95-kr.	E	(6)
feol:	Bunkring indtægt	Mia 95-kr.	X	
fepel:	Eksport af skind	Mia 95-kr.	X	
fes:	Eksport af tjenester (udover turistindtægt)	Mia 95-kr.	E	(10)

## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
fet:	Turistindtægt	Mia 95-kr.	E	(12)
feu:	Marked for industrieksport, indeks		X	
fev:	Eksport af varer	Mia 95-kr.	E	(14)
feveg:	Vegetabilsk landbrugseksport	Mia 95-kr.	X	
fey:	Eksport af skibe og fly	Mia 95-kr.	E	(8)
fib:	Bygge- og anlægsinvestering	Mia 95-kr.	E	(108)
fiel:	Bygge- og anlægsinvestering, energiudivinding	Mia 95-kr.	X	
fiem:	Materielinvestering, energiudivinding	Mia 95-kr.	X	
fih:	Boliginvestering	Mia 95-kr.	E	(67)
fihn:	Netto-boliginvestering	Mia 95-kr.	E	(69)
fihv:	Bolig reinvestering	Mia 95-kr.	E	(68)
fila:	Lagerinvestering, landbrug	Mia 95-kr.	X	
filbx:	Byerhvervenes lagerinvestering ekskl. energi	Mia 95-kr.	E	(109)
file:	Lagerinvestering, energivarer	Mia 95-kr.	X	
fio:	Offentlige investeringer	Mia 95-kr.	E	(234)
fiob:	Offentlige bygge- og anlægsinvesteringer	Mia 95-kr.	X	
fiom:	Offentlige materielinvesteringer	Mia 95-kr.	X	
fiouv:	Offentlige reinvesteringer	Mia 95-kr.	X	
fipb:	Erhvervenes bygge- og anlægsinvestering	Mia 95-kr.	E	(106)
fipbx:	Erhvervenes bygge- og anlægsinvestering ekskl. energiudivinding	Mia 95-kr.	E	(100)
fipm:	Erhvervenes materielinvestering	Mia 95-kr.	E	(88)
fipmx:	Erhvervenes materielinvestering ekskl. skibe og energiudivinding	Mia 95-kr.	E	(78)
fipnb:	Erhvervenes bygge- og anlægsinvestering, netto	Mia 95-kr.	E	(107)
fipnm:	Erhvervenes materielinvestering, netto	Mia 95-kr.	E	(89)
fipvb:	Erhvervenes bygge- og anlægs-reinvestering	Mia 95-kr.	E	(105)
fipvm:	Erhvervenes materiel-reinvestering	Mia 95-kr.	E	(87)
fit:	Ændring i stambesætning	Mia 95-kr.	X	
fiy:	Investeringer i skibe og fly	Mia 95-kr.	E	(90)
flob:	Udenlandsk ansvarlig indskudskapital	Mia kr.	E	(326)
flog:	Udenlandsk lån til stat	Mia kr.	X	
flogk:	Udenlandsk lån til stat, markedsværdi	Mia kr.	E	(287)
flol:	Udenlandsk lån til kommuner	Mia kr.	X	
flolk:	Udenlandsk lån til kommuner, markedsværdi	Mia kr.	E	(288)
flp:	Udenlandsk lån til privat ikke-finansiel sektor	Mia kr.	E	(307)
flpk:	Udenlandsk lån til privat ikke-finansiel sektor, markedsværdi	Mia kr.	E	(52)
fm:	Import af varer og tjenester	Mia 95-kr.	E	(132)
fmav:	Import af andre varer	Mia 95-kr.	E	(129)
fmbr:	Import af energi	Mia 95-kr.	E	(124)
fmbrak:	Import af energi plus dansk energiudivinding	Mia 95-kr.	E	(123)
fms:	Import af tjenester (udover turistudgift)	Mia 95-kr.	E	(128)
fmt:	Turistudgifter	Mia 95-kr.	E	(120)
fmv:	Import af varer	Mia 95-kr.	E	(130)
fmvx:	Import af varer ekskl. energi, skibe og fly	Mia 95-kr.	E	(117)
fmy:	Import af skibe og fly	Mia 95-kr.	X	
fors:	Arbejdsløshedsforsikrede	1000 personer	X	
fqqf:	Udenlandsk gæld	Mia kr.	E	(285)
fqqfk:	Udenlandsk gæld, markedsværdi	Mia kr.	E	(286)
fsi:	Indirekte skatter netto, faste priser	Mia 95-kr.	E	(275)
fwh:	Boligbeholdning	Mia 95-kr.	E	(71)
fwhoe:	Ønsket boligbeholdning	Mia 95-kr.	E	(72)
fxe:	Produktion, energiudivinding	Mia 95-kr.	E	(126)
fy:	BNP i alt	Mia 95-kr.	E	(134)
fyfbx:	BVT, byerhverv	Mia 95-kr.	E	(80)
fyfe:	BVT, energiudivinding	Mia 95-kr.	X	
fyfh:	BVT, boligbenyttelse	Mia 95-kr.	E	(140)

## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
fyfla:	BVT, landbrug	Mia 95-kr.	X	
fyfo:	BVT, offentlig sektor	Mia 95-kr.	E	(142)
fyfpx:	BVT, byerhverv plus landbrug	Mia 95-kr.	E	(81)
fytr:	Indenlandsk efterspørgsel	Mia 95-kr.	E	(136)
fytrx:	Indenlandsk vareefterspørgsel	Mia 95-kr.	E	(113)
gas:	Offentlig sektors "aktiekøb" i virksomheder, akkumuleret	Mia kr.	X	
gbzk:	Statens obligationsbeholdning, markedsværdi	Mia kr.	E	(299)
gbzz:	Statens obligationsbeholdning	Mia kr.	X	
glof:	Statens lån til udlandet	Mia kr.	X	
glon:	Statens konto hos DN	Mia kr.	E	(334)
glop:	Statens lån til private	Mia kr.	X	
gqqq:	Statens akkumulerede saldo	Mia kr.	E	(335)
gqqq:	Statens diverse aktiver	Mia kr.	X	
hbzz:	Hypotekbankens obligationsbeholdning	Mia kr.	X	
hlnio:	Hjælpevariabel vedr. løn ekskl. arbejdsgiverbidrag		E	(164)
ibodem:	Tysk obligationsrente		X	
ibz:	Gennemsnitlig obligationsrente		X	
idi:	Nationalbankens diskonto		X	
idp:	Indlånsrente		E	(328)
ilbx:	Byerhvervenes lagerinvestering ekskl. energivarer	Mia kr.	E	(112)
ilo:	Udlånsrente		E	(330)
imm:	Pengemarkedsrenten		X	
invb:	Diverse sociale bidrag	Mia kr.	X	
iov:	Offentlig reinvestering	Mia kr.	E	(233)
ipv:	Privat reinvestering	Mia kr.	E	(58)
iudlg:	Gennemsnitsrente på statens udenlandske gæld		E	(294)
iusd:	3-måneder dollar rente		X	
iy:	Investering i skibe og fly	Mia kr.	X	
jten:	Diverse private transfereringer til udlandet	Mia kr.	X	
kb:	Erhvervsmæssig bygge- og anlægskapital	Mia 95-kr.	E	(101)
kbzr:	Private obligationsgæld, markedsværdi	Mia kr.	E	(51)
kfxe:	Proportionalitetsfaktor, produktion i energiudvinding		X	
km:	Erhvervsmæssig materiel	Mia 95-kr.	E	(79)
kobal:	Betalingsbalanceovergang for Færøerne & Grønland (nu sat til 0)	Mia kr.	X	
komp:	Gennemsnitlig dækningsgrad for A-dagpenge		E	(150)
kp:	Huspris (kontantpris)		E	(76)
kursg:	Obligationskurs, stat og kommune		E	(47)
kursr:	Obligationskurs, realkredit		E	(48)
kurss:	Obligationskurs, gennemsnit af stat og realkredit		E	(49)
kvdem:	D-mark-andel i udenlandsgæld		X	
kvusd:	Dollarandel i udlandsgæld		X	
lbzk:	Kommuner obligationsbeholdning, markedsværdi	Mia kr.	E	(300)
lbzz:	Kommuner obligationsbeholdning	Mia kr.	X	
ldeb:	Kommuner bankindlån	Mia kr.	X	
lna:	Timeløn, industriarbejder		E	(149)
lnf:	Månedsløn, industriarbejder		E	(152)
lnio:	Timelønsomkostninger, byerhverv		E	(166)
Intren:	Logistisk trend		X	
lo:	Månedsløn, offentlig sektor		E	(238)
lonudl:	Udenlandsk løn, industriarbejdere (vægte som effektiv krone)		X	
lqq:	Kommuner, akkumuleret budgetsaldo	Mia kr.	E	(336)
lqqq:	Kommuner, diverse aktiver	Mia kr.	X	
m:	Import af varer og tjenester	Mia kr.	E	(133)
maxtid:	Aftalt arbejdstid,	timer pr. år	X	
maxtid2:	Aftalt arbejdstid (korrigeret til brug for lønrelation)		X	

## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
mkv:	Importkvoteindeks		E	(183)
mulc:	Marginal enhedslønoms kostning, byerhverv		E	(92)
mv:	Import af varer	Mia kr.	E	(131)
nbzk:	DN obligationsbeholdning , markedsværdi	Mia kr.	E	(298)
nbzz:	DN obligationsbeholdning	Mia kr.	X	
npc:	Nettoprisindeks		E	(167)
nvrf:	Officiel valutareserve	Mia kr.	E	(333)
oasf:	Offentlige fondes beholdning af udenlandske værdipapirer	Mia kr.	X	
obzk:	Offentlige fondes obligationsbeholdning , markedsværdi	Mia kr.	E	(56)
obzz:	Offentlige fondes obligationsbeholdning	Mia kr.	X	
oind:	Offentlig indtægt i alt	Mia kr.	E	(290)
omkostled:	Omkostningsled, hjælpevariabel i udlånsrenterelation		E	(332)
orlov:	Orlovstagere	1000 personer	X	
otime:	Arbejdstidsindeks offentlig sektor		X	
oudg:	Offentlig udgift i alt	Mia kr.	E	(291)
pbzk:	Privates obligationsbeholdning , markedsværdi	Mia kr.	E	(46)
pbzz:	Privates obligationsbeholdning	Mia kr.	E	(306)
pcb:	Bilkøb, deflator		E	(189)
pch:	Boligforbrug, deflator		E	(182)
pco:	Offentligt forbrug, deflator		E	(190)
pcov:	Offentligt køb af varer og tjenester, deflator		E	(194)
pcow:	Offentlig forbrugs løndel, deflator		E	(191)
pcp:	Privat forbrug, deflator		E	(180)
pcq:	Privat forbrug ekskl. biler, bolig og nettoturister, deflator		E	(186)
pcun:	Privat sektors beholdning af sedler og mønt	Mia kr.	E	(313)
pdb:	Pengemængde	Mia kr.	E	(304)
pdsb:	Privates særlige opsparingskonti	Mia kr.	X	
pe:	Eksport af varer og tjenester, deflator		E	(36)
peani:	Animalsk landbrugseksport, deflator		E	(29)
peav:	Eksport af andre varer, deflator		E	(34)
pebra:	Energieksport, deflator		E	(23)
pefsk:	Eksport af fisk, deflator		X	
peind:	Industrieksport, deflator		E	(21)
pekqd:	Eksport af kød- og mælkekonserver, deflator		E	(33)
pener:	Energivarer, nettoprisindeks		E	(173)
pensats:	Gennemsnitlig pensionssats deflateret	Mia 95-kr.	E	(55)
peol:	Bunkring eksport, deflator		E	(25)
pepel:	Eksport af skind, deflator		X	
pes:	Eksport af tjenester ekskl. turistindtægter, deflator		E	(38)
pet:	Turistindtægt, deflator		E	(40)
pev:	Vareeksport, deflator		E	(35)
peveg:	Vegetabilsk eksport, deflator		E	(31)
pey:	Eksport af skibe og fly, deflator		E	(27)
pfodev:	Fødevarer, nettoprisindeks		E	(171)
pfrd:	Personfradrag	1000 Kr.	E	(251)
phusl:	Husleje, nettoprisindeks		E	(169)
pih:	Boliginvesteringer, deflator		E	(211)
pila:	Landbrugslagerinvestering, deflator		X	
pilbx:	Byerhvervenes lagerinvestering ekskl. energivarer, deflator		E	(212)
pile:	Energilagerinvestering, deflator		X	
pimpor:	Import, engrosprisindeks		E	(177)
pind:	Privat indtægt i alt	Mia kr.	E	(278)
pio:	Offentlig investering, deflator		E	(195)
piob:	Offentlig bygge- og anlægsinvestering, deflator		E	(197)
piom:	Offentlig materielinvestering, deflator		E	(199)



## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
piov:	Offentlige re-investering, deflator		E	(200)
pipb:	Erhvervsmæssig bygge- og anlægsinvestering, deflator		E	(209)
pipm:	Erhvervsmæssig materielinvestering, deflator		E	(205)
pit:	Ændring i stambesætning, deflator		X	
piy:	Investering i skibe, deflator		X	
pkafg:	Punktafgifter	Mia kr.	E	(266)
plob:	Privates ansvarlig bankindsud	Mia kr.	E	(327)
pm:	Import af varer og tjenester, deflator		E	(230)
pm7:	Import af materiel, deflator		E	(223)
pmbra:	Energiimport, deflator		E	(225)
pms:	Import af tjenester ekskl. turistudgifter, deflator		E	(229)
pmt:	Turistudgifter, deflator		E	(227)
pmudl:	Udenlandsk pris vedrørende importvarer		X	
pmv:	Vareimport, deflator		E	(231)
pmvx:	Vareimport ekskl. energi og skibe, deflator		E	(221)
pmy:	Import af skibe		X	
pooffy:	Undervisning og kollektiv transport, nettoprisindeks		E	(175)
pqq1:	Privates bolig- og finansiel kapital, markedsværdi	Mia kr.	E	(45)
pqq5:	Imputeret værdi af folkepensionen	Mia kr.	E	(53)
praoli:	Råoliepris	\$/tønde	X	
probx:	Timeproduktivitet, byerhverv		E	(97)
pship:	Søfragt, prisindeks	\$	X	
pudg:	Privat udgift i alt	Mia kr.	E	(279)
pxden:	SITC 5-9, vor eksportpris i udenlandsk valuta		E	(19)
pxudl:	SITC 5-9, eksportmarkedets importpris i udenlandsk valuta		X	
pyfbx:	BVT byerhverv, deflator		E	(147)
pyfe:	BVT energiudvinding, deflator		E	(217)
pyfh:	BVT boligbenyttelse, deflator		E	(215)
pyfla:	BVT lanbrug, deflator		E	(219)
pyfpx:	BVT byerhverv plus landbrug, deflator		E	(145)
pytr:	Indenlandsk efterspørgsel, deflator		E	(213)
pytrx:	Indenlandsk vareefterspørgsel, deflator		E	(114)
qby:	Byerhvervenes beskæftigelse,	1000 personer	E	(96)
qbyx:	Byerhvervenes beskæftigelse arbejdstidskorrigeret, hjælpevariabel		E	(95)
qcb:	Bilkøb, deflator ekskl. afgifter		E	(188)
qcov:	Offentligt køb af varer og tjenester, deflator ekskl. afgifter		E	(193)
qcq:	Privat forbrug ekskl. bilkøb, bolig og nettoturistkøb, deflator ekskl. afgifter		E	(185)
qftj:	beskæftigelse i finansiel sektor,	100 personer	X	
qib:	Bygge- og anlægsinvestering, deflator ekskl. afgifter		E	(207)
qim:	Materielinvestering, deflator ekskl. afgifter		E	(203)
qla:	Landbrug, beskæftigelse	1000 personer	X	
qo:	Offentlig sektor, beskæftigelse	1000 personer	E	(236)
qp:	Privat beskæftigelse	1000 personer	E	(99)
qs:	Selvstændige	1000 personer	X	
rbzz:	Realkreditinstitutternes obligationsbeholdning	Mia kr.	X	
realfor:	Realformue i forbrugsrelation	Mia 95-kr.	E	(44)
rente:	Obligationsrente efter skat		E	(77)
renteml:	Dummy i udlånsrenterelation, loft på rentemarginal		X	
restx:	Indenlandsk markedsbestemt nettoprisindeks		E	(179)
rlnib:	Trendrenset usercost/løn forhold, bygge- og anlægskapital		E	(102)
rlnim:	Trendrenset usercost/løn forhold, materiel		E	(82)
rof:	Restskatter netto mv.	Mia kr.	X	
sak:	Kapitalskatter	Mia kr.	X	
sbid:	Sociale bidrag	Mia kr.	E	(257)
sbzz:	Skadeforsikringselskabers obligationsbeholdning	Mia kr.	X	

## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
sd:	Direkte skatter i alt	Mia kr.	E	(255)
sdr:	Skat på pensionsafkast	Mia kr.	X	
sds:	Selskabsskat	Mia kr.	E	(253)
sdu:	Arbejdsmarkedsbidrag "bruttoskat" (før 1994:AUD)	Mia kr.	E	(254)
sdv:	Vægtafgif betalt af husholdninger	Mia kr.	X	
sea1:	Sæsondummy		X	
sea2:	Sæsondummy		X	
sea3:	Sæsondummy		X	
siaf:	Indirekte skatter i alt	Mia kr.	E	(258)
sie:	Indirekte skatter minus subsidier, vis-à-vis EU	Mia kr.	E	(263)
sig:	Moms	Mia kr.	E	(264)
sim:	Told	Mia kr.	E	(273)
siqam:	Afgift på lønsum	Mia kr.	E	(270)
siqej:	Ejendomsskatter	Mia kr.	E	(268)
siqr:	Andre produktionskatter	Mia kr.	X	
siqs:	Subsidier knyttet til produktion	Mia kr.	E	(262)
siquab:	Andre arbejdsmarkedsbidrag, rubriceret som afgift	Mia kr.	E	(272)
siq:	Vægtafgift betalt af erhverv, rubriceret som afgift	Mia kr.	X	
sir:	Registreringsafgift	Mia kr.	E	(265)
sisub:	Subsidier	Mia kr.	E	(260)
sisubex:	Subsidier minus enkelte afgifter, vis-à-vis EU	Mia kr.	X	
ssats:	Skat på ejerboliger, sats til brug for user cost		X	
stock:	Lagerbeholdning ekskl. energivarer, byerhverv	Mia 95-kr.	E	(110)
tax:	Selskabsskattesats		X	
tdu:	AUD bidrag, sats		X	
ten:	Transferering netto fra udland ekskl. formueindkomst	Mia kr.	E	(282)
tenoi:	Offentlig indtægt fra udland	Mia kr.	X	
tenou:	Offentlig udgift til udland	Mia kr.	X	
ter:	Energiskattesats, logfmrak relation		X	
tfen:	Udenlandsk fordringserhvervelse	Mia kr.	E	(281)
tfon:	Offentlig fordringserhvervelse	Mia kr.	E	(292)
tfpn:	Privat fordringserhvervelse	Mia kr.	E	(280)
tg:	Momssats		X	
tien:	Formueindkomst fra udland, netto	Mia kr.	E	(283)
tilkn:	Renteindtægt til pensions- og livsforsikringsordninger	Mia kr.	E	(319)
tion:	Offentlig renteindtægt, netto	Mia kr.	E	(295)
tiov:	Overskud af offentlige virksomheder	Mia kr.	E	(293)
tken:	Kapitaltransfereringer fra udland, netto	Mia kr.	X	tkon:
	Kapital transfereringer fra offentlig sektor, netto	Mia kr.	X	
tmbra:	Toldsats, energiimport		X	
tmvx:	Toldsats, import ekskl. energi og skibe		X	
tmy:	Toldsats, import af skibe		X	
toi:	Andre offentlige indtægter	Mia kr.	X	
topk:	Bidrag, pensionsordninger	Mia kr.	E	(316)
topl:	Livsforsikringspræmier	Mia kr.	E	(318)
tpkcov:	Afgiftssats, offentligt køb af varer og tjenester		X	
tpkq:	Afgiftssats, forbrug ekskl. biler, bolig og nettoturister		E	(276)
tpkybx:	Afgiftssats, BVT byerhverv		X	
trb:	Registreringsafgift, sats for bilkøb i forbrug		X	
tripm:	Registreringsafgift, erhvervenes bilkøb		X	
tsuih:	Skattesats på negativ kapitalindkomst		X	
tttt:	Trendled, dlogpcpt relation		X	
tuc:	Kapacitetsudnyttelse, byerhverv		E	(91)
tyd:	Arbejdsløshedsunderstøttelse	Mia kr.	E	(240)
tye:	Efterløn og overgangsydelse	Mia kr.	E	(244)

## VARIABELLISTE

Navn	Forklaring	Enhed	Type	Lign.nr.
tyo:	Orlovsydelse	Mia kr.	E	(246)
typ:	Pensioner mv.	Mia kr.	E	(248)
typi:	Transfereringer til private institutioner	Mia kr.	X	
typri:	Imputeret offentligt socialt bidrag	Mia kr.	X	
u:	Arbejdsstyrke inkl. efterløn og orlovstagere	1000 personer	E	(155)
ubzz:	Obligationsudbud	Mia kr.	E	(297)
udda:	Uddannelsesordninger	1000 personer	X	
uel:	Early retirement benefit receivers	1000 personer	X	
ul:	Arbejdsløse	1000 personer	E	(156)
ulc:	Lønomkostning pr. styk, byerhverv		E	(98)
varg:	Varighed, statsobligationer		X	
varr:	Varighed, realkreditobligationer		X	
ww:	Akkumuleret fordringserhvervelse, privat sektor	Mia kr.	E	(312)
wwx:	ww plus akkumuleret investering, privat sektor	Mia kr.	E	(309)
xfmbra:	Efterspørgselsudtryk for energi, import og BVT	Mia 95-kr.	E	(125)
xfmvx:	Efterspørgselsudtryk for varer ekskl. energi og skibe, import	Mia 95-kr.	E	(121)
y:	BNP	Mia kr.	E	(135)
ydmass:	Disponibel masseindkomst (løn plus transferering)	Mia kr.	E	(256)
ydp:	Privat disponibel indkomst	Mia kr.	E	(277)
yf:	BFI	Mia kr.	E	(138)
yfbx:	BVT, byerhverv	Mia kr.	E	(146)
yfh:	BVT, boligbenyttelse	Mia kr.	E	(141)
yfo:	BVT, offentlig sektor	Mia kr.	E	(143)
yfpx:	BVT, byerhverv plus landbrug	Mia kr.	E	(144)
ytr:	Indenlandsk efterspørgsel	Mia kr.	E	(137)
ytrx:	Indenlandsk vareefterspørgsel	Mia kr.	E	(115)
yw:	Lønsum i alt	Mia kr.	E	(157)
ywby:	Lønsum, byerhverv plus boligbenyttelse	Mia kr.	E	(161)
ywla:	Lønsum, landbrug	Mia kr.	E	(163)
ywo:	Lønsum, offentlig sektor	Mia kr.	E	(159)
zbbyg:	Skattemæssige afskrivninger, nutidsværdi bygninger		E	(104)
zbdpc:	Koefficient til inflation, taylorpolynomium zbbyg		X	
zbn:	Koefficient til rente, taylorpolynomium zbbyg		X	
zbt:	Koefficient til skattesats, taylorpolynomium zbbyg		X	
zbg:	Statens obligationsgæld	Mia kr.	E	(296)
zbl:	Kommunernes obligationsgæld	Mia kr.	X	
zbzr:	Privates obligationsgæld	Mia kr.	E	(308)
zdp:	Inflation i basis for afskrivningers nutidsværdi		X	
zibz:	Rente i basis for afskrivningers nutidsværdi		X	
zmdpc:	Koefficient til inflation, taylorpolynomium zmmask		X	
zmmask:	Skattemæssige afskrivninger, nutidsværdi materiel		E	(85)
zmn:	Koefficient til rente, taylorpolynomium zmmask		X	
zmt:	Koefficient til skattesats, taylorpolynomium zmmask		X	
ztax:	Skattesats i basis for afskrivningers nutidsværdi		X	
zbbbyg:	Basis for nutidsværdi, bygninger		X	
zmmask:	Basis for nutidsværdi, materiel		X	